دانشگاه یزد

نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال هجدهم- شماره سی و پنجم- بهار و تابستان ۱۴۰۵ شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

مقایسه اثر سیاست پولی و مالی بر رشد و تورم در رژیم‌های ارزی اقتصاد ایران با رویکرد تعادل... ۱
رویا عاطفی منش، مرتضی تهامی‌پور، حسین صمصامی، انوشیروان تقی‌پور

برآورد نرخ استفاده از ظرفیت تولید در بخش صنایع کارخانه‌ای ایران: رویکرد تابع هزینه ترانسلوگ ۴۱
علی اژدری، سحر بشیری، حسن حیدری

آثار سیاست‌های احتیاطی کلان بر توزیع ثروت در جامعه ایران؛ تحلیلی مبتنی بر الگوی DSGE با... ۷۶
مسعود عبدالهی، محمد نوفرستی

رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی در ایران با توجه به نقش رانت منابع طبیعی: رویکرد تقریب فوریه ۱۱۰
ابوالقاسم گل‌خندان

تحلیل روابط وابسته به وضعیت ضرایب فزاینده پولی: نگاهی دوباره به فرآیند خلق پول ۱۵۵
نگین حیدری‌زاده، سید یحیی ابطحی، زهره طباطبایی‌نسب، محمد علی دهقان تفتی

کاربست الگوریتم‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی انتظارات تورمی با استفاده از متغیرهای... ۱۸۲
زهرا مختاری، جلیل توتونچی، عباس علوی‌راد

بررسی چگونگی نقش‌آفرینی دولت در مسیر انتقال موفقیت‌آمیز فناوری (مطالعه ایران) ۲۱۱
مهدیه سادات موسوی، فرشاد مومنی، روح اله ابوجعفری، سید محمدباقر نجفی

تبیین مدل پویا انتقال ریسک فراگیر رمز ارز در بازارهای مالی جهانی و ایران ۲۴۷
رضا کریمی، شادی شاهوردیانی، میرفیض فلاح شمس، غلامرضا زمردیان

بررسی اثر نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر شاخص کل بازار سهام ایران ۲۷۲
سکینه سجودی، پریسا یوسفی، المیرا عزیزی نوروزآبادی

بررسی پتانسیل سهم نهاده‌های واسطه‌ای بر رفاه با روش داده-ستانده: مطالعهٔ موردی استان خوزستان ۳۱۰
سید امین منصوری، سید مرتضی افقه، یعقوب اندایش، حسن فرازمند، بهروز صادقی، علی بوداقی

بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب بهینه سبد دارایی بانک مرکزی ایران ۳۴۰
مهلا افشارپور، سید عبدالمجید جلائی، حسین اکبری‌فرد، مهدی نجاتی

اعتبارسنجی مشتریان خرد در نئوبانک‌ها: توسعه مدل ترکیبی با رویکرد تحلیل محتوا و تصمیم‌گیری... ۳۷۳
حسین سیلسپور، محمدجواد محقق‌نیا

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: **عاطفه شهبازی**

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

مقایسه اثر سیاست پولی و مالی بر رشد و تورم در رژیم‌های ارزی اقتصاد ایران با رویکرد تعادل... ۱
رویا عاطفی منش، مرتضی تهامی‌پور، حسین صمصامی، انوشیروان تقی‌پور

برآورد نرخ استفاده از ظرفیت تولید در بخش صنایع کارخانه‌ای ایران: رویکرد تابع هزینه ترانسلوگ ۴۱
علی اژدری، سحر بشیری، حسن حیدری

آثار سیاست‌های احتیاطی کلان بر توزیع ثروت در جامعه ایران؛ تحلیلی مبتنی بر الگوی DSGE با... ۷۶
مسعود عبدالهی، محمد نوفرستی

رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی در ایران با توجه به نقش رانت منابع طبیعی: رویکرد تقریب فوریه ۱۱۰
ابوالقاسم گل‌خندان

تحلیل روابط وابسته به وضعیت ضرایب فزاینده پولی: نگاهی دوباره به فرآیند خلق پول ۱۵۵
نگین حیدری‌زاده، سید یحیی ابطحی، زهره طباطبایی‌نسب، محمد علی دهقان تفتی

کاربست الگوریتم‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی انتظارات تورمی با استفاده از متغیرهای... ۱۸۲
زهرا مختاری، جلیل توتونچی، عباس علوی‌راد

بررسی چگونگی نقش‌آفرینی دولت در مسیر انتقال موفقیت‌آمیز فناوری (مطالعه ایران) ۲۱۱
مهدیه سادات موسوی، فرشاد مومنی، روح اله ابوجعفری، سید محمدباقر نجفی

تبیین مدل پویا انتقال ریسک فراگیر رمز ارز در بازارهای مالی جهانی و ایران ۲۴۷
رضا کریمی، شادی شاهوردیانی، میرفیض فلاح‌شمس، غلامرضا زمردیان

بررسی اثر نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر شاخص کل بازار سهام ایران ۲۷۲
سکینه سجودی، پریسا یوسفی، المیرا عزیزی نوروزآبادی

بررسی پتانسیل سهم نهاده‌های واسطه‌ای بر رفاه با روش داده-ستانده: مطالعهٔ موردی استان خوزستان ۳۱۰
سید امین منصوری، سید مرتضی افقه، یعقوب اندایش، حسن فرازمند، بهروز صادقی، علی بوداقی

بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب بهینه سبد دارایی بانک مرکزی ایران ۳۴۰
مهلا افشارپور، سید عبدالمجید جلائی، حسین اکبری‌فرد، مهدی نجاتی

اعتبارسنجی مشتریان خرد در نئوبانک‌ها: توسعه مدل ترکیبی با رویکرد تحلیل محتوا و تصمیم‌گیری... ۳۷۳
حسین سیلسپور، محمدجواد محقق‌نیا

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 1-40

Comparing the effect of monetary and financial policy in the currency regimes of Iran's economy on growth and inflation with the stochastic dynamic general equilibrium approach

Roya Atefimanesh[1], Morteza Tahamipour*[2], Hossein Samsami[3], Anooshirvan Taghipour[4]

Received: 13-05-2024 Accepted: 12-06-2024

Extended Abstract

Purpose: Macroeconomics policies places great importance on sustainable economic growth and price stability, and achieving these goals relies heavily on effective financial and monetary policies. Researchers have conducted experimental studies to determine the most suitable combination of these policies to influence key economic variables, particularly growth and inflation. The impact of monetary and financial policies on production and inflation is influenced by various factors, including currency regimes.

Several studies have explored the relationship between financial and monetary policies and economic growth while considering the currency regime. Gali (2007 and 2015), Navid Jameel et al. (2023), and Biabani et al. (2021) are noteworthy examples of such studies. Furthermore, the effects of monetary and financial policies on inflation can vary significantly depending on the currency regime and other factors. Walugo et al. (2023) examined this issue in Ghana, analyzing the inflation targeting framework of the country's monetary policies. The results indicated that the effectiveness of monetary and financial policies was greatly influenced by the currency regime and exchange rate in Ghana.

Despite numerous foreign studies on the effectiveness of monetary and financial policies in different currency regimes, empirical studies in Iran's economy have not investigated or compared the effects of these policies under different currency regimes. This article aims to fill that gap by examining the impact of monetary and fiscal policies within the context of the currency regimes experienced in Iran's economy. Iran's economy is characterized as a small, open economy heavily reliant

[1]. PhD candidatet in Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: roatefira@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University,Tehran,Iran. Email: mortezatahamipour@gmail.com
[3]. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University,Tehran,Iran. Email: h-samsami@sbu.ac.ir
[4]. Economic Vice President of Program and Budget Organization,Tehran, Iran. Email: arya216@gmail.com

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 1-40

on oil revenues. The analysis will be conducted using a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) framework.

Metodology: This article employs a Stochastic dynamic general equilibrium model within the framework of a small open economy to analyze the impact of economic sanctions on the Iranian economy. The analysis is based on the principles of New Keynesian economics and assumes the presence of price and wage stickiness. The study focuses on the decision-making process of the household sector, which optimizes choices related to consumption, labor supply, and money demand. Additionally, separate specifications are made for the new Phillips Kinesin curve, capturing both domestic and imported inflation.
Given the dominant role of the financial sector and the limited independence of the central bank, the study combines the government budget with the central bank's balance sheet. The monetary and currency policy is modeled through two channels: foreign assets and the volume of liquidity. In Iran, where interest rates are controlled, the study replaces the interest rate targeting policy with the growth rate of liquidity as a key instrument of monetary policy. The model incorporates two policy instruments: intervention in the currency market and adjustments to the money growth rate.
The study divides the currency regimes experienced in Iran into three periods. The first period covers the years 1368-1380, characterized by a multiple exchange rate regime. Although multiple authorized and official rates were present during this period, it resembles a fixed regime to some extent. The second period spans the years 1381-1390, during which a floating currency regime was implemented. The third period encompasses the years 1391-1401 and resembles the first period in terms of a multi-rate regime. However, compared to the first period, this regime exhibits greater exchange rate fluctuations and a reduced variety of rates, making it more flexible.

Findings and Discussion: The interpretation of the instantaneous reaction graphs reveals several key findings. Firstly, expansionary fiscal policy has a positive effect on production in multi-rate regimes, but a negative effect in managed floating regimes. Moreover, the positive impact of government expenditure shocks on inflation is greater in the multi-rate regime of the first period compared to the third period. This finding aligns with Mandel-Fleming's studies, which suggest that financial policies are more effective under a fixed currency regime. In such a regime, to prevent the strengthening of the national currency, monetary policy needs to be expanded, thereby reinforcing the initial effects of fiscal expansion on spending.
Regarding monetary policy, the results indicate a positive effect on production in the fixed currency regime, but a negative effect in the second and third periods when the currency regime is managed floating or multi-rate (close to floating). These outcomes suggest that the increase in liquidity in recent years has been predominantly absorbed by non-productive activities, resulting in a lack of real impact of monetary policy on production growth. Interestingly, monetary policy has led to increased inflation in all three periods.
Additionally, the study findings demonstrate that the managed floating currency regime incurs the least welfare loss in response to monetary and financial policy shocks.

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 1-40

Conclusions and Policy Implications: Based on the study's findings, it is evident that the managed floating currency regime results in the least welfare losses when facing monetary and financial policy shocks. Iran has identified itself as a country adopting a managed floating exchange rate regime within its development program. However, the implementation of this currency regime has only been possible for a limited period. Therefore, it is recommended that the prerequisites for an effective performance of this currency regime be considered, including inflation targeting, independence of the central bank, and adherence to an appropriate range of exchange rate fluctuations. These measures align with the legal requirements of the monetary authority in implementing a managed floating currency regime.

Keywords: Monetary Policy, Fiscal Policy, Multi- Exchange Rate Regime, Managed Floating Exchange Rate Regime, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.

JEL Classification: F31, F310, F4, E5, E62.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۱-۴۰

مقایسه اثر سیاست پولی و مالی بر رشد و تورم در رژیم‌های ارزی اقتصاد ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی[۱]

رویا عاطفی منش[۲]، مرتضی تهامی‌پور*[۳]، حسین صمصامی[۴]، انوشیروان تقی‌پور[۵]

دریافت: ۱۴۰۳-۰۲-۲۴ پذیرش: ۱۴۰۳-۰۳-۲۳

چکیده

این مقاله با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز به مقایسه اثر سیاست‌های پولی و مالی بر رشد و تولید در رژیم‌های ارزی اقتصاد ایران پرداخته است. وجه تمایز مطالعه تفکیک رژیم‌های ارزی بر مبنای واقعیت اقتصاد ایران به سه دوره است (دوره اول رژیم ارزی چند نرخی، دوره دوم رژیم شناور مدیریت‌شده و دوره سوم با تشدید تحریم‌ها مجدداً رژیم چند نرخی). نتایج نشان می‌دهد اثر سیاست مالی انبساطی بر تولید در رژیم‌های چند نرخی مثبت و در رژیم شناور مدیریت‌شده منفی است. اثر مثبت شوک مخارج دولت بر تورم در رژیم چند نرخی دوره اول بیشتر از دوره سوم است. اتخاذ سیاست پولی انبساطی در دوره اول اثر مثبتی بر تولید داشته و اثر آن در دوره دوم و سوم منفی است. تورم در هر سه دوره افزایش یافته است. همچنین اجرای سیاست مالی و پولی در رژیم شناور مدیریت‌شده کمترین زیان رفاهی را ایجاد خواهد کرد. بنابراین با توجه به الزام قانونی مقام پولی برای اجرای رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده پیشنهاد می‌شود پیش‌نیازهای اجرای این رژیم ارزی به منظور عملکرد مناسب‌تر آن مد نظر قرار گیرد.

واژگان کلیدی: سیاست مالی، سیاست پولی، رژیم ارزی چند نرخی، رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: F31, F310, F4, E5, E62

---

۱. این مقاله برگرفته از رساله نویسنده اول در دانشگاه شهید بهشتی است.

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. roatefira@gmail.com

۳. نویسنده مسئول. استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. mortezatahamipour@gmail.com

۴. استادیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. h-samsami@sbu.ac.ir

۵. دکترای اقتصاد، معاون امور اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه کشور، تهران، ایران. arya216@gmail.com

۱- مقدمه

رشد اقتصادی پایدار و ثبات قیمت‌ها از مهمترین اهداف اقتصاد کلان به شمار می‌رود و سیاست‌های مالی و پولی نقش برجسته‌ای در تحقق این اهداف دارند. البته تئوری‌های مربوط به سیاست‌های پولی و مالی در طول تاریخ اقتصادی، تحولات چشمگیری را تجربه کرده‌اند. در قرن‌های ۱۸ و ۱۹، اقتصاد کلاسیک، که توسط چهره‌هایی مانند آدام اسمیت و دیوید ریکاردو حمایت می‌شد، بر این مبنا شکل گرفت که نیروهای بازار به طور طبیعی به تعادل اقتصادی منجر می‌شوند و دخالت دولت در اقتصاد باید در حداقل ممکن باشد. قرن بیستم با اقتصاد کینزی آغاز شد و جان مینارد کینز بر نیاز به مشارکت فعال دولت در مدیریت تقاضا از طریق سیاست‌های مالی، به ویژه در دوران رکود اقتصادی تأکید کرد. پول‌گرایان، به رهبری فریدمن در اواسط قرن بیستم، بر تثبیت عرضه پول برای کنترل تورم تمرکز کرده و نسبت به کارآمدی سیاست مالی ابراز تردید کردند. در اواخر قرن بیستم، اقتصاد کینزی جدید، مبانی اقتصاد خرد را ادغام کرد و از نقش سیاست پولی در تثبیت اقتصاد و تأکید بر هماهنگی با سیاست مالی حمایت کرد. تئوری‌های اقتصادی سمت عرضه[1]، تحت تأثیر رابرت ماندل[2]، با تمرکز بر تحریک رشد از طریق عواملی مانند نرخ‌های مالیاتی و سیاست‌های نظارتی ظهور کرد. در قرن بیست و یکم نظریه پولی مدرن (MMT)[3] معرفی شد که دیدگاه‌های متعارف کسری و عرضه پول را به چالش می‌کشید و استفاده از سیاست‌های مالی تهاجمی‌تر را برای اشتغال کامل و رشد پیشنهاد می‌کرد. در طول این فرآیند تاریخی، بررسی‌های تجربی به دنبال تعیین مناسب‌ترین ترکیب سیاست‌های پولی و مالی برای اثرگذاری بر متغیرهای اقتصادی به ویژه رشد و تورم بوده‌اند و اگر چه مطالعات متعددی در خصوص تأثیر این سیاست‌ها بر رشد اقتصادی و تورم انجام شده است؛ اما مطالعات کمی به بررسی اثرات سیاست‌های مالی و پولی با توجه به شرایط اقتصادی کشورها از جمله رژیم‌های مختلف ارزی پرداخته‌اند. این در حالی است که اثربخشی سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای اقتصادی به عوامل مختلفی نظیر رژیم‌های ارزی بستگی دارد. از جمله مطالعات انجام شده در خصوص اثر سیاست‌های مالی و پولی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن رژیم ارزی می‌توان به مطالعات گلی[4]

---

1. Supply-Side Economics
2. Mundell
3. Modern Monetary Theory
4. Gali (2007)

(۲۰۰۷ و ۲۰۱۵)، نوید جمیل و همکاران[1] (۲۰۲۳) و بیابانی و همکاران[2] (۱۴۰۰)، اشاره کرد. این مطالعات تجربی نشان می‌دهد که در رژیم‌های ارزی میخکوب، توانایی سیاست‌گذاران در اجرای سیاست‌های پولی و مالی ممکن است به دلیل ضرورت ثبات و حفظ نرخ ارز محدود شود که این امر می‌تواند به عدم تعادل و محدودیت‌های خارجی منجر شود. این در حالی است که در رژیم‌های ارزی شناور، سیاست‌گذاران آزادی بیشتری برای دنبال کردن سیاست‌های پولی و مالی انبساطی دارند که این امر می‌تواند از طریق کاهش عدم اطمینان و تشویق سرمایه‌گذاری، از رشد اقتصادی حمایت کند.

علاوه بر این اثرات سیاست پولی و مالی بر تورم نیز می‌تواند بسته به رژیم ارزی و سایر عوامل بسیار متفاوت باشد. در رژیم‌های ارزی میخکوب، سیاست‌گذاران ممکن است ثبات نرخ ارز را نسبت به کنترل تورم در اولویت قرار دهند در چنین شرایطی اگر تقاضای داخلی بیش از عرضه باشد، می‌تواند منجر به فشارهای تورمی شود. این موضوع توسط والوگو و همکاران[3] (۲۰۲۳) در کشور غنا با تحلیل چارچوب هدف‌گذاری تورم در سیاست‌های پولی این کشور مورد بررسی قرار گرفت و نتایج حاکی از آن است که میزان اثر بخشی سیاست‌های پولی و مالی به طور معنی‌داری تحت تاثیر رژیم ارزی و نرخ ارز در این کشور بوده است. همچنین در این خصوص می‌توان به مطالعه ونگ و همکاران[4] (۲۰۲۳) به منظور بررسی آثار سیاست‌های پولی و مالی بعد از همه‌گیری کووید ۱۹ در کشور چین اشاره کرد. در رژیم‌های ارزی شناور، بانک‌های مرکزی می‌توانند از سیاست پولی برای هدف قرار دادن مستقیم تورم از طریق تعدیل نرخ‌های بهره استفاده کنند. تصمیمات سیاست مالی همچنین می‌تواند بر پویایی تورم از طریق تأثیر آن‌ها بر تقاضا و عرضه کل اثرگذار باشد. این موضوع توسط گورکاینک و همکاران[5] (۲۰۲۳) در کشور ترکیه مورد بررسی قرار گرفته و پویایی تورم تحت نوسانات نرخ ارز و تاثیر آن بر عرضه و تقاضای کل مشاهده شده است.

علاوه بر این سویک و مریوگین[6] (۲۰۲۳) با بررسی شوک‌های مالی در ۱۳۹ کشور طی

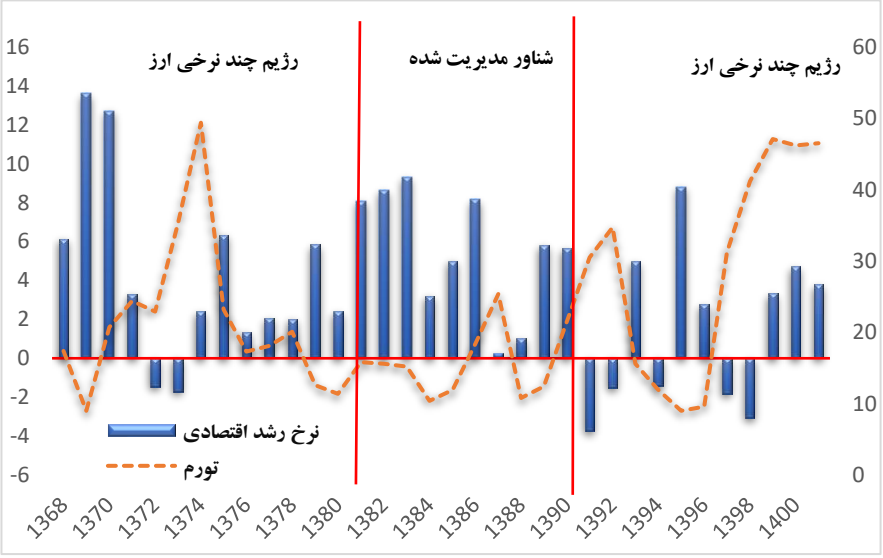
---

1. Naveed Jamil et al. (2023)
2. Biabani et al
3. Valogo et al.
4. Wang et al.
5. Gurkaynak et al.
6. Cevik and Miryugin

دوره ۲۰۲۱-۱۹۷۰ نشان دادند که تاثیر شوک‌های سیاست مالی بر تورم به فضای مالی، شرایط اقتصادی همچنین نوع سیاست پولی، رژیم نرخ ارز و قوانین مالی در زمان شوک بستگی دارد. آن‌ها دریافتند که نرخ‌های ارز انعطاف‌پذیر و سیاست‌گذاری قاعده‌مند، انعطاف‌پذیری بیشتری در برابر شوک‌های تورمی ایجاد می‌کند.

به طور کلی، اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای اقتصادی پیچیده و بسته به بسترها و ساختار هر اقتصادی متفاوت است. مطالعات تجربی مختلف و مدل‌های نظری به بررسی این روابط ادامه می‌دهند تا بینش‌هایی را برای سیاست‌گذاران و اقتصاددانان فراهم کنند. این در حالی است که هیچ یک از مطالعات تجربی شده انجام شده در اقتصاد ایران به بررسی و مقایسه اثر سیاست‌های پولی و مالی با توجه به رژیم‌های ارزی مختلف نپرداخته‌اند. این مقاله بر آن است که اثر سیاست‌های پولی و مالی را با توجه به رژیم‌های ارزی تجربه شده در اقتصاد ایران (اقتصاد کوچک، باز و متکی به درآمدهای نفتی) در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) مورد بررسی قرار دهد. اقتصاد ایران طی دوره‌های مختلف رژیم‌های ارزی متفاوتی را تجربه کرده است. به استناد گزارش‌های بانک مرکزی، طی سال‌های جنگ که با کاهش ذخایر ارزی همراه بود، رژیم چند نرخی ارز اجرایی شد. طی دهه هفتاد بانک مرکزی در چند مرحله اقدام به کاهش تعدد نرخ‌های ارز کرد. به طوری که در سال ۱۳۷۰ دولت تعداد نرخ‌های رسمی (دولتی) ارز را از هفت نرخ به سه نرخ رسمی، رقابتی و شناور کاهش داد. در سال ۱۳۷۲ سیاست تک نرخی ارز اجرا شد که به دلایلی نظیر افزایش فشار بدهی خارجی، رشد واردات و کاهش قیمت نفت تداوم نیافت و سیاست چند نرخی تا سال ۱۳۸۰ ادامه پیدا کرد. در سال ۱۳۸۱ سیاست یکسان سازی نرخ ارز اجرا شد که به دلیل مطلوب بودن زمینه‌های آن نظیر رشد مناسب اقتصادی، تورم پایین و کاهش بدهی‌های خارجی با موفقیت همراه شد. این سیاست تا سال ۱۳۹۰ تداوم داشت اما با تشدید تحریم‌های بین‌المللی مجدداً رژیم چند نرخی حاکم شد و کالاهای وارداتی برای تخصیص ارز اولویت‌بندی شدند، این سیاست تا کنون ادامه داشته است. پس رژیم ارزی کشور را مطابق نمودار (۱) می‌توان به سه دوره تفکیک کرد. در دوره اول که مربوط به سال‌های (۱۳۸۰-۱۳۶۸) است متوسط رشد اقتصادی ۴/۲ درصد و میانگین تورم ۲۱/۶ درصد بود. متوسط رشد اقتصادی و تورم در دوره دوم (۱۳۹۰-۱۳۸۱) به ترتیب ۵/۵ درصد و ۱۵/۷ درصد بود و در

دوره سوم میانگین رشد اقتصادی ۱/۵ درصد و تورم ۲۹/۴ درصد بوده است[۱].



نمودار ۱: مقایسه تورم و رشد اقتصادی در رژیم‌های ارزی تجربه شده در ایران

مأخذ: داده‌های مرکز آمار ایران

ساختار مقاله به این ترتیب است که ابتدا مبانی نظری ارتباط سیاست مالی و پولی با رژیم‌های ارزی بیان می‌شود. سپس در بخش دوم مدل‌سازی بر مبنای ویژگی‌های اقتصاد ایران معرفی می‌شود. در بخش سوم نتایج تجربی مدل (کالیبراسیون، سنجش اعتبار مدل، گشتاورها و توابع عکس العمل آنی) مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در بخش آخر جمع بندی و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری ارتباط سیاست‌های مالی و پولی با رژیم ارزی

به طور کلی انتخاب رژیم نرخ ارز می‌تواند تاثیراتی بر رشد اقتصادی و تورم داشته باشد. رژیم‌های نرخ ارز میخکوب اگر چه ممکن است ثبات و شرایط قابل پیش‌بینی‌تری را در اقتصاد فراهم کنند، اما می‌توانند در برابر شوک‌های خارجی و حملات سفته‌بازی آسیب‌پذیرتر باشند. در نقطه مقابل رژیم‌های نرخ ارز شناور انعطاف‌پذیری و استقلال بیشتری را برای سیاست‌های پولی و

[۱]. رشد اقتصادی و تورم در سه دوره مذکور، از عوامل متعددی متأثر شده است و ارتباط آن با رژیم ارزی به مفهوم نادیده گرفتن تأثیر سایر عوامل نیست.

مالی فراهم می‌کنند، اما همچنین می‌توانند در معرض نوسانات و عدم اطمینان در بازارهای ارز باشند (بلنری و فرانسیسکو[1]، ۲۰۱۷: ۹). رژیم‌های ارزی از طریق دو مکانیزم کلی می‌توانند به رشد اقتصادی کمک کنند. اگر یک رژیم ارزی زمینه‌های گسترش تجارت را فراهم کند و یا هزینه‌های تأمین مالی خارجی در سرمایه‌گذاری را کم کند می‌تواند به رشد اقتصادی کمک کند و از این منظر رژیم ارزی میخکوب بر رژیم شناور برتری دارد. همچنین رژیم‌های ارزی با توجه به چارچوب‌هایی که برای سیاست‌گذاری ایجاد می‌کنند، می‌توانند بر کنترل تورم اثرگذار باشند. این اثرگذاری از طریق قاعده‌مندسازی سیاست پولی و اعتبار این سیاست‌ها صورت می‌گیرد (ستسر[2]، ۲۰۰۷: ۷).

در متون اقتصادی عنوان می‌شود که سیاست مالی در رژیم ارز ثابت و سیاست پولی در رژیم ارزی شناور موثرتر است (برانسون[3]، ۱۳۷۶: ۳۵۲). اما این ارزیابی به مفروضات سیاست پولی بستگی دارد.

مدل نظری ماندل-فلمینگ[4] عنوان می‌کند سیاست مالی در هر دو رژیم ارزی ثابت و شناور موثرند. اما اثر آن در رژیم ارزی شناور کمتر است. دلیل این تفاوت آن است که در رژیم شناور با افزایش مخارج دولت، نرخ بهره افزایش می‌یابد که این مساله در نهایت موجب تقویت پول داخلی و کاهش اثر اولیه سیاست انبساط مالی خواهد شد. برعکس تحت رژیم ارزی ثابت به منظور جلوگیری از تقویت ارزش پول ملی، سیاست پولی نیز باید انبساطی شود و اثرات اولیه انبساط مالی بر مخارج تقویت می‌شود. همچنین این مدل بیان می‌کند دستیابی همزمان تحرک آزاد سرمایه، سیاست پولی مستقل و نرخ ارز ثابت ممکن نیست. این قضیه به سه‌گانه ناممکن[5] شناخته شده است و آبسفلد و همکاران[6] (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که چگونه گرایش کشورها در مقاطع مختلف تاریخی بین سیاست‌های پولی مستقل و آزادی سرمایه تغییر کرده است.

در رژیم ارزی میخکوب، سیاست پولی اغلب به دلیل نیاز به حفظ نرخ ارز ثابت محدود می‌شود. بانک‌های مرکزی ممکن است نیاز به تعدیل نرخ‌های بهره برای دفاع از نرخ ارز داشته باشند و توانایی آن‌ها برای پیگیری اهداف مستقل سیاست پولی مانند کنترل تورم یا تحریک رشد

---

1. Bleanery and Francisco
2. Setser
3. Branson
4. Mundle and Fleming
5. Impossible Trinity Theory
6. Obstfeld et al.

اقتصـــادی را محدود کنند (کروگمن و آبســـفلد[1]، ۲۰۱۰: ۸). بکارگیری رژیم ارزی میخکوب در کشـــورهایی که نهادهای اقتصـــادی و ســـیاســـی ضـــعیف دارند این امکان را فراهم می‌کند که از سیاست‌های پولی یک کشور باثبات (که پولشان را به آن میخکوب کرده‌اند) بهره‌مند شوند. البته باید مزایای تبعیت از ســـیاســـت‌های پولی یک کشـــور باثبات در مقابل هزینه‌های آن، که همان نامتناسـب بودن سـیاسـت‌های پولی با نیازهای داخلی کشـوری اسـت که نرخ ارزش را میخکوب کرده، مورد سـنجش قرار گیرد. اما به صـورت کلی میخکوب کردن پول ملی به پول کشـوری که تورم پایین‌تری دارد، فارغ از اینکه تورم ناشی از کسری بودجه دولت باشد و یا ناشی از تصمیمات بخش خصوصی در تعدیل قیمت‌ها و دستمزد، به مهار تورم کمک خواهد کرد. زیرا صرف اعلام سـیاسـت میخکوب نرخ ارز به نوعی ملزم کردن دولت برای مقاومت در برابر اتخاذ سـیاسـت‌های انبساطی شدید پولی است (آبسفلد و راگاف[2]، ۱۹۹۵: ۳۴۵).

در رژیم ارزی شناور، بانک‌های مرکزی انعطاف بیشتری برای استفاده از ابزارهای سیاست پولی برای دسـتیابی به اهداف سـیاسـت داخلی دارند. آن‌ها می‌توانند نرخ‌های بهره را برای هدف‌گذاری تورم تنظیم کنند یا فعالیت‌های اقتصـادی را تحریک کنند بدون اینکه به دفاع از یک سطح نرخ ارز خاص محدود شود.

عده‌ای از اقتصـاددانان نظیر هاسـمن و دیگران[3] (۲۰۰۰) و فرانکل و همکاران[4] (۲۰۰۱) در برابر این نظریه که وقتی یک کشـور رژیم نرخ ارز ثابت را حفظ می‌کند، اسـتقلال پولی خود و در نتیجه کنترل مؤثر پویایی تورم را از دسـت می‌دهد اسـتدلال می‌کنند که انعطاف‌پذیری نرخ ارز لزوماً اسـتقلال پولی را فراهم نمی‌کند، شـامباو[5] (۲۰۰۴) شـواهدی پیدا می‌کند که نشـان می‌دهد کشـورهای با نرخ ارز ثابت از نرخ بهره کشـور پایه تبعیت می‌کنند. در مطالعات دیگر، گروبن و مک‌لئود[6] (۲۰۰۲)، گوپتا[7] (۲۰۰۸)، و بادینگر[8] (۲۰۰۹) رابطه بین باز بودن حساب سرمایه و تورم را بررسـی کردند و دریافتند که تحرک کامل سـرمایه، تورم را از طریق قدرت تنظیم‌گری بانک

1. Krugman and Obsfeld
2. Obstfeld and Rogoff
3. Hausmann et al.
4. Frankel et al.
5. Shambaugh
6. Gruben and McLeod
7. Gupta
8. Badinger

مرکزی کاهش می‌دهد. اخیراً، سیویک و ژو[1] (۲۰۲۰) نشان دادند که توانایی یک کشور برای اجرای سیاست پولی خود برای اهداف داخلی، مستقل از تأثیرات پولی خارجی منجر به کاهش تورم می‌شود. این موضوع، همچنین با یافته‌های تجربی که نشان می‌دهد اتخاذ هدف‌گذاری تورم به‌عنوان چارچوب سیاست پولی، تأثیر منفی قابل توجهی بر تورم در کشورهای درحال‌توسعه دارد، منطبق است (بریتو و بایستد[2]، (۲۰۱۰)، ساماریناو دیگران[3]، (۲۰۱۴) ژانگ و وانگ[4] (۲۰۲۲)).

۳- مدل‌سازی

در این مقاله مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب یک اقتصاد باز کوچک با لحاظ تحریم‌های اقتصادی و بر پایه‌ی آموزه‌های اقتصاد کینزین جدید با فرض وجود چسبندگی در قیمت‌ها و دستمزد برای اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گرفته است. مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی بر اساس چارچوب معادلات آدلسفون و همکاران[5] (۲۰۰۷)، گلین و کولیکو[6] (۲۰۰۹) است.

۳-۱- خانوار

فرض آن است که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار همگن با اندیس (i) تشکیل شده است. ارزش حال مطلوبیت خانوار در طول دوران زندگی به شکل زیر است:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t^i(.) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱) β عامل تنزیل زمانی است. مطلوبیت خانوارها با مصرف کالاها (C_t^i) و نگهداری مانده‌های حقیقی پول (M_t^i) افزایش می‌یابد و با عرضه کار (L_t^i) کاهش پیدا می‌کند زیرا که از زمان فراغت کاسته می‌شود. فرم تابع مطلوبیت به شرح زیر است:

$$U_t^i = \frac{\varepsilon_t^{\beta}}{1-\sigma_c}\left(C_t^i - hC_{t-1}\right)^{1-\sigma_c} - \frac{\varepsilon_t^{l}}{1+\sigma_l}\left(L_t^i\right)^{1+\sigma_l} + \frac{\varepsilon_t^{m}}{1-\sigma_M}\left(\frac{M_t^i}{P_t^C}\right)^{1-\sigma_M} \qquad (۲)$$

در معادله (۲)، h نشان می‌دهد که مصرف‌کننده تا چه حد تمایل دارد مصرفش را نسبت به میانگین مصرف سرانه دوره گذشته تعدیل (هموار) کند. σ_c عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای

---

1. Cevik and Zhu
2. Brito and Bystedt
3. Samarina et al.
4. Zhang and Wang
5. Adolfson et al.
6. Gelain and Kulikou

مصرف، σ_I عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی و σ_M عکس کشش مانده حقیقی پول در گردش در دست اشخاص نسبت به نرخ بهره را نشان می‌دهد. در معادله (۳) فرض می‌شود مصرف کل بر حسب قیمت حقیقی، از ترکیب کالاهای تولیدی داخلی (C_t^H) و وارداتی (C_t^F) تشکیل شده است که از طریق جمع‌گر دیگسیت – استیگلیتز با هم ترکیب می‌شوند:

$$C_t = [(1-\alpha_c)^{\frac{1}{\eta c}} (C_t^d)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + (\alpha_c)^{\frac{1}{\eta c}} (C_t^F)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}}]^{\frac{\eta_c}{\eta_c-1}} \quad (۳)$$

که در آن $1-\alpha_c$ و α_c به ترتیب سهم کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی در سبد مصرفی خانوارها و (C_t^d) مصرف کالای داخلی، (C_t^m) مصرف کالای وارداتی و η_c کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی است. خانوارها ترکیب بهینه کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی را بر مبنای حداقل هزینه تعیین می‌کنند. بر این اساس تابع تقاضا برای کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی از سوی خانوارها به صورت روابط (۴) و (۵) خواهد بود:

$$C_t^d = (1-\alpha_c) \left(\frac{P_t^d}{P_t^c}\right)^{-\eta c} C_t \quad (۴)$$

$$C_t^m = (\alpha_c) \left(\frac{P_t^m}{P_t^c}\right)^{-\eta c} C_t \quad (۵)$$

در این رابطه P_t^d و P_t^m به ترتیب شاخص قیمت کالای داخلی و شاخص قیمت کالای مصرفی وارداتی و P_t^C بیان‌گر شاخص قیمت مصرف‌کننده است. با جایگزینی روابط فوق در سبد مصرفی کالای مصرفی وارداتی و داخلی خانوار، رابطه بین شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (P_t^C) با اجزای آن به شکل رابطه (۶) به‌دست می‌آید:

$$P_t^C = [(1-\alpha_c)\left(P_t^d\right)^{1-\eta_c} + (\alpha_c)(P_t^m)^{1-\eta_c}]^{\frac{1}{1-\eta_c}} \quad (۶)$$

قید بودجه بین دوره‌ای خانوارها بر حسب قیمت‌های حقیقی را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$c_t^i + \frac{P_t^I}{P_t^c} I_t^i + d_t + b_t^i + m_t^i = \left(1 + r_{t-1}^d\right) \frac{b_{t-1}^i + d_{t-1}}{\pi_t^c} + + y_t^i + \frac{m_{t-1}^i}{\pi_t^c} - T_t^i \quad (۷)$$

که در آن I_t^i میزان سرمایه‌گذاری، d_t^i میزان سپرده خانوارها در بانک‌ها و موسسات اعتباری، b_t^i اوراق مشارکت r_t^d نرخ بهره اسمی سپرده‌ها، T_t^i مالیات خانوارها، P_t^I شاخص قیمت سرمایه‌گذاری و π_t^c نرخ تورم شاخص کل قیمت مصرف‌کننده است.

ثروت خانوارها شامل پول نقد m_t^i، سپرده بانکی d_t و اوراق مشارکت b_t^i است.

y_t^i بیان‌گر درآمد خانوارها است و به صورت رابطه (۸) تعریف می‌شود:

$$Y_t^i = W_t^i L_t^i + R_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \psi(z_t^i) K_{t-1}^i + div_t^i \qquad (۸)$$

درآمد کل خانوارها از محل دستمزد نیروی کار ($W_t^i L_t^i$)، اجاره سرمایه ($R_t^k z_t^i K_{t-1}^{i.n}$) منهای هزینه‌های مربوط به تغییرات در نرخ بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه ($\psi(z_t^i) K_{t-1}^i$)[۱] و سودهای تقسیم شده بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای (div_t^i) به دست می‌آید. در این رابطه، W_t^i دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی حقیقی سرمایه و z_t^i نرخ کاربری (نرخ بهره‌برداری) سرمایه ($0 < z_t^i < 1$) و $\psi(z_t^i)$ هزینه بهره‌برداری از سرمایه است.

خانوارها موجودی سرمایه که در مالکیتشان است با نرخ R_t^k به بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای اجاره می‌دهند. خانوارها از دو طریق (افزایش سرمایه‌گذاری و تغییر در میزان بهره‌برداری از سرمایه) می‌توانند عایدی سرمایه را افزایش دهند. فرایند انباشت سرمایه به صورت رابطه (۹) است:

$$K_t = (1-\delta) K_{t-1} + [1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)] I_t \varepsilon_t^I \qquad (۹)$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه، I_t سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی و $S(.)$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است که تابعی مثبت از تغییرات در سرمایه‌گذاری است. همچنین ε_t^I بیانگر شوک مربوط به تابع هزینه سرمایه‌گذاری است که تغییرات برون‌زا در کارایی نهایی تبدیل کالای نهایی به سرمایه فیزیکی را نشان می‌دهد و از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت رابطه (۱۰) تبعیت می‌کند:

$$\log \varepsilon_t^I = \rho_I \log \varepsilon_{t-1}^I + u_t^I \quad . u_t^I \sim N(0. \sigma_I^2) \qquad (۱۰)$$

با توجه به توضیحات فوق، مسئله خانوارها حداکثر کردن تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه است. در فرآیند بهینه‌یابی، خانوارها میزان مصرف، سپرده‌گذاری، عرضه نیروی کار، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری و میزان بهره‌برداری از سرمایه را به گونه‌ای انتخاب می‌کنند که تابع هدف‌شان نسبت به قید بودجه حداکثر شود.

شرط مرتبه اول در فرآیند بهینه‌یابی خانوار، میزان مصرف، عرضه نیروی کار، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری، میزان بهره‌برداری از سرمایه و تقاضای پول به صورت رابطه (۱۱) استخراج می‌شود.

---

[۱]. هزینه بهره‌برداری از سرمایه بیان‌گر آن بخشی از سرمایه است که در جریان بهره‌برداری کنار می‌رود.

$$E_t \frac{\varepsilon_t^{\beta}(c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c}}{\varepsilon_{t+1}^{\beta}(c_{t+1} - hc_t)^{-\sigma_c}} = \beta E_t\left(1 + r_t^d\right)\frac{1}{\pi_{t+1}^c} \qquad (۱۰)$$

این معادله که به معادله اولر مصرف شناخته می‌شود تخصیص بهینه مصرف بین دوره‌ای خانوارها را با توجه به نرخ تنزیل و نرخ سود نشان می‌دهد.

مانده حقیقی پول به صورت زیر نشان داده می‌شود که با مصرف رابطه مثبت دارد و کشش آن برابر $\frac{\sigma_c}{\sigma_m}$ است ولی با نرخ سود (بهره) سپرده‌ها رابطه منفی دارد:

$$\varepsilon_t^M (m_t^c)^{-\sigma_m} = (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c} \times \frac{r_t^d}{1+r_t^d} \qquad (۱۱)$$

معادله اولر سرمایه‌گذاری که مسیر بهینه سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد به صورت رابطه (۱۳) است:

$$\gamma_t^{IC} = q_t \varepsilon_t^I \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \varepsilon_{t+1}^I S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 \qquad (۱۲)$$

در خصوص تصمیم خانوارها برای عرضه نیروی کار و معادله تعیین دستمزد بر اساس مطالعه اسمیتز و وتورز[1] (۲۰۰۲) و کریستیانو و همکاران[2] (۲۰۰۵) فرض می‌شود هر خانوار یک عرضه‌کننده رقابت انحصاری خدمات نیروی کار متفاوت می‌باشد که مورد نیاز تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای است. خانوارها می‌توانند دستمزد خودشان را با توجه به جانشینی بین خدمات کار متفاوت که توسط پارامتر λ_t^w نشان داده می‌شود، تعیین کنند. احتمال اینکه یک خانوار نماینده بتواند دستمزد اسمی‌اش را به صورت بهینه تعدیل کند برابر با $(1-\theta)$ است. فرض می‌شود خانوارهایی که فرصت تعدیل دستمزدهای خود را پیدا نمی‌کنند، دستمزدشان را نسبت به قیمت‌های گذشته بر اساس رابطه (۱۴) شاخص‌بندی می‌کنند:

$$W_{t+1} = (\pi_t^c)^{\tau_w} W_t \qquad (۱۳)$$

τ_w درجه شاخص‌بندی دستمزد است. شاخص کلی دستمزد به شکل رابطه (۱۵) است:

$$W_t^{-\left(\frac{1}{\lambda_t^w}\right)} = \theta_w [W_{t-1}(\pi_{t-1}^c)^{\tau_w}]^{-\left(\frac{1}{\lambda_t^w}\right)} + (1-\theta_w)(\bar{W}_t)^{-\left(\frac{1}{\lambda_t^w}\right)} \qquad (۱۴)$$

در نهایت، تعدیل بهینه دستمزد حقیقی به صورت لگاریتم خطی شده به صورت رابطه (۱۶) حاصل می‌شود:

$$\hat{w}_t = \frac{\beta}{1+\beta} E\hat{w}_{t+1} + \frac{1}{1+\beta}\hat{w}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E\hat{\pi}_{t+1}^c - \frac{1+\beta.\tau_w}{1+\beta}\hat{\pi}_t^c + \frac{\tau_w}{1+\beta}\hat{\pi}_{t-1}^c$$

[1]. Smets and Wouters
[2]. Christiano et al.

$$-\frac{1}{1+\beta}.\frac{(1-\beta\theta_w)(1-\theta_w)}{(1+\frac{1+\lambda^w}{\lambda^w}\sigma_l)\theta_w}\left[\hat{w}_t-\sigma_l.\hat{l}_t-\frac{\sigma_c}{1-h}(\hat{c}_t-h\hat{c}_{t-1})-\hat{\varepsilon}_t^l-\hat{\lambda}_t^w\right] \quad (۱۵)$$

لگاریتم خطی معادله نرخ تورم که از ترکیب قیمت تولیدات داخلی و وارداتی بدست می‌آید به شکل رابطه (۱۷) خواهد بود:

$$\hat{\pi}_t^c=\alpha_c(\bar{\gamma}^{dc})^{1-\eta_c}\hat{\pi}_t^d+(1-\alpha_c)(\bar{\gamma}^{mc})^{1-\eta_c}\hat{\pi}_t^m \quad (۱۶)$$

$\hat{\pi}_t^m$ و $\hat{\pi}_t^d$ به ترتیب نشان‌دهنده تورم تولیدات داخلی و وارداتی است.

۳-۲- بنگاه

در مدل ارائه شده، چهار دسته بنگاه وجود دارد. دسته اول بنگاه جمع‌گر نیروی کار است که رفتار آن در بخش قبل مورد بررسی قرار گرفت. گروه دوم بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای هستند که در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند و نیروی کار همگن و سرمایه را از خانوار اجاره می‌کنند و محصولات خود را به بنگاه تولیدکننده کالای نهایی عرضه می‌کنند. گروه سوم بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی هستند که تولیدات واسطه‌ای را به کالای نهایی همگن تبدیل می‌کنند و در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کنند. علاوه براین تعداد زیادی بنگاه واردکننده وجود دارد که با خرید کالاهای همگن از خارج، آن را به خانوارها می‌فروشند.

۳-۲-۱- بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، کالای واسطه‌ای و متمایز را بر اساس جمع‌گر دیکسیت-استیگلیز[1] به شکل رابطه (۱۸) ترکیب می‌کند:

$$y_t=\left[\int_0^1 y_t^{j\,1/1+\lambda_t^p}dj\right]^{1+\lambda_t^p} \quad (۱۷)$$

که در آن Y_t کل تولید، Y_t^j تولید بنگاه jام و λ_t^p یک تکانه مارک-آپ قیمت مانا است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\log\lambda_t^p=\rho_p\log\lambda_{t-1}^p+(1-\rho_p)\lambda^p+u_t^p \qquad u_t{}^p\sim N(0,\sigma_p^2)$$

هدف بنگاه تولیدکننده آن است که میزان تقاضای کالای واسطه‌ای را به صورتی تعیین کند که سودش حداکثر یا هزینه‌اش حداقل شود. با حداقل‌سازی هزینه‌ها، تابع تقاضا به صورت رابطه (۱۹) خواهد بود:

[1]. Dixit-Stiglitz

$$y_t^j = \left(\frac{P_t^j}{P_t^d}\right)^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} y_t, \qquad \forall j \in [0,1] \qquad (۱۸)$$

رابطه بین شاخص قیمت کالای نهایی داخلی p_t^d و قیمت کالای واسطه‌ای p_t^j به شکل رابطه (۲۰) است:

$$P_t^d = \left(\int_0^1 (P_t^j)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} dj\right)^{-\lambda_t^p} \qquad (۱۹)$$

۳-۲-۲- بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با به کارگیری نیروی کار، سرمایه و سایر نهاده‌ها به تولید کالاهای واسطه‌ای می‌پردازند و در فرآیند تولید از اعتبارات بانکی استفاده می‌کنند. به‌دلیل مسلط بودن دولت در اقتصاد و نقش مهمی که بودجه‌های عمرانی در بهره‌وری بخش خصوصی دارد تشکیل سرمایه دولتی در تابع تولید بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای لحاظ می‌شود. یکی از روش‌های نحوه لحاظ موجودی سرمایه دولتی در تابع تولید این است که تشکیل سرمایه بخش دولتی به عنوان عامل افزایش‌دهنده بهره‌وری عوامل تولید در اقتصاد محسوب شده و این سرمایه دولتی به عنوان عامل افزایش هزینه نهاده نیست[۱].

با توجه به توضیحات فوق، تابع تولید بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای به شکل کاب- داگلاس به شرح رابطه (۲۱) است:

$$y_t^{no,j} = A_t (cr_t^j)^{\xi} \left[\left(zk_{t-1}^j\right)^{\alpha} \left(L_t^j\right)^{1-\alpha}\right]^{1-\xi} (K_{t-1}^G)^{\kappa} - \varphi^j \qquad (۲۰)$$

که در آن L_t^j بیان‌گر نیروی کار مورد استفاده توسط بنگاه j و $\widetilde{K}_{t-1}^j$ موجودی سرمایه موثر خصوصی و به صورت $\widetilde{K}_{t-1}^j = z_t k_{t-1}^j$ تعریف می‌شود و K_{t-1}^G تشکیل سرمایه دولتی است و فرض می‌شود که برای تمام بنگاه‌ها در این بخش مشترک است. ξ بیان‌گر سهم اعتبارات بانکی در تولید، φ^j سهم هزینه ثابت در تولید و cr_t^j میزان اعتبارات بانکی است.

از حل شرایط مرتبه اول حداقل‌سازی هزینه‌های بنگاه jام هزینه نهایی بنگاه بر حسب قیمت‌های حقیقی به صورت رابطه (۲۲) است:

---

[۱]. در این روش از نحوه ورود سرمایه بخش دولتی در تابع تولید که رهیافت زیربنایی سرمایه دولتی نامیده می‌شود، سرمایه دولتی به عنوان عامل افزایش هزینه نهاده نیست. بسیاری از مطالعات نظیر کاروالهو و والی (۲۰۱۱) و مورلز و سائیز (۲۰۰۷) و پیریس و ساکس گارد (۲۰۱۰) از این روش استفاده کرده‌اند.

$$mc_t = \frac{W_t}{P_t^d \times (1-\xi)(1-\alpha)\frac{y_t^{no}+\varphi_t^j}{L_t}} \quad (۲۲)$$

بر اساس رفتار بهینه‌سازی بنگاه‌ها و با فرض اینکه بخشی از بنگاه‌ها قیمت‌ها را به صورت بهینه تعیین می‌کنند و بقیه با استفاده از نرخ تورم گذشته شاخص‌بندی می‌کنند، شاخص قیمت وزنی به صورت رابطه (۲۳) خواهد بود:

$$(P_t^d)^{\frac{-1}{\lambda_t^p}} = \theta_p[(\pi_{t-1}^d)^{\tau_p} P_{t-1}^d]^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} + (1-\theta_p) \quad (۲۱)$$

در نهایت، لگاریتم خطی شده منحنی فیلیپس کینزی نرخ تورم داخلی به صورت رابطه (۲۴) خواهد بود:

$$\hat{\pi}_t^d = \frac{\beta}{1+\beta.\tau_p} E_t \hat{\pi}_{t+1}^d + \frac{\tau_p}{1+\beta\tau_p}\hat{\pi}_{t-1}^d + \frac{1}{1+\beta\tau_p}.\frac{(1-\beta\theta_p)(1-\theta_p)}{\theta_p}\widehat{mc}_t + \hat{\lambda}_t^p \quad (۲۲)$$

۳-۲-۳- بنگاه واردکننده

در بخش واردات تعداد زیادی بنگاه وجود دارد که کالاهای همگن را از بازارهای خارجی خریداری، آن‌ها را به کالاهای وارداتی نهایی تبدیل می‌کنند و سپس آن‌ها را در بازار داخلی به خانوارها و بنگاه‌ها می‌فروشند. رابطه پویایی‌های نرخ تورم وارداتی را به صورت لگاریتم- خطی، می‌توان بر اساس رابطه (۲۵) بیان کرد:

$$\hat{\pi}_t^m = \frac{\beta}{1+\beta\tau_m}\hat{\pi}_{t+1}^m + \frac{\tau_m}{1+\beta\tau_m}\hat{\pi}_{t-1}^m + \frac{1}{1+\beta\tau_m}.\frac{(1-\theta_m)(1-\beta\theta_m)}{\theta_m}\widehat{mc}_t^m + \hat{\lambda}_t^m \quad (۲۵$$

که در این رابطه هزینه نهایی بنگاه‌های واردکننده بر حسب قیمت‌های حقیقی برای هر $k \geq 0$ برابراست با:

$$mc_t^{mc} = rer_t.(1+\tau_t^{trf}+\omega ct_t^{xm})\frac{rer_t.(1+\tau_t^{trf}+\omega ct_t^{xm})}{\gamma_t^{mc}} \quad (۲۶)$$

که در آن (ct_t^{xm}) هزینه مبادلات ناشی از اعمال تحریم‌های بین‌المللی است و (τ_t^{trf}) نرخ تعرفه گمرکی است.

۳-۲-۴- رابطه نرخ ارز حقیقی

رابطه نرخ ارز حقیقی بر حسب لگاریتم- خطی را می‌توان به صورت رابطه (۲۷) نوشت:

$$\widehat{rer}_t = \widehat{EX}_t + \hat{p}_t^* - \hat{p}_t^c \quad (۲۳)$$

این رابطه بر حسب نرخ تورم به صورت رابطه (۲۸) قابل بیان است:

$$\widehat{rer}_t = \widehat{rer}_{t-1} + \hat{\delta}_t^{ex} + \hat{\pi}_t^* - \hat{\pi}_t^c \qquad (۲۸)$$

۳-۲-۵- بخش صادرات

بنگاه‌های صادرکننده، کالاها را از بنگاه‌های تولیدی داخلی خریداری می‌کنند و آن را در بازارهای جهانی می‌فروشند. تابع صادرات برای کالاها و خدمات به صورت رابطه (۲۹) است:

$$x_t = (ct_t^{xm})^{-\eta_*} y_t^{\alpha^x} \delta^{ex\eta^{EX}_t} \qquad (۲۹)$$

که در آن η^* کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی (به عبارتی صادرات ایران به جهان) در بازارهای جهانی است، ct_t^{xm} هزینه مبادله ناشی از تحریم و δ^{ex} رشد نرخ ارز است.

۳-۳- واسطه‌گران مالی (بانک‌ها)

فرض می‌شود که بخش مالی سپرده‌ها را از خانوارها دریافت کرده و آن را به صورت وام به بنگاه‌های اقتصادی، بخش دولتی تخصیص داده و بخشی از سپرده‌ها را به صورت ذخایر نگه می‌دارد. به علاوه بانک‌ها ممکن است برخی از منابع خود را از طریق استقراض از بانک مرکزی تامین کنند.

$$D_t + DC_t^b = L_t{}^f + RR_t \qquad (۳۰)$$

D_t مانده سپرده‌های بانکی، DC_t^b مانده بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، L^f مانده وام به بنگاه‌های اقتصادی است که فرض می‌شود با میزان اعتبارات دریافتی بنگاه‌ها (cr_t) برابر باشد و RR_t جمع سپرده‌های قانونی و احتیاطی است. فرض می‌شود که میزان سپرده‌های قانونی درصدی از میزان کل سپرده‌ها است، یعنی

$$RR_t = \alpha_r D_t \qquad (۳۱)$$

با جایگزینی معادله (۳۱) در معادله (۳۰) و تقسیم طرفین به شاخص قیمت رابطه (۳۲) حاصل می‌شود:

$$(1-\alpha_r)d_t + dc_t^b = l_t{}^f \qquad (۳۲)$$

به تبعیت از مطالعات پیرز و ساکس گارد[1] (۲۰۱۰) و آگنر و مونتیل[2] (۲۰۰۷) فرض می‌شود که نرخ (بهره) وام‌های اعطایی بانک‌ها به بنگاه‌ها برابر است با مارک آپ به علاوه نرخ سود سپرده‌های بانکی.

[1]. Peiris and Saxegaard
[2]. Agenor and Montiel

$$r_t^{\,l} = r_t^{\,d} + \mu + u_t^l \qquad (۳۳)$$

که در آن u_t^l شوک نرخ سود (بهره) وام‌های بانکی و به صورت $u_t^{ll} \sim N(0, \sigma_l^2)$ است.

۳-٤- دولت و بانک مرکزی

فرض این است که هدف دولت متوازن نگه داشتن بودجه خود است وهدف بانک مرکزی حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی و کنترل بازار ارز است. قید بودجه دولت به قیمت حقیقی از طریق رابطه (۳۴) بیان می‌شود:

$$g_t + \frac{\left(1+r_{t-1}^d\right)b_{t-1}}{\pi_t^c} = \frac{\omega_{.EX_t.O_t}}{P_t^c} + T_t + b_t + other_t + fa_t + \frac{GBD_t}{P_t^c} \qquad (۳۴$$

ترازنامه بانک مرکزی از سمت منابع به صورت رابطه (۳۵) تعریف می‌شود:

$$MB_t = DC_t^g + DC_t^b + EX_t^f . FR_t \qquad (۳۵)$$

که در آن MB_t پایه پولی، DC_t^g خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، DC_t^b بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و FR_t خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به صورت دلاری و EX_t^f نرخ ارز اسمی است.

با تقسیم طرفین به شاخص قیمت‌ها رابطه (۳۵) بر حسب قیمت‌های حقیقی به‌دست می‌آید:

$$mb_t = dc_t + dc_t^b + rer_t^f \times fr_t \qquad (۳۶)$$

تغییر در خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (معادله تراز پرداخت‌ها) از رابطه (۳۷) تبعیت می‌کند که از قیمت نفت متاثر می‌شود:

$$fr_t - fr_{t-1}/\pi_t^* = \frac{(O_t + P_t^e . x_t - P_t^{*m} c_t^m)}{P_t^*} \qquad (۳۷)$$

بنابراین، تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به خالص ارز ورودی به کشور بستگی دارد.

۳-۵- سیاست‌گذاری پولی

فرض می‌شود که ابزار سیاست‌گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد نقدینگی است. سیاست‌گذار نرخ رشد نقدینگی را به‌صورت کاملاً صلاحدیدی در جهت رسیدن به سه هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه، انحراف تورم از تورم هدف و نرخ ارز حقیقی تعیین می‌کند. تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی (به‌شکل لگاریتم-خطی) به‌صورت رابطه (۳۸) خواهد بود:

$$\hat{\Theta}_t = \rho_\Theta \hat{\Theta}_{t-1} + \theta_\pi(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^T) + \theta_y \hat{y}_t + \theta_{rer} rer_t + \varepsilon_t^\Theta \qquad (۳۸)$$

$$\hat{\pi}_t^T = \rho_{\pi^T}\hat{\pi}_{t-1}^T + u_t^{\pi^T} \qquad u_t^{\pi^T} \sim N(0, \sigma_{\pi^T}^2) \qquad (۳۹)$$

$$\varepsilon_t^{\theta} = \rho_{\Theta}\varepsilon_{t-1}^{\theta} + u_t^{\theta} \qquad u_t^{\theta} \sim N(0, \sigma_{\theta}^2) \qquad (۴۰)$$

که در آن $\widehat{\Theta}_t$ نرخ رشد اسمی نقدینگی، $\hat{\pi}_t$، $\hat{y}_t$ و rert به‌ترتیب انحراف نرخ تورم و لگاریتم تولید و نرخ ارز حقیقی از مقادیر وضعیت پایدارشان، θ_π، θ_y و θ_{EX} ضریب اهمیتی که سیاست‌گذار به‌ترتیب برای شکاف تورم، تولید و رشد نرخ ارز لحاظ می‌کند و $\widehat{\pi}_t^T$ بیان‌گر انحراف تورم هدف ضمنی از مقادیر تعادلی آن است که فرض شده از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند. ε_t^{Θ} تکانه سیاست‌گذاری پولی است که خود از یک فرایند تصادفی AR(1) تبعیت می‌کند.

تحت چارچوب فوق امکان بررسی قواعد مختلف سیاست پولی تحت نظام‌های ارزی سه‌گانه به شرح زیر فراهم می‌آید:

زمانی‌که $\theta_\pi \to \infty$ بانک مرکزی انحراف تورم از سطح هدف را در سیاست‌گذاری مد نظر قرار می‌دهد و چارچوب رژیم ارزی شناور حاکم است.

زمانی‌که $\theta_\pi \to 0$ بانک مرکزی رژیم نرخ ارز ثابت را بکار بسته است.

و در حالت بینابین، بانک مرکزی رژیم نرخ ارز شناور مدیریت شده را در دستور کار دارد.

۳-۵-۱- ضریب فزاینده پولی

علاوه بر پایه پولی، ضریب فزاینده پولی (mm_t) نیز در تعیین حجم نقدینگی (M_{2t}) موثر است. طبق تعریف، رابطه بین ضریب فزاینده پولی و نقدینگی از طریق اتحاد رابطه (۴۱) تعیین می‌شود:

$$M_{2t} = mm_t \times MB_t \qquad (۴۱)$$

در این مطالعه فرض شده است که ضریب فزاینده پولی یک متغیر برون‌زا بوده و تحت تاثیر یک تکانه تصادفی است و از یک فرآیند تصادفی (به صورت لگاریتم خطی شده) تبعیت می‌کند.

۳-۶- سیاست‌گذاری ارزی

تصریح قاعده سیاستی نرخ ارز که بر اساس آن بانک مرکزی نرخ ارز را مدیریت می‌کند را می‌توان به صورت رابطه (۴۲) نوشت:

$$\frac{\delta_t^{EX}}{\delta^{EX}} = \left(\frac{\delta_{t-1}^{EX}}{\delta^{EX}}\right)^{k_0} \left(\frac{\pi_t}{\pi_t^T}\right)^{k_1} \left(\frac{\frac{rer_t \times fr_t}{mb_t}}{\frac{rer \times rer}{mb}}\right)^{k_2} u_t^{\delta^{EX}} \qquad (۴۲)$$

که در آن δ_t^{EX} رشد نرخ ارز اسمی، π_t^c نرخ تورم بر مبنای شاخص CPI، π_t^T نرخ تورم مورد هدف، $\frac{rer_t \times fr_t}{mb_t}$ نسبت خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایه پولی و $u_t^{\delta^{EX}}$ جمله اختلال است.

۳-۷- بقیه دنیا

بقیه دنیا به صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شود. یعنی، متغیرهای تورم خارجی و تولید خارجی به صورت برون‌زا در مدل لحاظ می‌شود. به تبعیت از مطالعه آدالفسون[1] (۲۰۰۵) و جوستیانو و پرستون[2] (۲۰۰۵)، بقیه دنیا به صورت بردار خودرگرسیون (VAR) مدل‌سازی می‌شود.

فرض می‌شود که متغیرهای خارجی به صورت بردار $F^* = [\pi_t^*, y_t^*]$ بیان شود که در آن π_t^* نرخ تورم خارجی و به صورت $\pi_t^* = \frac{P_t^*}{P_{t-1}^*}$ تعریف می‌شود جایی که P_t^* بیان‌گر شاخص قیمت مصرف‌کننده بقیه دنیا و y_t^* تولید ناخالص داخلی بقیه دنیا است. بنابراین می‌توان، رابطه متغیرهای خارجی را به صورت رابطه (۴۳) مدل‌سازی کرد:

$$F_t^* = AF_{t-1}^* + u_t^* \quad (۴۳)$$

بردار u_t^* جزء اختلال سیستم معادلات بیان شده در رابطه (۴۳) است که از فرآیند رابطه (۴۴) تبعیت می‌کند:

$$u_t^{\pi^*} \sim N(0, \sigma_{\pi^*}^2) \quad (۴۴)$$

$$u_t^{y^*} \sim N(0, \sigma_{y^*}^2) \quad (۴۵)$$

پارامترهای ماتریس A با استفاده از داده‌های بقیه دنیا برآورد و سپس وارد مدل DSGE می‌شود.

۳-۸- تعادل بازار

بازار کالای نهایی وقتی در تعادل است که تولید برابر تقاضای خانوارها برای مصرف و سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات منهای واردات باشد:

$$y_t^T = c_t + c^g{}_t + I_t^T + ex_t\left(\frac{P_t^e x_t + O_t}{P_t^c}\right) - \frac{P_t^{mc} c_t^m + P_t^{mc} I_t^m}{P_t^c} \quad (۴۶)$$

که در آن $I_t^T = I_t + I_t^g$ برابر با مجموع سرمایه‌گذاری خصوصی و سرمایه‌گذاری دولتی است، بنابراین:

$$y_t^T = c_t + c^g{}_t + I_t + I_t^g + \frac{ex_t(P_t^e x_t + O_t)}{P_t^c} - \frac{P_t^{mc} c_t^m + P_t^{mc} I_t^m}{P_t^c} \quad (۴۷)$$

---

[1]. Adolfson
[2]. Justiano and Preston

$$y_t^T = c_t + c^g{}_t + I_t + I_t^g + rer_t \times \gamma_t^{e*} \times x_t + rer_t \times o_t - \gamma_t^{mc}(c_t^m + I_t^m) \qquad (۴۸$$

٤- نتایج تجربی مدل

٤-١-کالیبراسیون

کالیبراسیون یک تکنیک اقتصادسنجی است که از روش‌های تخمین[1] متفاوت است. این رهیافت شامل یک سری مراحل است که در پی ارائه جواب‌های مقداری برای پارامترهای الگو است. در این بخش برای کالیبره‌کردن مدل، از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ استفاده شده است. کل دوره به سه دوره تقسیم شده است. دوره اول (M1) مربوط به سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۶۸ است که طی آن رژیم چندگانه نرخ ارز حاکم بوده و به دلیل وجود نرخ‌های متعدد مجاز و رسمی تا حدودی به رژیم ثابت نزدیک است. دوره دوم (M2) مربوط به سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۱ است که رژیم ارزی کشور شناور مدیریت شده است و دوره سوم (M3) شامل سال‌های ۱۴۰۱-۱۳۹۱ است که هرچند مانند دوره اول رژیم چند نرخی ارز برقرار بوده است اما به دلیل نوسانات بیشتر نرخ ارز و تنوع کمتر نرخ‌ها در مقایسه با رژیم چند نرخی دوره اول از انعطاف بیشتری برخوردار است. تمامی داده‌ها پس از تعدیل فصلی و با استفاده از فیلتر هدریک پرسکات روندزدایی شده‌اند. پارامترهایی که بر اساس داده‌های اقتصاد ایران (به تفکیک سه دوره) قابل کالیبره‌کردن هستند در جدول (۱) خلاصه شده‌اند.

جدول ۱: پارامترهای کالیبره شده مدل بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

تعریف پارامترها	نماد پارامترها	M1	M2	M3
نسبت مصرف به تولید	$(\frac{\bar{c}}{y})$	۰/۴۵۷۷	۰/۵۰۷۰	۰/۵۱۰۸
نسبت کل سرمایه‌گذاری (دولتی و غیر دولتی) به تولید	$(\frac{\bar{\imath}}{y})$	۰/۲۸۸۸	۰/۳۶۵۶	۰/۲۱۷۸
نسبت مخارج مصرفی دولتی به تولید	$(\frac{\overline{c^g}}{y})$	۰/۲۲۹۴	۰/۱۸۲۳	۰/۱۴۹۶
نسبت صادرات نفتی به تولید	$\left(\frac{\overline{xo_T}}{y}\right)$	۰/۲۱۷۵	۰/۱۶۰۱	۰/۰۹۱۶
نسبت صادرات غیر نفتی به تولید	$\left(\frac{\overline{xno_T}}{y}\right)$	۰/۰۴۴۲	۰/۰۳۹۵	۰/۰۸۰۶
نسبت کل واردات به تولید	$\left(\frac{\overline{m_T}}{y}\right)$	۰/۴۴۸۳	۰/۴۵۱۹	۰/۱۶۸۹

[1]. تقریب‌های کوآدراتیک، تقریب با استفاده از گسسته سازی، تقریب‌های خطی سازی با لگاریتم، تقریب مرتبه دوم، پارامتری کردن انتظارات.

تعریف پارامترها	نماد پارامترها	M1	M2	M3
نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به کل سرمایه‌گذاری	$(\frac{\overline{I}}{\overline{I_T}})$	۰/۷۴	۰/۷۲	۰/۷۵
نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به کل سرمایه‌گذاری	$\left(\frac{\overline{I^g}}{\overline{\mathrm{I_T}}}\right)$	۰/۲۶	۰/۲۸	۰/۲۵
نسبت صادرات نفتی به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	$(\frac{\overline{O}}{\overline{fr}})$	۱/۷۵۲۲	۰/۴۲۹۱	۰/۳۴۷۵
نسبت صادرات غیر نفتی به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	$(\frac{\overline{pe_{xx}}}{fr})$	۰/۳۸۲۹	۰/۱۱۰۸	۰/۳۳۳۳
نسبت کل واردات به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	$(\frac{\overline{tm}}{fr})$	۲/۰۱۴۴	۰/۴۳۴۰	۰/۶۶۹۵
نسبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به کل سپرده‌های بانکی	$(\frac{\overline{DC^b}}{\overline{D}})$	۰/۳۲۲۹	−۰/۰۲۱	۰/۰۰۱۸
نسبت مانده تسهیلات بانکی به بخش غیر دولتی به کل سپرده‌های بانکی	$(\frac{\overline{l^f}}{\overline{D}})$	۰/۹۴	۰/۸۴	۰/۳۳
نسبت مخارج جاری دولت به کل مخارج	$(\frac{\overline{c^g}}{\overline{g}})$	۰/۷۳۸۴	۰/۷۳۴۱	۰/۸۴۱۰
نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج	$(\frac{\overline{I^g}}{\overline{g}})$	۰/۲۶۱۶	۰/۲۴۹۱	۰/۱۵۸۷
نسبت تملک دارایی‌های مالی دولت به کل مخارج	$(\frac{\overline{f^g}}{\overline{g}})$	۰	۰/۰۵۲۳	۰/۰۶۴۳
سهم درآمدهای نفتی در بودجه دولت	$(\frac{\overline{o}}{g})$	۰/۵۲۸۸	۰/۵۷۰۷	۰/۴۶۳۸
سهم درآمدهای مالیاتی در بودجه دولت	$(\frac{\overline{T}}{g})$	۰/۳۱۴۱	۰/۳۱۱۷	۰/۲۴۸۴
نسبت سایر درآمدهای دولت به کل مخارج دولت	$(\frac{\overline{OT}}{g})$	۰/۰۹۵۲	۰/۱۴۸۹	۰/۰۹۹۸
نسبت خالص بدهی بخش دولتی به پایه پولی	$(\frac{\overline{DC^g}}{\overline{mb}})$	۰/۷۹۵۸	−۰/۰۸۶	۰/۰۱۲۵
نسبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به پایه پولی	$(\frac{\overline{DC^b}}{\overline{mb}})$	0/2273	0/3972	0/4050
نسبت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به پایه پولی	$(\frac{\overline{fr}}{\overline{mb}})$	0/1592	1/111	0/9684
نسبت اسکناس و مسکوک در گردش به پایه پولی	$(\frac{\overline{mc}}{\overline{mb}})$	0/2789	0.2679	0/1731
نسبت کل سپرده‌های بانکی به پایه پولی	$(\frac{\overline{D}}{\overline{mb}})$	2/4647	2.4647	7.0628
نسبت ارزش‌افزوده بخش نفتی به کل تولید	$(\frac{\overline{yo}}{y})$	0/2368	0/2398	0/0915
نرخ استهلاک	δ	0/0099	0/0099	0/011

ماخذ: محاسبات محقق بر اساس داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۶۸

ضرایب اهمیت سه متغیر تورم، تولید و نرخ ارز در تابع عکس‌العمل سیاست پولی با توجه به رژیم‌های ارزی مختلف متفاوت است. برای مثال در رژیم ارزی ثابت حساسیت سیاست‌گذار پولی به نرخ ارز بسیار زیاد است و شکاف تورم و تولید از ضرایب اهمیت کمتری برخوردارند. در

حالی که در رژیم ارزی شناور سیاست‌گذار حساسیتی به نرخ ارز ندارد و حساسیت به شکاف تورم و تولید بیشتر است و در جدول (۲) ضرایب اهمیت شکاف تورم، تولید و نرخ ارز در تابع عکس‌العمل سیاست پولی با توجه به دوره‌های مختلف رژیم ارزی، بر اساس شرایط حاکم بر اقتصاد در دوره‌های مختلف محاسبه شده‌اند.

جدول ۲: پارامترهای سیاست پولی

تعریف پارامترها	نماد پارامترها	M1	M2	M3
ضریب اهمیت شکاف تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	ϖ_{π}	-۱/۲	-۱/۶۷۹۵	-۱/۳
ضریب اهمیت شکاف تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	ϖ_{y}	-۱/۵۲۶	۱/۷۶۱۱	-۱/۵۲۶
ضریب اهمیت نرخ ارز در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	ϖ_{rer}	۱/۱	۰/۹۰۴۹	۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

برخی از پارامترها از مقادیر وضعیت پایدار متغیرها استخراج می‌شوند و در نتیجه نیازی به برآورد آنان وجود ندارد. از جمله این پارامترها می‌توان به نرخ استهلاک سرمایه اشاره کرد. همچنین تعدادی از پارامترهای مدل مانند ضرایب معادلات خودرگرسیونی با توسل به توصیه پلاسر[1] چنان انتخاب شده‌اند که حداکثر انطباق بین گشتاورهای پیش‌بینی‌شده‌ی مدل و گشتاورهای نمونه‌ی واقعی به‌دست آمده است. این پارامترها در جدول (۳) خلاصه شده‌اند:

جدول ۳: پارامترهای کالیبره شده مدل

تعریف پارامترها	نماد	ماخذ	مقدار
نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	β	کاوند (۱۳۸۸)	۰/۹۷۶۶
عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	σ_c	توکلیان (۱۳۹۱)	۱/۰۸۶۸
عکس کشش مانده حقیقی پول	σ_m	داودی و زارع پور (۱۳۸۵)	۱/۳۰۲۶
کشش تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	φ	نتیجه تحقیق	۶/۷۳۵۵
درجه شاخص‌بندی دستمزد اسمی	τ_w	نتیجه تحقیق	۰/۱۱
درصد خانوارهایی که قادر به تعدیل دستمزد اسمی خود نیستند	θ_w	نتیجه تحقیق	۰/۱۱
عکس کشش نیروی کار	σ_l	طاعی (۱۳۸۵)	۲/۷۹۹۳
سهم هزینه ثابت در تولید	ϕ	اسمتز و ووترز (۲۰۰۳)	۰/۲۹۵۱
ضریب سرمایه خصوصی در تولید	α	شاهمرادی (۱۳۸۷)	۰/۴۲۴۹
درجه پایداری عادات	h	منظور و دیگران (۱۳۹۲)	۰/۳
درجه شاخص‌بندی قیمت	τ_p	منظور و دیگران (۱۳۹۲)	۰/۵۴۰۳
درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	θ_p	نتیجه تحقیق	۰/۵
ضریب سرمایه دولتی در تابع تولید	κ	کاوند (۱۳۸۸)	۰/۹۷۶۶
کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی داخلی و وارداتی	η_c	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۰۸۶۸

[1]. Plosser (1989)

تعریف پارامترها	نماد	ماخذ	مقدار
ضریب واردات نهاده‌ای و سرمایه‌ای در تابع تولید	α_{im}	داودی و زارع پور (۱۳۸۵)	۱/۳۰۲۶
ضریب فرایند خودرگرسیون تکانهٔ سرمایه‌گذاری دولت	ρ_{ig}	نتیجه تحقیق	۶/۷۳۵۵
ضریب فرایند خودرگرسیون تکانهٔ مخارج جاری دولت	ρ_{cg}	نتیجه تحقیق	۰/۹۴۰۳
ضریب فرایند خودرگرسیون تکانهٔ درآمدهای نفتی	ρ_{o}	نتیجه تحقیق	۰/۱۱
ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه رشد عرضه پولی	ρ_{Θ}	طاعی (۱۳۸۵)	۲/۷۹۹۳
ضریب فرایند خودرگرسیون ضریب فزاینده پولی	ρ_{mm}	اسمتز و ووترز (۲۰۰۳)	۰/۲۹۵۱
ضریب فرایند خودرگرسیون رشد اسمی نرخ ارز	$\rho_{\delta^{EX}}$	شاهمرادی (۱۳۸۷)	۰/۴۲۴۹
ضریب فرایند خودرگرسیون تکانهٔ تورم هدف	ρ_{π}	نتیجه تحقیق	۰/۷۹۲۴
ضریب فرایند خودرگرسیون عرضه نیروی کار	ρ_{l}	نتیجه تحقیق	۰/۸۴۷
ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه سرمایه‌گذاری	ρ_{i}	نتیجه تحقیق	۰/۴۵
ضریب فرایند خودرگرسیون مارک-آپ دستمزد	ρ_{w}	اسمتز و ووترز (۲۰۰۳)	۰/۸۶۴۵
ضریب فرایند خودرگرسیون تقاضای پول	ρ_{m}	نتیجه تحقیق	۰/۵۰۵۸
ضریب فرایند خودرگرسیون تکانهٔ تکنولوژی	ρ_{a}	نتیجه تحقیق	۰/۷۵۶۶
ضریب فرایند خودرگرسیون مارک-آپ قیمت	ρ_{p}	اسمتز و ووترز (۲۰۰۳)	۰/۵۲۳۳
ضریب فرایند خودرگرسیون تکانه ترجیحات مصرف کننده	ρ_{β}	نتیجه تحقیق	۰/۶۵۶۴
ضریب فرایند خودرگرسیون هزینه نهایی واردات	ρ_{mc}	نتیجه تحقیق	۰/۷۳۱۴
ضریب فرایند خودرگرسیون نرخ اسمی تعرفه	ρ_{trf}	نتیجه تحقیق	۰/۶۵۶۴

٤-١- سنجش اعتبار مدل

به منظور ارزیابی الگو، توابع عکس‌العمل آنی متغیرها، برای مشاهده تاثیر شوک بر متغیر مورد نظر بررسی می‌شوند. مدل ارایه شده در این مقاله با استفاده از برنامه داینر[1] در محیط نرم‌افزار متلب کدنویسی و اجرا شده است. در ادامه به تحلیل نتایج ارایه شده توسط برنامه داینر که شامل خلاصه‌ای از گشتاورهای متغیرها و توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای کلان اقتصاد است؛ پرداخته خواهد شد.

٤-٢- بررسی گشتاورها

با استفاده از پارامترهای برآورد شده و نسبت های محاسبه شده می‌توان اقدام به شبیه‌سازی سری زمانی متغیرها در مدل کرد که هر چه گشتاورهای این سری‌های شبیه‌سازی شده با گشتاورهای سری‌های زمانی متناظر در دنیای واقعی بیشتر به هم نزدیک باشد، نشان از موفقیت

[1]. برنامه‌ای است که به منظور حل و شبیه‌سازی مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پایدار در فضای نرم افزار MATLAB طراحی شده است.

مدل ارایه شده در شبیه‌سازی دنیای واقعی دارد.

گشتاورهای مورد توجه اغلب عبارتند از انحراف معیار متغیرهای اصلی نظیر، تورم، تولید، مصرف و اشتغال که معیاری برای نوسانات در یک اقتصاد است. نسبت انحراف معیار متغیرهای مورد توجه به انحراف معیار متغیری همچون تولید که مبنا قرار گرفته است، نوسانات نسبی را بیان می‌کند. ضریب همبستگی بین سری‌های زمانی برخی از متغیرها هم حرکتی بین متغیرها را نشان می‌دهد.

در جدول (۴) نتایج حاصل از مقایسه گشتاورهای مربوط به تورم، مصرف، اشتغال و تولید (که از جمله متغیرهای مهم مدل هستند و نوسانات آن‌ها بیان‌گر نوسانات و ادوار تجاری یک کشور است) نشان داده شده است که بیان‌گر موفقیت نسبی مدل در شبیه‌سازی دنیای واقعی است.

جدول ٤: مقایسه گشتاورهای حاصل از مدل با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی

	نوسانات (انحراف معیار)		نوسانات نسبی (نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار تولید)	
متغیرها	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	مقدار کالیبره شده در مدل	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	مقدار کالیبره شده در مدل
تورم	۰/۰۵	۰/۰۳	۱/۲۶	۰/۶
مصرف	۰/۰۳۶۷	۰/۲۴۳	۰/۹۷	۴/۸۶
اشتغال	۰/۰۹۴۷	۰/۰۰۱	۲/۵۴	۰/۱۲
تولید	۰/۰۳۷۲	۰/۰۵	۱	۱

*نمونه مورد بررسی حاوی داده‌های فصلی از سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ است.

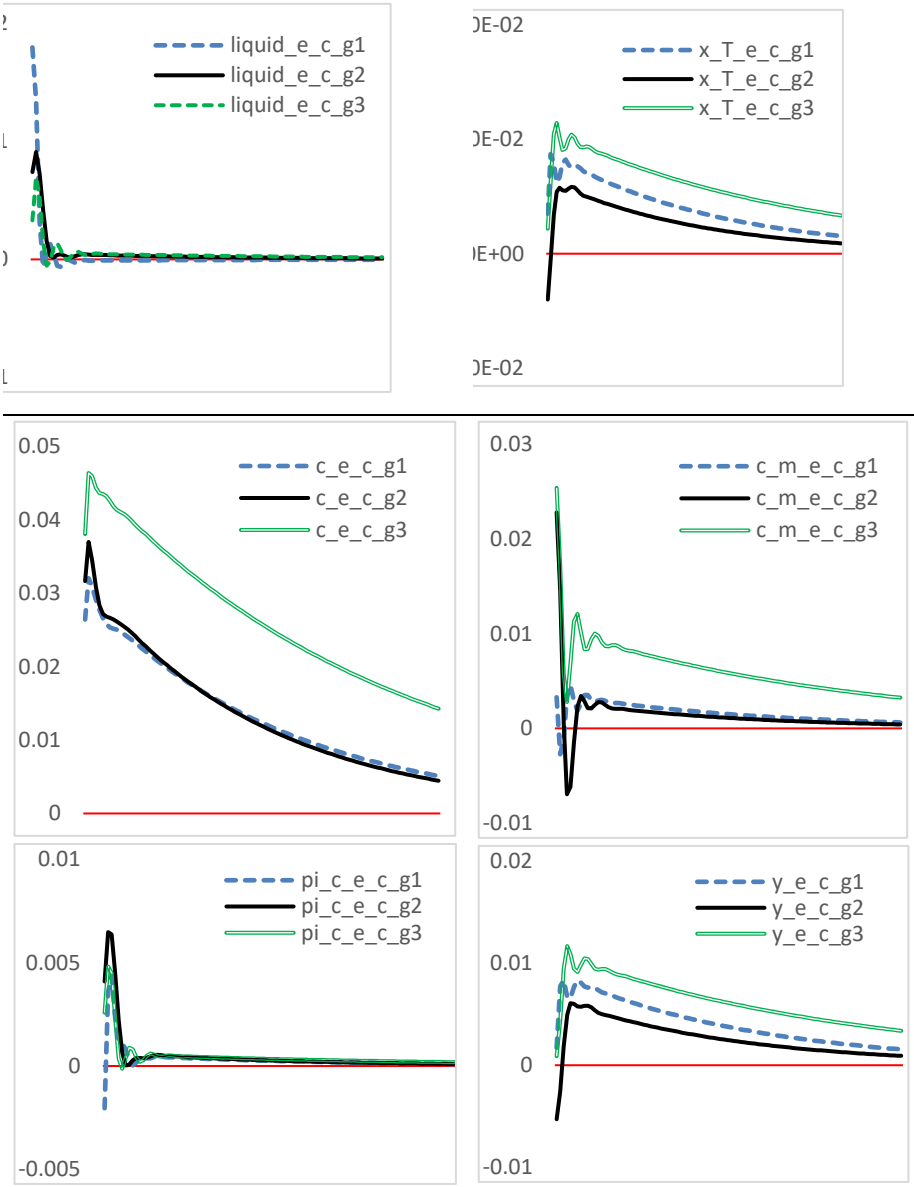
برای روندزدایی متغیرها از روش فیلتر هدریک پرسکات با احتساب $\lambda = 677$ استفاده شده است.

٤-۳- بررسی توابع عکس‌العمل آنی

در این بخش اثر تکانه‌های مختلف شامل سیاست مالی (شوک مخارج جاری دولت)، سیاست‌های پولی (شوک نقدینگی)، شوک نرخ ارز و تحریم‌های خارجی در رژیم‌های ارزی مختلف بررسی و مقایسه می‌شوند.

٤-۳-۱- مقایسه اثر شوک مخارج جاری دولت در رژیم‌های ارزی مختلف در ایران

به منظور بررسی اثر شوک مخارج جاری دولت بر متغیرهای اقتصادی، یک شوک به میزان یک انحراف معیار (۵ درصد) به بودجه جاری دولت وارد می‌شود. اثرات شوک مخارج دولت بر برخی متغیرهای اقتصادی در نمودار (۲) نشان داده شده است.



نمودار ۲: مقایسه اثر شوک مخارج جاری دولت بر متغیرهای اقتصادی در رژیم‌های مختلف ارزی ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی اثر شوک مخارج جاری دولت بر متغیرهای اقتصادی، یک شوک به میزان یک انحراف معیار (۵ درصد) به بودجه جاری دولت وارد می‌شود. همان‌گونه که از مکانیزم انتقال

اثر این شوک انتظار می‌رود، افزایش رشد مخارج جاری دولت منجر به افزایش رشد پایه پولی[۱] می‌شود و رشد نقدینگی را در هر سه دوره به همراه دارد. البته اثر سیاست انبساطی مالی بر نقدینگی در دوره اول (رژیم چند نرخی ارز و نزدیک به رژیم ارزی ثابت) بیشتر است. زیرا با افزایش مخارج جاری دولت، کسری بودجه در رژیم ارزی ثابت افزایش بیشتری را تجربه می‌کند. رشد نقدینگی در دوره دوم و سوم رژیم ارزی منجر به افزایش تورم می‌شود. زیرا مخارج جاری دولت به عنوان یکی از اجزای مهم تقاضای کل بوده که با فرض ثابت بودن سایر عوامل، باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. این در حالی است که در دوره اول که رژیم ارزی به رژیم ثابت نزدیک است، به دلیل کنترل بازار مصرف از طریق سیاست‌های قیمت‌گذاری، افزایش مخارج دولت منجر به افزایش قیمت‌ها نشده است.

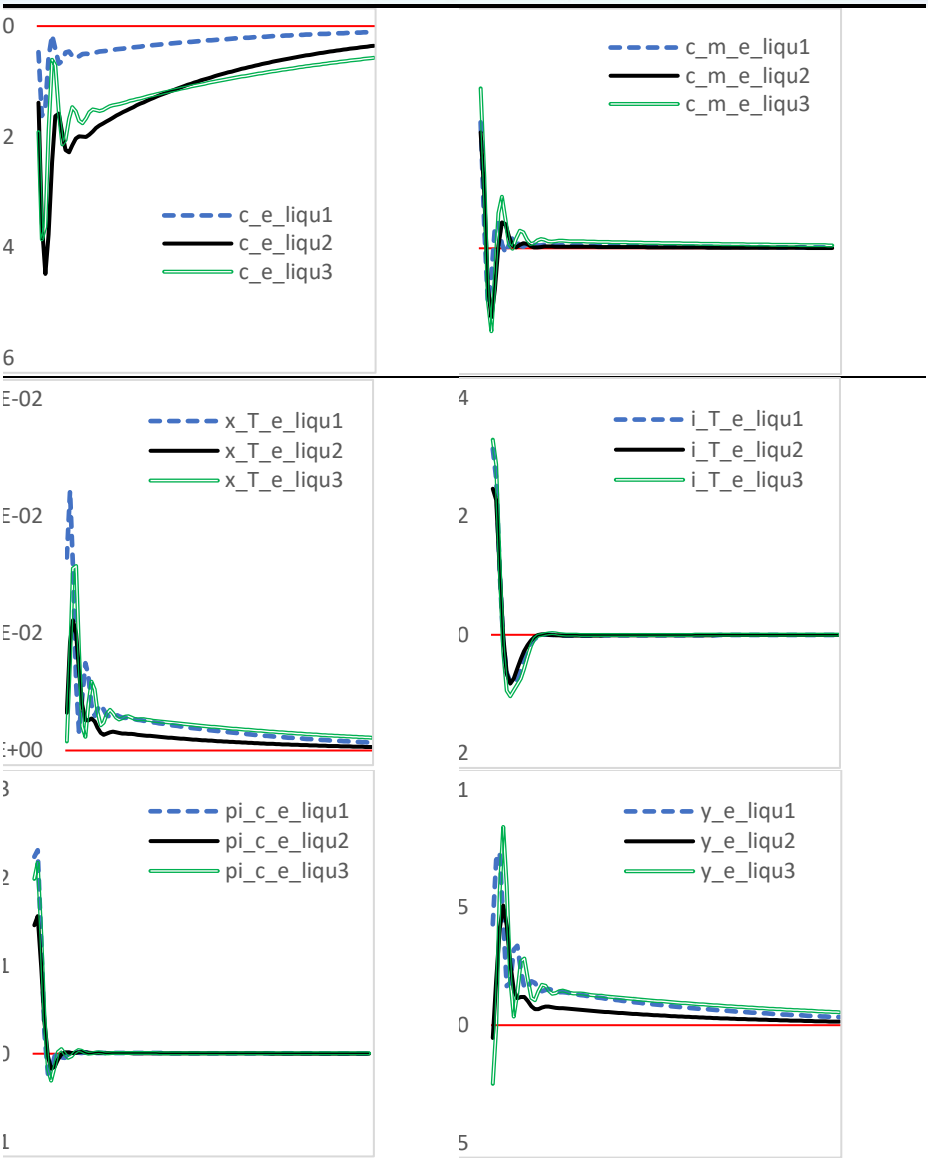
افزایش مخارج جاری دولت تولید را در دوره‌ای که رژیم چند نرخی ارز بر کشور حاکم بوده افزایش داده است. لازم به ذکر است افزایش مخارج دولت در دوره اول که به رژیم ثابت نزدیک‌تر است میزان تولید را به میزان بیشتری افزایش داده است که این امر موید نتیجه مطالعه فلمینگ مبنی بر اثرگذاری بیشتر سیاست مالی در رژیم ارزی ثابت است.

وقوع یک شوک مثبت در مخارج جاری دولت، به طور مستقیم باعث افزایش تقاضای کل می‌شود و به طور غیر مستقیم مصرف بخش خصوصی را نیز افزایش می‌دهد. افزایش مخارج دولت منجر به افزایش قدرت خرید در جامعه می‌شود و افزایش قدرت خرید جامعه افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات را به دنبال خواهد داشت.

٤-۳-۲- مقایسه اثر شوک پولی در رژیم‌های ارزی مختلف در ایران

به منظور بررسی اثر شوک پولی بر متغیرهای اقتصادی، یک شوک به میزان یک انحراف معیار (۵ درصد) به پایه پولی وارد می‌شود. اثرات این شوک بر متغیرهای اقتصادی در نمودار (۳) نشان داده شده است.

[۱]. در کل نتایج این مطالعه، افزایش/ کاهش به معنای تغییر مثبت/ منفی از سطح تعادل است.



نمودار ۳: مقایسه اثر شوک پولی بر متغیرهای اقتصادی در رژیم‌های مختلف ارزی ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

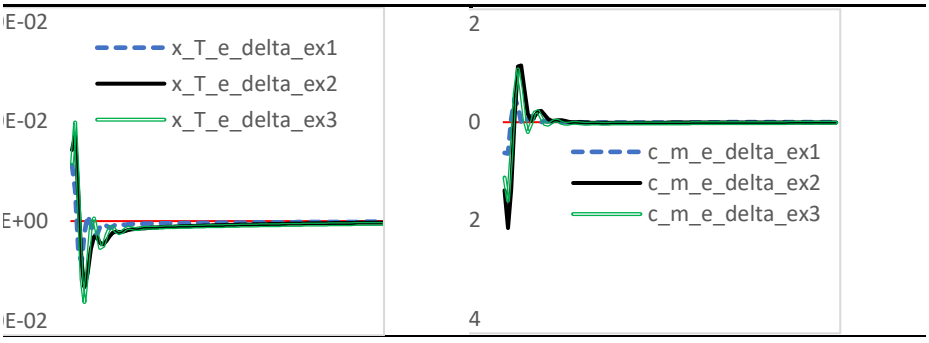
با تغییر یک انحراف معیار (۵٪) در رشد اسمی پایه پولی، تولید در دوره اول افزایش و دوره‌های دوم و سوم کاهش می‌یابد. در این دوره‌ها در واقع بخشی از نقدینگی جدید ایجاد شده

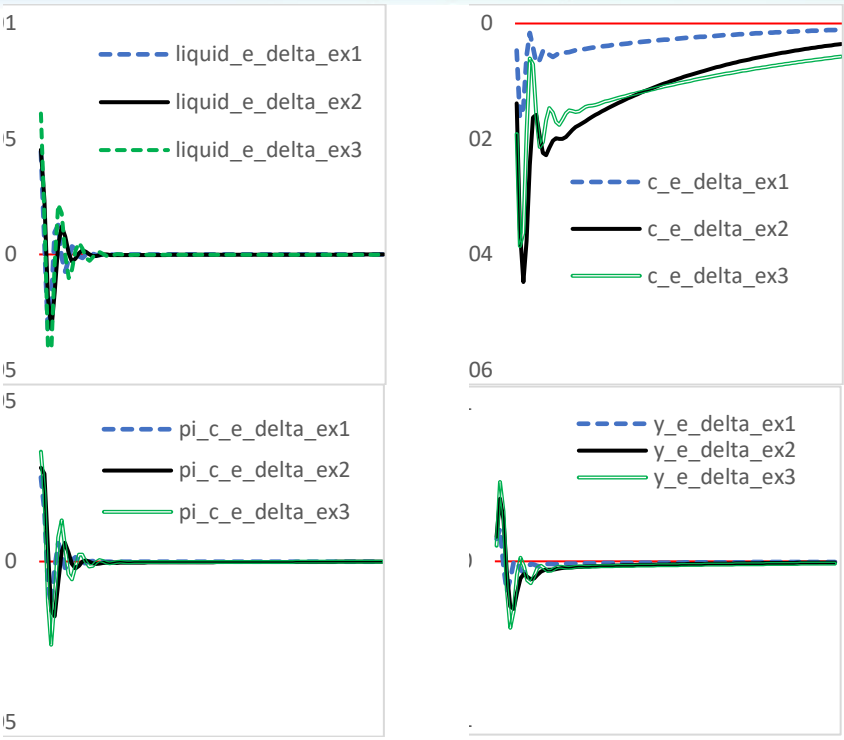
که به شکل سپرده‌های جدیدی در بانک‌ها نگهداری می‌شود؛ به صورت اعتبارات بانکی به فعالیت‌های تولیدی اختصاص داده می‌شود و از آن‌جا که اعتبارات بانکی به عنوان عامل تسهیل‌کننده برای خرید نهاده است، موجب می‌شود ارزش‌افزوده بخشی از فعالیت‌ها تحت تاثیر قرار گرفته و منجر به افزایش تولید شود، ولی بخش زیادی از نقدینگی ایجاد شده به سمت فعالیت‌های غیر مولد سوق پیدا می‌کند و صرفاً منجر به افزایش تورم می‌شود.

سیاست پولی انبساطی در هر سه دوره منجر به افزایش تورم شده است. همچنین تکانه پولی رشد نرخ ارز اسمی را در هر سه دوره افزایش می‌دهد زیرا بخشی از نقدینگی ایجاد شده از طریق تقاضا برای واردات و احتمالا سفته‌بازی به بازار ارز هدایت شده و از طریق تقاضا برای ارز در این بازار، نرخ ارز را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

٤-۳-۳- مقایسه اثر شوک نرخ ارز در رژیم‌های ارزی مختلف در ایران

به منظور بررسی اثرات شوک نرخ ارز بر متغیرهای اقتصادی یک شوک به میزان یک انحراف معیار (۵ درصد) به رشد اسمی نرخ ارز وارد می‌شود. اثرات وارد شدن شوک نرخ ارز بر متغیرهای اقتصادی در نمودار (۴) نشان داده شده است.





نمودار ٤: مقایسه اثر شوک نرخ ارز بر متغیرهای اقتصادی در رژیم‌های مختلف ارزی ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

در اثر وارد شدن شوک رشد اسمی نرخ ارز به اندازه یک انحراف معیار (۵ درصد) واردات کالاهای مصرفی در هر سه دوره کاهش می‌یابد. این در حالی است که میزان کاهش واردات کالاهای مصرفی در رژیم ارزی شناور مدیریت شده بیشتر از رژیم چند نرخی ارز است.

در رژیم ارزی شناور مدیریت شده شوک ارزی در مقایسه با رژیم چند نرخی با شدت بیشتری بر میزان واردات کالاهای مصرفی اثر می‌گذارد و منجر به کاهش بیشتر آن خواهد شد که دلیل آن این است که در رژیم ارزی شناور مدیریت شده بانک مرکزی درصدد ثبات نرخ ارز نیست و به نرخ ارز اجازه داده می‌شود تا آزادانه‌تر تنظیم شود، از این رو اثر شوک ارزی به میزان بیشتری در قیمت کالاهای مصرفی وارداتی منعکس می‌شود و بدین ترتیب تقاضا برای کالاهای مصرفی وارداتی به میزان بیشتری کاهش می‌یابد. در حالی که در رژیم چند نرخی ارزی، مقامات پولی با هدف کنترل تورم و حمایت از اقشار ضعیف و آسیب‌پذیر، واردات کالاهای اساسی و مصرفی را با نرخ‌های ارز پایین‌تری تامین می‌نمایند و اثر شوک ارزی کمتر به قیمت کالاها منتقل

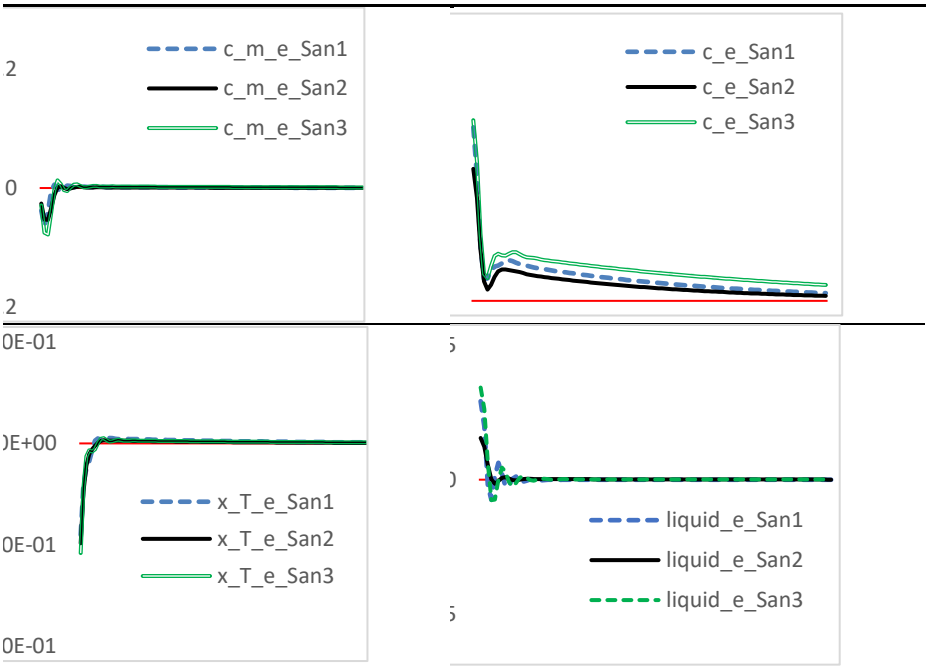
خواهد شد و به تبع اثر کمتری بر تغییر واردات کالاهای مصرفی خواهد داشت.

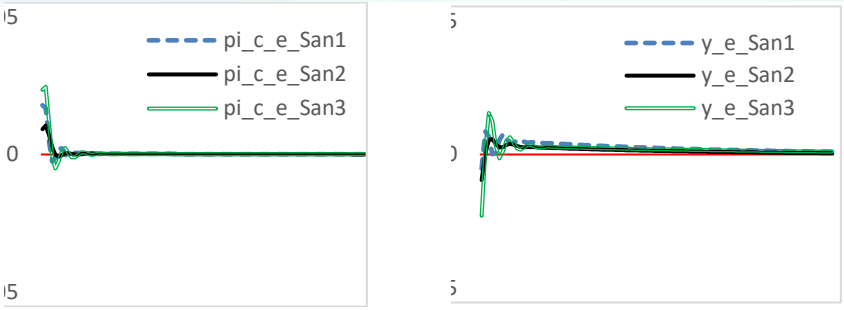
اثر شوک نرخ رشد اسمی ارز بر تورم در هر سه رژیم ارزی مثبت بوده است و تورم در دوره اول (رژیم چند نرخی ارز نزدیک به رژیم ثابت) در مقایسه با دو دوره دیگر کمتر است که دلیل آن این است که در این دوره مقام پولی با مداخله در بازار ارز مانع اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌ها شده است.

در اثر وارد شدن شوک رشد اسمی نرخ ارز، صادرات در هر سه دوره با افزایش مواجه شده است و تولید نیز در هر سه دوره افزایش یافته است.

٤-٣-٤- مقایسه اثر شوک تحریم‌های خارجی در رژیم‌های ارزی مختلف در ایران

اثرات وارد شدن شوک تحریم بر متغیرهای اقتصادی در نمودار (۵) نشان داده شده است.





نمودار ۵: مقایسه اثر شوک تحریم‌های خارجی بر متغیرهای اقتصادی در رژیم‌های مختلف ارزی ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

وقوع تحریم‌ها از طریق افزایش هزینه مبادله و کاهش درآمدهای نفتی اثر منفی بر اقتصاد می‌گذارد. اثر وارد شدن شوک تحریم‌های خارجی به اندازه یک انحراف معیار (۵ درصد)، در نمودار (۵) نشان داده شده است. با توجه به اینکه تحریم‌ها منجر به کاهش درآمدهای ناشی از فروش نفت دولت می‌شود، دولت به منظور تأمین منابع مالی مورد نیاز با کسری مواجه خواهد شد که این امر فشار به پایه پولی را افزایش خواهد داد. در این شرایط نقدینگی نیز افزایش پیدا می‌کند و در پی آن تورم نیز افزایش خواهد یافت. همان‌گونه که نمودارها نشان می‌دهد در اثر وارد شدن شوک تحریم، نقدینگی و تورم در هر سه دوره افزایش یافته است. در اثر وارد شدن شوک تحریم و افزایش نرخ ارز و هزینه‌های مبادله، قیمت کالاهای وارداتی افزایش یافته و منجر به کاهش مصرف کالاهای وارداتی خواهد شد. این در حالی است که به دلیل افزایش مصرف کالاهای داخلی مصرف کل افزایش می‌یابد.

علاوه بر این شوک تحریم از طریق کاهش صادرات نفتی، منجر به کاهش صادرات و تولید می‌شود که کاهش تولید در هر سه دوره رژیم ارزی رخ می‌دهد.

٤-٤- تابع زیان رفاهی

در این بخش به منظور بررسی و مقایسه اثر شوک سیاست مالی و پولی، تابع زیان رفاهی تعریف می‌شود تا بتوان بر اساس آن اثر هر شوک را ارزیابی کرد. این تابع، معیاری برای اندازه‌گیری میزان ثبات در اقتصاد است. تابع زیان رفاهی تابعی از مقادیر میزان انحراف تورم، و تولید از مقدار تعادلی آن‌ها در وضعیت پایدار است که به صورت رابطه زیر بیان می‌شود:

$$L = \lambda_1 var\ (\pi_t) + \lambda_2 var\ (y_t) \qquad (۴۹)$$

مقایسه نتایج از محاسبه تابع زیان رفاهی در رژیم‌های مختلف ارزی در جدول (۵) خلاصه

شده است:

جدول ۵: مقایسه زیان رفاهی ناشی از شوک‌های سیاست مالی و پولی در رژیم‌های مختلف ارزی ایران

نوع شوک	رژیم ارزی	واریانس		زیان رفاهی
		تورم	تولید	
سیاست مالی	چند نرخی (نزدیک ثابت)	۰/۰۰۰۲۵	۰/۰۱	۰.۰۰۵
	شناور مدیریت شده	۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۴	۰.۰۰۰۲
	چند نرخی (نزدیک شناور)	۰/۰۰۰۳۳	۰/۰۰۲۲	۰.۰۰۱
سیاست پولی	چند نرخی (نزدیک ثابت)	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۱	۰.۰۰۰۳۶
	شناور مدیریت شده	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۴	۰.۰۰۰۱
	چند نرخی (نزدیک شناور)	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۱	۰.۰۰۰۳۳

مأخذ: نتایج پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۵) مشاهده می‌شود که با اجرای سیاست مالی (شوک مخارج جاری دولت)، رژیم شناور مدیریت شده کمترین زیان رفاهی را ایجاد خواهد کرد و رژیم چند نرخی دوره سوم بیشترین زیان رفاهی را به همراه دارد. همچنین اجرای سیاست پولی (شوک نقدینگی) در دوره دوم که رژیم ارزی کشور شناور مدیریت شده بود، کمترین زیان رفاهی را ایجاد کرده است.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مقاله به مقایسه اثر شوک‌های مالی و پولی در رژیم‌های ارزی تجربه شده در اقتصاد ایران پرداخته است. در این مقاله با اتکا به مطالعات داخلی و خارجی و گسترش آن‌ها برای اقتصاد نفتی باز، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران طراحی شد. سپس با بهینه‌یابی و استخراج معادلات اصلی و لگاریتم خطی کردن این معادلات، مقادیر پارامترها بر اساس مطالعات مختلف و رژیم‌های ارزی تجربه شده در سه دوره مختلف (دوره اول (۱۳۸۰-۱۳۶۸) رژیم چند نرخی نزدیک به رژیم ثابت، دوره دوم (۱۳۹۰-۱۳۸۱) رژیم شناور مدیریت شده و دوره سوم (۱۴۰۱-۱۳۹۱) رژیم چند نرخی مشابه شناور برآورد و از طریق کالیبره برای شبیه‌سازی در مدل استفاده شد. در مرحله بعد نتایج توابع واکنش آنی متغیرهای منتخب نظیر رشد و تورم در پی سیاست مالی و پولی و شوک نرخ رشد اسمی ارز و تحریم‌های بین‌المللی مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت.

نتایج استخراج شده از تفسیر نمودارهای واکنش آنی نشان می‌دهد اثر سیاست مالی انبساطی

بر تولید در رژیم‌های چند نرخی مثبت و در رژیم شناور مدیریت شده منفی است. همچنین اثر مثبت شوک مخارج دولت بر تورم در رژیم چند نرخی دوره اول بیشتر از دوره سوم است. که این نتیجه موید نتایج مطالعات ماندل- فلمینگ مبنی بر اثرگذاری بیشتر سیاست‌های مالی در رژیم ارزی ثابت است. زیرا با اجرای سیاست مالی تحت رژیم ارزی ثابت، به منظور جلوگیری از تقویت ارزش پول ملی، سیاست پولی نیز باید انبساطی شود و اثرات اولیه انبساط مالی بر مخارج تقویت می‌شود.

نتایج ناشی از اتخاذ سیاست پولی نشان داد که اثر این سیاست بر تولید در رژیم ارزی ثابت مثبت و در دوره دوم و سوم که رژیم ارزی به ترتیب شناور مدیریت شده و چند نرخی (نزدیک به شناور) بوده، منفی است. این نتایج نشان می‌دهد که افزایش نقدینگی طی سال‌های اخیر بیشتر جذب فعالیت‌های غیر مولد شده و سیاست پولی اثرگذاری واقعی نداشته به عبارتی منجر به رشد تولید نشده است. این در حالی است که سیاست پولی در هر سه دوره با افزایش تورم همراه بوده است. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد رژیم ارزی شناور مدیریت شده در مواجهه با شوک سیاست پولی و مالی کمترین زیان رفاهی را ایجاد خواهد کرد. شایان ذکر است اگرچه ایران از جمله کشورهایی است که رژیم نرخ ارز خود را در قوانین برنامه توسعه، شناور مدیریت شده اعلام کرده است، با این حال روند امکان اجرای این رژیم ارزی جز در دوره محدودی امکان‌پذیر نبوده است. پس با توجه به الزام قانونی مقام پولی به اجرای رژیم ارزی شناور مدیریت شده پیشنهاد می‌شود پیش‌نیازهای این رژیم ارزی شامل هدف‌گذاری تورم، استقلال بانک مرکزی و رعایت دامنه نوسان نرخ ارز به منظور عملکرد مناسب‌تر آن مد نظر قرار گیرد.

پیوست (۱) معادلات خطی مدل

معادله اولر مصرف

$$\hat{c}_t = \frac{h}{1+h}\hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+h}E\hat{c}_{t+1} - \frac{1-h}{\sigma_c(1+h)}\left[\hat{r}_t^d - \hat{\pi}_{t+1}^c\right] + \hat{\varepsilon}_t^{\beta}$$

معادله تقاضای پول

$$\sigma_m.\hat{m}_t^c = \sigma_c[\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}] - \frac{1}{r^d}\hat{r}_t^d + \hat{\varepsilon}_t^M$$

معادله سرمایه‌گذاری

$$\hat{i}_t = \frac{1}{1+\beta}\hat{i}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{i}_{t+1} + \frac{1}{\phi(1+\beta)}\hat{q}_t + \hat{\varepsilon}_t^I$$

معادله تقاضای نیروی کار

$$\hat{l}_t = -\hat{w}_t + \hat{R}_t^k + \hat{k}_{t-1}$$

هزینه نهایی تولید داخلی

$$\hat{mc}_t = -\hat{a}_t + \xi\hat{r}_t^l + (1-\alpha)(1-\xi)\hat{w}_t + \alpha(1-\xi)\times\hat{R}_t^k - \kappa\hat{k}_{t-1}^G$$

منحنی فیلیپس داخلی

$$\hat{\pi}_t^d = \frac{\beta}{1+\beta.\tau_p}E_t\hat{\pi}_{t+1}^d + \frac{\tau_p}{1+\beta\tau_p}\hat{\pi}_{t-1}^d + \frac{1}{1+\beta\tau_p}.\frac{(1-\beta\theta_p)(1-\theta_p)}{\theta_p}\hat{mc}_t + \hat{\lambda}_t^p$$

منحنی فیلیپس واردات

$$\hat{\pi}_t^{m_c} = \frac{\beta}{1+\beta.\tau_{m_c}}E_t\hat{\pi}_{t+1}^{m_c} + \frac{\tau_{m_c}}{1+\beta\tau_{m_c}}\hat{\pi}_{t-1}^{m_c} + \frac{1}{1+\beta\tau_{m_c}}.\frac{(1-\beta\theta_{m_c})(1-\theta_{m_c})}{\theta_{m_c}}\hat{mc}_t^{m_c} + \hat{\lambda}_t^{m_c}$$

تابع تولید غیر نفتی

$$\frac{1}{1+\phi}\hat{y}_t^{no} = \hat{a}_t + \xi\hat{cr}_t + (1-\xi)\{\alpha\hat{k}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{l}_t\} + \kappa\hat{k}_{t-1}^G + \eta^{im}\hat{i}_t^{im}$$

تابع عکس‌العمل سیاست پولی

$$\hat{\Theta}_t^{m_2} = \rho_\Theta\hat{\Theta}_{t-1}^{m_2} + \varpi_\pi(\hat{\pi}_t^c - \hat{\pi}_t^T) + \varpi_y\hat{y}_t + \varpi_{rer}\hat{rer}_t + \varepsilon_t^\Theta$$
$$\hat{\pi}_t^T = \rho_{\pi^T}\hat{\pi}_{t-1}^T + u_t^{\pi^T} \text{ ، } u_t^{\pi^T} \sim N(0, \sigma_{\pi^T}^2)$$
$$\varepsilon_t^\Theta = \rho_\Theta\varepsilon_{t-1}^\Theta + u_t^\Theta \text{ ، } u_t^\Theta \sim N(0, \sigma_\Theta^2)$$

توابع عکس‌العمل سیاست ارزی

$$\hat{\delta}_t^{EX} = k_\circ\hat{\delta}_{t-1}^{EX} + k_1(\hat{\pi}_t^c - \hat{\pi}_t^T) + k_2\left(\widehat{rer}_t + \hat{fr}_t - \widehat{mb}_t\right) + \varepsilon_t^{\delta^{EX}}$$
$$\varepsilon_t^{\delta^{EX}} = \rho_{\delta^{EX}}\widehat{\varepsilon_{t-1}^{\delta^{EX}}} + u_t^{\delta^{EX}}$$

تسویه بازار

$$\hat{y}^T{}_t = \frac{\bar{c}}{\bar{y}_t^T}\hat{c}_t + \frac{\bar{c}^g}{\bar{y}_t^T}\hat{c}^g{}_t + \frac{\bar{i}+\bar{i}^g}{\bar{y}_t^T}(\hat{i}_t + \hat{i}_t^g) + \frac{\bar{r}\bar{e}\bar{r}\times\bar{o}}{\bar{y}_t^T}(\hat{rer}_t + \hat{o}_t) + \frac{\bar{r}\bar{e}\bar{r}\times\bar{x}}{\bar{y}_t^T}(\hat{rer}_t + \hat{x}^T{}_t)$$
$$-\frac{\bar{y}^{mc}(\bar{i}^m+\bar{c}^m)}{\bar{y}_t^T}\times(\hat{y}_t^{mc} + \hat{c}_t^m + \hat{i}_t^m)$$

References

Abbasi, F., Pedram, M., & Taqipour, A. (2020). Modeling the Currency Market Pressure in the Monetary Policy of the Iranian Economy with the Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach. *Journal of Economic Research and Policies*, **28**(96) 163-218. (In Persian)

Adolfson, M., Lasen, S., Lind, J., & Villani, M. (2007). Bayesian Estimation of an Open Economy Dsge Model with Incomplete Pass-through, *Journal of International Economics*, **72**(2), 481-511.
https://doi.org/10.2139/ssrn.938699

Al-Abri, A. (2014). Optimal Exchange Rate Policy for a Small Oil-Exporting Country: A Dynamic General Equilibrium Perspective, *Economic Modeling*, **36**(3), 88-98.
https://doi.org/10.2139/ssrn.976605

Atefi Mansh, R. (2014). The Extent of Pegged Currency Regimes in the World, Examining its Benefits and Harms with an Emphasis on Oil Exporting Countries, *Financial and Economic Policy Quarterly*, **2**(5), 21-40. (In Persian)

Atefi Mansh, R. (2015). Exchange Rate Regimes in the Member Countries of the Organization of Islamic Cooperation, *Financial and Economic Policy Quarterly*, **3**(10), 5-32. (In Persian)

Bahrami, J., & Qarayeshi, N. (2011). Analysis of Monetary Policy in Iran's Economy with the Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach, *Economic Modeling*, **32**(1), 1-22. (In Persian)

Batini, N., Gabriel, V., Levine, P., & Pearlman, J. (2010). A Floating Versus Managed Exchange Rate Regime in a DSGE Model of India, *Journal of Monetary Economics*, **54**(3), 728-752.
https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199734580.013.0029

Berger, W. (2006). The Choice between Fixed and Flexible Exchange Rates: Which is Best for a Small Open Economy?, *Journal of Policy Modeling, Elsevier*, **28**(4), 371-385.
https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2009.03.005

Badinger, H. (2009). Globalization, the Output–Inflation Tradeoff and Inflation, *European Economic Review*, **53**(2), 888–907.
https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2009.03.005

Bleanery, M., & Manuel, F. (2007). Exchange Rate Regimes in Developing Countries. *The B.E Journal Macroeconomic*, **12**(7), 7-25.
https://doi.org/10.2202/1935-1690.1546

Brito, R., & Bystedt, B. (2010). Inflation Targeting in Emerging Economies: Panel Evidence, *Journal of Development Economics*, **91**(3), 198–210.

Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, **7**(4), 434-455.
https://doi.org/10.2307/1390675

Calderón, C., & Schmidt Hebbel, K. (2008). Choosing an Exchange Rate Regime, Central Bank of Chile, *Working Papers, **494***.
https://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper

Cevik, S., & Miryugin, F. (2023). Its Never Different: Fiscal Policy Shocks And Inflation, International Monatery Fund, *Working Paper* 98.
https://doi.org/10.5089/9798400242878.001

Cevik, S., & Zhu, T. (2020). Trinity Strikes Back: Monetary Independence and Inflation In The Caribbean, *Journal of International Development*, **37**, 375-380.
https://doi.org/10.2139/ssrn.3482280

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

Davis, S., & Fujiwara, I. (2015). Pegging the Exchange Rate to Gain Monetary Policy Credibility. Globalization and Monetary Policy Institute. *Working Paper,* **224**.
https://doi.org/10.2139/ssrn.2643950

De Gravwe, P., & Guntther, S. (2008). Exchange Rate Stability, Inflation and Growthin South-Eastern and Central Europe. *Review of Development Economies*, **12**(3), 530- 549.
https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00470.x

Devereux, M. B., & Engel, C. (2002). Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect. *Journal of Monetary Economics*, **10**(3), 913-940.
https://doi.org/10.3386/w8858

Devereux, M., Lan, Ph., & Xu, J. (2005). Exchange Rates and Monetary Policy in Emerging Market. *Economies the Economic Journal*, **116**(511), 478-506.
https://doi.org/10.2139/ssrn.739024

Devereux, M. B., & Yetman, J. (2005). Price Adjustment and Exchange Rate Pass-Through. Mimeo, *SSRN Electronic Journal*.
https://doi.org/10.2139/ssrn.779846

Dornbusch, R. (2001). Fewer Monies, Better Monies, *Working Paper* 8324. https://doi.org/10.3386/w8324

Dornbusch, R. (1980). Open Economy Macroeconomics, *Working Paper 2375.* https://doi.org/10.3386/w2372

Fakieh, R. (2013). Inflation and Exchange Rate Policies in Saudi Arabia, *World Population Policies*, United Nations, 446-447. https://doi.org/10.18356/119ed494-en

Friedman, M. (1953). The Case for Flexible Exchange Rates, *Further Essays in Monetary Economics*, Routledge. https://doi.org/10.4324/9780203482155-17

Fleming, J. M. (1962). Domestic Financial Policies under Fixed and Flexible Exchange Rates, *IMF Staff Papers*, 3.
https://doi.org/10.2307/3866091

Frankel, J., Fajnzylber, E., Schmukler, S. L., & Servén, L., (2001). Verifying Exchange Rate Regimes. *Journal of Development Economics*, **66**(10): 351–86.

https://doi.org/10.1596/1813-9450-2397
Gali, J., & Monacelli, T. (2005). Optimal Monetary and Fiscal Policy in a Currency Union, National Bureau of Economic Research.
https://doi.org/10.3386/w11815
Gali, J. (2007). *Monetary Policy ,Inflation and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, National Bureau of Economic Research (2007)
https://doi.org/10.3386/w8767
Gruben, W., & McLeod, D. (2002). Capital Account Liberalization and Inflation. *Economic Letters*, **77**(2), 221–225
https://doi.org/10.1016/s0165-1765(02)00137-4
Gurkaynak, R., Kisacikoglu, B., & Seek, l. S. (2022). Exchange Rate Inflation Under Weak Monetary Policy: Turkey Verifies Theory, *SSRN Electronic Journal*.
https://doi.org/10.2139/ssrn.4110158
Hausmann, R., Panizza, U., & Stein, E.H. (2000). Why Do Countries Float the Way They Float?, *Working Paper,* 418.
https://doi.org/10.18235/0010778
Krugman, P., Obstfeld, M., & Melitz, M.J. (2010). International Economics: Theory and Policy, Pearson University, Addison Wesley 9th Edition.
Ghosh, A.R., Gulde, A.M., & Wolf, H,. (2002). Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences, London, MIT Press Direct. http://dx.doi.org/10.7551/mitpress/2898.001.0001
Kydland, F. E. & Prescott, V. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, **50**(6), 1345-1370.
https://doi.org/10.2307/1913386
Mahmoudzadeh, M., & Sadeghi, S. (2016). Choosing the Optimal Currency System for Iran's Economy, DSGE Approach. *Economic Research*, **52**(1), 132-162. (In Persian)
Manzoor, D., & Taqipour, A. (2015). Formulation of a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Model for a Small Open Oil Exporting Economy; Subject of Study: Iran. *Economic Research and Policy Quarterly*, **23**(75), 44-7. (In Persian)
Mundell, R. A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates, *Canadian J of Economics and Political Science*, **29**(4): 475-485.
https://doi.org/10.2307/139336
Naveed Jamil, R., Adnan, M,. Abdul, M., & Zeeshan, M. (2023). Cross-culture - culture Study the Macro Variables and Its Impact on Exchange Rate Regims, *Future Business Journal*, Springer, **9**(1), 1-15.
https://doi.org/10.1186/s43093-023-00189-1
Nurkse, R. (1945). International Currency Experience: Lessons of the Inter-war Period*, International Affairs*, Oxford University Press **21**(3), 398-3999.
https://doi.org/10.2307/3018825
Obstfeld, M., & Roggoff, K. (1996). Foundations of International Macroeconomics. *Southern Economic Journal*, **64**(1), 337-350.
https://doi.org/10.2307/1061063

Obstfeld, M., Shambaugh, J.C,. & Taylor, A. M. (2005). The Trilemma in History: Tradeoffs among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility. *The Review of Economics and Statistics*, **87**(3), 423 -440. https://doi.org/10.1162/0034653054638300

Rajaei, H. A., Jalali Esfandabadi, A. & Zayendehroodi, M. (2021). Examining the Impact of Exchange Rate Fluctuations on the Output Gap and Inflation in the Iranian Economy Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Model. *published in the Economic Strategy Research Quarterly*, **9**(35), 263-292. (In Persian)

Samarina, A., Terpstra, M., & De Haan, J. (2014). Inflation Targeting and Inflation Performance: A Comparative Analysis. *Applied Economics*, **46**(10), 41–56. https://doi.org/10.1080/00036846.2013.829205

Shambaugh, J. (2004). The Effects of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, **119**. 301–352.

Smets, F., & Wouters, R. (2003). Monetary Policy in an Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, **1**, 1123–1175.

Solvi Tabar, Sh., & Jelali Nayini, A. (2014). Evaluation of Different Currency Regimes in a Small Open Economy. *Planning and Budget*. **12**(2), 3-23. (In Persian)

Setser, B. (2007). *The Case for Exchange Rate Flexibility in Oil- exporting Economie*s, Policy Brief, Peterson Institute for International Economics, PB07-8.

Tavakolian, H., & Afzali Abarghooyie, V. (2016). Comparing Macroeconomic Performance and Different Exchange Rate Regimes using a DSGE Approach. *Journal of Economic Research*, **16**(61), 81-125. (In Persian)

Valogo, M., Kwabena, D.E., Yusif, H,. & Baidoo, S. T. (2023). Effect of Exchange Rate on Inflation in the Inflation Target Framework: Is the Threshold Level Relevant?. *Research in Globalization*, **6**(21), 100-119. https://doi.org/10.1016/j.resglo.2023.100119

Wang, Y., Wang, Xin., Zhang, Z., Cui, Z., & Zhang, Y. (2023). Role of Fiscal and Monetary Policies for Economic Recovery in China. *Economic Analysis and Policy,* **17**(21), 51-63. https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.10.011

Yagci, F. (2001). Choice of Exchange Rate Regimes for Developing Countries, Africa Region *Working Paper*, 16.

Zhang, Z., & Wang, S. (2022). Do Actions Speak Louder Than Words? Assessing the Effects of Inflation Targeting Track Records on Macroeconomic Performance, *IMF Working Paper,* 22/227. https://doi.org/10.5089/9798400224287.001

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 41-75

Estimation of utilizing the output capacity of the manufacturing sector in Iran: Translog cost approach

Ali Ajdari[1], Sahar Bashiri[2], Hasan Heydari[*3]

Received: 24-10-2023 Accepted: 20-04-2024

Extended Abstract

Purpose: The main goal of this research is to evaluate the production capacity in Iran's manufacturing sector and analyze the amount of utilized capacity.

Methodology: One of the common methods for estimating the capacity used by industries is econometric modeling and translog cost function estimation. In this approach, the cost function of the manufacturing sector must be estimated first. Then, using that function, the amount of production corresponding to the minimum average cost (the cost of each production unit) is estimated. In the next step, the ratio of the actual production in the industries to the production corresponding to the minimum average cost is defined as the amount of the capacity used by the industries, which is called the Minimum Efficient Scale or MES based on the literature. This study benefits from the model proposed by Christensen and Green (1976). The time period of the study is 2002-2019, and the mentioned model is estimated for two-digit ISIC codes from 15 to 38; therefore, the research data have a panel structure.

Findings and Discussion: The results of Translog cost function estimation with the weighted least squares econometric method show that the utilization of the production capacity of the manufacturing sector has decreased since 2009. In the years 2015 and 2016, the capacity utilization was the least. This situation continued in 2018 and 2019. The capacity utilization rate in Iran's manufacturing sector during the period 2001-2019 was about 77% on average. Surveys at the level of industrial activities show that the production of medicine and pharmaceutical products, printing and reproduction industries, production of rubber and plastics, production of chemical substances, production of paper and paper products, leather industries, base metal production, and other non-metallic mineral industries are in a situation lower than their long-term capacity trend. In contrast to the industries of other articles not classified elsewhere,

[1]. Assistant Professor, PhD in Economics, Islamic Parliament Research Centre, Tehran, Iran.
E-mail: a.a.ajdari@gmail.com
[2]. Assistant Professor, Faculty of Economics, Hazrat-e Masoumeh University, Qom, Iran.
E-mail: sahar.bashiri01@yahoo.com
[3]. Corresponding Author. Assistant Professor, Faculty of Economics, Modares University, Tehran, Iran.
E-mail: hassan.heydari@modares.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 41-75

the textile industry, production of tobacco and tobacco products, production of various beverages, the clothing industry, and food industries have used nearly 80 percent or more of their capacity in the period under review. To compare the results of this study with those of similar local studies, there are general similarities with the current study in terms of methodology. It seems that similar studies have calculated the capacity gap of industries at a certain level of production using the calculation cost function, which corresponds to the level of Minimum Efficient Scale(MES) for the manufacturing sector. But this level of production has been assumed to be the same for all activities and in all years. Considering that the conditions of different industries are not the same from the technical and economic points of view, and that the prices of production factors are not the same among industries over time, The current study uses elasticity Scale 1 as the base point for calculating the capacity gap, rather than numbers for the optimal levels of production. For example, according to the results obtained at the level of activities with a two-digit ISIC code, the chemical industry and the production of petroleum products averagely used 73 and 79 percent of their optimal economic capacity during the period 2002-2019, respectively. The results of other studies such as Khodadad kashi (2007) in estimating the economies of scale in Iran at the level of 70% are more compatible with the results of the present study, which shows the significance of the results obtained.

Conclusions and Policy Implications: In general, it can be concluded that various economic, institutional and environmental problems in the field of production have caused a decrease in the capacity of industries in recent years. Most of these problems pertain to the instability in the price of raw materials and lack of proper access to raw materials or inputs. Production is concerned with such problems as providing liquidity and working capital, the burden imposed due to exchange rate fluctuations, instability in regulations, rules and executive procedures, increased production costs, and reduced purchasing power of consumers. According to the findings of this research, the most important policy to recommend is to emphasize the solving of the problems in the manufacturing sector, especially regarding the stability in the price of raw materials and ease of access to production inputs, which can be an effective step for further utilization of the manufacturing capacity in the country.

Keywords: Utilization Rate, Production Capacity, Manufacturing Sector, Translog Cost Function

JEL Classification: C01, C53, L52, L60.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۴۱-۷۵

برآورد نرخ استفاده از ظرفیت تولید در بخش صنایع کارخانه‌ای ایران: رویکرد تابع هزینه ترانسلوگ

علی اژدری[۱]، سحر بشیری[۲]، حسن حیدری*[۳]

دریافت: ۰۲-۰۸-۱۴۰۲ پذیرش: ۰۱-۰۲-۱۴۰۳

چکیده

هدف اصلی پژوهش، ارزیابی میزان استفاده از ظرفیت تولید در بخش صنایع کارخانه‌ای ایران با برآورد تابع هزینه ترانسلوگ است. نرخ استفاده از ظرفیت تولید، بعنوان سطحی از تولید تعریف می‌شود که در آن منحنی متوسط هزینه کل کوتاه‌مدت و منحنی متوسط هزینه کل بلندمدت بر یکدیگر مماس می‌شوند. طبق برآورد تابع هزینه ترانسلوگ با روش حداقل مربعات وزنی، نرخ استفاده از ظرفیت تولیدی صنایع کارخانه‌ای از سال ۱۳۸۸ دچار افت شد، در ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ با کمترین میزان بهره‌برداری مواجه شد و این وضعیت در ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ نیز تداوم پیدا کرد. نرخ استفاده از ظرفیت در صنایع کارخانه‌ای ایران طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۸ بطور میانگین حدود ۷۷ درصد بود. بررسی‌ها در سطح رشته فعالیت‌های صنعتی گویای این حقیقت است که صنایع «تولید دارو و فرآورده‌های دارویی»، «چاپ و تکثیر»، «تولید لاستیک و پلاستیک»، «تولید مواد شیمیایی»، «تولید کاغذ و فرآورده‌های کاغذی»، «تولید چرم»، «تولید فلزات پایه» و «تولید سایر فرآورده‌های معدنی غیر فلزی» در وضعیتی قرار دارند که پایین‌تر از روند بلندمدت استفاده از ظرفیت است. در مقابل، صنایع «تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر»، «تولید منسوجات»، «تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو»، «تولید انواع آشامیدنی‌ها»، «تولید پوشاک» و «تولید صنایع غذایی» نزدیک به ۸۰ درصد از ظرفیت و حتی بیشتر را استفاده کرده‌اند. مشکلات اقتصادی، نهادی و محیطی در حوزه تولید سبب کاهش استفاده از ظرفیت در سال‌های اخیر شده و مهمترین توصیه سیاستی تاکید بر رفع مشکلات صنایع کارخانه‌ای بویژه در زمینه ثبات در قیمت مواد اولیه و سهولت دسترسی به نهاده‌های تولید است.

واژگان کلیدی: نرخ استفاده، ظرفیت تولید، صنایع کارخانه‌ای، تابع هزینه ترانسلوگ.

طبقه‌بندی JEL: C01, C53, L52, L60

۱. استادیار مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دکتری اقتصاد، تهران، ایران. a.a.ajdari@gmail.com

۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه حضرت معصومه(س)، تهران، ایران. sahar.bashiri01@yahoo.com

۳. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. hassan.heydari@modares.ac.ir

۱- مقدمه

اندازه‌گیری میزان استفاده از ظرفیت تولید، در بحث تحلیل اقتصادی تجربی سابقه دیرینه دارد و اغلب برای کمک به توضیح رفتار سرمایه‌گذاری، تغییرات بهره‌وری، تورم ناشی از فشار هزینه، رفتار موجودی و در مجموع به عنوان شاخص‌های قدرت تقاضای کل مورد استفاده قرار می‌گیرد. با این حال ویژگی مشترک بسیاری از معیارهای جایگزین اندازه‌گیری ظرفیت تولید، این است که استخراج و برآورد آن‌ها به جای اینکه بر اساس یک مبانی نظری صریح باشد تا حد زیادی یک راه حل خاص و موردی[1] است (برندت و هسه[2]، ۱۹۸۶). در مقالات مختلفی از جمله کریستنسن و همکاران[3] (۱۹۷۵ و ۱۹۷۳)، برندت و کریستنسن[4] (۱۹۷۳)، کریستنسن و گرین[5] (۱۹۷۶)، دیورت و ولز[6] (۱۹۸۷)، هالی و اسمیت[7] (۱۹۸۹)، ماس و همکاران[8] (۲۰۰۳)، کیت و ژائو[9] (۲۰۰۹)، دیورت[10] (۲۰۲۳) میزان استفاده از ظرفیت تولید با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ و مفهوم حداقل مقیاس کارا (MES)[11] برای صنایع مختلف برآورد شده است. حداقل مقیاس کارا یا MES در اقتصاد خرد به سطح تولیدی اطلاق می‌شود که در آن یک شرکت می‌تواند کالا یا خدمات را با کمترین میانگین هزینه کل، تولید کند. این بدان معنی است که شرکت در کارآمدترین سطح خود از نظر تولید عمل می‌کند. در حداقل مقیاس کارا، بنگاه می‌تواند از صرفه‌جویی در مقیاس استفاده کند، این مزیت‌های هزینه‌ای است که یک بنگاه می‌تواند با افزایش سطح تولید خود به آن دست یابد. زمانی که یک بنگاه در حداقل مقیاس کارای خود فعالیت می‌کند، قادر است کالاها یا خدمات را با هزینه کمتر برای هر واحد، تولید کند که این امر باعث افزایش سود بنگاه خواهد شد. این همچنین می‌تواند بنگاه را در بازار رقابتی‌تر کند، زیرا می‌تواند قیمت‌های پایین‌تری را به مصرف‌کنندگان ارائه دهد. با این حال، اگر یک بنگاه در سطح کمتر از حداقل مقیاس کارای خود عمل کند، ممکن است نتواند از صرفه‌جویی در مقیاس استفاده کامل کند و هزینه‌های بالاتری را متحمل خواهد شد.

---

1. Ad Hoc
2. Berndt & Hesse (1986)
3. Christensen et al. (1973, 1975)
4. Berndt & Christensen (1973)
5. Christensen & Greene (1976)
6. Deiwert & Wales (1987)
7. Holly & Smith (1989)
8. Moss et al. (2003)
9. McLaren & Zhao (2009)
10. Diewert (2023)
11. Minimum Efficient Scale

از سوی دیگر، اگر بنگاه بالاتر از حداقل مقیاس کارای خود عمل کند، ممکن است بازدهی کاهشی نسبت به مقیاس را تجربه کند که می‌تواند به هزینه‌های بالاتر منجر شود. درک و عملکرد در حداقل مقیاس کارا برای بنگاه‌ها به منظور بهینه‌سازی تولید و به حداکثر رساندن سودآوری مهم است. همچنین پیامدهایی برای ساختار بازار و رقابت دارد، زیرا بنگاه‌هایی که در حداقل مقیاس کارای خود فعالیت می‌کنند ممکن است نسبت به شرکت‌های کوچکتر مزیت رقابتی داشته باشند.

بخش صنعت یکی از ارکان مهم اقتصاد ایران و همچنین یکی از بخش‌های تاثیرگذار در رشد اقتصادی است. یکی از عوامل موفقیت در رشد اقتصادی، توجه به کارآمدی واحدهای صنعتی است. رشد اقتصادی در ایران نیز مستلزم توجه جدی به رشد بخش صنعت است. رشد اقتصادی از طریق افزایش سرمایه‌گذاری به صورت ایجاد واحدهای جدید یا توسعه واحدهای موجود محقق می‌شود، با این حال، یکی از راهکارهای تحریک رشد اقتصادی، تلاش برای بهره‌برداری بیشتر از ظرفیت‌های موجود صنایع و در نتیجه افزایش بهره‌وری است. از جمله مشکلات در بخش صنعت ایران، عدم استفاده از صرفه‌های اقتصادی یا مقیاس اقتصادی است. تا زمانی که ظرفیت‌های موجود به درستی بهره‌برداری نشوند، ایجاد ظرفیت‌های تولیدی جدید، فاقد معنی‌داری لازم است. از این رو، ارزیابی وضعیت ظرفیت تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران و تحلیل میزان ظرفیت بهره‌برداری نشده آن‌ها ضروری و بسیار حائز اهمیت است. برخی از مطالعات در ایران (یوسفی و همکاران[1]، ۱۳۹۳ و حافظی بیرگانی و همکاران[2]، ۱۴۰۰) به بررسی وضعیت استفاده از ظرفیت تولیدی در صنایع کارخانه‌ای ایران پرداختند. نتایج این مطالعات، بیان‌گر استفاده کمتر از ظرفیت تولید در صنایع کشور به جز صنایع پتروشیمی است. با توجه به این توضیحات، هدف مقاله حاضر، بررسی و برآورد نرخ استفاده از ظرفیت تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران است. از این رو، سئوالات مهم پژوهش این است که صنایع کارخانه‌ای ایران به چه میزان از ظرفیت‌های تولیدی خود استفاده می‌کنند؟ و آیا میزان استفاده از ظرفیت در صنایع کارخانه‌ای ایران مشابه همدیگر است یا بین آن‌ها تفاوت وجود دارد؟ یافته‌های این پژوهش می‌تواند در ارائه تصویری از وضعیت ظرفیت‌های تولیدی در صنایع کارخانه‌ای ایران برای برنامه‌ریزی صنعتی جهت افزایش تولید و بهره‌گیری کارآمدتر از ظرفیت بهینه واحدهای تولیدی، مفید واقع شود.

[1]. Yousefi et al. (2014)
[2]. Hafezi Birgani et al. (2021)

وجه تمایز پژوهش حاضر با بقیه پژوهش‌های مشابه که از روش‌شناسی یکسان و از تابع هزینه ترانسلوگ استفاده کرده‌اند، روش محاسبه شکاف ظرفیت است. در مقاله حاضر، با توجه به اینکه شرایط صنایع مختلف از نظر فنی و اقتصادی یکسان نیست و از سوی دیگر، قیمت عوامل تولید نیز بین صنایع و نیز در طول زمان یکسان نیست، از انتخاب یک سطح یکسان به عنوان سطح تولید متناظر با مقیاس کارا اجتناب شده است و به جای آن، نقطه حداقل مقیاس کارا به عنوان ظرفیت اقتصادی در نظر گرفته شده است. با توجه به اینکه این نقطه نیز می‌تواند تحت تاثیر شرایط اقتصادی و نیز تفاوت بین صنایع مختلف تغییر کند، پس به جای در نظر گرفتن اعدادی برای سطوح بهینه تولید، کشش مقیاس با عدد یک به عنوان نقطه مبنا برای محاسبه شکاف ظرفیت در نظر گرفته شده است.

در بخش دوم این مقاله، مبانی نظری، در بخش سوم، روش تحقیق و توصیف داده‌ها و در ادامه در بخش چهارم، سابقه تحقیق ارائه می‌شود. در بخش پنجم، برآورد نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی در بخش صنایع کارخانه‌ای کشور و در نهایت در بخش ششم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

رشد اقتصادی ناشی از صنعتی شدن با اثرات تکاثری و هم‌افزایی که بر اقتصاد کشورها و ساختار تولیدی آن‌ها می‌گذارد؛ به ارتقای سطح زندگی و توسعه فعالیت‌های اقتصادی منجر می‌شود. بخش صنعت در مقایسه با فعالیت‌های سنتی، امکانات سریع‌تری را برای پیشرفت فناوری در فرآیند-های تولید فراهم می‌کند (ناجی میدانی و همکاران[1]، ۱۳۹۴: ۲۹). در واقع رشد و توسعه، بیشتر از طریق بخش‌هایی صورت می‌گیرد که با داشتن روابط با بخش‌های بالادستی (پیشین) و بخش‌های پایین دستی (پسین) موجبات رشد فعالیت‌های تولیدی و در نتیجه رشد اشتغال، درآمد و توسعه را فراهم می‌سازند. ارتباطات پسین و پیشین بسیار قوی بین بخش صنعت و معدن و سایر بخش‌های اقتصاد از جمله کشاورزی، نفت، انرژی و ساختمان وجود دارد؛ از این رو قلمرو فعالیت بخش صنعت و اثرگذاری آن فراتر از یک بخش بوده و با بکارگیری فعالیت‌های بخش خدمات، گسترده‌تر نیز می‌شود (بختیاری و دهقانی‌زاده[2]، ۱۳۹۲: ۷۱).

[1]. Naji Meidani et al. (2015)
[2]. Bakhtiari et al. (2013)

بخش صنعت ایران بر اساس آمار حساب‌های ملی سال ۱۴۰۰ مرکز آمار ایران، سهمی بالغ بر ۱۸/۶ درصد[۱] از ارزش‌افزوده به قیمت جاری را به خود اختصاص داده است. با توجه به اهمیت و نقش صنعت در رشد و توسعه اقتصاد کشور، ایجاد بستر و زیرساخت‌های لازم و کافی از منظر سیاست‌های حوزه کلان، کمک شایانی به رشد و توسعه این بخش می‌کند. استفاده بهینه از ظرفیت‌های تولیدی، موجب ارتقاء کارآیی و بهره‌وری و افزایش تولید و اشتغال شده و در نهایت هزینه و قیمت تمام شده محصولات را کاهش می‌دهد. در خصوص «نرخ استفاده از ظرفیت تولید»[۲] تعاریف و روش‌های مختلفی ارائه شده است (افروز و رای[۳]، ۱۹۷۶: ۲۸۰). بطور ساده، ظرفیت تولید را می‌توان حداکثر سطح تولید ممکن برای یک بنگاه یا جایی که نسبت سرمایه به تولید در حداقل قرار داشته باشد تعریف کرد (فیلیپس[۴]، ۱۹۶۳ و ۱۹۷۰: ۶۶). کلین[۵] (۱۹۶۰)، فریدمن[۶] (۱۹۶۳) و هیکمن[۷] (۱۹۶۴) تعریف دیگری ارائه می‌کنند. از نظر آن‌ها ظرفیت بهینه تولید، جایی است که منحنی‌های هزینه متوسط کوتاه‌مدت و بلندمدت با هم مماس باشند[۸]. اگر تکنولوژی بازده ثابت به مقیاس را نشان دهد، هزینه متوسط بلندمدت، افقی خواهد بود و سطح ظرفیت تولید بهینه تعریف می‌شود. در این حالت نقطه مینیمم هزینه متوسط کوتاه‌مدت و بلندمدت با هم مماس خواهند بود و نقطه ظرفیت بهینه تولید به درستی تعریف می‌شود. این موضوع کمک می‌کند که ظرفیت بهینه تولید در کوتاه‌مدت نیز تعیین شود.

اولین مطالعه روی مفهوم اقتصادی نرخ استفاده از ظرفیت، توسط کاسل[۹] (۱۹۳۷) انجام شد که ظرفیت تولیدی یک بنگاه را به عنوان سطحی از تولید منطبق بر نقطه مینیمم منحنی هزینه بلندمدت بنگاه تعریف کرد. کاسل، کمک قابل توجهی به این ادبیات کرد زیرا مفهومی از ظرفیت

---

۱. حساب‌های ملی فصلی از سال ۱۳۸۵ تا پاییز ۱۴۰۱، مرکز آمار ایران

2. Output Capacity Utilization Rate
3. Afroz & Roy (1976)
4. Philips (1963, 1970)
5. Klein (1960)
6. Friedman (1963)
7. Hickman (1964)

۸. لازم به توضیح است که بررسی مقیاس بهینه به اطلاعات بیشتری از صنایع از جمله شرایط تقاضا و اطلاعات فنی تابع تولید نیز نیاز دارد، اما به دلیل عدم دسترسی به همه این اطلاعات یا پیچیدگی بیش از حد موضوع، در ادبیات اقتصاد صنعتی و اقتصاد مدیریت به این نقطه، حداقل مقیاس کارا (Minimum efficient scale) گفته می‌شود. برای مطالعه بیشتر، رجوع شود به منبع زیر:

Dranove, D., Besanko, D., Shanley, M., and Schaefer, S. (2017)., "Economics of Strategy", 7th Edition, Willey.

9. Cassell (1937)

تولیدی را به وضوح بر اساس تئوری بنیادین توابع هزینه و تولید پیشنهاد داد. کلین (۱۹۶۰) اشاره می‌کند که روش اندازه‌گیری پیشنهادی کاسل از ظرفیت تولید به لحاظ تجربی در شرایط خاص و موردی قابل استفاده است چون منحنی‌های متوسط هزینه بلندمدت بشکل L تمایل دارند و بنابراین تعیین دقیق نقطه مینیمم متوسط هزینه بلندمدت دشوار خواهد بود و این مفهوم کاسل باید اصلاح شود. بر اساس پیشنهاد کلین (۱۹۶۰)[1] و هیکمن (۱۹۶۴)[2] و برخی محققین، ظرفیت تولید را به عنوان سطحی از تولید تعریف کردند که در آن منحنی متوسط هزینه کل کوتاه‌مدت (SAC) و منحنی متوسط هزینه کل بلندمدت (LAC) بر یکدیگر مماس می‌شوند. تحت شرایط بازده ثابت نسبت به مقیاس، ظرفیت تولید منطبق بر آن سطحی از تولید است که متناظر با نقطه مینیمم منحنی متوسط هزینه کل کوتاه‌مدت است. این اعتقاد وجود داشت که از آن‌جا که ظرفیت تولید ذاتاً یک مفهوم کوتاه‌مدت است، لازم است چارچوب مدل‌سازی، محدودیت‌های کوتاه‌مدت را که بنگاه‌های تولیدی با آن‌ها مواجه هستند نیز در برگیرد. این نکته مهم است که در زمان ارزیابی کلین (۱۹۶۰)، نظریه مدرن دوگانگی یا دوالیتی[3] هنوز توسعه پیدا نکرده بود و بعدا در مطالعات تجربی زیادی، توابع هزینه و تولید بر اساس نظریه مدرن دوالیتی در ادبیات ظاهر شد. کار گسترده یورگنسون و همکارانش (۱۹۷۵)[4] همگی مبتنی بر مدل‌هایی است که در آن‌ها همه مولفه‌های ورودی به مدل متغیر هستند و هیچ تمایزی بین منحنی‌های متوسط هزینه کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود ندارد. در مقالات مختلفی از جمله کریستنسن و همکاران[5] (۱۹۷۵ و ۱۹۷۳)، برندت و کریستنسن[6] (۱۹۷۳)، کریستنسن و گرین[7] (۱۹۷۶)، دیورت و ولز[8] (۱۹۸۷)، هالی و اسمیت[9] (۱۹۸۹)، ماس و همکاران[10] (۲۰۰۳)، مک لارن و ژائو[11] (۲۰۰۹)، دیورت[12] (۲۰۲۳) و ... تابع هزینه ترانسلوگ تصریح و برآورد شده است.

1. Klein (1960)
2. Hickman (1964)
3. Modern Theory of Duality
4. Jorgenson et al. (1975)
5. Christensen et al. (1973, 1975)
6. Berndt & Christensen (1973)
7. Christensen & Greene (1976)
8. Deiwert & Wales (1987)
9. Holly & Smith (1989)
10. Moss et al. (2003)
11. McLaren & Zhao (2009)
12. Diewert (2023)

در ادبیات صنعتی، اصطلاح حداقل مقیاس کارا[1] (MES) یا مقیاس کارای تولید به نقطه‌ای گفته می‌شود که متناظر با حداقل میزان تولیدی است که در آن هزینه‌های متوسط بلندمدت به حداقل می‌رسند. در حقیقت، این نقطه عبارتست از نقطه‌ای که در آن بنگاه به نقطه پایان صرفه‌های مقیاس خود رسیده و از تمام صرفه‌های مقیاس بهره‌برداری کرده است و از این نقطه به بعد صرفه‌های ناشی از افزایش مقیاس وجود نخواهد داشت[2]. نقطه حداقل مقیاس کارا با توجه به تعریفی که از آن ارائه شد متناظر با نقطه‌ای است که کشش هزینه‌ای تولید به عدد ۱ رسیده است. اگر کشش هزینه‌ای تولید به صورت زیر تعریف شود:

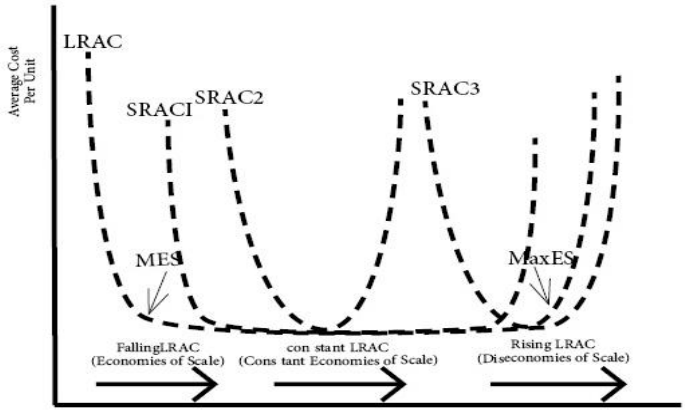
$$E_{c,q} = \frac{dlnC}{clnQ}$$

که در آن C عبارتست از هزینه کل تولید و Q عبارتست از میزان تولید. در این صورت، در منطقه قبل از حداقل مقیاس کارا، کشش هزینه‌ای تولید که به کشش مقیاس نیز معروف است، کمتر از ۱ خواهد بود، زیرا در این منطقه منحنی هزینه متوسط بلندمدت نزولی بوده و در نتیجه با افزایش میزان تولید، هزینه متوسط کاهش می‌یابد. به بیان دیگر، در این منطقه سرعت افزایش هزینه کمتر از سرعت افزایش تولید است که علت آن، وجود صرفه‌های مقیاس است. در نقطه متناظر با حداقل مقیاس کارا، کشش مقیاس دقیقا عدد ۱ است و بعد از آن به دلیل ورود به ناحیه عدم صرفه‌های مقیاس، کشش مقیاس از عدد ۱ بزرگتر می‌شود، یعنی با افزایش تولید، هزینه‌ها بیشتر افزایش می‌یابند.

همان‌گونه که در شکل (۱) نشان داده شد، منحنی هزینه متوسط بلندمدت (LRAC) بعنوان منحنی پوش، دربرگیرنده بی‌نهایت منحنی هزینه متوسط کوتاه‌مدت (SRAC) است. منحنی هزینه متوسط کوتاه‌مدت در یک نقطه بر منحنی هزینه متوسط بلندمدت مماس می‌شود. شکل منحنی هزینه متوسط بلندمدت (LRAC) وجود یا عدم وجود حداقل مقیاس کارا یا MES را نشان می‌دهد. در شکل زیر از منحنی U شکل کشیده معمولی برای منحنی هزینه متوسط بلندمدت استفاده شد و نقاط MES و MaxES نشان داده شد. با این حال منحنی هزینه متوسط بلندمدت می‌تواند L شکل یا حتی به صورت پیوسته به سمت پایین شیب‌دار باشد که در چنین حالتی واقعا MES وجود ندارد. در حالت بازده ثابت نسبت به مقیاس MES وجود دارد. بنابراین منحنی هزینه متوسط بلندمدت معمولا

[1]. Minimum Efficient Scale
[2]. David et al (2017)

L شکل یا U شکل کشیده خواهد بود. شکل L منحنی هزینه متوسط بلندمدت، فرض می‌کند که صرفه‌جویی در مقیاس بتدریج کاهش می‌یابد و در نهایت از بین می‌رود در حالی که شکل U آن مستلزم ظهور عدم صرفه‌های ناشی از مقیاس است (کاسلیمی و همکاران[1]، ۲۰۱۱).



شکل ۱: نمایش منحنی‌های هزینه بلندمدت و کوتاه‌مدت و حداقل مقیاس کارا (MES)

منبع: کاسلیمی و همکاران (۲۰۱۱)

۳- روش تحقیق و توصیف داده‌ها

۳-۱- متدولوژی تحقیق

در این مقاله از مدل تصریح شده کریستنسن و گرین (۱۹۷۶) استفاده شده است. کریستنسن و گرین (۱۹۷۳) در صفحات ۶۵۹ تا ۶۶۱ مقاله خود از تابع هزینه ترانسلوگ کریستنسن، جورگنسون و لاو (۱۹۷۳ و ۱۹۷۱) استفاده کرده‌اند که به صورت زیر تصریح شده است:

Model A:

$$\ln C = \alpha_0 + \alpha_y \ln y + \frac{1}{2}\gamma_{yy}(\ln y)^2 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2}\sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum_i \gamma_{yi} \ln y \ln p_i$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

C = هزینه کل

[1]. Kaselimi et al. (2011)

y = تولید

p_i = قیمت عوامل یا نهاده‌های تولید

به منظور تطابق تابع تولید خوش رفتار، یک تابع هزینه باید نسبت به قیمت‌ها همگن از درجه یک باشد یعنی برای سطح مشخصی از تولید، تابع هزینه کل باید به طور متناسب افزایش یابد وقتی که تمام قیمت‌ها افزایش می‌یابند. این بدین مفهوم ضمنی است که روابط (۱)، (۲) و (۳) باید بین پارامترها برقرار باشد:

$$\sum_i \alpha_i = 1 \qquad (۱)$$

$$\sum_i \gamma_{yi} = 0 \qquad (۲)$$

$$\sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \sum_j \gamma_{ij} = 0 \qquad (۳)$$

تابع تقاضای مشتقه برای عوامل یا نهاده‌های تولید با دیفرانسیل جزیی تابع هزینه با توجه به قیمت نهاده‌ها بصورت رابطه (۴) قابل محاسبه خواهد بود:

$$\frac{\partial c}{\partial p_i} = x_i \qquad (۴)$$

این نتیجه که به عنوان لم شفارد[1] نامیده می‌شود به آسانی به فرم لگاریتمی تابع هزینه ترانسلوگ قابل ارایه است:

$$\frac{\partial \ln c}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i x_i}{c} = s_i \qquad (۵)$$

s_i بیان‌گر سهم هزینه‌ای نهاده iام است. تابع هزینه ترانسلوگ، معادلات سهم هزینه را بدست می‌دهد:

$$s_i = \alpha_i + \gamma_{yi} \ln y + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j \qquad (۶)$$

اوزاوا[2] (۱۹۶۲) نشان داد که کشش‌های جانشینی جزیی آلن[3] (۱۹۳۸) از روی تابع هزینه به صورت رابطه (۷) قابل محاسبه است:

$$\sigma_{ij} = \frac{cc_{ij}}{c_i c_j} \qquad (۷)$$

c بیانگر دیفرانسیل جزیی تابع هزینه نسبت به قیمت نهاده‌های تولید است. برای تابع هزینه ترانسلوگ رابطه (۸) برقرار است:

$$\sigma_{ij} = \frac{(\gamma_{ij} + s_i s_j)}{s_i s_j} \qquad (۸)$$

---

1. Shephard (1953)
2. Uzawa (1962)
3. Allen (1938)

$$\sigma_{ij} = \frac{[\gamma_{ij} + s_i(s_i - 1)]}{{s_i}^2} \quad , \quad i \neq j$$

کشش قیمتی تقاضا برای نهاده iام تولید به صورت رابطه (۹) است:

$$\eta_i = \sigma_{ii} s_i \qquad (۹)$$

صرفه‌های مقیاس[1] یا مقیاس اقتصادی معمولا بصورت افزایش در تولید در نتیجه یک افزایش متناسب در تمام نهاده‌های تولید تعریف می‌شود. هانوچ[2] (۱۹۷۵) به این اشاره دارد که مناسب‌تر است که صرفه‌های مقیاس بوسیله روابط بین هزینه و تولید کل در طول مسیر توسعه[3] تعریف شود، جایی که قیمت‌های نهاده ثابت و هزینه‌ها در سطحی از تولید مینیمم شده است. یک روش طبیعی برای بیان صرفه‌های مقیاس، افزایش متناسب در هزینه در نتیجه یک افزایش کوچک متناسب در سطح تولید یا همان تعبیر کشش هزینه کل نسبت به تولید است. صرفه‌های مقیاس (SCE) یا شکاف نسبت به حداقل مقیاس کارا به صورت رابطه (۱۰) قابل تعریف است:

$$SCE = 1 - \frac{\partial \ln c}{\partial \ln y} \qquad (۱۰)$$

بر این اساس برای صرفه‌های مقیاس مثبت، اعداد مثبت و برای صرفه‌های مقیاس منفی، اعداد منفی بدست می‌آید. علاوه براین SCE یک تفسیر عمومی بر حسب درصد دارد.

۳-۲- توصیف داده‌ها

بازه زمانی مطالعه، سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۱ را شامل می‌شود و مدل مذکور برای کدهای دو رقمی ISIC از کد ۱۵ تا ۳۸ برآورد می‌شود، بنابراین، داده‌های تحقیق ساختار پنل دارند. تعریف عملیاتی متغیرهای تحقیق به ازای هر کد دو رقمی آیسیک به این صورت خواهد بود:

Cost عبارت است از هزینه کل تولید واحدهای صنعتی (بر حسب میلیون ریال) که از مجموع هزینه پرداختی بابت نهاده‌های تولید (اعم از مواد و تجهیزات مصرفی)، هزینه پرداختی بابت جبران خدمات کارکنان (به صورت دستمزد و سایر پرداختی‌ها به نیروی کار) و هزینه پرداختی بابت خدمات صنعتی بدست می‌آید.

Sale عبارت است از ارزش فروش محصولات صنعتی (بر حسب میلیون ریال).

L عبارت است از تعداد کل کارکنان در کد دو رقمی آیسیک مورد نظر در هر سال.

---

[1]. Economies of Scale
[2]. Hanoch (1975)
[3]. Expansion Path

Wage عبارت است از میزان دستمزد متوسط پرداختی به ازای هر نفر از کارکنان در هر کد دو رقمی آیسیک. برای بدست آوردن دستمزد پرداختی، جبران خدمات کارکنان بر تعداد کارکنان در همان صنعت تقسیم شده است.

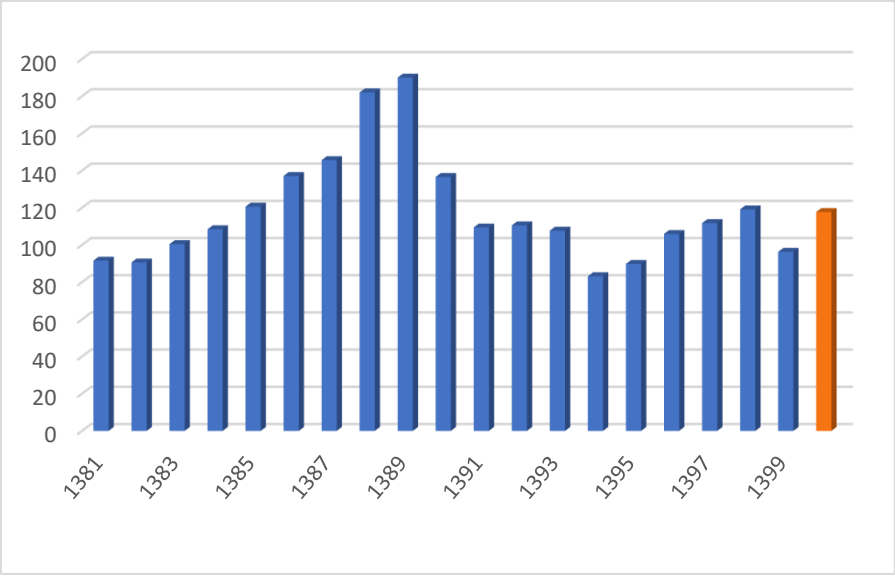
Pe عبارت است از شاخص قیمت انرژی. برای بدست آوردن این شاخص، ابتدا قیمت انرژی مصرفی برای هر سال اعم از انواع سوخت (بنزین، گازوئیل، نفت کوره، نفت سفید، زغال‌سنگ) و همچنین قیمت برق صنعتی از طریق ترازنامه انرژی استخراج شده است. سپس برای وزن دهی سبد قیمت انرژی مصرفی بخش صنعت، سهم هزینه پرداختی برای هر یک از این حامل‌های انرژی در هر سال در بخش صنعت محاسبه شده است و در نهایت این سهم‌ها در قیمت‌های مربوطه ضرب شده و شاخص قیمت سبد انرژی مصرفی برای بخش صنعت محاسبه شده است.

R عبارت است از نرخ سود مورد انتظار تسهیلات پرداختی به بخش صنعت (در واقع نرخ سود وام‌های پرداختی به بخش صنعت).

P عبارت است از شاخص ضمنی تعدیل کننده ارزش‌افزوده هر کدام از کدهای دو رقمی صنعت که بر اساس آن ارزش‌افزوده جاری هر کد دو رقمی به ارزش‌افزوده به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ تبدیل می‌شود.

یکی از شاخص‌هایی که می‌تواند به عنوان شاخصی از میزان ظرفیت تولیدی صنعت استفاده شود، نسبت ارزش محصولات تولیدی صنعتی به تعداد بنگاه است. در حقیقت این شاخص نشان‌دهنده متوسط ارزش تولیدات صنعتی (به قیمت‌های ثابت) به ازای هر بنگاه است. نمودار (۱) نشان‌دهنده نسبت ارزش محصولات تولیدی صنعتی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ به تعداد بنگاه‌ها برای کل صنعت برای دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۱ و همچنین متوسط آن برای کل دوره است. این شاخص در دوره مورد مطالعه به طور متوسط برابر ۱۱۸ میلیارد ریال (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰) به ازای هر کارگاه صنعتی بوده است یعنی هر کارگاه صنعتی بطور متوسط سالانه ۱۱۸ میلیارد ریال محصولات صنعتی تولید کرده است. نسبت ارزش تولیدات (به قیمت ثابت) به تعداد بنگاه‌ها بعد از یک روند افزایشی تا سال ۱۳۸۹، تا سال ۱۳۹۴ کاهش یافته و از این سال به بعد تا سال ۱۳۹۸ افزایشی شده است. در سال ۱۳۹۹ ارزش محصولات تولیدی صنعتی حقیقی به ازای هر کارگاه صنعتی با ۲۳ میلیارد ریال کاهش به ۹۶ میلیارد ریال رسیده است. این شاخص به طور کلی نشان می‌دهد که در

سال‌های دهه ۱۳۹۰ نسبت به دهه ۱۳۸۰ ظرفیت‌های تولیدی بخش صنعت کاهش یافته است که این موضوع موید رکودی بلندمدت در بخش صنعت ایران است.

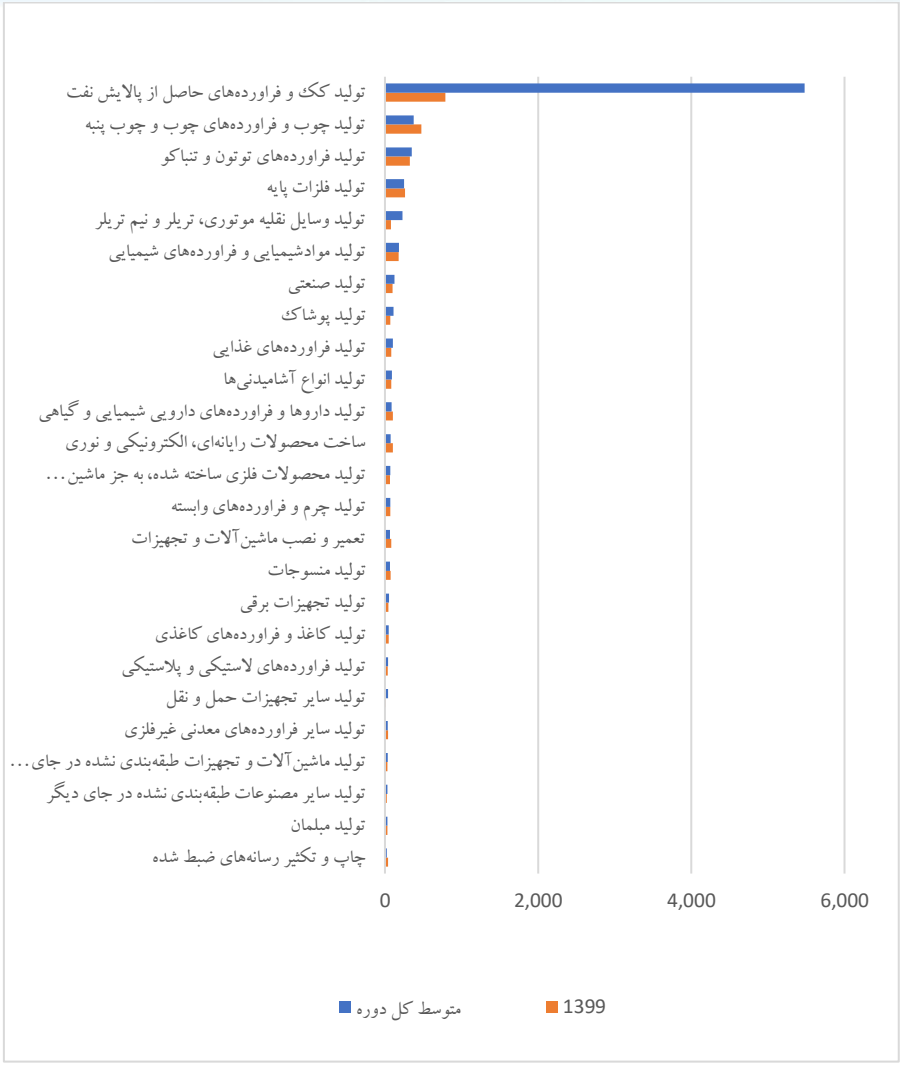


نمودار ۱: نسبت ارزش محصولات تولیدی صنعتی (ستانده) به تعداد بنگاه در دوره ۱۳۹۹-۱۳۸۱ (میلیارد ریال به قیمت ثابت ۱۳۹۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق بر اساس آمار کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر مرکز آمار ایران.

بررسی نسبت ارزش محصولات تولیدی صنعتی (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) به ازای هر بنگاه در بین صنایع مختلف (نمودار ۱) مبین آن است که صنایع "تولید کک و فراورده‌های حاصل از پالایش نفت"، صنایع "تولید چوب و فراورده‌های چوب و چوب پنبه"، صنایع "تولید محصولات از توتون و تنباکو"، صنایع "تولید فلزات پایه"، صنایع "تولید پوشاک"، صنایع "تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم‌تریلر" و صنایع "تولید مواد شیمیایی و فراورده‌های شیمیایی" به ترتیب بیشترین ارزش تولیدات صنعتی نسبت به بنگاه را داشته‌اند. این امر نشان‌دهنده این است که در این صنایع، بنگاه‌ها ارزش بیشتری تولید می‌کنند و مقیاس‌های بزرگتری دارند. در مقابل، صنایع "چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده"، صنایع "تولید مبلمان"، صنایع "تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر"، صنایع "تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر"، صنایع "تولید سایر فراورده‌های معدنی غیر فلزی"، صنایع "تولید سایر تجهیزات حمل و نقل"، صنایع "تولید

فراورده‌های لاستیکی و پلاستیکی" و صنایع "تولید کاغذ و فراورده‌های کاغذی" کمترین میزان ارزش محصولات تولیدی صنعتی نسبت به تعداد بنگاه را به خود اختصاص داده‌اند. در سال ۱۳۹۹ این نسبت برای صنایع "تولید کک و فراورده‌های حاصل از پالایش نفت"، صنایع "تولید فراورده‌های توتون و تنباکو"، صنایع "تولید پوشاک"، صنایع "تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم‌تریلر"، صنایع "تولید مواد شیمیایی و فراورده‌های شیمیایی"، صنایع "تولید انواع آشامیدنی‌ها"، صنایع "تولید فراورده‌های غذایی"، صنایع "تولید محصولات فلزی ساخته شده به جز ماشین‌آلات و تجهیزات"، صنایع "تولید چرم و فراورده‌های وابسته"، صنایع "تولید سایر تجهیزات حمل و نقل"، صنایع "تولید تجهیزات برقی"، صنایع "تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر"، صنایع "تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر"، صنایع "تولید مبلمان" و صنایع "تولید فراورده‌های لاستیکی و پلاستیکی" در مقایسه با متوسط دوره مورد مطالعه کمتر بوده است که بیانگر کاهش میزان تولید این صنایع نسبت به مقیاس‌های بلندمدت آن‌هاست. تبعات اقتصادی، نهادی و محیطی شوک‌های ارزی و قیمتی و تحریم‌های اقتصادی و مشکلات زنجیره عرضه و بی‌ثباتی قیمت مواد اولیه، می‌توانند از مهمترین دلایل کاهش خلق ارزش در این صنایع باشند.



نمودار ۲: نسبت ارزش محصولات تولیدی صنعتی (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) به تعداد بنگاه به تفکیک کد آیسیک فعالیت صنعتی (سال ۱۳۹۹ در مقایسه با متوسط دوره ۱۳۹۹-۱۳۸۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق بر اساس آمار کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر مرکز آمار ایران.

٤- سابقه تحقیق

برندت و هسه (۱۹۸۶) در مطالعه‌ای تحت عنوان «اندازه‌گیری و ارزیابی نرخ استفاده از ظرفیت بخش صنایع کارخانه‌ای ۹ کشور[1] عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)» یک تابع هزینه متغیر کوتاه‌مدت ترانسلوگ را تصریح و تخمین زده‌اند که در آن مولفه‌های برق، سوخت و نیروی کار، مولفه‌های متغیر و سرمایه مولفه ثابت هستند. نتایج این پژوهش نشان داد، صنایع این کشورها در اوایل دهه ۸۰ از ظرفیت اضافی بالایی برخوردار بودند در حالی که پیامد هزینه متوسط (AC) ظرفیت مازاد در دهه ۶۰ در حد متوسط بود. همچنین نشان دادند افزایش قیمت برق و سوخت تاثیر کمی بر نرخ استفاده از ظرفیت تولید نسبت به نیروی کار و سرمایه دارد.

عزیز[2] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای تحت عنوان «بهره‌برداری از ظرفیت بهینه صنایع در هند برای دوره ۱۹۹۶-۱۹۷۴» یک تابع هزینه کوتاه‌مدت ترانسلوگ را تخمین زد که مقید به رفتار بهینه‌سازی اقتصادی شرکت‌ها برای محاسبه تولید بهینه است. نتایج این پژوهش نشان داد دامنه وسیعی از نرخ استفاده از ظرفیت‌های نصب شده به وضوح سطوح بهره‌برداری حقیقی اقتصادی را کمتر از حد تخمین زده‌اند.

بولوک و کوچ[3] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای با عنوان «تقاضای برق در بخش صنایع کارخانه‌ای ترکیه» از رویکرد تابع هزینه ترانسلوگ استفاده کردند. در این پژوهش، تابع هزینه ترانسلوگ با استفاده از چهار متغیر سرمایه، نیروی کار، نهاده واسطه‌ای و برق برای دوره ۲۰۰۱-۱۹۸۰ برآورد شد که نتایج آن نشان داد، کشش قیمتی برق ۰/۸۵- است یعنی تقاضای برق نسبت به قیمتش حساس است یا کشش‌پذیری بالایی دارد. در حالی که نهاده‌های برق- نیروی کار و برق- سرمایه مکمل یکدیگر هستند، نتایج بیان‌گر وجود احتمال جانشینی بین برق و نهاده‌های واسطه‌ای است. این بدان معناست که تغییرات قیمت برق بر تقاضای نیروی کار و تقاضای سرمایه‌گذاری تاثیر می‌گذارد.

وو و لین[4] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان «رشد بهره‌وری، اقتصاد مقیاس، مقیاس اقتصادی اندازه کشتی و پیشرفت‌های فنی برای صنعت حمل و نقل کانتینری تایوان» با استفاده از روش تابع هزینه ترانسلوگ نتیجه گرفتند، اقتصاد مقیاس و مقیاس اقتصادی اندازه کشتی‌ها در بهبود رشد

---

[1]. شامل کشورهای کانادا، فنلاند، فرانسه، آلمان، انگلستان، آمریکا، نروژ، سوئد و ایتالیا است.

[2]. Azeez (2010)
[3]. Boluk & Koc (2010)
[4]. Wu & Lin (2015)

بهره‌وری کل عوامل (TFP) نقشی غالب دارند. از سال ۲۰۰۶، نقش غالب رشد TFP بتدریج از اقتصاد مقیاس به مقیاس اقتصادی اندازه کشتی تغییر یافته است. این یافته مزیت هزینه‌ای کشتی‌های بزرگ را مجددا تایید می‌کند.

سئو و پارک[1] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان «برآورد حداقل مقیاس کارایی صنعت بندری» با برآورد تابع تولید تعمیم‌یافته به روش حداکثر راستنمایی (MLE) نشان دادند، کمبود ظرفیت یک مشکل جدی در بنادر کانتینری کره جنوبی است. با این حال اپراتورهای ترمینال کانتینری در بندر بوسان با توجه به تقاضای بازار در سال ۲۰۱۳ تقریبا ۲۵ برابر بزرگتر از حداقل مقیاس کارا (MES) برآورد شد. در واقع همه اپراتورهای ترمینال کانتینری بندر بوسان ۲۰ درصد بالاتر از سطح حداقل مقیاس کارا فعالیت می‌کنند.

رودریگرز و همکاران[2] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان «صرفه‌های مقیاس و مینیمم‌سازی هزینه‌ها: مطالعه موردی یک شرکت صنعتی در مکزیک» از یک تابع هزینه ترانسلوگ در دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۱۳ استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد کشش هزینه‌ای تولید عدد ۱ است. این بدان معنی است که افزایش در تولید منجر به افزایش به همان نسبت در هزینه‌ها می‌شود. همچنین نشان دادند که احتمال جانشینی بسیار کمی بین نیروی کار و حمل و نقل (با کشش ۰/۰۷۵-) و بین نیروی کار و هزینه‌های اداری (با کشش ۰/۰۵۷-) وجود دارد.

میدلند و همکاران[3] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای با عنوان «اقتصاد مقیاس در صنعت برق نروژ» با استفاده از هزینه عملیاتی کل و متغیرهای دامی نشان دادند، در رویکرد حوضچه‌ای یا منفک نشده شبکه‌های تولید و توزیع برق، صرفه‌های مقیاس وجود دارد و اصرار سیاست‌گذاران بر جداسازی این شبکه‌ها، هزینه‌ها را افزایش می‌دهد.

داودی و همکاران[4] (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با عنوان «تعیین اندازه بهینه در صنایع تولیدی ایران» با استفاده از روش بقا و تکنیک ماتریس‌های انتقال نتیجه گرفتند، حداقل مقیاس کارا به شدت تحت تاثیر نوع صنعتی است که بنگاه در آن فعالیت می‌کند.

---

1. Seo & Park (2016)
2. Rodriguez et al. (2018)
3. Mydland et al. (2020)
4. Davoudi et al. (2012)

فیض‌پور و همکاران[1] (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان «اندازه بهینه تولید در صنایع مواد غذایی و آشامیدنی و تغییرات آن طی سال‌های اول برنامه‌های دوم، سوم و چهارم توسعه» با استفاده از روش کومانور- ویلسون نشان دادند، اندازه بهینه صنعت مواد غذایی و آشامیدنی روندی صعودی داشته و در هر سه مقطع زمانی مورد بررسی، بیش از ۹۰ درصد از بنگاه‌های این صنعت در اندازه‌ای کمتر از اندازه بهینه فعالیت کرده‌اند.

سیفی و دهقان‌پور[2] (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی تقاضای نهاده‌ها، صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس و تغییرات فنی در صنعت تولید برق کشور طی دوره ۸۶-۱۳۵۰» به استخراج تابع تقاضای نهاده‌های تولید با استفاده از تابع هزینه ترانسلوگ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه بیان‌گر تایید شرط خوش رفتاری تابع هزینه ترانسلوگ و پذیرش فرض وجود صرفه‌های ناشی از مقیاس برای نیروگاه‌ها است. نتایج حاصل از برآورد سهم نهاده‌ها در ترکیب هزینه نیروگاه‌ها، بیشترین سهم را به سوخت و کمترین سهم را به نیروی کار اختصاص داد.

راسخی و همکاران[3] (۱۳۹۶) در تحقیقی تحت عنوان «انتقال هزینه در صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی» عوامل تعیین‌کننده انتقال هزینه صنایع را برآورد کردند که نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد، نسبت تمرکز و صرفه‌های مقیاس اثر مثبت و معنی‌دار بر نرخ انتقال هزینه دارد. علاوه بر این بنگاه‌هایی که دارای قدرت بازار بیشتر ولی بهره‌وری پایین‌تری هستند در مقایسه با بنگاه‌های دارای بهره‌وری بالاتر و قدرت بازاری پایین‌تر، توانایی انتقال هزینه بالاتری دارند.

حافظی بیرگانی و همکاران[4] (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای با عنوان «ارزیابی مقایسه‌ای سطح بهینه ظرفیت تولیدی صنایع کارخانه‌ای برتر ایران» به منظور تعیین سطح بهینه ظرفیت تولید از تابع هزینه ترانسلوگ استفاده کردند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد در تحلیل مقایسه‌ای صنایع برتر، صنایع مواد شیمیایی بالاتر از ظرفیت خود، تولید و از ظرفیت بهینه خود حداکثر استفاده را کرده است. نرخ استفاده از ظرفیت این صنایع ۱۸۵ درصد برآورد شد. همچنین در بخش تولید فرآورده‌های نفتی نیز، نرخ استفاده از ظرفیت ۱۶۴ درصد تخمین زده شد.

---

1. Feizpour et al. (2013)
2. Seifi & Dehghanpoor (2014)
3. Rasekhi et al. (2017)
4. Hafezi et al. (2021)

همان‌گونه که در مقدمه توضیح داده شد، مهمترین وجه تمایز پژوهش حاضر با بقیه پژوهش‌های مشابه که از روش‌شناسی یکسان و از تابع هزینه ترانسلوگ استفاده کرده‌اند، روش محاسبه شکاف ظرفیت است. در مقاله حاضر، با توجه به اینکه شرایط صنایع مختلف از نظر فنی و اقتصادی یکسان نیست و از سوی دیگر، قیمت عوامل تولید نیز بین صنایع و نیز در طول زمان یکسان نیست، از انتخاب یک سطح یکسان به عنوان سطح تولید متناظر با مقیاس کارا اجتناب شده است و به جای آن، نقطه حداقل مقیاس کارا به عنوان ظرفیت اقتصادی در نظر گرفته شده است. با توجه به اینکه این نقطه نیز می‌تواند تحت تاثیر شرایط اقتصادی و نیز تفاوت بین صنایع مختلف تغییر کند، بنابراین به جای در نظر گرفتن اعدادی برای سطوح بهینه تولید، کشش مقیاس ۱ به عنوان نقطه مبنا برای محاسبه شکاف ظرفیت در نظر گرفته شده است. همچنین دیگر وجه تمایز این تحقیق با عمده پژوهش‌های مشابه به جامعه آماری و استفاده از تمامی کدهای آیسیک دو رقمی صنایع کارخانه‌ای است در حالی که در عمده مطالعات مشابه، برآورد در سطح صنایع منتخب یا برتر صورت گرفته است.

۵- برآورد نرخ استفاده از ظرفیت‌های تولیدی در بخش صنایع کارخانه‌ای کشور

در این بخش با استفاده از رویکرد مدل‌سازی اقتصادسنجی و برآورد تابع هزینه ترانسلوگ، نرخ استفاده از ظرفیت تولید صنایع کارخانه‌ای کشور تخمین زده می‌شود.

۵-۱- تصریح الگو: تابع هزینه ترانسلوگ

به منظور برآورد نرخ استفاده از ظرفیت تولید صنایع، باید ظرفیت بهینه هر صنعت برآورد شود. منظور از ظرفیت بهینه صنعت عبارت است از سطح تولیدی که متناظر با حداقل هزینه متوسط آن صنعت باشد که به آن بر اساس ادبیات موضوع، حداقل مقیاس کارا یا MES گفته می‌شود. بنابراین، لازم است تابع هزینه برای بخش صنایع کارخانه‌ای ایران برآورد شود. شکل عمومی تابع هزینه به صورت زیر است:

$$C = f(P_L.L, P_K.K, P_E.E, Q) \qquad (۱۱)$$

که در آن C عبارتست از هزینه کل تولید، L نیروی کار، P_L قیمت هر واحد نیروی کار، K سرمایه، P_K هزینه استفاده از هر واحد سرمایه، E انرژی، P_E قیمت هر واحد از انرژی مصرفی، Q بیان‌گر میزان تولید و f(.) نیز نمایان‌گر تابع هزینه است. مساله اصلی این است که چه فرمی برای تابع f(.)

در نظر گرفته شـود. یکی از پرکاربردترین فرم‌های ریاضـی برای اسـتفاده به عنوان تابع هزینه در ادبیات اقتصـادی، فرم تابع انعطاف پذیر ترانسـلوگ[1] اسـت که با توجه به مدل ارائه شـده در بخش مبانی نظری به صورت رابطه (۱۲) تصریح و تبیین می‌شود:

$$LnC = v + + a_q LnQ + \frac{1}{2} b_{qq}(LnQ)^2 + \sum_i a_i LnP_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j b_{ij} LnP_i LnP_j + \sum_i b_{qi} LnQ LnP_i \quad (۱۲)$$

$$i, j = K, L, E$$

اما برای اینکه تابع مذکور با رفتار بهینه‌یابی عاملان اقتصـادی سـازگار باشـد، باید برخی از محدودیت‌ها بر آن اعمال شـود تا بتوان آن را به عنوان یک تابع هزینه تفسـیر کرد. برای بیان این محدودیت‌ها لازم است برخی از ویژگی‌های تابع هزینه ترانسلوگ بیان شود.

مشتق جزئی تابع ترانسلوگ نسبت به قیمت نهاده iام، تابع تقاضای سهم آن نهاده یا همان کشش را دررابطه (۱۳) بدست می‌دهد:

$$\frac{\partial LnC}{\partial LnP_i} = \frac{\partial C}{\partial P_i}\frac{P_i}{C} = \frac{x_i P_i}{C} = s_i = a_i + b_{iq} LnQ + \sum_j b_{ij} LnP_j \quad (۱۳)$$

از آن‌جا که سهم هزینه‌ها برای هر مشاهده برابر عدد ۱ است، سیستم معادلات تقاضای سهم نهاده‌ها باید قیدهای رابطه (۱۴) را در مورد پارامترهای مدل تامین کنند:

$$\sum_j a_i = 1, \quad \sum_j b_{ij} = 0 \quad (۱۴)$$

فرض همگن بودن[2]: در عین حال برای آنکه معادلات تقاضـای نهاده‌ها خصـوصـیات مربوط به همگن بودن تابع هزینه از درجه ۱ نسبت به قیمت‌ها را تامین کند، باید قیدهای رابطه (۱۵) بر روی پارامترها تحمیل شود:

$$\sum b_{ij} = 0, \quad \sum b_{iq} = 0 \quad (۱۵)$$

همچنین برای تحقق شرط تقارن باید رابطه (۱۶) برقرار باشد:

$$b_{ij} = b_{ji} \quad (۱۶)$$

فرض هموتتیک یا همسان بودن[3]: تابع هزینه ترانسلوگ نه مقید به ساختار تولید برای هموتتیک یا همسان بودن است و نه اینکه قیدی بر روی کشش‌های جانشینی وضع می‌کند. به هر حال این قیود یا محدودیت‌ها می‌توانند به صورت آماری آزمون شوند. اگر یکی از این قیدها برقرار

[1]. Translog Flexible Functional Form
[2]. Homogeneous
[3]. Homothetic

بود، ترجیحا از مدل ساده شده ترانسلوگ استفاده می‌شود و در صورت عدم برقراری این قیدها، اثرات آن‌ها بر شکل منحنی‌های هزینه برآوردشده قابل بررسی است. یک تابع هزینه بر ساختار تابع تولید هموتتیک یا همسان انطباق دارد اگر و فقط اگر تابع هزینه بصورت یک تابع جدایی‌پذیر نسبت به تولید و قیمت نهاده‌های تولید باشد. ساختار یک تابع تولید هموتتیک یا همسان بیشتر مقید به همگن بودن است اگر و فقط اگر کشش هزینه نسبت به تولید ثابت باشد. برای تابع هزینه ترانسلوگ، فرض همسانی به صورت رابطه (۱۷) نوشته می‌شود:

$$b_{qi} = 0 \ , \ b_{qq} = 0 \qquad (۱۷)$$

با حذف شرط مرتبه دوم در قیمت‌ها از تابع هزینه ترانسلوگ، کشش جانشینی می‌تواند به عدد ۱ محدود شود. بنابراین قیدهای کشش واحد عبارتند از:

$$b_{ij} = 0 \qquad (۱۸)$$

فرض مقعر بودن[1]: این فرض در حقیقت مستلزم آن است که تابع $C(P,Q)$ بر حسب قیمت‌ها مقعر باشد. این فرض در مورد یک تولیدکننده عقلایی بیان‌گر آن است که با دو برابر شدن یکی از قیمت‌ها، در صورتی که قیمت سایر عوامل تولیدی ثابت باشد، هزینه استفاده از آن نهاده تولیدی دو برابر نمی‌شود، بلکه بنگاه کم و بیش عوامل دیگر را جایگزین این عامل می‌کند. بنابراین افزایش قیمت عامل تولید با کاهش مصرف آن عامل جبران شده و هزینه به طور متناسب افزایش نمی‌یابد.

بر اساس مدل تابع هزینه ترانسلوگ مقید (تامین فروض) صرفه‌های اقتصادی یا شکاف نسبت به حداقل مقیاس کارا بصورت رابطه (۱۹) تعریف می‌شود:

$$SCE = 1 - (\alpha_q + b_{qq} \ln Q + \sum_i b_{qi} \ln p_i) \qquad (۱۹)$$

۵-۲- تخمین مدل و تحلیل نتایج

همان‌طور که در بخش‌های قبلی بیان شد، یکی از روش‌های متداول برای برآورد ظرفیت مورد استفاده صنایع، مدل‌سازی اقتصادسنجی و برآورد تابع هزینه ترانسلوگ است. در این رویکرد، ابتدا باید تابع هزینه بخش صنعت برآورد شود. سپس با استفاده از تابع هزینه برآورد شده، میزان تولید متناظر با حداقل هزینه متوسط (هزینه هر واحد تولید) برآورد شود. در مرحله بعد، نسبت تولید

[1]. Concavity

بالفعل در صنایع به تولید متناظر با حداقل هزینه متوسط به عنوان میزان ظرفیت مورد استفاده صنایع تعریف می‌شود.

از سوی دیگر، با توجه به اینکه احتمال بروز ناهمسانی واریانس‌ها در پسماندهای رگرسیون وجود دارد، از روش تخمین حداقل مربعات وزنی استفاده شده است تا این مشکل احتمالی نیز حل شود. در خصوص آزمون‌های ریشه واحد نیز با توجه به اینکه ساختار داده‌ها پنل است، آزمون‌های ریشه واحد پنلی برای آن‌ها انجام شده است که حکایت از مانایی تمامی متغیرها دارد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای الگو

نام متغیر	Levin, Lin & Chu t	IM, Pesaran and Shin W-stat
لگاریتم هزینه (حقیقی)/ LOG(COST/P)	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۴
لگاریتم فروش (حقیقی)/ LOG(SALES/P)	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۶
لگاریتم دستمزد (حقیقی)/ LOG(WAGE/P)	۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۰۳
لگاریتم قیمت انرژی (حقیقی)/ LOG(PE/P)	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
هزینه تامین سرمایه/ LOG(R)	۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰۶

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به ساختار پنل داده‌ها، از دو آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو و ایم، پسران و شین استفاده شده است. فرضیه صفر در هر دو آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد است، با این تفاوت که در آزمون لوین، لین و چو، فرض بر وجود ریشه واحد مشترک است اما در آزمون ایم، پسران و شین، فرض مذکور وجود ندارد. با توجه به سطوح احتمال محاسبه شده، فرضیه ریشه واحد در متغیرهای الگو رد می‌شود، پس می‌توان با اطمینان از عدم وجود ریشه واحد، از روش معمول حداقل مربعات معمولی استفاده کرد.

نتایج حاصل از برآورد تابع هزینه ترانسلوگ مقید بر اساس داده‌های کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۱ به شرح زیر است.

جدول ۲: خلاصه نتایج برآورد تابع هزینه ترانسلوگ صنایع کارخانه‌ای ایران

System: TRANSLOG
Estimation Method: Weighted Least Squares
Date: 08/15/23 Time: 13:39
Sample: 1381 1398
Included observations: 414
Total system (balanced) observations 1656
Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	12.93049	1.802520	7.173559	0.0000
C(2)	-0.974110	0.204707	-4.758554	0.0000
C(3)	1.027292	0.443401	2.316846	0.0206
C(4)	0.643361	0.230569	2.790316	0.0053
C(5)	-0.670653	0.362507	-1.850040	0.0645
C(6)	0.020529	0.051590	0.397922	0.6907
C(7)	0.478642	0.086952	5.504654	0.0000
C(8)	-0.499171	0.106596	-4.682831	0.0000
C(9)	-0.113470	0.024053	-4.717581	0.0000
C(10)	0.005532	0.011259	0.491329	0.6233
C(11)	0.107938	0.023374	4.617786	0.0000
C(12)	0.119773	0.012459	9.613187	0.0000

Determinant residual covariance 0.000000

Equation: LOG(COST/P) = C(1) + C(2)*LOG(SALES/P) + C(3)*LOG(WAGE /P) + C(4)*LOG(PE/P) + C(5)*LOG(R+5.5) + C(6)*(1/2)*LOG(WAGE/P) *LOG(PE/P) + C(7)*(1/2)*LOG(WAGE/P)*LOG(R+5.5) + C(8)*(1/2) *LOG(PE/P)*LOG(R+5.5) + C(9)*LOG(SALES/P)*LOG(WAGE/P) + C(10) *LOG(SALES/P)*LOG(PE/P) + C(11)*LOG(SALES/P)*LOG(R+5.5) + C(12)*(1/2)*LOG(SALES/P)^2
Observations: 414

R-squared	0.941202	Mean dependent var	17.01419
Adjusted R-squared	0.939593	S.D. dependent var	1.499142
S.E. of regression	0.368456	Sum squared resid	54.57540
Durbin-Watson stat	2.018279		
Equation: C(3)+C(4)+C(5)-(1)			
Observations: 414			
S.E. of regression	3.69E-10	Sum squared resid	5.60E-17
Equation: C(6)+C(7)+C(8)-(0)			
Observations: 414			
S.E. of regression	3.78E-09	Sum squared resid	5.88E-15
Equation: C(9)+C(10)+C(11)-(0)			
Observations: 414			
S.E. of regression	7.58E-07	Sum squared resid	2.36E-10

ماخذ: نتایج برآورد مدل

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب تعیین (R-Squared) در مدل‌های برآوردی بیش از ۹۴ درصد است که حاکی از خوبی برازش مدل است. در خصوص نتایج مربوط به خودهمبستگی، با توجه به مقدار آماره دوربین–واتسون حدود ۲ و عدم وجود متغیر وابسته وقفه‌دار در سمت راست معادله، فرضیه وجود خودهمبستگی مرتبه اول در این رگرسیون رد می‌شود.

برای محاسبه ظرفیت مورد استفاده در صنایع، با توجه به تعریفی که از حداقل ظرفیت اقتصادی وجود دارد، یعنی نقطه حداقل مقیاس کارا[1]، وضعیت صنایع را نسبت به آن نقطه مینیمم مورد سنجش قرار می‌دهد. اگر نقطه حداقل مقیاس کارا، نقطه شروع بازدهی ثابت نسبت به مقیاس باشد بنابراین به تخمین کشش صنایع نسبت به مقیاس (تولید، ارزش‌افزوده یا فروش صنایع) نیاز است. دوره زمانی مطالعه، سال‌های ۱۳۹۸–۱۳۸۱ را شامل می‌شود و مدل مذکور برای کدهای دو رقمی ISIC از کد ۱۵ تا ۳۸ برآورد می‌شود. بعد از برآورد تابع هزینه ترانسلوگ، کشش هزینه نسبت به تولید محاسبه می‌شود. سطح بهینه تولید متناظر با سطحی است که در آن کشش هزینه نسبت به تولید عدد ۱ باشد. بدین منظور، از تابع هزینه ترانسلوگ نسبت به لگاریتم تولید مشتق گرفته می‌شود که حاصل آن عبارت است از کشش هزینه نسبت به تولید. هر زمان این کشش از ۱ کمتر باشد، به معنای این است که آن صنعت در وضعیت عدم صرفه‌های مقیاس قرار دارد. برعکس آن به معنای صرفه‌های ناشی از مقیاس است. سطح تولید متناظر با کشش ۱ به معنای سطح بهینه تولید برای آن صنعت است. در نهایت، با مقایسه سطح تولید محقق شده با سطح تولید بهینه، درصد ظرفیت استفاده برای آن صنعت محاسبه می‌شود.

بر اساس شکل تابع ترانسلوگ که در بخش‌های قبلی تصریح شده است، کشش مورد استفاده به این صورت محاسبه می‌شود:

$$\xi_{it} = \frac{\partial LnC_{it}}{\partial LnQ_{it}} = a_q + \sum_i b_{iq} LnP_{it} + b_q LnQ_{it} \qquad (۲۰)$$

که در آن ξ_{it} عبارتست از کشش هزینه نسبت به تولید (کشش مقیاس) در سال t در کد صنعتی i. با توجه به رابطه (۲۰)، مشخص است که کشش مقیاس علاوه بر برخی از پارامترهای تابع هزینه، به قیمت‌های عوامل تولید و نیز سطح تولید بستگی دارد. با توجه به اینکه قیمت‌های عوامل تولید (دستمزد، هزینه سرمایه و قیمت انرژی) در سال‌های مختلف یکسان نیست و از سوی دیگر، با توجه به اینکه میزان Q_{it} در هر کد صنعتی و در هر سال متغیر است، بنابراین کشش مقیاس به ازای هر کد

[1]. Minimum Efficient Scale

صنعتی و در هر سال متغیر خواهد بود. نکته مهم این است که میزان کشش محاسبه شده به ازای هر نقطه از تابع هزینه تحت تاثیر قیمت‌های عوامل تولید در هر لحظه از زمان است. بنابراین در نظر گرفتن یک سطح تولید مشخص برای هر صنعت برای کل دوره به معنای چشم‌پوشی از تاثیر قیمت عوامل تولید است. به همین منظور میزان کشش مقیاس معادل ۱ به عنوان مبنایی برای مقایسه ظرفیت مورد استفاده قرار می‌گیرد. هر چه کشش مقیاس هر صنعت در هر سال از این عدد کمتر باشد، به این معنا است که صنعت مذکور در سطحی کوچکتر از حداقل مقیاس کارا فعالیت می‌کند.

جدول ۳: نرخ استفاده از ظرفیت در بخش صنایع کارخانه‌ای ایران طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۱ (درصد)

سال	نرخ استفاده از ظرفیت	شکاف نسبت به حداقل مقیاس کارا (SCE)
۱۳۸۱	۰/۷۷۳۴۱۳	۰/۲۲۶۵۸۷
۱۳۸۲	۰/۷۷۴۲۷۹	۰/۲۲۵۷۲۱
۱۳۸۳	۰/۷۷۱۷۸	۰/۲۲۸۲۲
۱۳۸۴	۰/۷۷۶۷۳۱	۰/۲۲۳۲۶۹
۱۳۸۵	۰/۷۷۴۰۱	۰/۲۲۵۹۹
۱۳۸۶	۰/۷۸۰۵۹۳	۰/۲۱۹۴۰۷
۱۳۸۷	۰/۷۸۲۸۳۲	۰/۲۱۷۱۶۸
۱۳۸۸	۰/۷۹۶۴۲۸	۰/۲۰۳۵۷۲
۱۳۸۹	۰/۷۹۲۴۳۹	۰/۲۰۷۵۶۱
۱۳۹۰	۰/۷۷۹۹۸۱	۰/۲۲۰۰۱۹
۱۳۹۱	۰/۷۶۸۹۸۶	۰/۲۳۱۰۱۴
۱۳۹۲	۰/۷۵۳۳۷۱	۰/۲۴۶۶۲۹
۱۳۹۳	۰/۷۶۱۱۳۷	۰/۲۳۸۸۶۳
۱۳۹۴	۰/۷۴۷۴۳۶	۰/۲۵۲۵۶۴
۱۳۹۵	۰/۷۴۹۳۴۸	۰/۲۵۰۶۵۲
۱۳۹۶	۰/۷۷۳۶۰۸	۰/۲۲۶۳۹۲
۱۳۹۷	۰/۷۴۹۴۶۸	۰/۲۵۰۵۳۲
۱۳۹۸	۰/۷۴۱۲۶۷	۰/۲۵۸۷۳۳

مأخذ: محاسبات تحقیق.

اطلاعات جدول (۳) نشان می‌دهد که نسبت تولید در بخش صنعت، در مقایسه با تولید متناظر با حداقل هزینه متوسط در چه وضعیتی است. به طور کلی این اطلاعات نشان می‌دهد که بخش صنعت در مجموع در وضعیتی است که با افزایش تولید، هزینه‌های تولید با سرعت کمتری افزایش می‌یابند. به زبان ساده، در مجموع بخش صنعت ایران در دوره مورد بررسی به طور متوسط با

ظرفیت‌های خالی رو به رو است[۱]. میزان استفاده از ظرفیت در بخش صنعت ایران در طی زمان نوساناتی داشته است. در برخی از سال‌ها، مثلا سال‌های ۱۳۹۴، ۱۳۹۵ و ۱۳۹۸ ظرفیت مورد استفاده از صنعت پایین‌تر از سال‌های دیگر بوده است. نتایج حاصل از رویکرد مدل‌سازی نشان می‌دهد که صنایع از سال ۱۳۸۸ به بعد سال به سال از نقطه حداقل مقیاس کارا یا MES خود دورتر شده‌اند و این روند تا سال ۱۳۹۵ ادامه داشته است. بعد از آن اگرچه در سال ۱۳۹۶ روند معکوس شده است اما مجددا در سال‌های تشدید، میزان بهره‌برداری از ظرفیت صنایع با کاهش بیشتری مواجه شد. این وضعیت نشان می‌دهد که تشدید تحریم‌های اقتصادی در افول صنایع و عدم بهره‌برداری آن‌ها از صرفه‌های مقیاس نقش مهمی داشته است.

جدول (۴) و نمودار (۳)، درصد استفاده از ظرفیت را بر حسب رشته فعالیت‌های صنعتی (کدهای دو رقمی ISIC) نشان می‌دهند. به طور متوسط در سال ۱۳۹۸ میزان استفاده از ظرفیت در بخش صنعت پایین‌تر از متوسط دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۱ بوده است و اکثر صنایع در این سال وضعیت نامناسبی نسبت به روند بلندمدت خود داشته‌اند و به نظر می‌رسد که تولید آن‌ها نسبت به ظرفیت آن صنعت کاهش یافته است. به زبان ساده، میزان ظرفیت خالی این صنایع در سال ۱۳۹۸ افزایش یافته

---

[۱]. لازم به توضیح است که ممکن است بین این برآوردها با آمارهای ظرفیت‌های خالی که توسط وزارت صنعت، معدن و تجارت ارائه می‌شود، تفاوت قابل توجهی وجود داشته باشد، اما باید به چند نکته در این زمینه توجه شود. آن‌چه که توسط این وزارتخانه بیان می‌شود، معمولا تفاوت بین ظرفیت اسمی هر کارخانه با ظرفیت بالفعل آن است، حال آن‌که آن‌چه که مبنای برآورد ظرفیت‌ها در این بخش از پژوهش است، تابع هزینه بنگاه‌ها بوده که به روش‌های آماری و اقتصادسنجی برآورد شده است. مبنای استخراج توابع هزینه، لزوما ظرفیت اسمی بنگاه‌ها نیست، بلکه ظرفیت بهینه است که معمولا پایین‌تر از ظرفیت اسمی کارخانه است. نکته دوم این است که کارفرمایان معمولا نمی‌توانند به دلایل اقتصادی به مدت طولانی کمتر از ظرفیت اقتصادی بهینه فعالیت کنند، چرا که باید هزینه‌های اقتصادی سرمایه راکد را پرداخت کنند، اما این موضوع لزوما به صورت حقوقی بلافاصله بازتاب پیدا نمی‌کند، بلکه به صورت بسته شدن یک سوله و کنار گذاشته شدن یک خط تولید نمایان می‌شود تا زمانی که یا زمین و سوله فروخته شود، و منابع آن نقد شود و یا حتی به صورت وثیقه مورد استفاده قرار گیرد. با توجه به افزایش مداوم قیمت زمین و ساختمان در ایران، این فاصله می‌تواند زیاد باشد، چرا که هزینه سرمایه ثابت را جبران می‌کند. بنابراین در بسیاری از موارد این کارخانه‌های راکد در آمارهای وزارت صنعت، معدن و تجارت لحاظ می‌شود، عملا از چرخه اقتصادی بنگاه خارج شده است و بنگاه در رفتار اقتصادی خود آن را از جریان تولید خارج کرده است اما کارفرما و مالک همچنان به دلیل منافع اقتصادی آن را در تملک خود نگه داشته است.

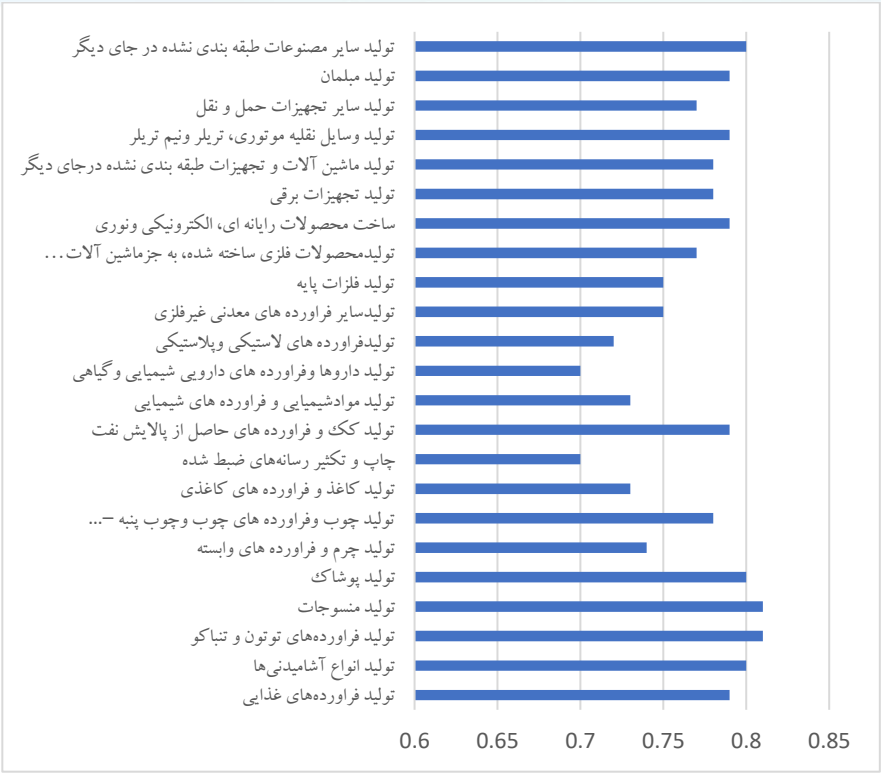
است. این وضعیت می‌تواند ناشی از شوک‌های ارزی و تحریم‌های اقتصادی باشد که از سال ۱۳۹۷ و با خروج آمریکا از برجام بر اقتصاد ایران به طور عام و بر بخش صنعت به طور خاص تحمیل شد.

جدول ٤: نرخ استفاده از ظرفیت به تفکیک رشته فعالیت‌های صنعتی بر مبنای کد آیسیک دو رقمی (درصد)

رشته فعالیت	نرخ استفاده از ظرفیت تولید طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۱	شکاف نسبت به حداقل مقیاس کارا (SCE) طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۱
تولید فراورده‌های غذایی	۰/۷۹	۰/۲۱
تولید انواع آشامیدنی‌ها	۰/۸۰	۰/۲۰
تولید فراورده‌های توتون و تنباکو	۰/۸۱	۰/۱۹
تولید منسوجات	۰/۸۱	۰/۱۹
تولید پوشاک	۰/۸۰	۰/۲۰
تولید چرم و فراورده‌های وابسته	۰/۷۴	۰/۲۶
تولید چوب و فراورده‌های چوب و چوب پنبه	۰/۷۸	۰/۲۲
تولید کاغذ و فراورده‌های کاغذی	۰/۷۳	۰/۲۷
چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	۰/۷۰	۰/۳۰
تولید کک و فراورده‌های حاصل از پالایش نفت	۰/۷۹	۰/۲۱
تولید مواد شیمیایی و فراورده‌های شیمیایی	۰/۷۳	۰/۲۷
تولید داروها و فراورده‌های دارویی شیمیایی و گیاهی	۰/۷۰	۰/۳۰
تولید فراورده‌های لاستیکی و پلاستیکی	۰/۷۲	۰/۲۸
تولید سایر فراورده‌های معدنی غیر فلزی	۰/۷۵	۰/۲۵
تولید فلزات پایه	۰/۷۵	۰/۲۵
تولید محصولات فلزی ساخته شده، به جز ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۷۷	۰/۲۳
ساخت محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری	۰/۷۹	۰/۲۱
تولید تجهیزات برقی	۰/۷۸	۰/۲۲
تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۰/۷۸	۰/۲۲
تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر	۰/۷۹	۰/۲۱
تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۰/۷۷	۰/۲۳
تولید مبلمان	۰/۷۹	۰/۲۱
تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۰/۸۰	۰/۲۰
متوسط کل رشته فعالیت‌ها	۰/۷۷	۰/۲۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

بررسی‌ها در سطح رشته‌فعالیت‌های صنعتی نشان می‌دهد صنایع "تولید دارو و فرآورده‌های دارویی"، صنایع "چاپ و تکثیر"، صنایع "تولید لاستیک و پلاستیک"، صنایع "تولید مواد شیمیایی"، صنایع "تولید کاغذ و فرآورده‌های کاغذی"، صنایع "تولید چرم"، صنایع "تولید فلزات پایه و صنایع "تولید سایر فرآورده‌های معدنی غیر فلزی" در وضعیتی قرار دارند که پایین‌تر از روند بلندمدت استفاده از ظرفیت خودشان هستند و میزان ظرفیت خالی این صنایع افزایش یافته است. بررسی این صنایع نشان می‌دهد صنایعی که با این وضعیت روبرو شده‌اند، صنایعی هستند که در پایین‌دست زنجیره ارزش قرار دارند و بنابراین از شوک‌های قیمتی مواد اولیه اثرپذیری بیشتری دارند. در سال‌هایی که شوک‌های ارزی رخ می‌دهد، به طور معمول قیمت مواد اولیه (اعم از فلزات، مواد پتروشیمی و مواد معدنی) که عمدتا مورد استفاده صنایع پایین‌دست است، با تناسب بیشتری نسبت به نرخ ارز افزایش می‌یابند و بنابراین هزینه‌های تولید در صنایع پایین‌دست بیشتر افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، به طور معمول محصولات تولیدی صنایعی که در پایین‌دست هستند به دلیل اینکه به مصرف‌کننده نهایی نزدیک‌تر است، امکان افزایش قیمت کمتری دارند. این موضوع در مجموع به معنای افزایش هزینه و عدم افزایش متناسب درآمد صنایع است که سبب کاهش سودآوری این صنایع و بنابراین کاهش میزان تولید آن‌ها نسبت به ظرفیت بلندمدت صنعت شده است. وضعیت مشابهی در خصوص صنایع بزرگی مثل صنعت خودرو نیز قابل مشاهده است. در مقابل صنایع "تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر"، صنایع "تولید منسوجات"، صنایع "تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو"، صنایع "تولید انواع آشامیدنی‌ها"، صنایع "تولید پوشاک" و صنایع "تولید مواد غذایی" نزدیک به ۸۰ درصد ظرفیت یا بیشتر را در دوره مورد بررسی استفاده کرده‌اند.



نمودار ۳: نرخ استفاده از ظرفیت رشته فعالیت‌های صنعتی بر مبنای کد آیسیک دو رقمی طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۱ (درصد)

مأخذ: محاسبات تحقیق

در بحث مقایسه نتایج این مطالعه با مطالعات مشابه داخلی[۱]، به لحاظ روش‌شناسی مشابهت‌های کلی با مطالعه حاضر وجود دارد. به نظر می‌رسد در مطالعات مشابه برای محاسبه شکاف ظرفیت صنایع، یک سطح مشخصی از تولید استفاده و آن سطح متناظر با سطح بهینه مقیاس برای بخش صنعت لحاظ شده است اما این سطح از تولید به ازای همه رشته فعالیت‌ها و در همه سال‌ها یکسان فرض شده است. در مقاله حاضر، با توجه به اینکه شرایط صنایع مختلف از نظر فنی و اقتصادی یکسان نیست و از سوی دیگر، قیمت عوامل تولید نیز بین صنایع و نیز در طول زمان یکسان نیست، نقطه حداقل مقیاس کارا به عنوان ظرفیت اقتصادی در نظر گرفته شده است. با توجه به اینکه

۱. مانند حافظی بیرگانی و همکاران (۱۴۰۱) و ...

این نقطه نیز می‌تواند تحت تاثیر شرایط اقتصادی و نیز تفاوت بین صنایع مختلف تغییر کند، پس به جای در نظر گرفتن اعدادی برای سطوح بهینه تولید، کشش مقیاس ۱ به عنوان نقطه مبنا برای محاسبه شکاف ظرفیت در نظر گرفته شده است. برای نمونه در مقاله حاضر با توجه به نتایج بدست آمده در سطح رشته فعالیت‌ها با کد آیسیک دو رقمی (جدول ۳)، صنایع مواد شیمیایی و تولید فرآورده‌های نفتی به طور میانگین در طول دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۸ به ترتیب ۷۳ و ۷۹ درصد از ظرفیت بهینه اقتصادی‌شان را استفاده کرده‌اند. نتایج دیگر پژوهش‌های انجام شده مانند خداداد کاشی[1] (۱۳۸۶) در برآورد صرفه‌های مقیاس در اقتصاد ایران در سطح ۷۰ درصد با نتایج مطالعه حاضر سازگاری بیشتری دارد و معنی‌داری بیشتر نتایج بدست آمده را نشان می‌دهد.

٦- نتیجه‌گیری و ارایه توصیه‌های سیاستی

یکی از راهکارهای تحریک رشد اقتصادی، بهره‌برداری بیشتر از ظرفیت‌های موجود صنایع و افزایش بهره‌وری است. تا زمانی که ظرفیت‌های موجود به درستی بهره‌برداری نشوند، ایجاد ظرفیت‌های تولیدی جدید فاقد معنی‌داری لازم خواهد بود. از این رو، ارزیابی وضعیت ظرفیت‌های تولیدی در صنایع کارخانه‌ای ایران و برآورد میزان ظرفیت بهره‌برداری نشده آن‌ها بسیار حائز اهمیت است. نرخ بهره‌برداری از ظرفیت را می‌توان به صورت نسبت تولید بالفعل به تولید در ظرفیت بهینه در نظر گرفت. در بلندمدت بنگاه‌ها تقریبا در حد ظرفیت‌های تولیدی خود فعالیت می‌کنند و امکان فعالیت در شرایط کمتر یا بیشتر از آن در طولانی مدت وجود ندارد، زیرا اگر بازار فروش محصولات بنگاه بیش از ظرفیت موجود باشد، سرمایه‌گذاری جدید توجیه پیدا می‌کند و بنابراین ظرفیت تولیدی بنگاه افزایش پیدا می‌کند و برعکس. زمانی که در یک صنعت نرخ بهره‌برداری از ظرفیت در میان‌مدت بسیار پایین باشد، این صنعت شاهد خروج سرمایه و کوچک شدن مقیاس‌های تولیدی خواهد بود، این وضعیت تا زمانی ادامه پیدا خواهد کرد که نرخ بهره‌برداری از ظرفیت برای بنگاه‌های موجود در آن صنعت به یک نرخ معقولی برسد تا هزینه‌های ثابت سرمایه‌های راکد این بنگاه‌ها پوشش داده شوند.

نتایج حاصل از رویکرد تابع هزینه ترانسلوگ نشان می‌دهد که صنایع کارخانه‌ای در ایران از سال ۱۳۸۸ به بعد، سال به سال از نقطه حداقل مقیاس کارا یا MES خود دورتر شده‌اند و این روند

[1]. Khodadad Kashi (2008)

تا سال ۱۳۹۵ ادامه داشته است. بعد از آن اگرچه در سال ۱۳۹۶ روند معکوس شده است اما مجددا در سال‌های تشدید تحریم‌ها با کاهش بیشتری در بهره‌برداری از ظرفیت صنایع مواجه شدیم. این وضعیت نشان می‌دهد که تشدید تحریم‌های اقتصادی در افول صنایع و عدم بهره‌برداری آن‌ها از صرفه‌های مقیاس نقش مهمی داشته است. نتایج بدست آمده در سطح رشته‌فعالیت‌های صنعتی نیز گویای این حقیقت است که صنایع "تولید دارو و فرآورده‌های دارویی"، صنایع "چاپ و تکثیر"، صنایع "تولید لاستیک و پلاستیک"، صنایع "تولید مواد شیمیایی"، صنایع "تولید کاغذ و فرآورده‌های کاغذی"، صنایع "تولید چرم"، صنایع "تولید فلزات پایه" و صنایع "تولید سایر فرآورده‌های معدنی غیر فلزی" در وضعیتی قرار دارند که از روند بلندمدت استفاده از ظرفیت آن‌ها پایین‌تر است و میزان ظرفیت خالی این صنایع افزایش یافته است. بررسی این صنایع نشان می‌دهد صنایعی که با این وضعیت روبرو شده‌اند، صنایعی هستند که در پایین‌دست زنجیره ارزش قرار دارند و بنابراین از شوک‌های قیمتی مواد اولیه اثرپذیری بیشتری دارند. در سال‌هایی که شوک‌های ارزی رخ می‌دهد، به طور معمول قیمت مواد اولیه (اعم از فلزات، مواد پتروشیمی و مواد معدنی) که عمدتا مورد استفاده صنایع پایین‌دست است، با تناسب بیشتری نسبت به نرخ ارز افزایش می‌یابد و بنابراین هزینه‌های تولید در صنایع پایین‌دست بیشتر افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، به طور معمول محصولات تولیدی صنایعی که در پایین‌دست هستند به دلیل اینکه به مصرف‌کننده نهایی نزدیک‌تر است، امکان افزایش قیمت کمتری دارند. این موضوع در مجموع به معنای افزایش هزینه و عدم افزایش متناسب درآمد صنایع است که سبب کاهش سودآوری این صنایع و بنابراین کاهش میزان تولید آن‌ها نسبت به ظرفیت بلندمدت صنعت شده است. وضعیت مشابهی در خصوص صنایع بزرگی مثل صنعت خودرو نیز قابل مشاهده است. در مقابل، صنایع "تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر"، صنایع "تولید منسوجات"، صنایع "تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو"، صنایع "تولید انواع آشامیدنی‌ها"، صنایع "تولید پوشاک" و صنایع "تولید مواد غذایی" نزدیک به ۸۰ درصد از ظرفیت و حتی بیشتر را در دوره مورد بررسی استفاده کرده‌اند.

در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که مشکلات مختلف اقتصادی، نهادی و محیطی در حوزه تولید سبب کاهش ظرفیت استفاده از صنایع در سال‌های اخیر شده است که عمده این مشکلات مشتمل بر بی‌ثباتی در قیمت مواد اولیه و عدم دسترسی مناسب به مواد اولیه یا نهاده‌های تولید، مشکل تامین نقدینگی و سرمایه در گردش و تحمیل بار اضافی از محل نوسانات نرخ ارز، بی‌ثباتی در

مقررات، قواعد و رویه‌های اجرایی و افزایش هزینه‌های تولید و کاهش قدرت خرید مصرف‌کنندگان است. با توجه به یافته‌های این پژوهش، رفع مشکلات صنایع کارخانه‌ای بویژه در زمینه ثبات در قیمت مواد اولیه و سهولت دسترسی به نهاده‌های تولید، می‌تواند گامی موثر در جهت بهره‌برداری بیشتر از ظرفیت صنایع کارخانه‌ای در کشور محسوب شود.

References

Afroz, G. & Roy, D. (1976). Capacity Utilization in Selected Manufacturing Industries of Bangladesh, *The Bangladesh Development Studies*, **4**(2), 275-288.

Azeez, A. (2001). Utilization of Optimal Capacity in Indian Manufacturing, 1974-1996. *Applied Economics Letters*, **8**(9), 623-628.

Bakhtiari, S. & Dehghanizadeh, M. (2013). The Role of Industrial Activities in Economic Development: Input-Output Modeling Approach (Urban Areas). *Journal of Planning and Budgeting*, **18**(2), 59-79. (In Persian)

Berndt, E. & Hesse, D. (1986). Measuring and Assessing Capacity Utilization in The Manufacturing Sectors of Nine OECD Countries. *European Economic Review,* **30**(5), 961-989.

Boluk, G. & Koc, A. (2010). Electricity Demand of Manufacturing Sector in Turkey: A Translog Cost Approach. *Energy Economics,* **32**(3), 609–615.

Cassel, J. (1937). Excess Capacity and Monopolistic Competition. *Quarterly Journal of Economics*, **51**(3), 426-443.

Christensen, L. R., Jogenson, D. W. & Lau, L. J. (1973). Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *The Review of Economics and Statistics*, **55**(1), 28-45.

Christensen, L. & Greene, W. (1976). Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation. *Journal of Political Economy*, **84**(4), 655-676.

Davoudi, P., Feizpour, M. A. & Radmanesh, S. (2012). Determination of A Minimum Efficient Size for Iranian Manufacturing Industries Using A Survivor Approach. *The Journal of Economic Policy*, **4**(7), 31-54. (In Persian)

Diewert, W. (2023). A Generalization of The Symmetric Translog Functional Form. Discussion Paper 23-02, *Vancouver School of Economics*, The University of British Columbia. Vancouver, Canada, V6T 1L4.

Diewert, W. & Wales, T. (1988). A Normalized Quadratic Semiflexible Functional Form. *Journal of Econometrics*, **37**(3), 327-342.

David, D., Besanko, D., Shanley, M., & Schaefer, S. (2017). *Economics of Strategy* (Vol.7), Chichester: Wiley.

Florian, B. (2019). Estimating Normal Capacity Utilization Rates and Their Tolerable Ranges of Values: A Comment on Setterfield. *Cambridge Journal of Economics*, **44**(2), 475-482.

Friedman, M. (1963). More on Archibald Versus Chicago. *Review of Economic Studies*, **30**(1), 65-67.

Hanoch, G. (1975). The Elasticity of Scale and The Shape of Average Costs. *American Economic Review*, **65**(3), 492-497.

Hakimipoor, N. (2019). A Comparative Analysis of Efficiency in Iran's Provincial Manufacturing Sector During the Development Plans after The Revolution. *The Journal of Economic Policy*, **10**(20), 191-213. (In Persian)

Hafezi Birgani, M., Yousefi, M. Q., Daghighi Asl, A., & Mohammadi, T. (2021). Determinants of Capacity Utilization in Iranian Manufacturing Industries. *Journal of Financial Economics*, **15**(54), 239-266. (In Persian)

Hafezi Birgani, M., Daghighi Asl, A., Yousefi, M. Q., & Mohammadi, T. (2022). Comparative Analysis of the Optimal Level of Production Capacity of the Top Factory Industries in Iran. *Journal of Financial Economics*, **16**(60), 121-142. (In Persian)

Hickman, B. (1989). On a New Method of Capacity Estimation. *The Journal of Industrial Economics*, **37**(3), 273-286.

Holly, S. & Smith, P. (1989). Interrelated Factor Demands for Manufacturing: A Dynamic Translog Cost Function Approach. *European Economic Review*, **33**(1), 111-126.

Khodadad Kashi, F. (2008). Economies of Scale in Iranian Economy: Manufacturing Sector. *Journal of Economic Research*, **42**(3), 1-18. (In Persian)

Kaselimi, E., Notteboom, T., Pallis, A., & Farrell, S. (2011). Minimum Efficient Scale (MES) and Preferred Scale of Container Terminals. *Research in Transportation Economics,* **32**(1), 71-80.

Klein, L. (1960). Some Theoretical Issues in The Measurement of Capacity. *Econometrical*, **28**(2), 272-286.

Martha, C., Josue, G. & Raul, O. (2018). Economies of Scale and Minimization of The Cost: Evidence from A Manufacturing Company. *Journal of Eastern Europe Research in Business and Economics*, **2018**, 1-16.

McLaren, K. & Zhao, X. (2009). The Econometric Specification of Input Demand Systems Implied by Cost Function Representations. *Monash Econometrics and Business Statistics Working Papers 3/09*, Monash University: Department of Econometrics and Business Statistics.

Morin, N. & Stevens, J. (2004). Estimating Capacity Utilization from Survey Data. *Finance and Economics Discussion Series*, **2004**(49), 1-38.

Moss Charles, B., Ericsson Kenneth, W. & Mishra Ashok, K. (2003). A Translog Cost Function Analysis of U.S. Agriculture: A Dynamic Specification. *The American Agricultural Economics Association*, Annual Meeting, Montreal, Canada, 27-30.

Mydland, O., Kumbhakar, S., Lien, G., Amundsveen, R., & Kvile, H. (2020). Economies of Scope and Scale in The Norwegian Electricity Industry. *Economic Modelling*, **88**(C), 39-46.

Naji Meidani, A. A., Mahdavi Adeli, M. H. & Arabshahi Delouee, M. (2015). The Study of the Relationship between Industrialization and Energy Efficiency of Industrial Sector in Iran. *The Journal of Economic Policy*, **7**(13), 27-56. (In Persian)

Philips, A. (1963). An Appraisal of Measures of Capacity. *American Economic Review*, **52**(2), 92-295.

Philips, A. (1970). Measuring Industrial Capacity and Capacity Utilization in Less Developed Countries. *Industrialization and Productivity*, Bulletin, **No. 15**, UNIDO, 19-20.

Rasekhi, S., Sheydaei, Z. & Asadi, S. P. (2017). Cost Pass Through in Iran's Manufacturing Sector. *Industrial Economic Researches*, **1**(1), 37-47. (In Persian)

Seifi, A. & Dehghanpoor, M. (2014). Demand for Inputs, Economies of Scale and Technical Change in Iran's Electricity Generation Industry During 1350-1386. *The Journal of Economic Policy*, **6**(12), 47-81. (In Persian)

Seo, Y. & Park, J. (2016). The Estimation of Minimum Efficient Scale of the Port Industry. *Transport Policy*, **49**(C), 168–175.

Statistical Centre of Iran .(2020). Summary of the Results of the Workforce Statistics Plan. *Bureau of Population*, Workforce and Census. (In Persian)

Statistical Centre of Iran .(2021). *Quarterly National Accounts of 2008-2021*. (In Persian)

Yousefi, M. G., Amadeh, H. & Khadem, B. (2014). A Comparative Study of Capacity Utilization in Iran Manufacturing Industries. *The Journal Iranian Economic Development Analyses*, **2**(2), 9-39. (In Persian)

Wu, W. & Lin, J. (2015). Productivity Growth, Scale Economies, Ship Size Economies and Technical Progress for The Container Shipping Industry in Taiwan. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, **73**(C), 1-16.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 76-109

The effects of macro-prudential policies on wealth inequality in Iran: An analysis based on a DSGE model including the housing sector

Masoud Abdollahi*[1], Mohammad Noferesti[2]

Received: 16-10-2023 Accepted: 09-11-2023

Extended Abstract

Purpose: After the 2008 financial crisis, central banks realized that not only the stability of inflation and economic growth but also the soundness of individual institutions at the micro level fail to guarantee the stability of the financial system. Therefore, in recent years, the application of macro-prudential policies has increased to enhance the resilience of the financial system by mitigating systemic risks on both the credit supply and credit demand sides. In Iran's economy, the most crucial component of the financial sector is the banking system, as banks play a prominent role in financing and savers primarily rely on bank deposits. Under these circumstances, the investment and consumption choices made by businesses and households will be influenced by the financial cycles in the banking system, potentially increasing the likelihood of a crisis. Hence, the implementation of macro-prudential policies to enhance financial stability and prevent negative spillovers to the real sector in Iran's economy is imperative. Nonetheless, in recent years, some more studies have explored the side effects of macro-prudential policies, in addition to their effectiveness in establishing financial stability. These studies argue that, similar to fiscal and monetary policies, macro-prudential policies can also have significant distributional effects that may impact macroeconomic dynamics. Due to the asymmetric information in the banking sector, macro-prudential tools such as Loan-to-Value (LTV) ratios are utilized to mitigate the default risk, taking into account the amount of loans as a proportion of the value of collateral assets, such as housing. Thus, while controlling credit risks reduces vulnerabilities in the financial system, discrepancies in households' access to collateral assets and housing can result in unequal access to credit, potentially affecting wealth and income inequality. Therefore, in this research, we aim to assess the impact of macro-prudential policies on inequality by developing a dynamic stochastic general equilibrium model tailored to Iran's economy. While there has been little research in Iran investigating the effects of macroprudential policies, this study is the first to examine their distributional

[1]. Corresponding Author. Ph.D. Candidate, Shahid Beheshti University, Department of Economics and Political Sciences, Tehran, Iran. Email: Masoud.abdollahi1989@gmail.com
[2]. Associate Professor of Quantitative Economics, Shahid Beheshti University, Department of Economics and Political Sciences, Tehran, Iran. Email: m-noferesti@sbu.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 76-109

effects.

Methodology: To analyze the results, we employ a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model that incorporates heterogeneity in the household sector. This sector includes three types of households: savers, borrowers with high LTV, and borrowers with low LTV ratios. This classification helps to investigate the distributional effects. The loan provided to the first borrower is based on a proportion of the housing value, while it is a proportion of the income for the second borrower. The rest of the model includes producers of intermediate and final goods in both of the non-housing sector and the housing sector, as well as commercial banks, government, the central bank, and the macro-prudential authority. Banks collect deposits from saver households and provide loans to borrower households and firms based on their (LTV) ratios. They maximize their profit to determine the interest rates for deposits and loans in terms of the interest rate set by the central bank. The central bank employs a Taylor rule to determine the interest rate in terms of the inflation gap and the production gap. Finally, the macro-prudential authority determines LTV ratios in relation to the credit gap and the production gap. In this model, these tools exhibit countercyclical behavior to mitigate the reinforcing feedback between credit supply and economic booms. We used the data from Iran's economy for the period 1989-2021.

Findings and Discussion: The simulation results indicate that the torques derived from the model closely align with the torques found in the statistical data. Consequently, the presented model has proved to be successful in simulating Iran's economic data. The results suggest that the impact of macro-prudential policies on inequality varies depending on the different economic shocks experienced by the economy. Moreover, aside from their direct influence on household wealth, shocks in the housing sector also affect the access of households to credits via the collateral channel. This can potentially lead to increased wealth for house owners and higher levels of inequality. Hence, if macro-prudential tools are defined with a focus on collateral-like assets, they may contribute to an increase in inequality. This result demonstrates the Matthew effect in economics, where wealth or credit is distributed among individuals according to how much they already have. Furthermore, if the loan-to-value ratio increases in the non-housing sector, it results in higher production and investment within this sector. As saving households own capital, their wealth grows, thus boosting their demand and contributing to inflation. This, in turn, leads to reduced consumption among other households. Consequently, the intended shock leads to an increase in the disparity of wealth and consumption.

Conclusions and Policy Implications: As discussed in recent studies, the use of macro-prudential tools, like other macroeconomic policies, has its own side effects; it induces significant changes in the distribution of income and wealth among the social classes. If access to credit is determined by creditworthiness and the ability of applicants to provide collaterals, it is anticipated that the implementation of these policies will aggravate income and wealth inequality. Given that prudential ratios exhibit countercyclical behavior, whether positive housing shocks increase access to credit or not depends on their direct impact on credit constraints and the indirect effect

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 76-109

through prudential tools. According to the findings of this research, these factors ultimately lead to an increase in wealth inequality. Therefore, in addition to focusing on financial stability, it is essential to prevent shocks in the housing sector and reinforce the factors that contribute to an intensified positive correlation between asset prices and credit. The existence of positive feedback loops between these two variables not only heightens the vulnerability of the financial sector but can also exacerbate wealth inequality.

Keywords: Macro-Prudential Policies, Wealth Inequality in Iran, DSGE Model, Housing Sector.

JEL Classification: G21, G51, D63.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۷۶-۱۰۹

آثار سیاست‌های احتیاطی کلان بر توزیع ثروت در جامعه ایران؛ تحلیلی مبتنی بر الگوی DSGE با لحاظ بخش مسکن[۱]

مسعود عبدالهی*[۲]، محمد نوفرستی[۳]

دریافت: ۲۷-۰۴-۱۴۰۲ **پذیرش: ۱۹-۰۸-۱۴۰۲**

چکیده

بعد از بحران مالی ۲۰۰۸، استفاده از سیاست‌های احتیاطی کلان به منظور ایجاد ثبات در سیستم مالی در کنار اهدافی چون ثبات تورم و رشد اقتصادی توسط بانک‌های مرکزی افزایش یافته است. با توجه به اینکه شاخص‌های بانکی در اقتصاد ایران نشان از عدم سلامت بانک‌ها دارند و از طرفی کاربرد ابزارهای مبتنی بر دارایی مانند نسبت وام به ارزش (*LTV*) دسترسی متفاوتی را برای گروه‌های مختلف متقاضیان وام فراهم می‌کند، در این مطالعه تلاش شده با استفاده از الگوی *DSGE* مشتمل بر خانوارهای ناهمگن و با استفاده از اطلاعات ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ آثار سیاست‌های احتیاطی بر نابرابری و توزیع ثروت مورد بررسی قرار بگیرد. نتایج حاصل از شبیه‌سازی الگو نشان می‌دهد آثار ابزارهای احتیاطی بر نابرابری وابسته به مقوله‌های متفاوت و شوک‌های مختلفی است که بر اقتصاد تحمیل می‌شود. اما با این حال شوک‌های بخش مسکن چنان‌چه سبب افزایش ارزش مسکن بشود، علاوه بر اثرگذاری مستقیم بر ثروت خانوارها، به سبب افزایش ارزش وثیقه، دسترسی اعتبار خانوارهای دارای مسکن را از کانال قیود اعتباری افزایش می‌دهد که مجددا سبب تغییر توزیع ثروت به نفع این خانوارها می‌شود. این نتیجه اثر «متیو» را نشان می‌دهد، که ثروت یا اعتبار بین افراد بر اساس مقداری که در حال حاضر دارند توزیع می‌شود.

واژگان کلیدی: سیاست‌های احتیاطی، ثبات مالی، نابرابری، خانوارهای ناهمگن.

طبقه‌بندی JEL: G21, G51, D63

---

۱. این مقاله از رساله دکتری نویسنده اول استخراج شده است.

۲. نویسنده مسئول. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی تهران، تهران، ایران.
Masoud.abdollahi1989@gmail.com

۳. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی تهران، تهران، ایران. m-noferesti@sbu.ac.ir

۱- مقدمه

پس از بحران مالی ۲۰۰۸، بانک‌های مرکزی به این موضـــوع پی برده‌اند که نه تنها ثبات تورم و رشد اقتصادی بلکه سلامت موسسات انفرادی در سطح خرد ضامن سلامت کل نظام مالی نیست. بنابراین در سال‌های اخیر کاربرد سیاست‌های احتیاطی کلان با هدف افزایش تاب‌آوری[۱] نظام مالی از طریق محدود کردن منابع ریسک‌های سیستمی (IMF[2]، ۲۰۱۱؛ BIS[3]، ۲۰۱۱) هم در سمت عرضه اعتبار و هم در سمت تقاضای اعتبار افزایش یافته است. در اقتصاد ایران مهم‌ترین رکن بخش مالی مربوط به نظام بانکی است، زیرا بانک‌ها نقش برجسته‌ای در تأمین مالی متقاضیان ایفا می‌کنند و سپرده‌گذاران نیز به طور عمده به سپرده‌های بانکی و ابزارهای موجود در بازار پول نظیر اوراق مشـــارکت متکی هســـتند. در چنین شـــرایطی تصـــمیمات بنگاه‌ها و خانوارها برای سرمایه‌گذاری و مصرف، تحت تاثیر چرخه‌های مالی در نظام بانکی خواهد بود. پس در این شرایط احتمال بروز بحران نسـبت به اقتصـادهایی که تامین مالی آن‌ها بازار محور[۴] اسـت بیشـتر و البته شـدیدتر اسـت (باتز و هوبن[۵]، ۲۰۲۰). به خصـوص اینکه نظام بانکی ایران همواره با چالش‌هایی چون وابســتگی تأمین مالی کوتاه‌مدت[۶]، ریســک‌های اعتباری[۷]، مطالبات غیر جاری[۸] و انباشــت دارایی‌های منجمد[۹]، افزایش سهم درآمدهای غیر بهره‌ای[۱۰] و در نهایت اعسار نقدینگی[۱۱] و اعسار ترازنامه‌ای[۱۲] روبه‌رو بوده اسـت. بنابراین کاربرد سـیاسـت‌های احتیاطی کلان جهت افزایش ثبات مالی و جلوگیری از ســرریزهای منفی[۱۳] به بخش حقیقی در اقتصـــاد ایران امری ضـــروری و اجتناب‌ناپذیر است. با این حال در سال‌های اخیر بعضی از مطالعات جدیدتر به بررسی آثار جانبی ســیاســت‌های احتیاطی کلان علاوه بر اثربخشـــی آن در ایجاد ثبات مالی پرداخته‌اند و اســتدلال

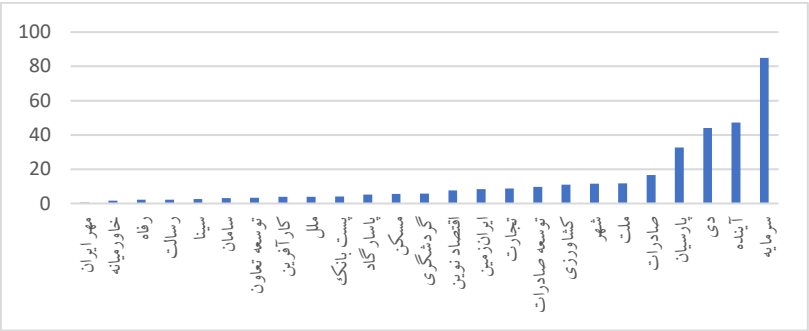
---

1. Resilience
2. International Monetary Fund
3. Bank for International Settlements
4. Market-Based
5. Bats & Houben
6. Short-Term Wholesale Funding
7. Credit Risk
8. Non-Performance Loans (NPLs)
9. Frozen Assets
10. Non-Interest Income
11. Liquidity Insolvency

۱۲. اعسار ترازنامه‌ای یا همان Balance Sheet Insolvency به فزونی بدهی به دارایی گفته می‌شود که با توجه به تراز بودن ترازنامه از لحاظ حسابداری، این شکاف توسط دارایی‌های غیر واقعی یا دارایی‌های موهوم (Fictitious assets) پر می‌شود.

13. Negative Spillovers

می‌کنند همانند سیاست‌های مالی و پولی، سیاست‌های احتیاطی کلان نیز می‌توانند آثار توزیعی قابل توجهی به همراه داشته باشند که خود می‌تواند بر پویایی‌های اقتصاد کلان اثر بگذارد (مالووانا و همکاران[۱]، ۲۰۲۳؛ پیدرو و همکاران[۲]، ۲۰۲۰؛ دِاُرازیو[۳]، ۲۰۱۹). اکثر مطالعات اخیر تمرکز خود را بر آثار ابزارهای مبتنی بر دارایی[۴] یا مبتنی بر تقاضای اعتبار[۵] مانند نسبت وام به ارزش[۶] (LTV) و نسبت وام به درآمد[۷] (LTI) معطوف کرده‌اند، زیرا ابزارهای فوق به دلیل وجود اطلاعات نامتقارن در بخش بانکی جهت کاهش ریسک نکول متقاضی وام و جیره‌بندی اعتبار مورد استفاده قرار می‌گیرند و میزان وام دریافتی را نسبتی از ارزش دارایی (وثیقه) و درآمد در نظر می‌گیرند. بنابراین اگرچه با کنترل ریسک اعتباری و حتی قدرت اهرم بانکی منجر به کاهش آسیب‌پذیری‌های مالی می‌شوند اما با توجه به دسترسی متفاوت خانوارها به دارایی‌های وثیقه‌ای، منجر به دسترسی متفاوت آن‌ها به اعتبار می‌شود که خود می‌تواند نابرابری در ثروت و درآمد را تحت تاثیر قرار دهد (تارنیا[۸]، ۲۰۲۲؛ کولسیاگو و همکاران[۹]، ۲۰۱۹). نمودار (۱)، نسبت مطالبات غیر جاری در سال ۱۴۰۰ را برای بانک‌های منتخب در اقتصاد ایران نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص است علی‌رغم امهال تسهیلات غیر جاری توسط بعضی از بانک‌ها، متوسط این نسبت هم‌چنان در سطح بالاتر از متوسط جهانی (۶ درصد[۱۰]) قرار دارد که خود اهمیت کاربرد ابزارهای احتیاطی مذکور را برجسته می‌کند.



نمودار ۱: نسبت مطالبات غیرجاری در بانک‌های منتخب در سال ۱۴۰۰

منبع: صورت‌های مالی حسابرسی‌شده بانک‌ها و محاسبات تحقیق

1. Malovaná et al
2. Peydró et al.
3. D'Orazio
4. Asset-Based
5. Borrower-Based
6. Loan-To-Value
7. Loan-To-Income
8. Tarnea
9. Colciago et al.
10. https://www.theglobaleconomy.com/rankings/nonperforming_loans/

بنابراین در این مطالعه با توجه به اهمیت ناسلامتی بانکی در ایران و لزوم رفع آن به خصوص در زمینه مطالبات غیر جاری و هم‌چنین اهمیت مقوله نابرابری، تلاش می‌شود با ارائه یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مطابق با اقتصاد ایران و مشتمل بر خانوارهای ناهمگن و بخش مسکن به عنوان مهم‌ترین دارایی وثیقه‌ای، اثر سیاست‌های احتیاطی کلان بر نابرابری مورد ارزیابی قرار بگیرد. بررسی مطالعات خارجی نشان می‌دهد مطالعات کمی با در نظر گرفتن خانوارهای ناهمگن و همچنین بخش مسکن به بررسی اثر سیاست‌های احتیاطی بر نابرابری در ثروت پرداخته‌اند. در بین مطالعات داخلی نیز، پژوهشی که بدین موضوع و در چارچوب ذکر شده پرداخته باشد، انجام نشده است. بدین منظور بخش دوم مقاله به ارائه مبانی نظری و سابقه تحقیق در حوزه سیاست‌های احتیاطی کلان و ارتباط جیره‌بندی اعتبار با نابرابری می‌پردازد و بخش سوم و چهارم نیز به ترتیب به الگوی تحقیق و ارائه نتایج اختصاص یافته است. در نهایت و در بخش پنجم جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری و سابقه تحقیق

تا قبل از بحران مالی ۲۰۰۸، فرضیه اصلی برای ثبات مالی، این بود که ثبات تمام موسسات فردی، ثبات مالی کل سیستم را به همراه خواهد داشت، در نتیجه مقررات مالی و احتیاطی با نگرشی خرد تا حد زیادی روی ریسک‌های ویژه[1] در هر موسسه مالی متمرکز شده بودند و نه کل سیستم مالی (کووی و همکاران[2]، ۲۰۱۹). اما بحران مالی ۲۰۰۸ نشان داد حتی اگر تمام نهادهای مالی به صورت انفرادی در سلامت کامل و عدم اعسار[3] قرار داشته باشند، چنین چیزی نمی‌تواند به تنهایی ثبات کل سیستم مالی را تضمین کند (میولمن و ونت[4]، ۲۰۲۰). از این رو پس از بحران ۲۰۰۸، تمرکز بانک‌های مرکزی علاوه بر ثبات قیمت‌ها و رشد اقتصادی بر ثبات مالی کل نیز معطوف شده است که سبب افزایش اهمیت طیفی از سیاست‌ها تحت عنوان سیاست‌های احتیاطی کلان شده است. مطابق با تعاریف صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۱) و کمیته بال (۲۰۱۱) سیاست‌های احتیاطی کلان ابزاری برای کاهش ریسک سیستمی هستند. بنابراین هدف اصلی این سیاست‌ها ایجاد ثبات مالی و

[1]. Idiosyncratic Risk
[2]. Covi et al.
[3]. Solvency
[4]. Meuleman & Vennet

افزایش تاب‌آوری نظام مالی در برابر شوک‌های بیرونی و درونی به عنوان هدف نهایی از طریق محدودسازی دلایل ایجاد ریسک سیستمی به عنوان هدف میانی است. این سیاست‌ها هم نقش پیشگیرانه قبل از رویداد را برای محدود کردن ریسک سیستمی در دوران رونق دارند (هیئت ریسک سیستمی اروپا[1]، ۲۰۱۴)، و هم نقش مدیریت بحران پسارویداد را برای کاهش پیامدهای منفی مرتبط با سرایت ریسک. بنابراین مقررات احتیاطی کلان رویکرد صحیحی برای تنظیم ریسک سیستمی است؛ زیرا هم کل سیستم مالی را در نظر می‌گیرد و هم سرریزهایش را در کل اقتصاد. به عبارتی چشم‌اندازی که اتخاذ می‌کند بر خلاف چارچوب تعادل جرئی در سیاست احتیاطی خرد، متاثر از چارچوب تعادل عمومی است. ابزارهای احتیاطی کلان مطابق با دسته‌بندی صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۳) در سه گروه اصلی ابزارهای مبتنی بر سرمایه، ابزارهای مبتنی بر نقدینگی و ابزارهای مبتنی بر دارایی هستند که دو گروه نخست مربوط به کنترل ریسک از محل عرضه اعتبار جهت کنترل قدرت اهرمی بانک و ریسک نقدینگی هستند و گروه سوم مربوط به طرف تقاضای اعتبار است. زمانی که منشا ریسک‌های سیستمی از محل تصمیم‌گیری و عملکرد خانوار و بنگاه‌ها و به دلیل وجود عدم تقارن اطلاعات بین قرض‌گیرندگان و بانک‌ها جهت بازپرداخت تسهیلات باشد، ابزارهای مبتنی بر تقاضای اعتبار مانند نسبت وام به ارزش (LTV) و وام به درآمد (LTI) از طریق سنجش شایستگی اعتباری متقاضیان اعتبار می‌تواند منشا اثر باشد. بنابراین این ابزارها گروهی خاص از دریافت‌کنندگان اعتبار مانند خانوارها و بنگاه‌ها را مورد هدف قرار می‌دهند و میزان اعتباری که باید به متقاضیان پرداخت شود را متناسب با ارزش وثیقه و درآمد آن‌ها محدود می‌کند تا به نوعی مخاطره‌پذیری خانوارها و بنگاه‌ها را کنترل کند. در چنین شرایطی وجوه در دسترس قرض‌گیرنده و به تبع آن انتظارات بهای آتی دارایی‌ها کاهش می‌یابد و از طرفی ریسک نکول را نیز کاهش می‌دهد. با این حال این ابزارها به دلیل اینکه به پشتوانه دارایی[2] و امتیازهای اعتباری وام‌گیرنده[3] و به طور کلی بر اساس مجموعه‌ای از اطلاعات مستند طراحی می‌شوند، تاثیر مستقیم بر هزینه اعتبار و محدودیت در دسترسی به آن خواهند گذاشت (کارپنتیر و همکاران[4]، ۲۰۱۸) که خود سبب می‌شود خانوارها به یک اندازه به اعتبارات و به نوعی به قدرت خرید جدید دسترسی نداشته باشند. بنابراین

[1]. European Systemic Risk Board
[2]. Asset Based Lending
[3]. Credit Scoring
[4]. Carpantier et al.

آثار توزیعی سیاست‌های احتیاطی کلان در سال‌های اخیر کانون اصلی بعضی از مطالعات در خصوص کاربرد این سیاست‌ها شده است. تیکسیرا[۱] (۲۰۲۳)، آروندل[۲] (۲۰۱۹) و ریچتر و همکاران[۳] (۲۰۱۹) نیز به این نکته اشاره کرده‌اند که اگرچه استفاده از سیاست‌های احتیاطی توسط بانک‌های مرکزی بعد از بحران ۲۰۰۸ افزایش یافته و نقش آن‌ها در ثبات مالی تایید شده اما در هر صورت به دلیل محدودکردن دسترسی به اعتبار سبب افزایش نابرابری در ثروت می‌شوند. بنابراین اگر رشد در ثروت در ارتباط با افزایش اعتبار باشد، و اگر دسترسی به این اعتبار بر اساس وثیقه مشخص شود، و اگر وثیقه‌ها و هم‌چنین دارایی‌هایی که از افزایش اعتبار منتفع می‌شوند به صورت نامتوزان و به نفع ثروتمندان توزیع شده باشد، این افزایش عرضه اعتبار یک نقش کلیدی در نابرابری در ثروت و درآمد ایفا می‌کند[۴] (دلیس و همکاران[۵]، ۲۰۲۳؛ ثیاک و ساهای[۶]، ۲۰۲۰؛ روبیو و آنسال[۷]، ۲۰۱۷؛ استیگلیتز[۸]، ۲۰۱۶). با این حال ذکر این نکته ضروری است که اگرچه دسترسی متفاوت به اعتبار عاملی مهم در شکل‌گیری نابرابری است اما مالووانا و همکاران (۲۰۲۳) و جورجسکو و مارتین[۹] (۲۰۲۱) بیان می‌کنند سیاست‌های احتیاطی کلان از طریق افزایش ثبات مالی و کاهش نوسانات اقتصادی منجر به کاهش نابرابری می‌شوند. زیرا بحران‌های مالی به دلیل اینکه سبب کاهش تولید و به دنبال آن کاهش اشتغال و دستمزدها می‌شوند می‌توانند منجر به افزایش نابرابری شوند. در چنین شرایطی خانوارهایی که تنها منبع درآمدی آن‌ها درآمد حاصل از دستمزدها است بیش از سایرین متضرر می‌شوند[۱۰] (بودآ و همکاران[۱۱]، ۲۰۲۱). بنابراین برآیند این دو اثر مشخص نیست به خصوص اینکه ابزارهای متفاوت اثرات متفاوتی بر نابرابری خواهند داشت. بررسی مطالعات پیشین در خصوص سیاست‌های احتیاطی کلان نشان می‌دهد مطالعات زیادی به بررسی آثار این سیاست‌ها بر

---

[1]. Teixeira
[2]. Arrondel
[3]. Richter et al.
[۴]. بنابراین در بازار اعتبار نابرابری‌های ساختاری و چشمگیری وجود دارد که مصداق آشکار آثار متیو (Matthew Effects) هستند. هرکس ثروت دارد بازهم به او ثروت می‌رسد و هرکس ندارد، آنچه را هم که دارد از دست می‌دهد.
[5]. Delis et al.
[6]. Čihák and Sahay
[7]. Rubio and Unsal
[8]. Stiglitz
[9]. Georgescu & Martin
[۱۰]. با این‌حال در نقطه مقابل، بحران‌های مالی چون با کاهش قیمت دارایی‌های غیر مالی همانند مسکن همراه هستند خود منجر به کاهش ثروت و درآمد خانوارهای ثروتمند می‌شود که می‌تواند کاهش نابرابری را به همراه داشته باشد.
[11]. Bodea et al.

ثبات مالی و اثرگذاری آن بر بخش حقیقی پرداخته‌اند که می‌توان به چاوا[1] (۲۰۲۱)، مارتینز و همکاران[2] (۲۰۲۰)، اسپینوزا و همکاران[3] (۲۰۲۰)، هسین و ربی[4] (۲۰۱۹)، پس[5] (۲۰۱۸)، لوجز و همکاران[6] (۲۰۱۸)، ویکنس[7] (۲۰۱۷)، فالاگیاردا و سایا[8] (۲۰۱۷)، روبیو و کاراسکو[9] (۲۰۱۴)، افشاری و خضری (۱۳۹۸)، عرفانی و همکاران (۱۳۹۶) و درگاهی و هادیان (۱۳۹۶) اشاره کرد که اکثرا در چارچوب الگوهای DSGE انجام شده و به اثر مثبت سیاست‌های احتیاطی کلان بر ثبات مالی اشاره کرده‌اند. اما در خصوص آثار جانبی سیاست‌های کلان به خصوص بر نابرابری درآمدی و ثروتی، مطالعات کمتری صورت گرفته که غالبا نیز با تمرکز بر استفاده از ابزارهای مبتنی بر تقاضا انجام شده‌اند. تیکسیرا (۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۷۱ کشور به بررسی ارتباط سیاست‌های احتیاطی کلان و نابرابری ثروتی و درآمدی پرداخته است. نتایج بررسی نشان می‌دهد پس از بکارگیری ابزارهای مذکور، سهم یک درصد ثروتمندترین افراد جامعه از ثروت کل افزایش یافته است. این نتایج در کشورهای پیشرفته و به خصوص در ارتباط با ابزارهای مبتنی بر درآمد قوی‌تر است. بیلجانوسکا و شین[10] (۲۰۲۳) به بررسی آثار سیاست‌های احتیاطی بر نابرابری در کشورهای اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد کاربرد ابزارهایی که مبتنی بر دارایی قرض‌دهنگان باشد سبب می‌شود خانوارهای دارای درآمد بیشتر با کاهش بیشتری در وام‌های رهنی نسبت به خانوارهای کم‌درآمد روبه‌رو شوند اما ابزارهای مبتنی بر سرمایه منجر به انقباض بیشتر در وام‌های خانوارهای کم درآمد می‌شود. ترنه و همکاران[11] (۲۰۲۲) با استفاده از الگوی عامل محور آثار سیاست‌های احتیاطی کلان به خصوص (LTV) را بر نابرابری با توجه به اطلاعات کشور انگلیس مورد بررسی قرار داده‌اند. مدل مشتمل بر بخش مسکن به عنوان اصلی‌ترین دارایی وثیقه‌ای خانوار است. نتایج نشان می‌دهد آثار سیاست‌های مذکور بر نابرابری به پویایی‌های بخش مسکن وابسته است. کارپانتیر و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از الگوی نسل هم‌پوشان و با در نظر گرفتن بخش

1. Chawwa
2. Martínez
3. Espinoza et al.
4. Hassine & Rebei
5. Pesce
6. Lojez et al.
7. Wickens
8. Falagiarda & Saia
9. Rubio and Carrasco
10. Biljanovska & Chen
11. Tarne et al.

مسکن و با استفاده از اطلاعات ۱۲ کشور در اتحادیه اروپا به بررسی آثار سیاست‌های مبتنی بر تقاضای اعتبار بر نابرابری در ثروت پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد رابطه مشخصی وجود ندارد و آثار نهایی این ابزارها بر نابرابری در ثروت به پارامترهایی چون قیمت مسکن و اندازه خود (LTV) بستگی دارد. رابیتش و پونزی[1] (۲۰۱۷) با استفاده از یک الگوی DSGE که شامل سه گروه خانوار است به بررسی رابطه سیاست‌های احتیاطی مانند (LTV) با نابرابری پرداخته‌اند. گروه اول خانوار پس‌اندازکننده هستند اما گروه دوم و سوم هردو قرض‌گیرنده به شمار می‌آیند اما دسترسی هریک به اعتبار متفاوت است. زیرا اگرچه قید وثیقه آن‌ها نسبتی از ارزش مسکن است اما این نسبت برای آن‌ها متفاوت است. بنابراین گروه دوم خانواری با LTV کم و گروه سوم خانواری با LTV بالا هستند. نتایج نشان می‌دهد اگرچه اعمال سیاست‌های احتیاطی، منجر به دسترسی نامتوازن خانوارها به اعتبار می‌شود اما به دلیل ایجاد ثبات مالی و رشد اقتصادی منجر به کاهش نابرابری می‌شود. فروست و استرالن[2] (۲۰۱۷) با استفاده از اطلاعات ۶۹ کشور و داده‌های ترکیبی به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست‌های احتیاطی کلان به خصوص (LTV) و ابزارهای بین بانکی اثری مثبت بر نابرابری درآمدی دارند. تراچ[3] (۲۰۱۴) به کمک یک الگوی DSGE که مشتمل بر ناهمگنی خانوار است به بررسی آثار سیاست‌های مالی بر نابرابری پرداخته است. در این مدل دو گروه خانوار وجود دارد. یک گروه مربوط به خانوارهایی است که صاحب سرمایه هستند و از محل اجاره آن درآمد کسب می‌کنند و گروهی دیگر عرضه‌کننده نیروی کار هستند که تنها منبع درآمدی آن‌ها به حساب می‌آید. نتیجه اصلی این تحقیق نشان می‌دهد دولت با پذیرش مقدار کمی زیان تولید، می‌تواند سبب کاهش نابرابری بین این دو گروه بشود.

۳- تصریح الگوی پژوهش

مدل مورد نظر مشتمل بر خانوار، بنگاه، بانک، دولت و بانک مرکزی است که در آن اصطکاک‌های اسمی و حقیقی نیز لحاظ شده‌اند. به منظور جلوگیری از پیچیدگی‌های غیر ضروری، مدل فاقد بخش خارجی است. در نظر نگرفتن بخش خارجی به صورت مجزا بدین معنی است که در تابع مطلوبیت خانوار، تابع تولید بنگاه و توابع مربوط به بانک، کالا و سرمایه داخلی جانشین کامل

1. Rabitsch and Punzi
2. Frost & Stralen
3. Troch

با کالا و سرمایه خارجی فرض شده‌اند. در نتیجه این فرض، نرخ ارز حقیقی برابر با یک خواهد بود و در صورت استفاده از حساب‌های ملی برای کالبیراسیون، بخش خالص صادرات باید به عنوان ورود سرمایه و بخشی از سرمایه‌گذاری کل تلقی شود. همچنین بخش تولید به دو بخش مسکن و غیر مسکن تقسیم شده تا به کمک آن بتوان اثر پویایی‌های بخش مسکن به عنوان یک دارایی وثیقه‌ای را بر عملکرد بخش بانکی و اثرگذاری سیاست‌های احتیاطی کلان مورد بررسی قرار داد. در ادامه هریک از اجزای مدل به همراه مساله پیش‌روی آن‌ها ارائه خواهد شد.

۳-۱- خانوار

بخش خانوار برگرفته از مطالعه پونزی و رابیتش (۲۰۱۷) و آندرس و همکاران[1] (۲۰۱۶) است. فرض می‌شود اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده که به سه گروه تقسیم می‌شوند. گروه نخست، خانوارهای پس‌اندازکننده هستند و گروه دوم و سوم خانوارهای قرض‌گیرنده هستند که دسترسی متفاوت به اعتبار دارند. خانوار نمونه در هر سه گروه دارای تابع مطلوبیت با فرم تبعی یکسان هستند به گونه‌ای که از مصرف کالا و خدمات و انباشت مسکن مطلوبیت کسب می‌کنند اما با عرضه نیروی کار، از مطلوبیت آن‌ها کاسته می‌شود. بنابراین مطلوبیت خانوار در قالب رابطه (۱) نمایش داده می‌شود.

$$u_t^i = u^i\left(C_t^i, H_t^i, N_t^i\right),\ i = s, bh, bl \qquad (۱)$$

که در آن C_t^i، H_t^i و N_t^i به ترتیب مصرف کالا و خدمات، دارایی مسکن و عرضه نیروی کار خانوار نمونه در گروه iام است و s، bh و bl نیز به ترتیب معرف خانوار پس‌اندازکننده، خانوار قرض‌گیرنده با دسترسی به اعتبار بیشتر و خانوار قرض‌گیرنده با دسترسی به اعتبار پایین‌تر است. ارزش حال مطلوبیت‌های خانوار در طول دوره زندگی به صورت رابطه (۲) است.

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{i\,t} \left\{ln c_t^i + \varphi_{h,t} ln h_t^i - \frac{(N_t^i)^{1+\eta}}{1+\eta}\right\} \qquad (۲)$$

که در آن β^i نرخ تنزیل ذهنی خانوار گروه iام است که فرض می‌شود $\beta^S > \beta^{bh} = \beta^{bl}$. هم‌چنین ($\varphi_{h,t}$) پارامتر مربوط به ترجیحات نگهداری مسکن است که به عنوان شوک تقاضای مسکن نیز تفسیر می‌شود (شن و کلمبا[2]، ۲۰۱۶) و از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول مطابق با

[1]. Andres et al.
[2]. Chen & Columba

رابطه (۳) تبعیت می‌کند (لئون[1]، ۲۰۱۶).

$$log(\varphi_{h,t}) = \rho^{hh}\log(\varphi_{h,t-1}) + (1-\rho^{hh})log(\bar{\varphi}_h) + \varepsilon_t^{hh},\ \varepsilon_t^{hh} \sim N(0,\sigma_{hh}^2) \quad (۳)$$

η عکس کشش فریش عرضه نیروی کار[2] است که فرض می‌شود برای تمام گروه خانوارها یکسان است. از طرف دیگر عرضه نیروی کار توسط هر خانوار به دو نوع مجزا تقسیم می‌شود که عبارتند از نیروی کار بخش تولید غیر مسکن $(N_{y,t}^i)$ و نیروی کار بخش تولید مسکن $(N_{h,t}^i)$. فرض می‌شود به دلیل جابه‌جایی کامل نیروی کار بین دو بخش تولید، دستمزدها در هر دو بخش برای هر گروه خانوار برابر است.

$$N_t^i = N_{y,t}^i + N_{h,t}^i \quad (۴)$$

۳-۱-۱- خانوار پس‌اندازکننده

خانوار پس‌اندازکننده در حقیقت خانوار ریکاردویی یا صبور جامعه است که فرض می‌شود مالک بنگاه‌ها هستند که علاوه بر مصرف کالا و خدمات و نگهداری دارایی مسکن، اقدام به تشکیل سرمایه ثابت در دو بخش غیر مسکن (i_t^y) و بخش مسکن (i_t^h) می‌کنند و مازاد درآمد خود را به صورت سپرده (d_t) نزد بانک‌ها نگهداری می‌کنند. مجموع درآمد وی نیز از محل درآمد ناشی از عرضه نیروی کار با نرخ دستمزد حقیقی (w_t^s)، سود حاصل از سپرده‌ها با نرخ بهره (r_t^d)، درآمد ناشی از واگذاری سرمایه به بخش غیر مسکن با قیمت حقیقی $(r_{k,t}^y)$ و بخش مسکن با قیمت $(r_{k,t}^h)$ و در نهایت درآمد ناشی از سود تقسیم‌شده بنگاه‌ها در هر دو بخش (div_t) است. هم‌چنین فرض می‌شود خانوار مالیاتی معادل (t_t^s) به دولت پرداخت می‌کند. بنابراین قید بودجه خانوار به صورت رابطه (۵) تعریف می‌شود.

$$c_t^s + i_t^y + i_t^h + q_t(h_t^s - (1-\delta_h)h_{t-1}^s) + d_t = w_t^s N_t^s + (1+r_{t-1}^d)\frac{d_{t-1}}{\pi_t} + r_{k,t}^y k_{t-1}^y + r_{k,t}^h k_{t-1}^h + div_t - t_t^s \quad (۵)$$

که در آن $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ است. $q_t(h_t^s - (1-\delta_h)h_{t-1}^s)$ سرمایه‌گذاری در بخش مسکن (دارایی جدید مسکن) و q_t قیمت حقیقی در بخش مسکن است. هم‌چنین مسیر انباشت سرمایه برای بخش غیر مسکن و بخش مسکن به ترتیب مطابق با روابط (۶) و (۷) تعریف می‌شود که فرض می‌شود هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری برابر با صفر است.

---

[1]. Leon
[2]. Frisch Elasticity of Labor Supply

$$k_t^y = (1-\delta_y)k_{t-1}^y + i_t^y \quad (۶)$$

$$k_t^h = (1-\delta_h)k_{t-1}^h + i_t^h \quad (۷)$$

در روابط فوق، k_t^y و k_t^h به ترتیب موجودی سرمایه خالص در بخش غیر مسکن و بخش مسکن هستند و δ_y و δ_h نرخ استهلاک سرمایه متناظر با آن‌ها هستند. با حداکثرسازی ارزش حال مطلوبیت نسبت به قیود (۵) تا (۷)، روابط اقتصادی برای مصرف، دارایی مسکن، سپرده بانکی، عرضه نیروی کار و سرمایه‌گذاری مشخص می‌شوند. شرایط مرتبه اول مطابق با روابط (۸) تا (۱۱) استخراج می‌شود.

$$\frac{1}{c_t^s} = (1+r_t^d)\beta^s E\left(\frac{1}{c_{t+1}^s \pi_{t+1}}\right) \quad (۸)$$

$$\frac{1}{h_t^s} = \frac{1}{\varphi_{h,t}}\left(\frac{q_t}{c_t^s} - \beta^s(1-\delta_h)E\left(\frac{q_{t+1}}{c_{t+1}^s}\right)\right) \quad (۹)$$

$$\frac{1}{c_t^s} = \beta^s E\left(\frac{r_{k,t}^y + 1-\delta_y}{c_{t+1}^s}\right) \quad (۱۰)$$

$$\frac{1}{c_t^s} = \beta^s E\left(\frac{r_{k,t}^h + 1-\delta_h}{c_{t+1}^s}\right) \quad (۱۱)$$

$$N_t^s = \left(\frac{w_t^s}{c_t^s}\right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (۱۲)$$

رابطه (۸) قاعده اویلر را برای مصرف بیان می‌کند. رابطه (۹) تقاضای دارایی مسکن و رابطه (۱۲) نیز عرضه نیروی کار توسط خانوار پس‌اندازکننده را نشان می‌دهد. از تساوی دو رابطه (۱۰) و (۱۱) شرط تعادل برای سرمایه ثابت بخش مسکن و غیر مسکن استخراج می‌شود.

۳-۱-۲- خانوار قرض‌گیرنده نوع اول

این گروه از خانوارها به دلیل کمبود منابع، مجبور به استقراض از شبکه بانکی هستند تا بتوانند مخارج مصرفی خود را پوشش دهند. گروه اول از خانوارهای قرض‌گیرنده همانند خانوارهای قرض‌دهنده دارایی مسکن نگهداری می‌کنند و در نتیجه میزان تسهیلاتی که دریافت می‌کنند نسبتی از ارزش دارایی مسکن آن‌ها (ltv_t^{bh}) به عنوان مهم‌ترین دارایی وثیقه‌ای است. قید بودجه مطابق با رابطه (۱۳) و قید تسهیلات دریافتی آن‌ها مطابق با رابطه (۱۴) تعریف می‌شود (روبیو و گالیگو، ۲۰۱۴). همچنین فرض شده است خانوار در شرایط رکود اقتصادی، حداکثر $1-\vartheta_t$ درصد، $0 < \vartheta_t < 1$، از تسهیلات دریافتی را پرداخت می‌کند. در حقیقت ϑ_t نرخ نکول وام‌های دریافتی

است.

$$c_t^{bh} + q_t(h_t^{bh} - (1-\delta_h)h_{t-1}^{bh}) + (1-\vartheta_t)(1+r_{t-1}^l)\frac{l_{t-1}^{bh}}{\pi_t} = w_t^{bh}N_t^{bh} + l_t^{bh} - t_t^{bh} \quad (۱۳)$$

$$l_t^{bh} \leq ltv_t^{bh}E_t\left(\frac{q_{t+1}\pi_{t+1}(1-\delta_h)h_t^{bh}}{1+r_t^l}\right) \quad (۱۴)$$

خانوار تابع مطلوبیت خود را نسبت به روابط (۱۳) و (۱۴) حداکثر می‌کند تا روابط مصرف، دارایی مسکن، تقاضای وام و عرضه نیروی کار به‌دست آید. با در نظر گرفتن ψ_t^{bh} به عنوان ضریب لاگرانژ قید دسترسی به وام، شرایط مرتبه اول برای خانوار قرض‌گیرنده نوع اول مطابق با روابط (۱۵) تا (۱۷) است.

$$N_t^{bh} = \left(\frac{w_t^{bh}}{c_t^{bh}}\right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (۱۵)$$

$$\frac{1}{c_t^{bh}} = \beta^{bh}(1+r_t^l)E\left(\frac{1-\vartheta_{t+1}}{c_{t+1}^{bh}\pi_{t+1}}\right) + \psi_t^{bh} \quad (۱۶)$$

$$\frac{1}{h_t^{bh}} = \frac{1}{\varphi_{h,t}}\left(\frac{q_t}{c_t^{bh}} - \psi_t^{bh}(1-\delta_h)ltv_t^{bh}E\left[\frac{q_{t+1}\pi_{t+1}}{1+r_t^l}\right] - \beta^{bh}(1-\delta_h)E\left[\frac{q_{t+1}}{c_{t+1}^{bh}}\right]\right) \quad (۱۷)$$

۳-۱-۳- خانوار قرض‌گیرنده نوع دوم

گروه دوم از خانوارهای قرض‌گیرنده گروهی هستند که فرض می‌شود دارایی مسکن ندارند و ضریب $\varphi_{h,t}$ در تابع مطلوبیت آن‌ها صفر است. این گروه از خانوارها تنها منبع درآمدی‌شان حاصل از عرضه نیروی کار است و برای پوشش مخارج مصرفی خود مجبور به استقراض هستند. اما با توجه به اینکه دارایی وثیقه‌ای مانند مسکن ندارند فرض می‌شود میزان وامی که می‌توانند دریافت کنند نسبتی از درآمد نیروی کار آن‌ها (lti_t^{bl}) است. بنابراین ارزش حال مطلوبیت‌های خود را نسبت به قیود (۱۸) و (۱۹) حداکثر می‌کنند.

$$c_t^{bl} + (1-\vartheta_t)(1+r_{t-1}^l)\frac{l_{t-1}^{bl}}{\pi_t} = w_t^{bl}N_t^{bl} + l_t^{bl} \quad (۱۸)$$

$$l_t^{bl} \leq lti_t^{bl}E_t\left(\frac{\pi_{t+1}w_{t+1}^{bh}(N_t^{bl})}{1+r_t^l}\right) \quad (۱۹)$$

با در نظر گرفتن ψ_t^{bl} به عنوان ضریب لاگرانژ قید دسترسی به وام، شرایط مرتبه اول برای خانوار قرض‌گیرنده نوع اول مطابق با (۲۰) و (۲۱) است.

$$\frac{1}{c_t^{bl}} = \beta^{bl}(1+r_t^l)E\left(\frac{1-\vartheta_{t+1}}{c_{t+1}^{bl}\pi_{t+1}}\right) + \psi_t^{bl} \quad (۲۰)$$

$$N_t^{bl} = \left(\frac{w_t^{bl}}{c_t^{bl}} + \psi_t^{bl}lti_t^{bl}E\left[\frac{\pi_{t+1}w_{t+1}^{bl}}{1+r_t^l}\right]\right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (۲۱)$$

۳-۲- بخش تولید

بخش تولیدی اقتصاد به دو بخش اصلی غیر مسکن و مسکن تقسیم شده است. هریک از دو بخش شامل بنگاه تولیدکننده کالای نهایی و بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای است. مساله بهینه‌یابی برای هر دو بخش یکسان است و متغیرهای هر بخش که از یکدیگر مجزا هستند با $(z = y, h)$ نشان داده می‌شوند که اندیس y معرف بخش غیر مسکن و اندیس h معرف بخش مسکن است.

۳-۲-۱- بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی

بنگاه نماینده‌ای وجود دارد که کالاهای متمایز عرضه شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای $(y_t^z(j), j \in (0,1))$ را با قیمت $P_t^z(j)$ خریداری و از ترکیب آن‌ها کالای نهایی y_t^z را تولید و با قیمت P_t^z به متقاضیان مختلف می‌فروشد. تولیدکننده کالای نهایی، کالاهای واسطه‌ای که متمایز و با کشش ثابت $\theta_z > 1$ جانشین ناقص همدیگر هستند را بر اساس یک جمع گر دیکسیت-استیگلیتز به شکل رابطه (۲۲) ترکیب می‌کند.

$$y_t^z = \left[\int_0^1 \left(y_{z,t}(j)\right)^{\frac{\theta_z - 1}{\theta_z}} dj\right]^{\frac{\theta_z}{\theta_z - 1}} \qquad (۲۲)$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی (بنگاه جمع گر) در یک بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند و در تلاش است تا با توجه به قیمت کالاهای واسطه‌ای، مقداری از کالاهای واسطه‌ای را تقاضا کند که سودش را نسبت به رابطه (۲۲) حداکثر می‌کند. بنابراین مساله پیش‌روی وی به صورت رابطه (۲۳) است.

$$\max_{y_t^z(j)} \pi_t^z = P_t^z \left[\int_0^1 (y_t^z(j))^{\frac{\theta_z - 1}{\theta_z}} dj\right]^{\frac{\theta_z}{\theta_z - 1}} - \int_0^1 P_t^z(j) y_t^z(j) dj \qquad (۲۳)$$

با اعمال شرط سود صفر در شرایط رقابتی برای بنگاه، تابع تقاضای وی برای هریک از نهاده‌ها (کالاهای واسطه‌ای) و هم‌چنین قیمت کالاهای نهایی بر حسب قیمت کالاهای واسطه‌ای به ترتیب مطابق با روابط (۲۴) و (۲۵) استخراج می‌شوند.

$$y_t^z(j) = \left(\frac{P_t^z(j)}{P_t^z}\right)^{-\theta_z} y_t^z \qquad (۲۴)$$

$$P_t^z = \left(\int_0^1 (P_t^z(j))^{1-\theta_z} dj\right)^{\frac{1}{1-\theta_z}} \qquad (۲۵)$$

۳-۲-۲- بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای در یک بازار رقابت انحصاری با به کارگیری نیروی کار از سه گروه خانوار و هم‌چنین سرمایه تولیدشده توسط خانوار گروه نخست و با تکنولوژی A_t^z اقدام به تولید کالای واسطه‌ای می‌کند. فرض می‌شود تابع تولید وی در قالب یک تابع کاب داگلاس به شکل رابطه (۲۶) است.

$$y_t^z(j) = A_t^z \left(N_{z,t}^s(j)^{\alpha_z^s} N_{z,t}^{bh}(j)^{\alpha_z^{bh}} N_{z,t}^{bl}(j)^{1-\alpha_z^s-\alpha_z^{bh}}\right)^{1-\alpha_z} (k_{t-1}^z(j))^{\alpha_z} \quad (۲۶)$$

که در آن سطح تکنولوژی از یک فرآیند $AR(1)$ تبعیت می‌کند.

$$ogA_t^z = \rho^z log A_{t-1}^z + (1-\rho^z) log\bar{A} + \varepsilon_t^z \quad , \quad \varepsilon_t^z \sim N(0,\sigma_z^2) \quad (۲۷)$$

فرض می‌شود بنگاه به منظور پرداخت بخشی از هزینه‌های عوامل تولید خود اقدام به اخذ وام از بانک می‌کند و میزان وام دریافتی نسبتی از مجموع هزینه استخدام عوامل تولید است. بنابراین قید تسهیلاتی که بنگاه با آن روبه رو است مطابق با رابطه (۲۸) تعریف می‌شود.

$$l_t^z(j) = ltv_t^z(j)\left(w_t^s N_{z,t}^s(j) + w_t^{bh} N_{z,t}^{bh}(j) + w_t^{bl} N_{z,t}^{bl}(j) + r_{k,t}^z k_{t-1}^z(j)\right) \quad (۲۸)$$

بنابراین تابع هزینه بنگاه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} tc_t^z(j) = (1+r_t^l) l_t^z(j) \\ + \left(1 - ltv_t^z(j)\right)\left(w_t^s N_{z,t}^s(j) + w_t^{bh} N_{z,t}^{bh}(j) + w_t^{bl} N_{z,t}^{bl}(j)\right. \\ \left. + r_{k,t}^z k_{t-1}^z(j)\right) \end{aligned}$$

که با جایگذاری رابطه (۲۸) در نهایت به صورت رابطه (۲۹) بازنویسی می‌شود:

(۲۹)

$$tc_t^z(j) = \left(1 + r_t^l ltv_t^z(j)\right)\left(w_t^s N_{z,t}^s(j) + w_t^{bh} N_{z,t}^{bh}(j) + w_t^{bl} N_{z,t}^{bl}(j) + r_{k,t}^z k_{t-1}^z(j)\right)$$

بهینه‌یابی بنگاه در دو مرحله انجام می‌شود. ابتدا بنگاه تلاش می‌کند آن سطح از نهاده‌های تولیدی را استخدام کند که هزینه‌ها (رابطه ۲۹) نسبت به تولید (رابطه ۲۶) حداقل شود. با در نظر گرفتن ϕ_t^z به عنوان ضریب لاگرانژ، شرایط مرتبه اول برای هریک از نهاده‌های تولید مطابق با روابط زیر خواهد بود.

$$w_t^s = \phi_t^z \alpha_z^s (1-\alpha_z) \frac{y_t^z(j)}{N_{z,t}^s(j)\left(1+r_t^l ltv_t^z(j)\right)} \quad (۳۰)$$

$$w_t^{bh} = \phi_t^z \alpha_z^{bh} (1-\alpha_z) \frac{y_t^z(j)}{N_{z,t}^{bh}(j)\left(1+r_t^l ltv_t^z(j)\right)} \quad (۳۱)$$

$$w_t^{bl} = \phi_t^z (1-\alpha_z^s-\alpha_z^{bh})(1-\alpha_z) \frac{y_t^z(j)}{N_{z,t}^{bl}(j)\left(1+r_t^l ltv_t^z(j)\right)} \quad (۳۲)$$

$$r_{k,t}^{z} = \phi_t^z \alpha_z \frac{y_t^z(j)}{k_{t-1}^z(j)(1+r_t^l ltv_t^z(j))} \quad (۳۳)$$

با جایگذاری رابطه (۳۳) در هریک از روابط (۳۰) الی (۳۲)، نسبت نیروی کار به سرمایه در هریک از دو بخش مسکن و غیر مسکن استخراج می‌شود.

$$w_t^s = \frac{\alpha_z^s(1-\alpha_z)}{\alpha_z} r_{k,t}^z \frac{k_{t-1}^z(j)}{N_{z,t}^s(j)} \quad (۳۴)$$

$$w_t^{bh} = \frac{\alpha_z^{bh}(1-\alpha_z)}{\alpha_z} r_{k,t}^z \frac{k_{t-1}^z(j)}{N_{z,t}^{bh}(j)} \quad (۳۵)$$

$$w_t^{bl} = \frac{(1-\alpha_z^s-\alpha_z^{bh})(1-\alpha_z)}{\alpha_z} r_{k,t}^z \frac{k_{t-1}^z(j)}{N_{z,t}^{bl}(j)} \quad (۳۶)$$

ضریب لاگرانژ ϕ_t^z هزینه نهایی واقعی تولید یک واحد کالای واسطه‌ای را نشان می‌دهد که برای تمام تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای یکسان است. بنابراین می‌توان آن را با mc_t^z جایگزین کرد. با جایگذاری روابط (۳۰) تا (۳۳) در تابع تولید (رابطه ۲۶) و حل آن بر اساس ϕ_t^z، تابع هزینه نهایی بنگاه واسطه‌ای استخراج می‌شود.

$$mc_t^z = \frac{\left(1+r_t^l ltv_t^z(j)\right)}{A_t^z}\left(\left[\frac{w_t^s}{\alpha_z^s(1-\alpha_z)}\right]^{\alpha_z^s}\left[\frac{w_t^{bh}}{\alpha_z^{bh}(1-\alpha_z)}\right]^{\alpha_z^{bh}}\left[\frac{w_t^{bl}}{(1-\alpha_z^s-\alpha_z^{bh})(1-\alpha_z)}\right]^{1-\alpha_z^s-\alpha_z^{bh}}\right)^{1-\alpha_z} \quad (۳۷)$$

پس از تعیین تقاضای بهینه برای هریک از عوامل تولید، بنگاه واسطه‌ای به دنبال تعیین قیمت بهینه برای حداکثرسازی سود خواهد بود. برای وارد کردن مساله چسبندگی قیمت در مدل، طبق روش کالوو[1] (۱۹۸۳) و تعمیم آن مطابق با روش کریستیانو و همکاران[2] (۲۰۰۵) فرض می‌شود ω درصد از بنگاه‌ها قیمت در هر دوره را بر اساس تورم دوره قبل تعیین می‌کنند (رابطه ۳۸) و $(1-\omega)$ درصد باقی‌مانده قادر خواهند بود قیمت بهینه (P_t^{z*}) را بر اساس حداکثرسازی سود در یک دوره زمانی تعیین کنند.

$$P_{t+1}^z(j) = (\pi_t^z)P_t^z(j) \quad (۳۸)$$

اگر رابطه فوق برای m دوره به جلو برده شود ارتباط بین قیمت جاری و قیمت در m دوره بعد به صورت زیر است.

$$P_{t+m}^z(j) = \prod_{k=0}^{m-1} \pi_{t+k}^z P_t^z(j) \quad (۳۹)$$

با توجه به تفکیک بنگاه‌ها، شاخص قیمت که مطابق با رابطه (۲۵) یک میانگین وزنی از قیمت کالاهای واسطه‌ای است به صورت زیر تعریف می‌شود:

[1]. Calvo
[2]. Christiano et al.

$$P_t^z = \left((1-\omega)P_t^{z*1-\theta_z} + \omega\,(\pi_{t-1}^z P_{t-1}^z)^{1-\theta_z}\right)^{\frac{1}{1-\theta_z}} \quad (۴۰)$$

برای پیدا کردن مقدار بهینه قیمت (P_t^{z*})، مطابق با قاعده کالوو، بنگاه‌هایی که قادر به تعیین بهینه قیمت‌های جدید هستند، با فرض اینکه ممکن است در m دوره آتی قیمت‌های جدید ثابت باقی بمانند، به حل مساله حداکثرسازی سود می‌پردازند. مساله حداکثرسازی سود مطابق با روش تعمیم‌یافته کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\underset{P_t^z(j)}{max} \quad E_t \sum_{m=0}^{\infty} (\omega\beta^s)^m \Delta_{m,t+m}\left(\frac{P_{t+m}^z(j)}{P_{t+m}^z} y_{t+m}^z(j) - mc_{t+m}^z y_{t+m}^z(j)\right)$$

$$S.t. \qquad y_{t+m}^z(j) = \left(\frac{P_{t+m}^z(j)}{P_{t+m}^z}\right)^{-\theta_z}$$

که در آن $\Delta_{m,t+m}$ برابر با نسبت مطلوبیت نهایی در دو دوره است. با جایگذاری رابطه (۳۹) در مساله فوق و حل آن، و انجام عملیات ریاضی، می‌توان به عبارت زیر دست یافت:

$$\frac{P_t^{z*}}{P_t^z} = \frac{\theta_z}{\theta_z - 1} \frac{E_t \sum_{m=0}^{\infty} (\omega\beta^s)^m \Delta_{m,t+m} mc_{t+m}^z \left(\frac{\pi_{t+m}^z}{\pi_t^z}\right)^{\theta_z} y_{t+m}^z}{E_t \sum_{m=0}^{\infty} (\omega\beta^s)^m \Delta_{m,t+m} \left(\frac{\pi_{t+m}^z}{\pi_t^z}\right)^{\theta_z - 1} y_{t+m}^z} \quad (۴۱)$$

در این صورت از ترکیب روابط (۴۰) و (۴۱) منحنی فیلیپس تلفیقی کینزی جدید تحت روش کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{\pi}_t^z = \frac{1}{1+\beta^s}\hat{\pi}_{t-1}^z + \frac{\beta^s}{1+\beta^s} E_t \hat{\pi}_{t+1}^z + \frac{(1-\omega)(1-\omega\beta^s)}{\omega(1+\beta^s)} \widehat{mc}_t^z \quad (۴۲)$$

۳-۳- بانک‌ها

بانک‌ها به عنوان واسطه‌گر وجوه با دریافت سپرده از خانوار گروه اول (d_t) پس از پرداخت ذخایر قانونی به بانک مرکزی با نرخ (rr) به خانوارهای گروه دوم و سوم وام مصرفی (l_t^{bh}) و (l_t^{bl}) و به بنگاه‌ها وام تولیدی (l_t^y) و (l_t^h) پرداخت می‌کنند. هم‌چنین فرض می‌شود در صورتی که بانک با کسری منابع مواجه شود، می‌تواند از بازار بین بانکی با نرخ بهره (r_t^{ib}) استقراض (d_t^{ib}) کند. در صورت سیاست هدف‌گذاری تورم، نرخ بهره بین بانکی با مداخله بانک مرکزی در این بازار مشخص می‌شود. از طرف دیگر در سمت دارایی‌ها، علاوه بر وام‌های پرداختی، دارایی مسکن (h_t^b) به عنوان یکی از اقلام مهم دارایی‌های شبکه بانکی نیز وجود دارد. بنابراین ترازنامه بانک مطابق با رابطه (۴۳) تعریف می‌شود.

$$l_t + q_t h_t^b + rr d_t = d_t + d_t^{ib} + k_t^b \quad (۴۳)$$

$$l_t = l_t^{bh} + l_t^{bl} + l_t^{y} + l_t^{h}$$

که در آن k_t^b سرمایه بانک است. بانک ملزم به رعایت حداقل کفایت سرمایه (ca) است که از نسبت سرمایه نظارتی به مجموع دارایی‌های موزون شده به ضرایب ریسک به دست می‌آید و در صورت تخلف، متحمل هزینه تعدیل می‌شود که به تبعیت از گرالی[1] (۲۰۱۰) مطابق با رابطه (۴۴) است.

$$\frac{Q_{ca}}{2}\left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t+\mu_h h_t^b}-ca\right)^2 k_t^b \qquad (۴۴)$$

که در آن Q_{ca} ضریب هزینه (شدت هزینه تخطی) مربوط به عدم رعایت کفایت سرمایه است. عبارت داخل پرانتز در حقیقت میزان انحراف از کفایت سرمایه بانک نسبت به کفایت سرمایه اعلامی توسط بانک مرکزی است و ضرایب μ_l و μ_h به ترتیب ضرایب موزون شده به ریسک برای وام‌های پرداخت‌شده و دارایی مسکن‌اند که دو دارایی بانک محسوب می‌شوند. همان‌طور که بیان شد، نسبتی از تسهیلاتی که بانک به خانوارها و بنگاه‌ها پرداخت کرده است (ϑ_t) به تسهیلات غیر جاری تبدیل می‌شود. این نسبت با توجه به وضعیت اقتصاد کلان مطابق با رابطه (۴۵) تعیین می‌شود به نحوی که در دوران رونق، قدرت بازپرداخت تسهیلات توسط خانوار و بنگاه بیشتر خواهد بود.

$$\frac{\vartheta_t}{\bar{\vartheta}} = \left(\frac{\vartheta_{t-1}}{\bar{\vartheta}}\right)^{\rho_\vartheta}\left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{\nu_\vartheta} e^{\varepsilon_t^\vartheta} \qquad \varepsilon_t^\vartheta \sim N(0,\sigma_\vartheta^2) \qquad (۴۵)$$

که در آن ρ_ϑ، ν_ϑ و ε_t^ϑ به ترتیب کشش نسبت به شکاف دوره قبل با علامت مثبت، کشش نسبت به شکاف تولید با علامت منفی و شوک مطالبات غیر جاری ناشی از عوامل بیرونی است. با توجه به توضیحات فوق سود بنگاه را می‌توان مطابق با رابطه (۴۶) بیان‌کرد که تفاوت درآمدهای ناشی از دارایی‌ها (وام) و هزینه‌ها (سود سپرده، هزینه تغییر انباشت مسکن، هزینه استقراض از بازار بین بانکی و هزینه تخطی از حداقل کفایت سرمایه) است.

$$\pi_t^b = (1-\vartheta_t)r_t^l l_t - r_t^d d_t - r_t^{ib} d_t^{ib} - q_t(h_t^b-(1-\delta_h)h_{t-1}^b) - \frac{Q_{ca}}{2}\left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t+\mu_h h_t^b}-ca\right)^2 k_t^b \qquad (۴۶)$$

هم‌چنین مطابق با (گرالی و همکاران، ۲۰۱۰) فرض می‌شود بانک سود هر دوره را بین سهامداران خود توزیع نمی‌کند بلکه آن را به موجودی سرمایه دوره قبل اضافه می‌کند. بنابراین مسیر سرمایه بانک مطابق با رابطه (۴۷) است. این مساله می‌تواند به عنوان یک ابزار احتیاطی در شرایط کمبود سرمایه نیز تلقی شود.

[1]. Gerali

$$k_t^b = (1-\delta_{kb})k_{t-1}^b + \pi_t^b \quad (۴۷)$$

فرض می‌شود نرخ تنزیل بانک برابر با نرخ تنزیل خانوار پس‌اندازکننده است. با در نظر گرفتن λ_t^b به عنوان ضریب لاگرانژ، مساله بانک که حداکثرسازی ارزش فعلی سود است به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\max_{(l_t, d_t, d_t^{ib}, h_t^b)} \quad E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{st} \pi_t^b$$
$$S.t. \qquad l_t + q_t h_t^b + rr d_t = d_t + d_t^{ib} + k_t^b$$

با حداکثرسازی سود، شرایط مرتبه اول برای هریک از متغیرهای هدف محاسبه می‌شود.

$$\lambda_t^b = (1-\vartheta_t) r_t^l + Q_{ca}\mu_l \left(\frac{k_t^b}{(\mu_l l_t + \mu_h h_t^b)^2}\right)^2 \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} - ca\right) \quad (۴۸)$$

$$\lambda_t^b = \frac{1}{1-rr} r_t^d \quad (۴۹)$$

$$\lambda_t^b = r_t^{ib} \quad (۵۰)$$

$$\lambda_t^b = \frac{Q_{ca}\mu_h}{q_t}\left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b}\right)^2 \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} - ca\right) + \beta^s (1-\delta_h) E\left(\frac{q_{t+1}}{q_t}\right) - 1 \quad (۵۱)$$

با جایگذاری رابطه (۵۰) در روابط (۴۸) و (۴۹) به ترتیب مسیر نرخ بهره تسهیلات و نرخ بهره سپرده به دست می‌آید:

$$r_t^l = \frac{1}{1-\vartheta_t}\left(r_t^{ib} - Q_{ca}\mu_l \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b}\right)^2 \left(\frac{k_t^b}{\mu_l l_t + \mu_h h_t^b} - ca\right)\right) \quad (۵۲)$$

$$r_t^d = (1-rr)\, r_t^{ib} \quad (۵۳)$$

۳-٤- دولت

فرض می‌شود دولت مخارج خود را توسط درآمدهای نفتی (or_t) و درآمدهای مالیاتی (t_t) تامین می‌کند. درآمدهای مالیاتی مجموع مالیات یکجا و دریافت‌شده از خانوارهای گروه اول (t_t^s) و گروه دوم (t_t^{bh}) است. هم‌چنین چنانچه دولت با کسری بودجه مواجه باشد (مجموع تراز عملیاتی و سرمایه‌ای منفی باشد)، این کسری را از محل استقراض از بانک مرکزی (Δd_t^g) تامین می‌کند که فرض می‌شود همان تراز مالی دولت است.

$$\Delta d_t^g = g_t - t_t - or_t \quad (۵۴)$$

$$t_t = t_t^s + t_t^{bh} \quad (۵۵)$$

$$log t_t^s = \rho^{ts} log t_{t-1}^s + (1-\rho^{ts}) log \bar{t}^s + \varepsilon_t^{ts} \qquad \varepsilon_t^{ts} \sim N(0, \sigma_{ts}^2) \quad (۵۶)$$

$$log t_t^{bh} = \rho^{tbh} log t_{t-1}^{bh} + (1-\rho^{tbh}) log \bar{t}^{bh} + \varepsilon_t^{tbh} \qquad \varepsilon_t^{tbh} \sim N(0, \sigma_{tbh}^2) \qquad (۵۷)$$

بدهی جدید دولت به بانک مرکزی در هر دوره برابر با اختلاف انباشت بدهی فعلی و انباشت بدهی دوره قبل است. پس مسیر انباشت بدهی خالص دولت به بانک مرکزی مطابق با رابطه (۵۸) تعریف می‌شود.

$$d_t^g = \Delta d_t^g + \frac{d_{t-1}^g}{\pi_t} \qquad (۵۸)$$

که در آن d_t^g خالص بدهی دولت به بانک مرکزی است. فرض می‌شود مخارج دولت علاوه بر اینکه تابعی از مقدار گذشته خود است، از درآمدهای نفتی دولت نیز تبعیت می‌کند که مطابق با رابطه (۵۹) تعریف می‌شود.

$$log(g_t) = \rho^g log(g_{t-1}) + \zeta^{or} log(or_t) + (1-\rho^g) log(\bar{g}) + \varepsilon_t^g \qquad \varepsilon_t^g \sim N(0, \sigma_g^2) \qquad (۵۹)$$

هم‌چنین درآمدهای نفتی نیز از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند. زیرا تولید نفت عمدتا به ذخایر نفتی مرتبط است که تحت تاثیر عوامل برون‌زاست.

$$log(or_t) = \rho^{or} log(or_{t-1}) +) + (1-\rho^{or}) log(\overline{or})\ \varepsilon_t^{or} \qquad \varepsilon_t^{or} \sim N(0, \sigma_{or}^2) \qquad (۶۰)$$

۳-۵- بانک مرکزی و مقام احتیاطی

پایه پولی بر حسب منابع برابر با حاصل جمع خالص بدهی دولت به بانک مرکزی (d_t^g)، خالص دارایی‌های خارجی (fr_t) و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (d_t^{ib}) است. به دلیل اینکه در نهایت مجموع بدهی بانک‌ها به یکدیگر برابر با صفر است، متغیر (d_t^{ib}) در نهایت همان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی است. بنابراین پایه پولی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$mb_t = fr_t + d_t^g + d_t^{ib} \qquad (۶۱)$$

که در آن بدهی دولت مطابق با رابطه (۵۸) تعریف می‌شود. هم‌چنین فرض می‌شود دولت منابع ارزی نفتی را به بانک مرکزی می‌فروشد و ارزش ریالی آن به خالص دارایی‌های خارجی اضافه می‌شود. به دلیل اینکه در این مدل، بخش خارجی وجود ندارد، شاخص نرخ ارز به یک نرمال شده و بنابراین مقادیر ارزی نفتی برابر با مقادیر ریالی آن هستند. با این تفاسیر مسیر انباشت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به صورت رابطه (۶۲) بیان می‌شود.

$$fr_t = \frac{fr_{t-1}}{\pi_t} + or_t + o_t \qquad (۶۲)$$

که در آن o_t به عنوان سایر دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در نظر گرفته می‌شود که از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند.

$$log(o_t) = \rho^o log(o_{t-1}) + (1-\rho^o) log(\bar{o}) + \varepsilon_t^o \qquad \varepsilon_t^o \sim N(0, \sigma_o^2) \qquad (۶۳)$$

در این مدل بانک مرکزی بر اساس قاعده تیلور و با توجه به نرخ بهره دوره قبل، شکاف تولید، شکاف تورم و شکاف رشد پول، نرخ بهره را در اقتصاد تعیین می‌کند. رابطه ارائه‌شده بر این واقعیت اشاره دارد که عواملی چون رشد اقتصادی و تورم از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده نرخ بهره در اقتصاد هستند که بانک مرکزی در سیاست پولی مد نظر قرار می‌دهد.

$$\frac{r_t^{ib}}{\bar{r}^{ib}} = \left(\frac{r_{t-1}^{ib}}{\bar{r}^{ib}}\right)^{m_i} \left(\left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{m_y} \left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{m_\pi} \left(\frac{mbr_t}{\overline{mbr}}\right)^{m_\pi}\right)^{1-m_i} e^{\varepsilon_t^{ib}} \qquad \varepsilon_t^{ib} \sim N(0, \sigma_{ib}^2) \qquad (۶۴)$$

$$mbr_t = \frac{mb_t}{mb_{t-1}} \pi_t \qquad (۶۵)$$

که در آن توان هر متغیر وزن یا اهمیت آن در تعیین نرخ بهره را نشان می‌دهد و (ε_t^{ib}) نیز شوک سیاست پولی را نشان می‌دهد. هم‌چنین فرض می‌شود نرخ کفایت سرمایه مطابق با مقررات برابر با ۸ درصد تعیین می‌شود اما نسبت‌های وام به ارزش با توجه به شرایط اقتصاد کلان و بخش مالی مشخص می‌شوند. بنابراین نسبت وام به ارزش برای هریک از متقاضیان تسهیلات تابعی از مقادیر گذشته و شکاف تولیدی و اعتبار است (هسین و ریبی، ۲۰۱۹).

$$\frac{ltv_t^k}{\overline{ltv}^k} = \left(\frac{ltv_{t-1}^k}{\overline{ltv}^k}\right)^{\theta_{ltv}} \left(\frac{l_t}{\bar{l}}\right)^{\theta_l} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{\theta_y} e^{\varepsilon_t^k} \qquad \varepsilon_t^k \sim N(0, \sigma_k^2) \quad k = bh, bl \qquad (۶۶)$$

$$\frac{ltv_t^z}{\overline{ltv}^z} = \left(\frac{ltv_{t-1}^z}{\overline{ltv}^z}\right)^{\gamma_{ltv}} \left(\frac{l_t}{\bar{l}}\right)^{\gamma_l} \left(\frac{y_t}{\bar{y}}\right)^{\gamma_y} e^{\varepsilon_t^{lz}} \qquad \varepsilon_t^{lz} \sim N(0, \sigma_{lz}^2) \quad z = h, y \qquad (۶۷)$$

۳-۶- تعادل و تسویه بازارها

در نهایت آخرین معادله مربوط به تسویه بازارها در اقتصاد کلان است. در بخش بازار کار روابط مربوط به تعادل اشتغال مطابق با معادلات (۶۸) تا (۷۰) هستند.

$$N_t^s = N_{y,t}^s + N_{h,t}^s \qquad (۶۸)$$

$$N_t^{bh} = N_{y,t}^{bh} + N_{h,t}^{bh} \qquad (۶۹)$$

$$N_t^{bl} = N_{y,t}^{bl} + N_{h,t}^{bl} \qquad (۷۰)$$

بخش تولید غیر مسکن دارای قید تسویه به شرح ذیل است:

$$y_t^y = c_t + i_t + g_t \qquad (۷۱)$$

$$c_t = c_t^s + c_t^{bh} + c_t^{bl} \qquad (۷۲)$$

$$i_t = i_t^y + i_t^h \quad (۷۳)$$

در بخش غیر مسکن نیز روابط زیر برقرار خواهد بود:

$$y_t^h = h_t - (1-\delta_h)h_{t-1} \quad (۷۴)$$

$$h_t = h_t^s + h_t^{bh} + h_t^b \quad (۷۵)$$

و در نهایت با فرض اینکه درآمدهای نفتی همان ارزش‌افزوده بخش نفت هستند رابطه تعادلی کل به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$y_t + or_t = y_t^y + y_t^h \quad (۷۶)$$

٤- مقداردهی و شبیه‌سازی مدل

به منظور دستیابی به اهداف تحقیق لازم است پس از استخراج شرایط مرتبه اول، هریک از معادلات حول مقادیر با ثبات متغیرهای درون‌زای مدل خطی-لگاریتمی شوند که در این تحقیق از روش اوهلیگ[1] (۱۹۹۹) استفاده شده است[2]. پارامترهای ساختاری مدل و مقادیر باثبات متغیرها به کمک اطلاعات موجود در سایر مطالعات مرتبط، اطلاعات آماری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۰ و هم‌چنین نتایج حاصل از حل مدل در شرایط باثبات استخراج شده‌اند که خلاصه آن در پیوست ارائه شده است. همچنین مقایسه گشتاورهای حاصل از الگو با گشتاورهای موجود در اطلاعات آماری، حاکی از موفقیت الگوی ارائه شده در شبیه‌سازی اطلاعات اقتصاد ایران است.

جدول ۱: مقایسه گشتاورهای اطلاعات واقعی و گشتاورهای شبیه‌سازی شده مدل

متغیر	میانگین		انحراف معیار	
	اطلاعات واقعی	شبیه‌سازی	اطلاعات واقعی	شبیه‌سازی
مصرف	-۰/۰۰۲۷	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۴۷	۰/۰۳۴
سرمایه‌گذاری	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۳۳	۰/۲۷
تورم	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱	۰/۰۴۸	۰/۰۲۴
تولید	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۶	۰/۰۵۵	۰/۰۲۱

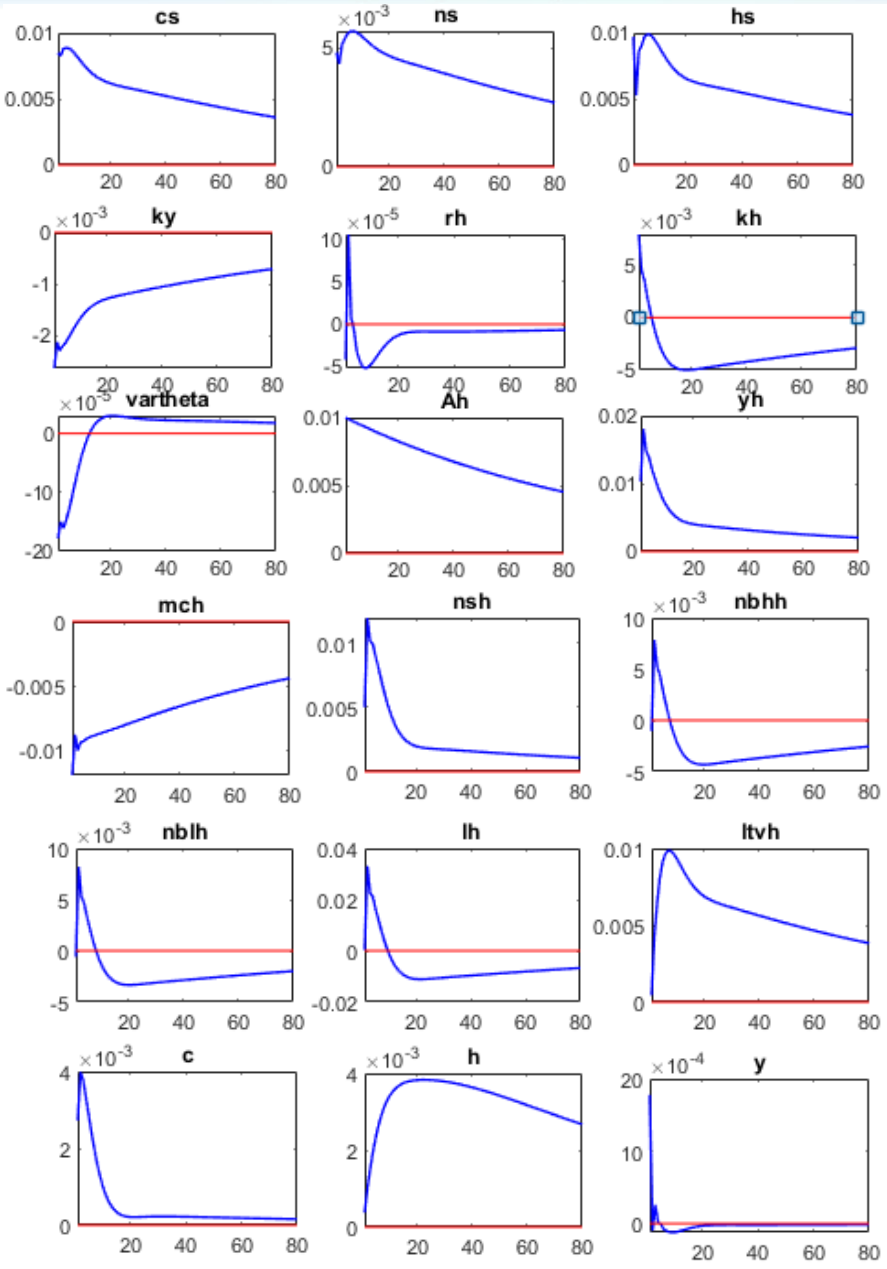
منبع: محاسبات تحقیق

[1]. Uhlig

[2]. تمامی روابط و سایر اطلاعات مهم، درصورت درخواست، در اختیار محققین قرار خواهد گرفت.

٤-١- تکانه بهره‌وری در بخش مسکن

بخش مسکن یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که از جهات مختلفی حائز اهمیت است. مسکن و مستغلات به عنوان یکی از مهم‌ترین دارایی‌های وثیقه‌ای نقش مهمی در عرضه تسهیلات بانکی دارند که خود بر چرخه‌های تجاری و مالی اثرگذار است. همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، با ایجاد یک تکانه در بهره‌وری یا تکنولوژی بخش مسکن، مطابق با مبانی نظری و هم‌چنین واقعیت‌های موجود، سرمایه‌گذاری و تولید در این بخش افزایش می‌یابد. به دلیل افزایش موجودی مسکن خانوارهای قرض‌گیرنده نوع اول، دسترسی به اعتبار برای این خانوارها افزایش می‌یابد. از طرفی به دلیل افزایش بهره‌وری، تقاضا برای نیروی کار در این بخش افزایش می‌یابد که به معنی افزایش اشتغال در این بخش برای هر سه خانوار نمونه است. خانوار پس‌اندازکننده و قرض‌گیرنده اول هم از محل افزایش موجودی مسکن و هم از محل افزایش درآمد ناشی از کار، متاثر می‌شوند اما خانوار قرض‌گیرنده دوم صرفا از محل درآمد کار تحت تاثیر این شوک قرار می‌گیرد. هم‌چنین با توجه به افزایش ارزش موجودی مسکن به عنوان دارایی وثیقه‌ای، احتمال بازپرداخت تسهیلات نیز افزایش می‌یابد که خود به معنی اثر منفی بر مطالبات غیر جاری است. چنانچه بخش بانکی از قاعده احتیاطی متناسب با ارزش مسکن استفاده کند، شوک‌های مثبت می‌توانند اثری مثبت بر بازپرداخت تسهیلات و کاهش نکول وام‌ها داشته باشند. اما نکته مهم در ارتباط با آثار این شوک، به میزان تغییرات تقاضای نیروی کار برای هر سه خانوار مربوط می‌شود. اگرچه در ابتدای شوک، تقاضای نیروی کار برای هرسه خانوار افزایش می‌یابد اما شدت و ماندگاری آن برای خانوار پس‌اندازکننده بیشتر است و به همین‌خاطر درآمد این خانوار بیشتر افزایش خواهد یافت. اتفاقی که در نهایت منجر به رشد بیشتر مصرف این خانوار نسبت به دو خانوار دیگر شده است.

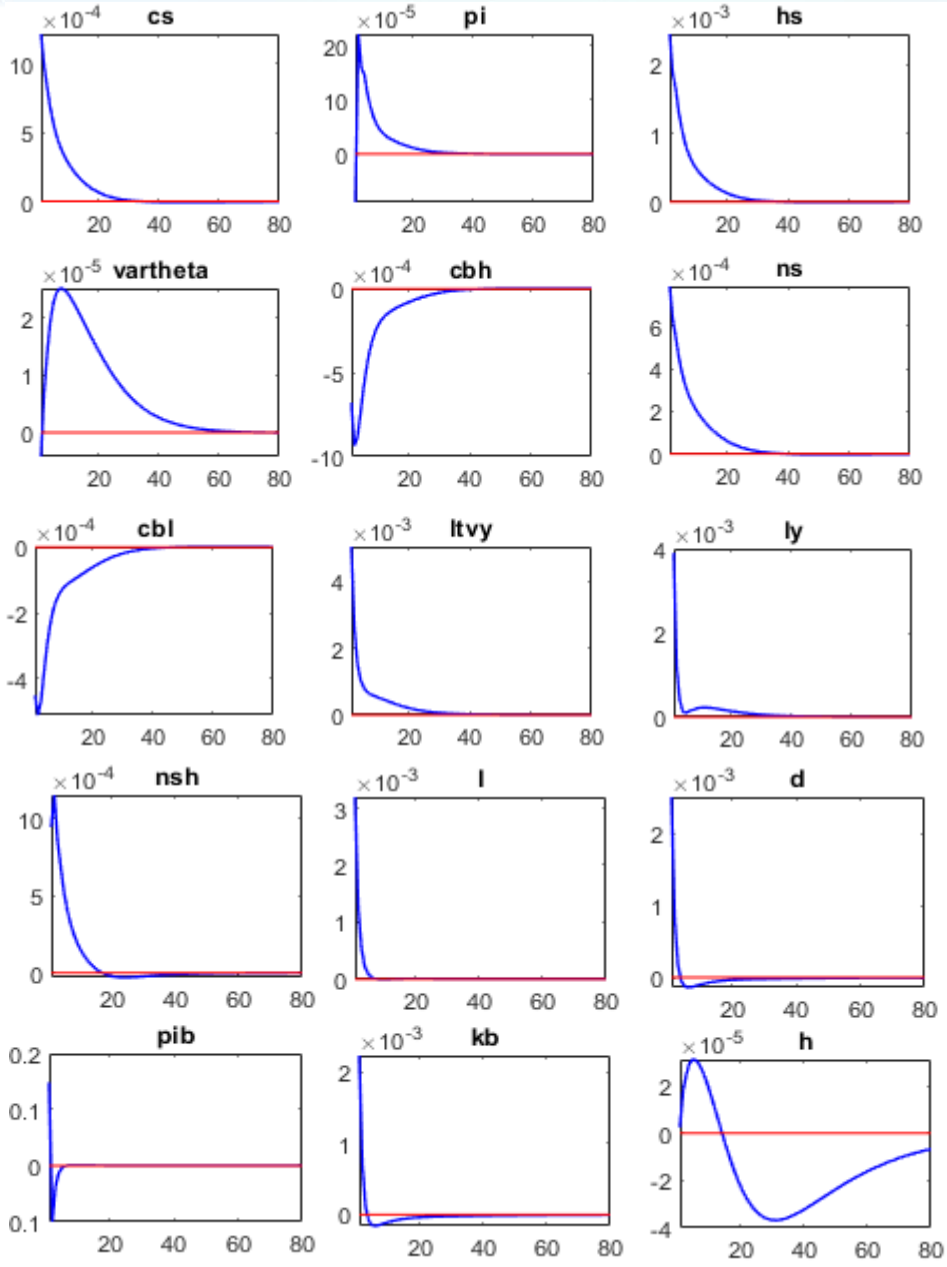


نمودار ۲: توابع واکنش به شوک بهره‌وری مسکن

منبع: محاسبات تحقیق

٤-۲- کاربرد ابزاراحتیاطی بخش غیر مسکن

ایجاد یک شوک مثبت بر عرضه اعتبار در بخش تولید غیر مسکن، بدین معنی است که بانک‌ها به بنگاه‌ها اجازه می‌دهند نسبت بزرگتری از هزینه‌های تولید خود را از محل تامین اعتبار پوشش دهند. بنابراین به دلیل افزایش عرضه اعتبار، نرخ بهره وام کاهش می‌یابد. افزایش عرضه اعتبار منجر به افزایش تولید و به دنبال آن افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود. از آن‌جا که در این مدل، خانوارهای پس‌اندازکننده صاحب سرمایه هستند، به واسطه افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش، درآمد آن‌ها و در نتیجه تقاضای آن‌ها برای کالا و خدمات افزایش خواهد یافت. افزایش تقاضا منجر به افزایش تورم می‌شود که خود در نهایت سبب کاهش مصرف خانوارهای کم درآمد شده است. بنابراین افزایش نسبت وام به ارزش در این بخش از تولید می‌تواند منجر به تشدید نابرابری در مصرف شود. ابزارهای احتیاطی اگرچه به منظور ثبات مالی و اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند اما اثرات جانبی آن‌ها بر نابرابری می‌تواند چشمگیر باشد. هم‌چنین افزایش درآمد خانوارهای پس‌اندازکننده علاوه بر افزایش مصرف آن‌ها، تقاضا برای دارایی مسکن و عرضه سپرده را نیز توسط این خانوار افزایش می‌دهد که خود مجددا سبب افزایش درآمد آن‌ها می‌شود.

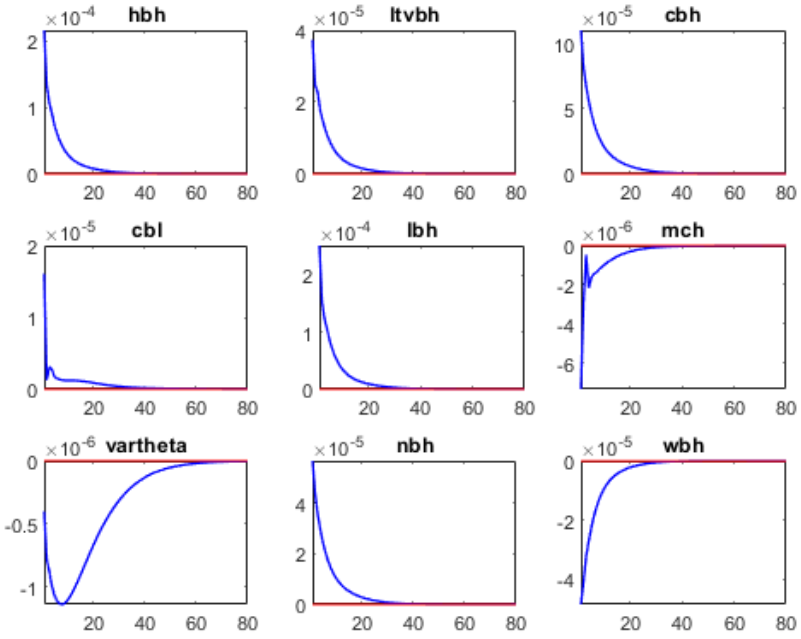


نمودار ۳: توابع واکنش شوک ابزار احتیاطی بخش غیر مسکن

منبع: محاسبات تحقیق

٤-٣- کاربرد ابزار احتیاطی بخش خانوار

همان‌طور که در بخش مدل‌سازی بدان پرداخته شد، خانوارهای قرض‌گیرنده دسترسی متفاوت به اعتبار دارند. بنابراین اثر شوک‌های اقتصادی بر میزان دسترسی به اعتبار این دوگروه نیز متفاوت خواهد بود. ایجاد شوک‌های اقتصادی که منجر به افزایش نسبت وام به ارزش و هم‌چنین اجزای آن شوند به صورت متفاوتی این دو گروه از جامعه را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به عنوان مثال یک شوک برون‌زا در نسبت وام به ارزش خانوار قرض‌گیرنده نخست و یا شوکی که منجر به رشد ارزش دارایی مسکن بشود دسترسی این خانوار به اعتبارات را بیشتر از خانوار قرض‌گیرنده دوم افزایش می‌دهد. این موضوع سبب خواهد شد اولا انباشت دارایی مسکن خانوار قرض‌گیرنده اول افزایش یابد و دوما مصرف آن‌ها نیز با شدت و ماندگاری بیشتری نسبت به وضعیت باثبات افزایش یابد. بنابراین وجود ابزارهای احتیاطی که دسترسی متفاوتی را برای خانوارها به وام در نظر می‌گیرند، واکنش‌های متفاوتی را در زمان شوک‌های اقتصادی به همراه خواهد داشت که خود منجر به تغییرات نابرابری اعتبار، مصرف و ثروت می‌شود.



نمودار ٤: توابع واکنش شوک ابزارهای احتیاطی خانوار

منبع: محاسبات تحقیق

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی

یکی از موضوعات مهمی که پس از بحران مالی ۲۰۰۸ توسط اقتصاددانان حوزه پولی و سیاست‌گذاران مورد توجه قرار گرفته استفاده از ابزارهای احتیاطی کلان با هدف محدودسازی ریسک‌های سیستمی در یک نظام مالی است. زیرا قبل از آن سیاست‌های احتیاطی با رویکرد خرد، صرفا ضامن سلامت مالی در سطح بانک‌های منفرد بودند اما بحران مالی ۲۰۰۸ این واقعیت را آشکار کرد که سلامت بانک‌های منفرد متضمن سلامت کل نظام مالی و به دنبال آن ثبات بخش حقیقی نخواهد بود. در اقتصاد ایران نیز که نقش بانک‌ها در تامین مالی بنگاه‌ها بسیار بالاست و در حقیقت یک اقتصاد بانک محور به شمار می‌آید، به دلیل ویژگی‌هایی نامطلوب مانند سطح بالای مطالبات غیر جاری و ریسک‌های اعتباری، استفاده از ابزارهای احتیاطی کلان حائز اهمیت است. با این حال همان‌طور که در مطالعات جدید بدان پرداخته شده است، استفاده از ابزارهای احتیاطی کلان همانند سایر سیاست‌های کلان دارای اثرات جانبی نیز هست که یکی از مهم‌ترین آن‌ها، تغییرات توزیع درآمد و ثروت بین گروه‌های مختلف جامعه است. زیرا یکی از مجراهای عملکردی ابزارهای احتیاطی از طریق محدودسازی دسترسی به اعتبار در بین گروه‌های مختلف متقاضیان است. چنانچه میزان دسترسی به اعتبار بر پایه شایستگی اعتبار و در نتیجه قدرت ارائه وثیقه توسط متقاضیان باشد، این انتظار وجود دارد اعمال این سیاست‌ها سبب تشدید نابرابری درآمدی و ثروتی باشد. با این حال بسیاری از مطالعات اثر نهایی را وابسته به عوامل مختلف و شرایط اقتصادی جامعه، در نظر می‌گیرند. پس در این مطالعه سعی شد با ارائه یک الگوی کلان و با در نظر گرفتن خانوارهای ناهمگن و دو بخش تولید مسکن و غیر مسکن، آثار پویایی‌های ابزارهایی چون نسبت وام به ارزش بر متغیرهای اقتصادی و مهم‌تر از آن نابرابری بین خانوارهای مختلف مورد بررسی قرار بگیرد. مشخصه اصلی این الگو در نظر گرفتن دو خانوار قرض‌گیرنده با دسترسی متفاوت به اعتبار و نقش مسکن به عنوان دارایی وثیقه‌ای است. نتایج شبیه‌سازی مدل نشان می‌دهد آثار ابزارهای احتیاطی بر نابرابری وابسته به مقوله‌های متفاوت و شوک‌های مختلفی است که بر اقتصاد تحمیل می‌شود. اما با این حال شوک‌های بخش مسکن چنان‌چه سبب افزایش نسبت وام به ارزش برای خانوارهایی با دارایی وثیقه‌ای مسکن بشود، علاوه بر اثرگذاری مستقیم بر ارزش ثروت این خانوارها و خانوارهای پس‌اندازکننده، به سبب افزایش دسترسی اعتبار خانوارهای دارای مسکن، مجددا سبب تغییر توزیع ثروت می‌شود. البته با توجه به اینکه نسبت‌های احتیاطی رفتاری

ضدچرخه‌ای دارند، اینکه شوک‌های مثبت مسکن موجب افزایش دسترسی به اعتبار شود یا خیر، به برآیند اثر مستقیم آن بر قید اعتبار و اثر غیر مستقیم از طریق ابزارهای احتیاطی بستگی دارد که مطابق با نتایج این تحقیق، در نهایت باعث افزایش نابرابری در ثروت می‌شود. با توجه به اثرگذاری ابزارهای احتیاطی بر نابرابری ثروت و درآمد، ضروری است ضمن توجه به ثبات مالی، از شوک‌های بخش مسکن و عواملی که منجر به افزایش ارتباط مثبت بین بهای دارایی و اعتبار می‌شود جلوگیری به عمل آید. زیرا وجود بازخوردهای مثبت بین این دو متغیر علاوه بر افزایش آسیب‌پذیری بخش مالی، می‌تواند به افزایش نابرابری ثروت نیز ختم شود. به عنوان مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود، آثار ابزارهای احتیاطی مبتنی بر نقدینگی و هم‌چنین مبتنی بر سرمایه بر نابرابری نیز مورد بررسی قرار گیرد، زیرا هریک از این ابزارها می‌توانند از طریق اثرگذاری بر عرضه اعتبار، نابرابری را نیز تحت تاثیر قرار دهند. هم‌چنین پیشنهاد می‌شود موارد فوق در چارچوب الگویی بررسی شوند که بانک‌ها قدرت خلق پول دارند و صرفا واسطه‌گر وجوه نیستند، زیرا مدل‌سازی بانک و نقش آن به عنوان واسطه‌گر وجوه یا خالق پول از هیچ، می‌تواند دلالت‌های متفاوتی در سیاست‌های پولی و احتیاطی کلان داشته باشد.

References

Afshari, Z., & Khezri, A. (2020). The Effectiveness of Macroprodential Policies in the Growth of Credit and Housing Price by Using a Dynamic Panel Data Model. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, **16**(4), 163-201. (In Persian).

Andrés, J., Boscá, J. E., Ferri, J., & Fuentes-Albero, C. (2017). Heterogeneous Household Finances and the Effect of Fiscal Policy. *Fundación de Estudios de Economía Aplicada*. (FEDEA Working Paper No. 2017-05).

Arrondel, L., Lamarche, P., & Savignac, F. (2019). Does Inequality Matter for the Consumption-Wealth Channel? Empirical Evidence. *European Economic Review*, **111**, 139-165.

Bats, J. V., & Houben, A. C. (2020). Bank-Based Versus Market-Based Financing: Implications for Systemic Risk. *Journal of Banking & Finance*, **114**, 105776.

Biljanovska, N., & Chen, S. (2023). Differential Effects of Macro-Prudential Policy. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2023/043).

Bank for International Settlements (BIS). (2011). Macro-Prudential Policy Tools and Frameworks. Progress Report to the G-20. *Financial Stability Board, Bank for International Settlement*.

Bodea, C., Houle, C., & Kim, H. (2021). Do Financial Crises Increase Income Inequality?. *World Development*, **147**, 105635.

Carpantier, J. F., Olivera, J., & Van Kerm, P. (2018). Macroprudential Policy and Household Wealth Inequality. *Journal of International Money and Finance*, **85**, 262-277.

Chawwa, T. (2021). Impact of Reserve Requirement and Liquidity Coverage Ratio: A DSGE Model for Indonesia. *Economic Analysis and Policy*, **71**, 321-341.

Chen, M. J., & Columba, M. F. (2016). Macroprudential and Monetary Policy Interactions in a DSGE Model for Sweden. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2016/74).

Cihak, M. M., & Sahay, M. R. (2020). Finance and Inequality. *International Monetary Fund.* (IMF Working Paper No. 2020/01).

Colciago, A., Samarina, A., & de Haan, J. (2019). Central Bank Policies and Income and Wealth Inequality: A Survey. *Journal of Economic Surveys*, **33**(4), 1199-1231.

Covi, G., Montagna, M., & Torri, G. (2019). On the Origins of Systemic Risk. *Bank of England*. (Staff Working Paper No. 837).

Dargahi, H. & Hadian, M. (2018). The Effect of Macroprudential Policies on Financial Stability of Iran Economy: DSGE Approach. *Journal of Monetary and Banking Research*, **10**(34): 590-559. (In Persian).

Delis, M. D., Fringuellotti, F., & Ongena, S. (2023). Credit, Income, and Inequality. *Federal Reserve Bank of New York.* (Staff Report, 929).

D'Orazio, P. (2019). Income Inequality, Consumer Debt, and Prudential Regulation: An Agent-Based Approach to Study the Emergence of Crises and Financial Instability. *Economic Modelling*, **82**, 308-331.

Erfani, A., Tavakolian, H., & Talebbeydokhti, A. (2018). Evaluation of the Stabilization Performance of the Mixed Monetary and Macro-Prudential Policy in the Economy of Iran; *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, **18**(4): 133-160. (In Persian).

Espinoza, R., Segoviano, M., & Yan, J. (2020). Systemic Risk Modeling: How Theory Can Meet Statistics. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2020/54).

European Systemic Risk Board (ESRB). (2014). The ESRB Handbook on Operationalising Macro-Prudential Policy in the Banking Sector.

Falagiarda, M., & Saia, A. (2017). Credit, Endogenous Collateral and Risky Assets: A DSGE Model. *International Review of Economics & Finance*, **49**, 125-148.

Frost, J., & Van Stralen, R. (2018). Macroprudential Policy and Income Inequality. *Journal of International Money and Finance*, **85**, 278-290.

Georgescu, O. M., & Martín, D. V. (2021). Do Macro-Prudential Measures Increase Inequality? Evidence from the Euro Area Household Survey. *European Central Bank*. (ECB Working Paper No. 2567).

Hassine, M. B., & Rebei, M. N. (2019). Informality, Frictions, and Macro-Prudential Policy. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2019/255).

International Monetary Fund (IMF) (2011). Macro-Prudential Policy: An Organizing Framework. *Prepared by the Monetary and Capital Markets Department*.

International Monetary Fund (IMF) (2013). The Interaction of Monetary and Macro-Prudential Policies. *International Monetary Fund*. (Policy Paper No. 2013/01).

León, E. S. (2016). Mortgage Credit: Lending and Borrowing Constraints in a DSGE Framework. *Graduate Institute of International and Development Studies*. (Working Paper. No. HEIDWP15-2016).

Lozej, M., Onorante, L., & Rannenberg, A. (2018). Countercyclical Capital Regulation in a Small Open Economy DSGE Model. *European Central Bank*. (ECB Working Paper No. 2144).

Malovaná, S., Janků, J., & Hodula, M. (2023). Macroprudential Policy and Income Inequality: The Trade-off between Crisis Prevention and Credit Redistribution. *Czech National Bank*, *Economic Research Department*. (CNB Working Paper No. 3/2023).

Martínez, J. F., Peiris, M. U., & Tsomocos, D. P. (2020). Macroprudential Policy Analysis in an Estimated DSGE Model with a Heterogeneous Banking System: An Application to Chile. *Latin American Journal of Central Banking*, **1**(1-4).

Meuleman, E., & Vander Vennet, R. (2020). Macroprudential Policy and Bank Systemic Risk. *Journal of Financial Stability*, **47**, 100724.

Pakniyat, M., Bahrami, J., Tavakolian, H., & Shahhosseini, S. (2018). Banks Engagement in Housing Investment and its Relation in Iran's Economy based on DSGE Approach. *Iranian Energy Economics*, **8**(29), 27-67. (In Persian).

Pesce, S. (2018). Macroprudential and Monetary Policies: a dynamic Stochastic General Equilibrium Model-Based Perspective. PhD dissertation, *Universidade Católica Portuguesa; University of Naples Federico.*

Peydró, J. L., Rodriguez Tous, F., Tripathy, J., & Uluc, A. (2020). Macroprudential Policy, Mortgage Cycles and Distributional Effects: Evidence from the UK. *Bank of England*. (Staff Working Paper No. 866).

Rabitsch, K., & Punzi, M. T. (2017). Borrower Heterogeneity within a Risky Mortgage-Lending Market. *WU Vienna University of Economics and Business*. (Department of Economics Working Paper Series No. 241).

Richter, B., Schularick, M., & Shim, I. (2019). The Costs of Macro-Prudential Policy. *Journal of International Economics*, **118**, 263-282.

Rubio, M., & Carrasco-Gallego, J. A. (2014). Macro-Prudential and Monetary Policies: Implications for Financial Stability and Welfare. *Journal of Banking & Finance*, **49**, 326-336.

Rubio, M., & Unsal, M. F. D. (2017). Macro-Prudential Policy, Incomplete Information and Inequality: The Case of Low-Income and Developing Countries. *International Monetary Fund*. (IMF Working Paper No. 2017/59).

Stiglitz, J. E. (2016). New Theoretical Perspectives on the Distribution of Income and Wealth among Individuals. *Inequality and Growth: Patterns and Policy*, 1, 1-71.

Tarne, R., Bezemer, D., & Theobald, T. (2022). The Effect of Borrower-Specific Loan-to-Value Policies on Household Debt, Wealth Inequality and Consumption Volatility: An Agent-Based Analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **144**, 104526.

Tavakolian, H., Morovat, H., & Baheri Rad, D. (2019). Housing in Banks' Portfolio and its Effects on Monetary Policy in Iran. *Journal of Money and Economy*, **14**(3), 277-315.

Teixeira, A. (2023). Does Macro-Prudential Policy Affect Wealth Inequality? Evidence from Synthetic Controls. *Journal of Financial Stability*, 101135.

Troch, T. (2014). Wealth Inequality in Dynamic Stochastic General Equilibrium Models. Master's Thesis, *Charles University in Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies*.

Wickens, M. (2017). A DSGE Model of Banks and Financial Intermediation with Default Risk. *Research in Economics*, **71**(3), 636-642.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 110-154

Cyclical behavior of public debt in Iran considering the role of natural resource rent: Fourier approximation approach

Abolghasem Golkhandan[*1]

Accepted: 16-03-2025 Received: 07-06-2025

Extended Abstract

Purpose: Keynesian economics defines the optimal fiscal policy as a countercyclical policy, and the neoclassical theory supports a neutral policy with expenditure and tax smoothing. However, many empirical studies illustrate that fiscal policy in most resource-rich developing countries is highly procyclical in that fiscal policy variables in government expenditures follow booms and busts of natural resource revenues. These booms and busts generally emanate from resource price fluctuations, resulting in highly procyclical external capital inflows. Especially during the downturns, most of these economies have liquidity and borrowing constraints due to the lack of developed domestic financial markets and remarkable foreign assets. The unpredictable fluctuations in resource or commodity prices significantly impact the fiscal policy performance of natural resource-rich countries. Most of these countries cannot diversify their exports, constituting a big part of their total incomes; a slight decrease in commodity prices can create considerable financing needs. Apart from this issue, inadequate levels of institutional quality, budget structures lacking sufficient automatic stabilizers as well as restricted access to credit markets compel governments to implement procyclical fiscal policies. Natural resource endowment is considered as one of the sources of the procyclical nature of public debts. Explaining the mechanism by which natural resource endowments affect the cyclicality of public debts are based on the collateral aspect of natural resources. From this perspective, when commodity prices rise, creditors are ready to offer more loans to resource-exporting countries, while these countries have the least need for them during this period. Moreover, during periods of price decline, the value of collateral decreases, but the debt needs of resource countries increase. Therefore, the creditors' action reinforces the willingness of resource-rich countries to take on debts. Despite theoretical arguments on the importance of natural resources in the cyclical orientation of public debts, the role of natural resources in the cyclical orientation of public debts is largely ignored in the empirical literature. In this regard, the main objective of the present study is to investigate the cyclical behavior of public debts and the role of natural resource rents in strengthening or weakening the cyclicality behavior of public debts in Iran.

[1]. Corresponding Author. Ph.D. in Public Sector Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran. Email: golkhandan@gmail.com

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 110-154

Methodology: The time series data used in this study are the annual data from 1996 to 2023. They regard public debts, business cycles, natural resource rents, inflation, and unemployment. In the present study, the business cycle is approximated by the gap between the real GDP (constant 2015 US$) and its potential level, which is a measure widely used in the literature. With this in mind, the potential GDP used in the calculation of the business cycle (CYCLE) is obtained through HP and CF filters. The data on GDP, natural resource rents (% of GDP), trade (% of GDP), inflation (annual %), and total unemployment (% of population) are obtained from the World Bank. The data on public debts (% of GDP) are taken from the IMF. Time series analyses in this study, including unit root and co-integration tests and estimation of the co-integration vectors and causality relationship, are performed using the Fourier approximation. Fourier approximation-based analyses enable the detection of both smooth and sharp breaks without requiring the prior determination of the form, location, and number of structural breaks. Since the series contains structural breaks, Fourier unit root tests have been used to model the structural breaks. As the method of this study, the relationships between variables in the long term are examined by using the Fourier Shin and the Fourier Autoregressive Distributed Lag (F-ADL) with fractional frequencies co-integration tests. Also, the Fourier Fully Modified Ordinary Least Squares is employed to analyze the relationship between the variables.

Findings and Discussion: The results of estimating co-integration vectors using the Fourier FMOLS method show that the business cycle has a positive and significant impact on the total public debts in the Iranian economy, which refers to the pro-cyclical behavior of public debts. Resource rents also have a negative and significant effect on public debts across all models. Furthermore, our results show that the interactive effect of natural resource rents and business cycles on public debts is positive and significant, indicating that natural resource rents help to strengthen the pro-cyclical behavior of public debts. In other words, the positive effect of the business cycle on public debts increases when the business cycle interacts with natural resource rents across all models. The results of Toda and Yamamoto's Fourier causality test also indicate a one-way causality relationship from natural resource rents to business cycles and from business cycles to public debts, as well as a two-way causality relationship between natural resource rents and public debts. The results obtained are robust to changes in the model and how business cycles are extracted.

Conclusions and Policy Implications: is necessary to accumulate a portion of natural resource revenues in stabilization funds that have sufficiently high institutional quality to cover budget deficits using the assets of these funds during recessions. Also, the Iranian economy should move towards the production and export of complex products, as these are predictive of economic development. It is because the public debts of developing countries can take on a counter-cyclical orientation, as it is recognized that the fiscal policy of developed countries is counter-cyclical.

Keywords: Public Debt, Cyclical Behavior, Business Cycles, Natural Resource Rent, Fourier Approximation.

JEL Classification: O56, H6, E32, C01

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۱۱۰-۱۵۴

رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی در ایران با توجه به نقش رانت منابع طبیعی: رویکرد تقریب فوریه

ابوالقاسم گل‌خندان*[1]

دریافت: ۲۶-۱۲-۱۴۰۳ پذیرش: ۱۸-۰۳-۱۴۰۴

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی و نقش رانت منابع طبیعی در تقویت و یا تضعیف شدت چرخه‌ای بودن بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۳ است. تجزیه‌وتحلیل‌های سری‌زمانی در این پژوهش، مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی و همچنین برآورد بردارهای هم‌انباشتگی و رابطه علیت، با لحاظ تقریب فوریه انجام شده است. تحلیل‌های مبتنی‌بر تقریب فوریه امکان تشخیص شکست‌های هموار و تیز را فراهم می‌کند و در آن نیازی به تعیین شکل، مکان و تعداد شکست‌های ساختاری از قبل نیست. نتایج برآورد بردارهای هم‌انباشتگی به روش فوریه FMOLS نشان می‌دهد که بدهی‌های عمومی یک رفتار موافق چرخه‌ای داشته است. همچنین، اثر تعاملی رانت منابع طبیعی و چرخه‌های تجاری بر بدهی‌های عمومی، مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی به تقویت رفتار موافق چرخه‌ای بدهی‌های عمومی کمک می‌کند. نتایج آزمون علیت فوریه تودا و یاماموتو نیز حاکی از رابطه علیت یک‌سویه از رانت منابع طبیعی به چرخه‌های تجاری و از چرخه‌های تجاری به بدهی‌های عمومی و همچنین رابطه علیت دوسویه بین رانت منابع طبیعی و بدهی‌های عمومی است. نتایج به‌دست‌آمده نسبت به تغییر مدل و نحوه استخراج چرخه‌های تجاری، مستحکم است. بر این اساس، انباشت بخشی از درآمدهای منابع طبیعی در صندوق‌های تثبیت‌کننده که از کیفیت نهادی به اندازه کافی بالا برخوردارند، به‌منظور تأمین کسری بودجه با استفاده از دارایی‌های این صندوق در زمان رکود، ضروری است.

واژگان کلیدی: بدهی‌های عمومی، رفتار چرخه‌ای، چرخه‌های تجاری، رانت منابع طبیعی، تقریب فوریه.

طبقه‌بندی JEL: O56, H6, E32, C01

[1]. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، لرستان، ایران. golkhandana@gmail.com

۱- مقدمه

نوسان‌های اقتصادی، بروز ادوار تجاری و چرخه‌های رونق و رکود، جزء لاینفک هر اقتصادی است. گروهی از اقتصاددانان بر این باورند که ضرورتی برای مداخله دولت وجود ندارد و در بلندمدت، نیروهای بازار تمام این عدم تعادل‌ها را از بین خواهد برد. در مقابل برخی از اقتصاددانان توصیه می‌کنند که دولت به‌صورت فعالانه مداخله کرده و با استفاده از ابزارهای پولی و مالی در راستای ثبات بخشیدن به اقتصاد و هموارکردن مسیر رشد اقتصادی تلاش کند. این اقتصاددانان توصیه می‌کنند که دولت در دوره‌های رکود اقتصادی، سیاست مالی انبساطی اعمال کند و هنگام مواجه با رونق، سیاست مالی انقباضی را در پیش گیرد. بدیهی است که برآیند این رفتار منعکس‌کننده رفتار ضدچرخه‌ای سیاست مالی خواهد بود. بنابراین ضدچرخه‌ای بودن سیاست مالی می‌تواند منعکس‌کننده مؤثربودن به‌کارگیری آن برای ثبات بخشیدن به نوسان‌ها و چرخه‌های تجاری باشد (قاسمی و مهاجری[1]، ۱۳۹۴: ۷۶).

با توجه به این موضوع که نتیجه سیاست مالی وجود بدهی عمومی است، چرخه‌های اقتصادی بر بدهی عمومی تأثیر می‌گذارند و رفتار چرخه‌ای (یا پاد چرخه‌ای) بدهی عمومی نیز موضوعیت پیدا می‌کند. به‌عنوان مثال، در شرایط رکود، درآمدهای مالیاتی کاهش می‌یابد که باعث افزایش کسری بودجه و در نتیجه افزایش بدهی عمومی می‌شود. به‌طور مشابه، در دوران رکود، وجود شبکه‌های ایمنی اجتماعی که تا حدی از طریق کسری بودجه تأمین می‌شود، می‌تواند نقش مهمی را به‌عنوان تثبیت‌کننده خودکار اقتصادی برای مقابله با افزایش بیکاری ایفا کند. در مقابل، ممکن است که بدهی عمومی دارای رفتار موافق چرخه‌ای باشد و فرضیه ضدچرخه‌ای بودن و تثبیت‌کنندگی خودکار آن تأیید نشود (جردا و همکاران[2]، ۲۰۱۴). این موضوع ناشی از محدودیت‌های اعتباری بدهی و استقراض در دوران رکود اقتصادی است. در این راستا، وفور منابع طبیعی از جمله عوامل اثرگذار بر رفتار موافق چرخه‌ای بدهی عمومی در کشورهای غنی از این منابع است.

توضیحات در مورد مکانیسمی که توسط آن فراوانی منابع طبیعی بر چرخه‌ای‌بودن بدهی عمومی تأثیر می‌گذارد، بر اساس جنبه وثیقه منابع طبیعی است. از این منظر، زمانی‌که قیمت جهانی

[1] Ghasemi & Mohajeri (2015)
[2] Jordà et al. (2014)

منابع طبیعی افزایش می‌یابد، اعتباردهندگان آماده ارائه وام‌های بیشتری به کشورهای صادرکننده منابع هستند؛ در حالی که این کشورها در این برهه زمانی کمترین نیاز به آن را دارند. از سوی دیگر، در دوره کاهش قیمت منابع طبیعی، ارزش وثیقه‌ای این منابع کاهش می‌یابد و اعتباردهندگان خواستار بازپرداخت وام‌های خود از کشورهای برخوردار از منابع طبیعی هستند. این در حالیست که در این دوره نیاز به استقراض در این کشورها افزایش می‌یابد (اوکامبی و مامپیمه[1]، ۲۰۲۴). علاوه بر این، رانت منابع طبیعی از طریق تضعیف نهادها، فشار بر دولت‌ها در دوران رونق به‌منظور افزایش مخارج دولتی را کاهش می‌دهد و در نتیجه دولت فرصت ذخیره قسمتی از منابع مالی به‌دست‌آمده را جهت اعمال سیاست انبساطی در دوران رکود و به‌عبارتی اعمال رفتار پاد چرخه‌ای را از دست می‌دهد (محمدیان‌منصور و گل‌خندان[2]، ۱۴۰۲). نوسان‌های غیرقابل پیش‌بینی در قیمت منابع یا کالاها به‌طور قابل‌توجهی بر عملکرد سیاست مالی کشورهای غنی از منابع طبیعی تأثیر می‌گذارد. اکثر این کشورها نمی‌توانند صادرات خود را متنوع کنند و این منابع بخش بزرگی از درآمد کل آن‌ها را تشکیل می‌دهد. کاهش جزئی قیمت منابع طبیعی می‌تواند نیازهای مالی قابل‌توجهی ایجاد کند. جدای از این، سطوح ناکافی کیفیت نهادی، ساختارهای بودجه فاقد تثبیت‌کننده‌های خودکار کافی و دسترسی محدود به بازارهای اعتباری، دولت‌ها را مجبور به اجرای سیاست‌های مالی موافق دوره‌ای می‌کند (یچک‌چیا و گایگیسیز[3]، ۲۰۲۳).

در این راستا، به‌منظور غلبه بر معایب نوسان درآمد منابع، کشورهای غنی از منابع، صندوق‌های تثبیت‌کننده که عموماً در قالب صندوق‌های ثروت دولتی[4] (SWF)، صندوق‌های پس‌انداز و صندوق‌های سرمایه‌گذاری ذخیره هستند، ایجاد می‌کنند. محبوبیت این صندوق‌ها از اواخر دهه ۱۹۹۰ شروع شد و مکانیسم‌ها و تمهیداتی را برای دولت‌ها فراهم می‌کند تا به اهداف کلان اقتصادی خود دست یابند. منابع این صندوق‌ها در دارایی‌ها سرمایه‌گذاری می‌شود تا درآمدهای حاصل از صادرات کالا و خصوصی‌سازی مدیریت شده واقتصاد در برابر نوسان‌های ناگهانی درآمد منابع محافظت شود. داده‌های مؤسسه SWF نشان می‌دهد که مجموع دارایی‌های SWF تا سال ۲۰۲۱ حدود ۱۰/۳۹ میلیارد دلار آمریکا بوده است که بیش از نیمی از آن را صندوق‌های نفت و گاز تشکیل می‌دهند (اسکنا و همکاران[5]، ۲۰۲۲). صندوق‌های تثبیت نفت

[1] Okombi & Mampieme (2024)
[2] Mohamadian Mansour & Golkhandan (2024)
[3] Çiçekçia & Gaygısız (2023)
[4] Sovereign Wealth Funds (SWF)
[5] Schena et al. (2022)

معمولاً به‌منظور پس‌انداز برای آینده (برابری بین نسلی و پایداری مالی) یا هزینه‌های مالی روان ایجاد می‌شود. در دوران رونق، دولت می‌تواند بخشی از درآمدهای نفتی را در صندوق نفت انباشته و کسری بودجه خود را با استفاده از دارایی‌های این صندوق در زمان رکود تأمین مالی کند (یچک‌چیا و گایگیسیز، ۲۰۲۳).

علی‌رغم وجود استدلال‌های نظری در مورد اهمیت منابع طبیعی در جهت‌گیری چرخه‌ای بدهی عمومی، نقش منابع طبیعی در جهت‌گیری چرخه‌ای بدهی عمومی در ادبیات تجربی تا حد زیادی نادیده گرفته‌شده است. بر این اساس، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی و نقش رانت منابع طبیعی در تقویت و یا تضعیف شدت چرخه‌ای بودن بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۳ است. به این منظور از رویکرد «تقریب فوریه»[1] برای غلبه بر محدودیت‌های رایج در برآوردگرهای سنتی استفاده‌شده است. با استفاده از این رویکرد می‌توان بسیاری از جابه‌جایی‌های ساختاری هموار را با شکل، زمان و تعداد مجهول درنظر گرفت. بر این اساس، مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم و سوم مقاله به مبانی نظری و پیشینه پژوهش می‌پردازد. بخش چهارم به روش پژوهش و معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها اختصاص دارد. در بخش پنجم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده ودر بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات آمده است.

۲. ادبیات موضوع

ادبیات نظری پیرامون بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی را می‌توان در دو دسته قرار داد: دسته نخست در پی پاسخ‌گویی به این پرسش هستند که رفتار سیاست مالی، چرخه‌ای است و یا ضدچرخه‌ای؟ و آیا کارکرد ثبات‌بخشی به چرخه‌های اقتصادی دارد یا خیر؟ رفتار «موافق چرخه‌ای»[2] مخارج عمومی به این معنی است که ورود به دوره رکود (رونق) اقتصادی منجر به کاهش (افزایش) مخارج عمومی می‌شود. دلیل این موضوع کاهش درآمدهای دولت طی دوره‌های رکود اقتصادی و مواجه‌شدن با محدودیت‌های شدید بودجه‌ای می‌باشد که در نتیجه دولت مجبور به کاهش هزینه‌های خود در همه بخش‌ها می‌شود. رفتار «مخالف (ضد، پاد)

[1] Fourier Approximation
[2] Procyclical

چرخه‌ای»[1] مخارج عمومی نیز نشان‌دهنده این موضوع است که ورود به دوره رکود (رونق) اقتصادی منجر به افزایش (کاهش) مخارج عمومی می‌شود. دلیل این موضوع می‌تواند این‌گونه تشریح شود که کشورها در دوره رکود اقتصادی اغلب رویکرد کینزی اتخاذ و سعی می‌کنند اقتصاد را در زمان‌های سخت از طرق مختلف، تحریک کنند (محمدیان‌منصور و گل‌خندان، ۱۴۰۲: ۱۴۴). نتایج به‌دست‌آمده از این دسته حاکی از آن است که رفتار سیاست مالی در کشورهای توسعه‌یافته، ضد چرخه‌ای (و یا اندکی موافق چرخه‌ای) است؛ حال آن‌که در جوامع درحال توسعه رفتار سیاست مالی به شدت موافق چرخه‌ای است (هایمبرگر[2]، ۲۰۲۳).

دسته دوم از مطالعات بیشتر با هدف ریشه‌یابی دلایل و عوامل اصلی اثرگذار بر موافق چرخه‌ای بودن و یا ضدچرخه‌ای بودن سیاست مالی صورت گرفته است و عواملی از قبیل ناکارآمدی نظام‌های سیاسی و ضعف نهادها، محدودیت در بازار سرمایه و اقتصاد زیرزمینی گسترده به‌عنوان مهم‌ترین علل موافق چرخه‌ای بودن سیاست مالی معرفی‌شده است (قاسمی و مهاجری، ۱۳۹۴: ۷۶). وفور منابع طبیعی نیز به‌عنوان یکی از علل ماهیت موافق چرخه‌ای بودن بدهی عمومی در نظر گرفته می‌شود (استیگلیتز[3]، ۲۰۰۵؛ اوکامبی و مامپیمه[4]، ۲۰۲۴). مبانی نظری اقتصادی پیرامون فراوانی منابع طبیعی بر نظریه «نفرین منابع»[5] تأکید دارد که استدلال می‌کند کشورهای غنی از منابع، اغلب نرخ رشد اقتصادی پایین، بی‌ثباتی سیاسی، کیفیت نهادی ضعیف و در برخی موارد حتی سطوح بالاتری از بدهی عمومی را دارند (رویز و همکاران[6]، ۲۰۲۵). رابطه اولیه منابع طبیعی و بدهی‌های عمومی بر اساس فرضیه پربیش[7] (۱۹۶۲) است که در آن نگرانی خود در مورد وابستگی کشورهای آمریکای لاتین به صادرات منابع طبیعی را برجسته می‌کند. او استدلال می‌کند که این وابستگی یک آسیب‌پذیری ساختاری ایجاد می‌کند که مانع از توسعه اقتصادی پایدار می‌شود. از این نظر، نوسان قیمت منابع در سطح بین‌المللی باعث ایجاد مشکلات شدید در توانایی پرداخت تعهدات و بدهی‌های این کشورها می‌شود؛ به‌همین دلیل است که آن‌ها تمایل دارند ریسک خود را در پایداری مالی افزایش دهند. در ادامه این بخش، رفتار چرخه‌ای سیاست مالی و بدهی‌های عمومی و نقش رانت منابع طبیعی در میزان بدهی‌های عمومی و رفتار

[1] Countercyclical
[2] Heimberger (2023)
[3] Stiglitz (2005)
[4] Okombi & Mampieme (2024)
[5] Resource Curse
[6] Ruiz et al. (2025)
[7] Perbish (1962)

چرخه‌ای آن به تفکیک بررسی می‌شود.

۲-۱. رفتار چرخه‌ای سیاست مالی و بدهی‌های عمومی

بخش عمده‌ای از مدل‌های نظری استفاده شده در پژوهش‌های انجام‌شده در حوزه رفتار چرخه‌ای سیاست مالی مبتنی‌بر «مدل هموارسازی مالیات با پیش‌بینی کامل»[1] است. در این مدل‌ها، نوسان‌های چرخه‌ای پیش‌بینی‌شده در اقتصاد منجر به ایجاد نوسان در درآمدهای مالیاتی می‌شود و دولت با استفاده از استقراض در دوره‌های رکود و بازپرداخت بدهی‌ها در دوره رونق، نرخ مالیات و مخارج عمومی را هموار می‌کند. از این رو بدهی دولت با تغییرات در GDP، همبستگی منفی داشته است؛ در حالی‌که مخارج عمومی و نرخ‌های مالیات، همبستگی با تغییرات در GDP نخواهند داشت (قاسمی و مهاجری، ۱۳۹۴: ۷۷). پیش‌بینی‌های این مدل در مطالعه بارو[2] (۱۹۸۶) تاییدشده است. وی در مطالعه خود به این نتیجه دست یافت که ضریب برآوردی چرخه‌های تجاری در مدل عوامل تعیین‌کننده بدهی دولت، مثبت است که این یافته از رفتار ضدچرخه‌ای بدهی دولت حمایت می‌کند.

بر خلاف نتایج مطالعه بارو (۱۹۸۶)، رفتار سیاست مالی در بیشتر کشورهای درحال‌توسعه، موافق چرخه‌ای است و استدلال‌های متعددی نیز در این زمینه ارائه‌شده است. اولین کار در این زمینه مربوط به گاوین و روبرتو[3] (۱۹۹۷) است. آن‌ها استدلال می‌کنند که سیاست‌های مالی موافق چرخه‌ای ناشی از محدودیت‌های اعتباری بدهی در دوران ناخوشایند و رکود اقتصادی است. محدودیت‌های استقراض در دوران رکود منجر به ناتوانی دولت در اجرای سیاست‌های مالی ضدچرخه‌ای می‌شود (محمدیان منصور و گل‌خندان، ۱۴۰۲). برخی از اقتصاددانان به سیستم‌های سیاسی ناکارآمد در کشورهای درحال‌توسعه به‌عنوان مسبب سیاست‌های موافق چرخه‌ای اشاره می‌کنند. در چارچوب یک «ائتلاف مشترک پویا»[4] که در آن چندین گروه برای تکه‌ای از کیک ملی با هم رقابت می‌کنند، لین و تورنل[5] (۱۹۹۸) و تورنل و لین (۱۹۹۹) معتقدند که رقابت بین گروه‌های قدرتمند برای تصاحب منابع مالی می‌تواند پس از یک شوک درآمدی مثبت، تشدید شود. این موضوع می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های دولت در دوره رونق اقتصادی شود که به

[1] Tax Smoothing Model with Perfect Foresight
[2] Barro (1986)
[3] Gavin & Roberto (1997)
[4] Dynamic Common Pool
[5] Lane & Tornell (1998)

نسبت بیشتری از نسبت افزایش درآمد است و به عنوان «اثر حرص و آزمندی»[1] نیز شناخته می‌شود (اوکامبی و مامپیمه، ۲۰۲۴).

تالوی و وگ[2] (۲۰۰۵) معتقدند که اگر فشار مخارج دولت به اندازه مازاد اولیه بودجه افزایش یابد، سیاست مالی بهینه شامل یک الگوی مخارج موافق چرخه‌ای خواهد بود. ناتوانی در ایجاد مازاد به اندازه کافی در طول دوره رونق، می‌تواند دولت را مجبور کند که در دوران رکود کمتر وام بگیرد تا بتواند محدودیت پرداخت بدهی را برآورده کند. علاوه بر این، آلسینا و همکاران[3] (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که در مواجهه با دولت‌های فاسد که مشاهده بدهی‌ها و انتخاب‌های مصرف آن‌ها دشوار است، شهروندان می‌توانند به‌طور منطقی افزایش کسری را در مرحله رونق تحمیل کنند. اوکامبی (۲۰۲۱) استدلال می‌کند که سطح آستانه‌ای برای رانت معدن، اعتبار، بدهی عمومی و فساد وجود دارد که با گذر از آن، رفتار سیاست مالی (اندازه‌گیری شده توسط تراز بودجه) از حالت چرخه‌ای به ضد چرخه‌ای تغییر می‌کند.

۲-۲. رانت منابع طبیعی و بدهی‌های عمومی

رانت منابع طبیعی یکی از منابع درآمدی مهم دولت در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی است. در نگاه سطحی تصور می‌شود که اقتصادهای برخوردار از منابع طبیعی به‌دلیل بهره‌مندی از درآمدهای سرشار حاصل از فروش این منابع، باید ریسک نکول دولتی و درنتیجه سهم بدهی عمومی از GDP کمتری داشته باشند؛ اما این تصور به‌طور کلی معتبر نیست (سدیک-زیدا[4]، ۲۰۱۶). در این راستا مانزانو و ریگوبون[5] (۲۰۰۱)، معتقدند که اصطلاح «نفرین منابع طبیعی»[6] که توسط ساکس و وارنر[7] (۱۹۹۷) شناسایی و در ادبیات اقتصادی مطرح شده، ممکن است با مفهوم بدهی نیز مرتبط باشد. بر این اساس مانزانو و ریگوبون (۲۰۰۱) خاطرنشان می‌کنند کشورهایی که دخایر زیادی از منابع طبیعی دارند، به‌دلیل محدودیت‌های اعتباری، از این دارایی‌ها در دوران رونق منابع طبیعی (مانند دهه ۷۰) به‌عنوان وثیقه برای وام استفاده می‌کنند. در طول نوسان قیمت منابع (به‌ویژه زمانی که قیمت کاهش می‌یابد مانند دهه ۸۰)، این کشورها قادر به تسویه بدهی‌های خود نیستند و با قرار گرفتن در پدیده دام بدهی، با بحران و سطح بالای بدهی مواجه می‌شوند

[1] Voracity Effect
[2] Talvi & Vegh (2005)
[3] Alesina et al. (2008)
[4] Sadik-Zada (2016)
[5] Manzano & Rigobon (2001)
[6] Natural Resource Curse
[7] Sachs & Warner (1997)

(گل‌خندان[1]، ۱۴۰۲).

در ادبیات اقتصادی، تأثیر نامطلوب رانت منابع بر بدهی‌های عمومی، حول دو اصطلاح، مشهور است: «وام‌های با پشتوانه منابع»[2] و «ظرفیت استقراض مبتنی‌بر رونق»[3]. بر اساس اصطلاح وام‌های با پشتوانه منابع که یک مدل جدید تأمین مالی است، کشورها می‌توانند از جریان درآمدهای احتمالی حاصل از منابع طبیعی خود در آینده به‌عنوان وثیقه یا مبادله برای دسترسی به منابع مالی استفاده کنند (میهالی و اسکرفیلد[4]، ۲۰۲۰). وام‌گرفتن در برابر درآمدهای آتی یا هزینه‌های بدون پس‌انداز، اقتصاد را در معرض خطر پایداری و «انباشت بدهی»[5] قرار می‌دهد. اصطلاح ظرفیت استقراض مبتنی‌بر رونق به این معنی است که وقتی کشورهای غنی از منابع طبیعی، هزینه‌های عمومی را در دوره‌های رونق درآمدهای حاصل از منابع طبیعی افزایش می‌دهند، بخشی از کسری بودجه خود را از طریق استقراض خارجی تأمین می‌کنند. زیرا توانایی و ظرفیت دریافت وام برای این کشورها به‌دلیل رونق درآمدهای منابع طبیعی و افزایش یافته است (آمپوفه و همکاران[6]، ۲۰۲۱؛ وانگ و همکاران[7]، ۲۰۲۳). در واقع این اقتصادها برای طلبکاران در کشورهای کمک‌کننده، جذاب‌تر می‌شوند و منجر به ارتقاء قابل‌توجهی در پتانسیل استقراض آن‌ها می‌شود (پراتیبا و همکاران[8]، ۲۰۲۴).

مرور ادبیات نظری و تجربی در زمینه تأثیر وفور منابع طبیعی بر بدهی‌های عمومی گویای آنست که منابع طبیعی به‌طور ذاتی موجب بروز مصیبت و نفرین در کشورهای برخوردار از منابع نمی‌شود و می‌تواند به کاهش بدهی‌های عمومی منجر شود. اما چارچوب نهادی حاکم در این کشورها و عدم سیاست‌گذاری مناسب و صحیح در رابطه با رانت حاصل از این منابع باعث می‌شود که این منابع به نفرین و مصیبت تبدیل شود. براساس مطالعه کوردن و نری[9] (۱۹۸۲) «بیماری هلندی»[10] به‌عنوان یک پدیده اقتصادی زمانی رخ می‌دهد که یک کشور منافع و دست‌آوردهای

[1] Golkhandan (2023)
[2] Resource-Backed Loans
[3] Boom-Based Borrowing Capacity
[4] Mihalyi & Scurfield (2020)
[5] Debt Overhang
[6] Ampofo et al. (2021)
[7] Wang et al. (2023)
[8] Pratibha et al. (2024)
[9] Corden & Neary (1982)
[10] Dutch Disease

کوتاه‌مدت قابل‌توجهی را از رانت منابع طبیعی تجربه کند،[۱] رانت منابع طبیعی می‌تواند در کوتاه‌مدت در کاهش بدهی‌های عمومی اثر بخش باشد، اما در بلندمدت رونق منابع به‌دلیل اتخاذ سیاست‌های هزینه‌ای بلندپروازانه در زیرساخت‌ها و پروژه‌های مختلف، نه تنها به کاهش بدهی‌های عمومی نمی‌انجامد، بلکه باعث افزایش آن می‌شود (آمپوفه و همکاران، ۲۰۲۱ و محمدیان‌منصور[۲]، ۱۴۰۱). همچنین، به‌دلیل ظهور آثار نامطلوب رونق منابع، ممکن است که میزان اثربخشی رانت منابع طبیعی در کاهش بدهی‌های عمومی به هنگام شوک‌های افزایشی رانت منابع طبیعی در قیاس با شوک‌های کاهشی، یکسان نباشد و از آن کمتر باشد (آچوئا و همکاران[۳]، ۲۰۲۲؛ گل‌خندان، ۱۴۰۲). علاوه بر آن، این احتمال وجود داد که برآورد رابطه بین رانت منابع طبیعی و بدهی عمومی در سطح کل، مستعد سوگیری تجمیع باشد. به این معنی که تأثیر رانت منابع طبیعی بر بدهی‌های عمومی در سطح کل (پانل)، منفی، اما در سطح تفکیک‌شده (کشوری)، مثبت است (وانگ و همکاران[۴]، ۲۰۲۳).

۲-۳. نقش رانت منابع در رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی

اقتصاد کینزی سیاست مالی بهینه را به‌عنوان یک سیاست ضد چرخه‌ای تعریف می‌کند و نظریه نئوکلاسیک از یک سیاست خنثی همراه با هموارسازی هزینه‌ها و مالیات حمایت می‌کند (ایلزتزکی و وگ[۵]، ۲۰۰۸). با این حال، بسیاری از مطالعات تجربی نشان می‌دهند که سیاست مالی در اکثر کشورهای درحال توسعه غنی از منابع طبیعی بسیار موافق چرخه‌ای است (گاوین و پروتی[۶]، ۱۹۹۷؛ کامینسکی و همکاران[۷]، ۲۰۰۴؛ بووا و همکاران[۸]، ۲۰۱۶)؛ زیرا سیاست مالی از بعد مخارج دولت به‌دنبال رونق و رکود درآمدهای منابع طبیعی تغییر می‌کند. این رونق‌ها و رکودها عموماً از نوسانها قیمت منابع ناشی می‌شوند که منجر به جریان‌های سرمایه خارجی بسیار موافق چرخه‌ای می‌شود. به‌علاوه در دوران رکود، اکثر این اقتصادها به‌دلیل عدم توسعه قابل‌توجه

[۱] بر اساس پدیده بیماری هلندی، استخراج و فروش منابع طبیعی می‌تواند به افزایش نرخ ارز کشورهای صادرکننده منابع منجر شود؛ افزایش نرخ ارز باعث ارزان‌شدن نسبی کالاهای سایر کشورها و در نهایت کاهش مزیت رقابتی تولید کالاهای داخلی می‌شود. این فرآیند می‌تواند باعث افزایش واردات شود که در نهایت می‌تواند افزایش سطح بدهی‌های عمومی را در پی داشته باشد (معبودی و همکاران، ۱۴۰۲).

[2] Mohamadian Mansour (2023)
[3] Achua et al. (2022)
[4] Wang et al. (2023)
[5] Ilzetzki & Vegh (2008)
[6] Gavin & Perotti (1997)
[7] Kaminsky et al. (2004)
[8] Bova et al. (2016)

بازارهای مالی داخلی و دارایی‌های خارجی، از محدودیت در نقدینگی و اســتقراض برخوردارند (کامینسکی و همکاران، ۲۰۰۴).

رانت حاصل از منابع طبیعی می‌تواند به‌طور غیرمستقیم و تعاملی از کانال چرخه‌های تجاری به افزایش بدهی‌های عمومی منجر شــود. اســتدلال‌های متعددی وجود دارد که جنبه وثیقه منابع طبیعی را یکی از عواملی می‌داند که می‌تواند بر سطح وام‌های اعطایی به کشورهای درحال‌توسعه در مراحل مختلف چرخه اقتصادی تأثیر بگذارد (استیگلیتز، ۲۰۰۵). در این راستا، تجزیه و تحلیل مانزانو و ریگوبون (۲۰۰۱) وابســتگی به منابع طبیعی را در قلب مســائل بدهی کشــورهای درحال توسعه قرار می‌دهد. از نظر آن‌ها، منابع طبیعی با چرخه‌های اقتصادی تعامل دارند؛ زیرا مراحل رونق تا حدی با افزایش قیمت کالاها و مراحل رکود تا حدودی با کاهش قیمت کالاها قابل توضــیح اســت. برای مثال، با در نظر گرفتن دولت به‌عنوان عاملی با نیازهای مالی، می‌توان مشاهده کرد که اعتباردهندگان وام‌هایی را در قبال منابع طبیعی (که به‌عنوان وثیقه درنظر گرفته می‌شــوند) به کشــورهای صــادرکننده این منابع اعطا می‌کنند (روچر[1]، ۲۰۰۷).در کنار این تضــمین که وام‌ها را جذب می‌کند، قیمت‌های منابع طبیعی نوســان بیشــتری دارند. این نوســانها برای موقعیت خالص کشــورهای صــادرکننده منابع، مضــرتر اســت؛ زیرا وام‌دهندگان را وادار می‌کند که به شــیوه‌ای چرخه‌ای واکنش نشان دهند. به‌عبارت دیگر، وقتی قیمت منابع طبیعی بالا است (که مطابق با مرحله رونق در کشــورهای غنی از منابع اســت)، عواملی که توانایی تأمین مالی دارند، معتقدند که منافع حاصل از منابع طبیعی توسط کشورهای صادرکننده منابع در حال افزایش است (و این‌که موقعیت خالص کشورهای صادرکننده منابع در حال بهبود است). در نتیجه، طلبکاران به کشورهای مربوطه وام می‌دهند. در دوره کاهش قیمت‌ها (که به‌معنیی رکود در کشــورهای وابســته به منابع اســت)، طلبکاران فرض می‌کنند که ســود حاصــل از منابع طبیعی در کشــورهای صــادرکننده منابع کاهش می‌یابد. در این حالت، طلبکاران خواستار بازپرداخت وام‌های خود در زمانی هستند که کشورها به تأمین مالی نیاز دارند (اوکامبی و مامپیمه، ۲۰۲۴).

کانال دیگر که از طریق آن رانت منابع طبیعی به رفتار موافق چرخه‌ای بدهی‌های عمومی کمک می‌کند، تضــعیف کیفیت نهادی اســت. افزایش بیش از حد رانت منابع طبیعی، ســود مورد

[1] Rocher (2007)

انتظار فعالیت‌های رانت‌جویی را بیشتر می‌کند و در این حالت تمایل به فعالیت‌های رانت‌جویی در مقایسه با فعالیت‌های تولیدی افزایش می‌یابد و به‌دنبال آن کیفیت نهادها تضعیف می‌شود (توفیقی و بحیوی رازلیقی[1]، ۱۳۹۵).در این راستا، کالدرون و همکاران[2] (۲۰۱۶) دریافتند که سطح کیفیت نهادی برای دست‌یابی به سیاست‌های اقتصاد کلان ضدچرخه‌ای، حیاتی است. بنابراین، انتظار برآنست که هر چه کیفیت نهادی بیشتر باشد، بدهی‌های عمومی رفتار موافق چرخه‌ای کمتری داشته باشد. در صورت مشروعیت و قانونی‌بودن دولت و پاسخ‌گو بودن آن در قبال مردم و همچنین، کیفیت مناسب تنظیم قوانین و مقررات و کنترل فساد، که همگی از مظاهر کیفت نهادی بالا هستند، فشار بر دولت‌ها در دوران رونق به‌منظور افزایش مخارج دولتی حتی با وجود فقر، سطح پائین آموزش و بهداشت (سرمایه انسانی) و زیرساخت‌های ضعیف، می‌تواند کاهش یابد تا دولت فرصت ذخیره قسمتی از منابع جهت اعمال سیاست انبساطی در دوران رکود را بیابد (صمدی و اوجی‌مهر[3]، ۱۳۹۱).

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات تجربی بسیار معدودی در زمینه بررسی تجربی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی و عوامل مؤثر بر افزایش (یا کاهش) شدت آن انجام شده است که در ادامه این بخش مورد بررسی قرار می‌گیرند.

اوکامبی و مامپیمه[4] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «چرخه‌ای‌بودن بدهی عمومی در کشورهای درحال‌توسعه: آیا وابستگی به منابع طبیعی اهمیت دارد؟»، برای نخستین‌بار نقش منابع طبیعی را بر واکنش چرخه‌ای بدهی عمومی در کشورهای درحال‌توسعه تحلیل کرده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از روش اثرات ثابت دریسکول-کرای[5] و داده‌های تابلویی (پانل) ۵۱ کشور درحال‌توسعه طی دوره ۱۹۸۶ تا ۲۰۲۰، نشان می‌دهد که رانت منابع طبیعی، رفتار موافق چرخه‌ای بدهی عمومی را تشدید می‌کند. با این حال، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر رانت منابع طبیعی در تشدید این رفتار، با در نظر گرفتن سه موضوع: (۱) تفکیک بدهی عمومی، (۲) نوع رانت

[1] Tofighi & Yahyavi Razlighi (2016)
[2] Calderón et al. (2016)
[3] Samadi & Oujimehr (2012)
[4] Okombi & Mampieme (2024)
[5] Driscoll-Kraay

منابع طبیعی و (۳) تقسیم‌بندی نمونه به کشورهای آفریقایی و غیرآفریقایی یکسان نیست. بر این اساس، رانت منابع طبیعی رفتار موافق چرخه‌ای بدهی عمومی خارجی را بیشتر از بدهی عمومی داخلی، تشدید می‌کند. علاوه بر این، در حالی‌که رانت زغال‌سنگ و جنگل هیچ تأثیری بر جهت‌گیری چرخه‌ای بدهی عمومی ندارند، رانت معدن و به‌ویژه نفت، ماهیت موافق چرخه‌ای بدهی عمومی را تشدید می‌کنند. در نهایت، تشدید ماهیت رفتار موافق چرخه‌ای بدهی عمومی ناشی از تعامل بین چرخه‌های اقتصادی و رانت منابع طبیعی در کشورهای درحال‌توسعه آفریقایی بیشتر از کشورهای درحال‌توسعه غیرآفریقایی است.

پوقوسیان[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان «چرخه‌های بدهی عمومی چگونه با چرخه‌های مالی تعامل دارند؟»، با استفاده از یک مدل مدت‌زمان به مطالعه عوامل تعیین‌کننده چرخه بدهی عمومی در ۵۷ اقتصاد پیشرفته و نوظهور طی دوره ۱۹۶۰-۲۰۱۴ و با تمرکز ویژه بر تأثیر چرخه‌های مالی پرداخته‌اند. تجزیه و تحلیل نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه نامتقارن بین چرخه‌های مالی و بدهی عمومی وجود دارد. انبساط بدهی ناشی از افزایش بیش از حد در بازارهای اعتباری و مالی، بیشتر از سایر انبساط‌ها طول می‌کشد؛ اما هیچ ارتباط معنی‌داری بین چرخه‌های مالی و انقباض بدهی وجود ندارد. سطح اولیه بدهی بالاتر، دوره انقباض را افزایش (فرضیه تداوم تلاش تعدیل)[2] و دوره انبساط را کاهش می‌دهد (فرضیه پایداری بدهی). نتایج تجربی به‌دست‌آمده با گنجاندن عوامل جهانی، بازبودن، ثبات سیاسی و شاخص‌های بحران بدهی به‌عنوان متغیرهای کنترل اضافی، مستحکم و قوی هستند.

بر خلاف شمار اندک مطالعات تجربی در زمینه بررسی تجربی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی و عوامل مؤثر بر افزایش (یا کاهش) شدت آن، مطالعات تجربی بیشتری پیرامون بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی و عوامل مؤثر بر افزایش (یا کاهش) شدت آن و همچنین نقش رانت منابع طبیعی در بدهی عمومی انجام شده است که در ادامه به‌ترتیب مطالعات خارجی و داخلی بررسی می‌شود.

رویز و همکاران (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر متفاوت درآمدهای منابع طبیعی بر بدهی عمومی جهانی: یک رویکرد رگرسیون چندکی»، به بررسی رابطه بین درآمد منابع طبیعی و

[1] Poghosyan (2015)
[2] Persistence of Adjustment effort Hypothesis

بدهی عمومی در سطح جهانی و در گروه‌های مختلف کشورها که بر اساس سطح درآمد طبقه‌بندی شده‌اند، از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۲ پرداخته‌اند. در این مطالعه از تکنیک‌های اقتصادسنجی نسل دوم برای کنترل وابستگی مقطعی استفاده شده است. نتایج برآورد رگرسیون‌های کوانتایل (چندکی) نشان می‌دهد که درآمد منابع طبیعی و رشد اقتصادی باعث کاهش بدهی عمومی می‌شود، در حالی‌که فناوری و بیکاری، بدهی عمومی را افزایش می‌دهد و نابرابری نیز اثرات ناهمگونی را بر بدهی عمومی در گروه‌هایی از کشورها ایجاد می‌کند. بر این اساس نابرابری در کشورهای توسعه‌یافته باعث کاهش بدهی عمومی و در کشورهای درحال‌توسعه باعث افزایش بدهی عمومی می‌شود.

پراتیبا و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه بین رانت کل منابع طبیعی و بدهی عمومی در چارچوب متقارن و نامتقارن: بینشی تازه از اقتصاد غنی از منابع»، به بررسی تأثیر رانت منابع طبیعی (در هر دو شکل کل و تفکیک‌شده) بر بدهی‌های عمومی در کشور هند طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۲۲ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با به‌کارگیری برآوردگر خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[1] (NARDL) نشان می‌دهد که واکنش‌پذیری بدهی عمومی نسبت به شوک‌های مثبت رانت منابع طبیعی در قیاس با شوک‌های منفی بیشتر است که نشان‌دهنده تأثیر نامتقارن رانت منابع طبیعی بر بدهی عمومی در هند است. علاوه بر این، تجزیه و تحلیل در سطح تفکیکی نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی رانت زغال‌سنگ، رانت گاز طبیعی و رانت جنگل به‌طور معنیدار و منفی بر بدهی عمومی تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، یک شوک مثبت در رانت معدن تأثیر منفی و معنی‌داری بر بدهی عمومی نشان می‌دهد، در حالی‌که یک شوک منفی در رانت معدن تأثیر مثبت اما بی‌معنی بر بدهی عمومی دارد. رانت نفت نیز اثر معنیداری را بر بدهی عمومی نشان نمی‌دهد.

دی‌سریو[2] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «عوامل تعیین‌کننده بدهی عمومی: تجزیه و تحلیل متغیر زمان از کشورهای هسته‌ای و پیرامونی منطقه یورو»، با استفاده «تجزیه‌وتحلیل تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته با زمان متغیر»[3] به بررسی اثرگذاری شوک‌های تعیین‌کننده کلیدی بدهی عمومی در کشورهای هسته و پیرامون منطقه یورو طی سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۰۳ پرداخته است.

[1] Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)
[2] Di Serio (2024)
[3] Time-varying Generalized Forecast Error Variance Decomposition Analysis

یافته‌های تجربی اثرات ناهمگنی از عوامل تعیین‌کننده را در دوره‌ها و زیر گروه‌های مورد بررسی نشان می‌دهد.

هایمبرگر (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «رفتار چرخه‌ای سیاست مالی: یک متا-تحلیل»، با استفاده از روش‌های متارگرسیون در یک مجموعه داده جدید با ۳۵۳۶ برآورد چرخه‌ای از ۱۵۴ مطالعه، این رفتار را مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های اصلی نشان می‌دهد که به‌طور متوسط، سیاست مالی در کشورهای پیشرفته ضدچرخه‌ای است، اما کشورهای درحال‌توسعه به سمت حرکت موافق چرخه‌ای متمایل هستند. علاوه بر این، سیاست‌های مخارج دولت بیشتر از سیاست‌های مالیاتی نوسانها چرخه تجاری را تشدید می‌کند. در نهایت، برنامه‌های سیاست مالی بیشتر ضد چرخه‌ای هستند تا نتایج سیاست.

چیچک‌چیا و گایگیسیز (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «چرخه‌ای بودن سیاست مالی در کشورهای نفت‌خیز: نقش صندوق‌های مالی منابع و کیفیت نهادی»، چرخه‌های مالی را در ۳۲ اقتصاد نفت‌خیز از سال ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۵ و با استفاده از تکنیک‌های برآورد پانل DCCEs بررسی کرده‌اند. همچنین در این مطالعه این موضوع بررسی شده است که آیا صندوق‌های نفتی و کیفیت نهادی (که با الگوریتم‌های خوشه‌بندی طبقه‌بندی شده‌اند) به کشورها کمک می‌کنند تا سیاست‌های مالی کمتر چرخه‌ای را اجرا کنند؟ نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که حتی پس از کنترل اثرات نوسانها تغییرات قیمت نفت و سهم رانت نفت در کل درآمد، سیاست مالی کشورهای غنی از منابع ادامه دارد. در شرایط رونق اقتصادی، مخارج دولت افزایش می‌یابد، اما زمانی‌که رکود اقتصادی اتفاق می‌افتد، سطح رشد این مخارج نیز کاهش می‌یابد. این به معنی رفتار موافق چرخه‌ای مالی بالا حتی در حضور صندوق‌های مالی منابع طبیعی است. در نتیجه برای اعمال سیاست ضدچرخه‌ای مطلوب، کیفیت نهادی به اندازه کافی بالا برای مدیریت موثر این وجوه و سیاست مالی مورد نیاز است.

اوکامبی (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با عنوان «پاسخ غیر خطی سیاست مالی به چرخه تجاری: شواهد تجربی در جنوب صحرای آفریقا»، رفتار چرخه‌ای سیاست مالیاتی را در نمونه‌ای از ۱۲ کشور آفریقای جنوب صحرا طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۱۸ بررسی کرده است. بر اساس مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی[1] (PSTR)، نتایج نشان می‌دهد که آستانه‌هایی برای رانت معدن، اعتبار، بدهی

[1] Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

عمومی و فساد وجود دارد که با گذر از آن واکنش مالی موافق چرخه‌ای به واکنش مالی ضد چرخه‌ای در کشورهای مورد بررسی تبدیل می‌شود.

معبودی و همکاران[1] (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان «اثر آستانه‌ای رانت نفت بر بدهی عمومی در ایران»، این موضوع را در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۳ و به کمک رویکرد رگرسیون آستانه‌ای بررسی کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که حد آستانه نسبت رانت نفت به GDP، ۲۲/۲۳ درصد 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. گل‌خندان (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر نامتقارن رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران»، به بررسی آثار نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۵ پرداخته است. به این منظور، از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های تعمیم‌یافته و برآوردگر NARDL استفاده شده است. نتایج تجربی به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های افزایشی سهم رانت نفت از GDP بر سهم بدهی‌های عمومی از GDP (شاخص بار بدهی‌های عمومی)، منفی و معنیدار و این اثرگذاری برای تکانه‌های کاهشی، مثبت و معنیدار است؛ به‌گونه‌ای که اندازه آثار تکانه‌های افزایشی، کوچک‌تر از آثار تکانه‌های کاهشی است (تأیید آثار نامتقارن). نتایج آزمون علیت گرنجری نامتقارن نیز وجود یک رابطه علی از سمت تکانه‌های افزایشی بار بدهی‌های عمومی به تکانه‌های افزایشی سهم رانت نفت از GDP را نشان می‌دهد که مؤید این موضوع است که سطوح بالای بدهی‌های عمومی در کشور منجر به استخراج و فروش سریع‌تر منابع نفتی می‌شود. محمدیان‌منصور و گل‌خندان (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی رفتار چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی و تأثیر آن بر برون‌دادهای سلامت در کشورهای عضو OIC»، رفتار چرخه‌ای مخارج بهداشت‌عمومی و تأثیر آن بر شاخص‌های برون‌داد سلامت را در ۵۰ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی[2] (OIC) طی سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. در این مطالعه برای استخراج روند چرخه‌ای از فیلتر کریستیانو-فیتزجرالد[3] (CF) و برای برآورد مدل‌ها از برآوردگر حداقل مربعات دومرحله‌ای[4] (2SLS) استفاده شده است. نتایج نشان

[1] Maaboudi et al. (2024)
[2] Organization of Islamic Conference (OIC)
[3] Christiano-Fitzgerald (CF)
[4] Two-Stage Least Squares (2SLS)

می‌دهد که مقدار متوسط پارامتر چرخه‌ای در کشورهای مورد مطالعه، ۰/۱۲۱ است و مخارج بهداشت عمومی در ۲۹ کشور، رفتار موافق چرخه‌ای و در ۲۱ کشور، رفتار مخالف چرخه‌ای داشته است. همچنین، افزایش پارامتر چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی، اثر معنیدار و منفی بر برون‌دادهای سلامت داشته و منجر به افزایش نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال (با ضریب برآوردی ۰/۰۸۱) و کاهش امید به زندگی (با ضریب برآوردی ۰/۰۲۲-) در کشورهای OIC شده است. نتایج برآورد عوامل مؤثر بر پارامتر چرخه‌ای نیز نشان می‌دهد که افزایش سهم مخارج بهداشت عمومی از کل مخارج عمومی، افزایش وزن صندوق‌های تأمین اجتماعی در بودجه‌های سلامت و بهبود کیفیت نهادی منجر به کاهش رفتار موافق چرخه‌ای مخارج بهداشت عمومی و افزایش سطح دموکراسی منجر به افزایش آن می‌شود.

محمدیان‌منصور (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر وفور منابع طبیعی بر بدهی‌های عمومی در کشورهای درحال‌توسعه: رهیافت میانگین گروهی تلفیقی (PMG)»، به بررسی این اثرگذاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت طی سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۰۰ پرداخته است. یافته‌های این پژوهش با به‌کارگیری رهیافت میانگین گروهی تلفیقی[1] (PMG) نشان می‌دهد که اثر سهم رانت منابع طبیعی از GDP، بر بدهی‌های عمومی در کوتاه‌مدت منفی (و معنی‌دار) و در بلندمدت مثبت (و معنی‌دار) است. نتایج آزمون دومیترسکو-هارلین نیز حاکی از وجود یک رابطه علی دوطرفه بین وفور منابعی طبیعی و بدهی‌های عمومی است.

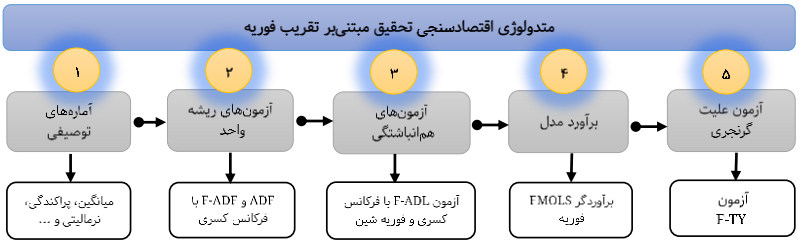
قاسمی و مهاجری (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی رفتار چرخه‌ای سیاست مالی در ایران»، با استفاده از آمارهای ارائه‌شده توسط بانک مرکزی طی دوره زمانی ۱۳۴۵ تا ۱۳۹۱، مدلی به‌منظور آزمون رفتار ضدچرخه‌ای سیاست مالی در ایران طراحی و آن را برآورد کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که اولاً صرف‌نظر از روش محاسبه چرخه‌های تجاری که دراین مطالعه از دو روش هودریک-پرسکات و مدل فضا-حالت استفاده شده است- فرضیه ضدچرخه‌ای بودن سیاست مالی در ایران پذیرفته نمی‌شود. ثانیاً نحوه ورود منابع حاصل از صادرات نفت به بودجه دولت و عدم رعایت قواعد مالی، دو عامل اساسی تبیین‌کننده ضدچرخه‌ای نبودن سیاست مالی در ایران هستند.

[1] Pooled Mean Group (PMG)

مطالعه حاضر از حیث سه جنبه اساسی با مطالعات گذشته متفاوت است. اول آن‌که، علی‌رغم مطالعات داخلی گوناگونی که در زمینه رفتار چرخه‌ای سیاست مالی و مخارج دولت در ایران انجام شده است، تاکنون در هیچ مطالعه‌ای رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی مورد بررسی و اندازه‌گیری قرار نگرفته است. دوم آن‌که، اگرچه اخیراً در مطالعات تجربی داخلی نقش رانت نفت و منابع طبیعی در بدهی‌های عمومی مورد آزمون قرار گرفته است، اما نقش رانت منابع طبیعی در کاهش یا افزایش رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی بررسی نشده است. همچنین، مطالعات تجربی خارجی انجام‌شده در این زمینه نیز بسیار اندک است. سوم آن‌که، در این مطالعه تجزیه‌وتحلیل‌های سری‌زمانی مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی و برآورد بردار هم‌انباشتگی و رابطه علیت با لحاظ تقریب فوریه انجام شده است. تحلیل‌های مبتنی‌بر تقریب فوریه هم برای نقاط شکست «ناگهانی و سریع (تیز)»[1] و هم برای «جابه‌جایی‌های هموار»[2] مناسب است و به نتایج دقیق‌تری منجر می‌شود.

٤. روش‌شناسی پژوهش

تجزیه‌وتحلیل‌های سری‌زمانی در این پژوهش مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی و همچنین برآورد بردار هم‌انباشتگی و رابطه علیت، با لحاظ تقریب فوریه انجام شده است. تحلیل‌های مبتنی‌بر تقریب فوریه امکان تشخیص شکست‌های هموار و تیز را فراهم می‌کند و در آن نیازی به تعیین شکل، مکان و تعداد شکست‌های ساختاری از قبل نیست. در شکل (۱) فلوچارت روش پژوهش نشان داده‌شده است. در این بخش متدولوژی اقتصادسنجی پژوهش مبتنی‌بر تقریب فوریه تشریح می‌شود.



شکل (۱): فلوچارت روش پژوهش

[1] Sharp
[2] Smooth Shifts

٤-١. آزمون ریشه واحد ADF فوریه

روش‌های مختلفی که در محدوده سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، به‌عنوان پیش‌نیاز، نیازمند انجام آزمون مانایی است. چراکه، تجزیه و تحلیل ویژگی‌های تصادفی سری‌ها یک ضرورت برای تحلیل هم‌انباشتگی است. در این راستا، مطالعه حاضر از آزمون سنتی دیکی-فولر[1] (ADF) و شکل توسعه‌یافته آن یعنی آزمون ریشه واحد ADF فوریه (F-ADF) با فرکانس کسری[2] استفاده می‌کند. تحلیل فوریه هم برای نقاط شکست «ناگهانی و سریع (تیز)» و هم برای «جابه‌جایی‌های هموار» مناسب است (سولارین[3]، ۲۰۱۹). معادله مورد استفاده برای آزمون ریشه واحد F-ADF که توسط اندرز و لی[4] (۲۰۱۲) پیشنهاد شده، به‌صورت زیر قابل بیان است:

$$\triangle Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} a_i \triangle Y_{t-j} + v_t \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، عبارت $\alpha(t) = \varphi_0 + \varphi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$ جزء فوریه با فرض وجود فرکانس واحد است که توسط گالانت[5] (۱۹۸۱) ارائه شده است. در واقع در روش F-ADF، فرض عدم تغییر عرض‌ازمبدأ در طول زمان از بین می‌رود. شکل کلی عبارت فوریه به‌صورت رابطه زیر است:

$$\varphi(t) \cong \varphi_0 + \sum_{k=1}^{n} \varphi_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \varphi_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (۲)$$

$$n \leq \frac{T}{2}$$

در معادله‌های (۱) و (۲)، n تعداد فرکانس‌ها، k تعداد فرکانس‌های خاص انتخاب‌شده، t روند زمانی، T تعداد مشاهدات، φ_{1k} و φ_{2k} به‌ترتیب ارتفاع موج فرکانس (دامنه) و سرعت فرآیند ناپدید شدن موج (جابه‌جایی) فرکانس را محاسبه می‌کند و π تقریباً برابر با عدد ۳/۱۴۵ است. k

[1] Augmented Dickey-Fuller (ADF)
[2] Fractional Frequency
[3] Solarin (2019)
[4] Enders & Lee (2012)
[5] Gallant (1981)

فرکانس کسری پیشنهادشده توسط کریستوپولوس و لئون لدسما[1] (۲۰۱۱) را نشان می‌دهد. با برآورد مقدار بهینه k در محدوده ۰/۱ تا ۵، مقداری که مجموع مجذور باقیمانده‌ها[2] (SSR) را به حداقل می‌رساند، انتخاب و سپس طول وقفه بهینه (p) تعیین می‌شود. معنی‌داری اصطلاحات مثلثاتی sin و cos در معادله رابطه (۱) با استفاده از آزمون F بکر و همکاران[3] (۲۰۰۶) آزمایش می‌شود. اگر فرضیه صفر $H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = 0$ را نتوان رد کرد، از آزمون ADF سنتی استفاده می‌شود. در غیر این‌صورت، آزمون F-ADF برای بررسی اعتبار فرضیه صفر به‌صورت رابطه $\beta = 0$ اعمال می‌شود (پاتا و همکاران[4]، ۲۰۲۴).

٤-۲. آزمون‌های هم‌انباشتگی فوریه

بعد از مطالعه تجربی پرون[5] (۱۹۸۹)، بر اساس ادبیات مربوط به آزمون‌های هم‌انباشتگی تایید می‌شود که شکست‌های ساختاری نیز بر تشخیص رابطه بلندمدت تأثیر دارد. به‌عنوان مثال، در این زمینه گرگوری و هانسن[6] (۱۹۹۶) آزمون هم‌انباشتگی جدیدی را با یک نقطه شکست درون‌زا پیشنهاد کردند. حاتمی-جی[7] (۲۰۰۸) نیز آزمون جدیدی را معرفی کرد که برای بررسی رابطه بلندمدت با دو شکست ساختاری درون‌زا به‌کار می‌رود. در آزمون‌های هم‌انباشتگی که به این روش‌ها ایجاد می‌شود، از متغیرهای مجازی برای نشان‌دادن شکست‌های ساختاری استفاده می‌شود و این آزمون‌ها تنها تغییرات شدید و خاص زمانی را امکان‌پذیر می‌کند. از این رو، اخیراً چند آزمون هم‌انباشتگی جدید پیشنهاد شد که برای در نظر گرفتن تغییرات هموار چندگانه از یک تابع فوریه استفاده می‌کند (به‌عنوان مثال، سونگ و همکاران[8] (۲۰۱۶)، بانرجی و همکاران[9] (۲۰۱۷) و یلانچی[10] (۲۰۱۹)). با استفاده از توابع فوریه، می‌توان بسیاری از جابه‌جایی‌های ساختاری هموار را با شکل، زمان و تعداد مجهول در نظر گرفت (پاتا و همکاران، ۲۰۲۳). در این مطالعه از دو آزمون هم‌انباشتگی «خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی فوریه (ADL) با فرکانس‌های کسری»[11] و «فوریه

[1] Christopoulos & Leon-Ledesma (2011)
[2] Sum of Squares Regression (SSR)
[3] Becker et al. (2006)
[4] Pata et al. (2024)
[5] Perron (1989)
[6] Gregory & Hansen (1996)
[7] Hatemi-J (2008)
[8] Tsong et al. (2016)
[9] Banerjee et al. (2017)
[10] Yilanci (2019)
[11] Fourier Autoregressive Distributive Lag (ADL) Co-integration Test with Fractional Frequencies

شین»[1] استفاده شده است که در ادامه به تشریح آن پرداخته می‌شود.

الف. آزمون هم‌انباشتگی ADL با فرکانس‌های کسری

آزمون هم‌انباشتگی فوریه ADL توسط بانرجی و همکاران (۲۰۱۷) پیشنهادشده است. این آزمون بر اساس مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی زیر است که با پارامترسازی مجدد مدل تصحیح خطای شرطی به‌دست آمده است:

$$\triangle y_{1t} = d(t) + \delta_1 y_{1.t-1} + \acute{\gamma} y_{2,t-1} + \phi \triangle y_{2,t} + e_t \qquad (۳)$$

که در رابطه (۳)، $\triangle$ عملگر تفاضل مرتبه اول است. با جایگزینی عبارت فوریه به جای جزء عرض‌ازمبدأ در رابطه فوق خواهیم داشت:

$$\triangle y_{1t} = \varphi_0 + \varphi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_1 y_{1.t-1} + \acute{\gamma} y_{2,t-1} + \phi \triangle y_{2,t} + e_t \qquad (۴)$$

در معادله (۴)، k نشان‌دهنده فرکانس بهینه کسری است که برای شناسایی شکست‌های ساختاری استفاده می‌شود. طبق نظر کریستوپولوس و لئون-لدسما (۲۰۱۱)، k می‌تواند یک مقدار کسری [۰/۱، ۰/۵، ۱، ۱/۵،... ۵] بگیرد. فرکانس‌های اعداد صحیح مانند ۱، ۳، و ۵ نشان‌دهنده جابجایی‌های موقت هستند، در حالی‌که فرکانس‌های کسری، مانند ۰/۱، ۱/۱، و ۳.۱ نشان‌دهنده جابجایی‌های دائمی هستند. ایلکای و همکاران[2] (۲۰۲۱) نشان دادند که این مقادیر نشان‌دهنده تغییر ساختاری موقت است و بر این اساس آزمون هم‌انباشتگی فوریه ADL با فرکانس‌های کسری را با گسست دائمی پیشنهاد شده توسط کریستوپولوس و لئون-لدسما (۲۰۱۱) تعمیم دادند. به این ترتیب، عدد فرکانس می‌تواند مقادیر کسری بین ۰/۱ و ۵ را بگیرد. برای آزمون فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی ($\delta_1=0$)، از آماره آزمون زیر استفاده می‌شود:

$$t_{ADL} = \frac{\widehat{\delta_1}}{SE(\widehat{\delta_1})} \qquad (۵)$$

که در رابطه (۵) $\widehat{\delta_1}$ و $SE(\widehat{\delta_1})$ به‌ترتیب برآوردگر OLS از δ_1 و خطای استاندارد δ_1 است. مزیت اصلی این آزمون نسبت به سایر آزمون‌های هم‌انباشتگی ارائه‌شده که امکان شکست‌های ساختاری را از طریق وارد کردن متغیرهای مجازی فراهم می‌کند، آنست که امکان تشخیص شکست‌های

[1] Fourier Shin
[2] Ilkay et al. (2021)

هموار و تیز را فراهم می‌کند و نیازی به تعیین شکل، مکان و تعداد شکست‌های ساختاری از قبل نیست (ایلکای و همکاران، ۲۰۲۱). شایان ذکر است که مقادیر بحرانی لازم برای آزمون هم‌انباشتگی فوریه ADL با فرکانس‌های کسری با استفاده از ۱۰۰۰۰۰ شبیه‌سازی مونت‌کارلو محاسبه می‌شود.

ب. آزمون هم‌انباشتگی فوریه شین

برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها با در نظر گرفتن تغییرات ساختاری چندگانه از طریق تابع فوریه، سونگ و همکاران (۲۰۱۶) یک آزمون هم‌انباشتگی را پیشنهاد می‌کنند که مبتنی‌بر تعمیم آزمون هم‌انباشتگی شین با اصطلاحات مثلثاتی است. این آزمون بر اساس معادله رگرسیونی زیر است:

$$y_{1t} = \sum_{i=0}^{m} \delta_i t^i + \varphi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \acute{x}_t\beta + v_{1t} \qquad (۶)$$

که در رابطه (۶) y_t و x_t فرآیندهای I(1) هستند. آماره آزمون هم‌انباشتگی نوع شین (CI^m_f) برای آزمون فرضیه صفر هم‌انباشتگی با شکست‌های ساختاری در برابر فرضیه مقابل عدم هم‌انباشتگی توسط رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$CI_f^m = T^{-2}\hat{\omega}_1^{-2}\sum_{t=1}^{T} S_t^2 \qquad (۷)$$

که در رابطه (۷) $S_t = \sum_{t=1}^{T} v_{1t}$ مجموع جزئی حداقل مربعات معمولی (OLS) باقیمانده از معادله رابطه (۶) و $\hat{\omega}_1^{-2}$ برآوردگر سازگار برای واریانس بلندمدت v_{1t} است (سیل[1]، ۲۰۲۳: ۱۰۰۲۸). مقادیر بحرانی مجانبی برای آزمون CI^m_f در جدول سونگ و همکاران (۲۰۱۶) تهیه و ارائه شده است.

٤-۳. برآوردگر FMOLS فوریه

برآوردگر حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده[2] (FMOLS) مبتنی‌بر تقریب فوریه برای برآورد ضرایب بلندمدت مدل‌ها با فرض وجود رابطه هم‌انباشتگی استفاده‌شده است. برآوردگر FMOLS مشکلات خودهمبستگی را تصحیح و علاوه بر این، اثر انحراف در معادله‌ها روابط بلندمدت را با استفاده از برآوردگرهای هسته حذف می‌کند (فیلیپس و هانسن[3]، ۱۹۹۰). اگر

[1] Cil (2023)
[2] Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)
[3] Phillips & Hansen (1990)

اصطلاحات مثلثاتی Sin و Cos، از نظر آماری معنی‌دار باشد، افزودن عبارت فوریه به برآوردگر FMOLS سازگار است (بشر و همکاران[1]، ۲۰۲۴).

٤-٤. آزمون علیت گرنجری

تودا و یاماموتو[2] (۱۹۹۵) (TY) با استفاده از داده‌های متغیرها در سطح و افزودن حداکثر (ماکزیمم) درجه انباشتگی (مانایی) متغیرها به وقفه بهینه یک مدل خودرگرسیون‌برداری[3] (VAR)، آزمون علیت گرنجری را برای جلوگیری از اتلاف و از بین رفتن اطلاعات در بلندمدت بسط دادند. فرم آزمون علیت TY در قالب یک مدل $VAR(p + d_{max})$ به‌صورت معادله رابطه (۸) نشان داده می‌شود:

$$y_t = \alpha(t) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d_{max}} y_{t-(p+d_{max})} + \epsilon_t \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، $\alpha(t)$ نشان‌دهنده عرض‌ازمبدأهای وابسته به زمان (که در آزمون TY ثابت هستند)، β_1 نشان‌دهنده ماتریس ضرایب، y_t بردار متغیرهای درون‌زا، p طول وقفه بهینه، d_{max} نشان‌دهنده حداکثر درجه انباشتگی متغیرها و ϵ_t عبارت‌های خطا را نشان می‌دهد (فرید و همکاران[4]، ۲۰۲۱). مسأله غیرخطی‌بودن و شکست‌های ساختاری توسط آزمون‌های علیت سنتی مانند آزمون TY، در نظر گرفته نمی‌شوند. اندرز و جونز[5] (۲۰۱۶) مدل VAR را با گنجاندن تقریب‌های فوریه بهبود دادند تا از تحلیل آزمون علیت با نادیده‌گرفتن شکست‌های ساختاری جلوگیری کنند. این موضوع امکان گنجاندن شکست(های) ساختاری هموار در تحلیل علیت را فراهم کرد. با وجود این، روش اندرز و جونز (۲۰۱۶) در بلندمدت نمی‌تواند مانع از بروز مشکل از دست‌دادن اطلاعات شود. در نتیجه، آزمون TY توسط نازلی‌اوغلو و همکاران[6] (۲۰۱۶) با در نظرگرفتن تقریب فوریه برای محافظت در برابر از دست‌دادن اطلاعات بلندمدت و در نظر گرفتن تغییرات ساختاری هموار، به روزرسانی و ارائه شد. در این رویکرد، که فوریه تودا-یاماموتو (F-TY) نامیده می‌شود، از تکنیک گالانت (۱۹۸۱) همان‌طور که در معادله (۹) نشان داده شده است، استفاده می‌شود. بر این اساس معادله (۲) در معادله رابطه (۸) جای‌گزین و آزمون علیت TY با

[1] Beşer et al. (2024)
[2] Toda & Yamamoto (1995)
[3] Vector AutoRegression (VAR)
[4] Fareed et al. (2021)
[5] Enders & Jones (2016)
[6] Nazlioglu et al. (2016)

درنظرگرفتن موضوع شکست‌های ساختاری انجام می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d_{max}} y_{t-(p+d_{max})} + \epsilon_t \qquad (۹)$$

برای تعیین مقدار بهینه k (فرکانس بهینه) در محدوده ۰/۱ تا ۵، مقداری که SSR (مجموع مربعات باقیمانده‌ها) را به حداقل می‌رساند، انتخاب و سپس طول وقفه بهینه p با استفاده از معیارهای رایج تعیین طول وقفه بهینه تعیین می‌شود. در معادله (۹)، اهمیت اصطلاحات مثلثاتی sin و cos را می‌توان با استفاده از آماره F ارائه‌شده توسط بکر و همکاران (۲۰۰۶) آزمون کرد. اگر پارامترهای مثلثاتی برابر با صفر نباشند، یعنی فرضیه صفر $\alpha_{1k} = \alpha_{2k} = 0$، رد شود، تصمیم گرفته می‌شود که تقریب فوریه در تحلیل لحاظ شود. در غیر این‌صورت می‌توان آزمون علیت استاندارد TY را اعمال کرد. با مشخص شدن اینکه پارامترهای فوریه برابر با صفر نیستند، فرضیه صفر عدم رابطه علیت را می‌توان به‌صورت $H_0: \beta_1 = \cdots = \beta_{p+d_{max}} = 0$ آزمایش کرد (فرید و همکاران، ۲۰۲۱). همان‌طور که حاتمی-ج و اودین[1] (۲۰۱۲) بیان می‌کنند، اثرات خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی[2] (ARCH) معمولاً از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند و از این‌رو این احتمال وجود دارد که توزیع آماره والد به‌طور قابل‌توجهی از توزیع مجانبی آن منحرف شود. بر این اساس از تکنیک شبیه‌سازی «بوت‌استراپینگ»[3] برای ۱۰۰۰۰ بار تکرار به‌منظور ساخت مقادیر بحرانی در سطوح مختلف استفاده می‌شود.

٤-٥. مدل پژوهش

به‌منظور بررسی اثر نقش منابع طبیعی بر واکنش چرخه‌ای بدهی‌های عمومی در ایران، با الهام از مطالعه تجربی اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴) از مدل کلی زیر در قالب داده‌های سری زمانی استفاده شده است:

$$\begin{aligned} debt_t = {} & \emptyset_0 + \emptyset_1 cycle_t + \emptyset_2 rent_t \\ & + \emptyset_3 (cycle_t \times rent_t) + \sum_{i=4}^{k+3} \emptyset_i control_t \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۱۰)$$

[1] Hatemi-J & Uddin (2012)
[2] Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH)
[3] Bootstrapping

در رابطه (۱۰)، debt: نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد)؛ cycle: چرخه‌های تجاری؛ rent: سهم رانت کل منابع طبیعی از GDP (بر حسب درصد)؛ $cycle_t \times rent_t$: اثر تعاملی (متقاطع) چرخه‌های تجاری و رانت منابع طبیعی؛ k: تعداد متغیرهای کنترل؛ control: سایر متغیرهای کنترل مؤثر بر بدهی عمومی؛ t: دوره زمانی و ε_t جزء اخلال مدل است.

در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری از تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP) به‌عنوان متغیر مرجع و از رهیافت فیلترینگ داده‌ها و دو فیلتر آماری هودریک-پرسکات[1] (HP) و کریستیانو-فیتزگرالد[2] (CF) استفاده شده است. فیلتر HP، مجموع مجذور انحرافات متغیر لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی را از روند بلندمدت آن حداقل (مینیمم) می‌کند. این روش به‌لحاظ آن‌که تواتر مربوط به دوره‌ها را از متغیر سری‌زمانی جدا می‌کند و هم‌چنین اجزای ادواری را به‌مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌سازد، از اهمیت و کاربرد بالایی برخوردار است. پارامتر هموارسازی[3] در این روش با توجه به استفاده از داده‌های سالانه برابر ۱۰۰ است (مولایی و گل‌خندان[4]، ۱۳۹۳: ۲۱۳). فیلتر CF یک نوع از فیلترهای میان‌گذر[5] (BP) است که امکان خارج‌کردن تمامی نوسان‌ها به بیرون از فیلتر میان‌گذر را دارد و سری‌زمانی تحت تأثیر این نوسان‌ها قرار نمی‌گیرد. این فیلتر تعداد مشاهدات کمتری نسبت به سایر روش‌ها حذف می‌کند و این امر امکان تجزیه چرخه‌ها از روند را بهبود می‌بخشد. همچنین، استفاده از فیلتر CF هنگامی‌که سری زمانی ویژگی‌های گام تصادفی بودن را ندارد، نیز نتایج رضایت‌بخشی ارائه می‌دهد (رستم‌زاده و گودرزی‌فراهانی[6]، ۱۳۹۶). در فیلتر BP برای جداکردن جزء چرخه‌ای، از یک سری زمانی با تعیین دامنه دوره‌ی آن استفاده می‌شود. BP فیلتری خطی است که میانگین متحرک وزنی دوگانه از داده‌ها می‌گیرد. در فیلتر CF وزن‌ها به دو گونه متفاوت می‌توانند محاسبه می‌شوند: نخست با استفاده از تابع طیف یک فرآیند مستقل و دارای توزیع یکسان و دوم، استفاده از تابع طیف یک فرآیند نامانا. کریستیانو و فیتزگرالد (۲۰۰۳) حالت دوم را پیشنهاد می‌کنند و بنابراین در این مطالعه از این حالت استفاده می‌شود. برای استفاده از این فیلتر بایستی دامنه دوره (تناوب) انتخاب شود. در این مطالعه با توجه به سالیانه بودن داده‌ها این محدوده با طول دوره‌ی پائین ۲ سال و طول دوره بالا

[1] Hodrick-Presscot (HP)
[2] Christiano & Fitzgerald
[3] **Smoothing Parameter**
[4] Mowlaei, M. & Golkhandan (2025)
[5] Band Pass
[6] Rostamzadeh, P. & Goudarzi Farahani, Y.

۸ سال انتخاب شده است.

متغیرهای کنترل به‌کار گرفته شـــده در این پژوهش نیز بر اســـاس مبانی نظری، مطالعات تجربی معبودی و همکاران (۱۴۰۲) و گل‌خندان (۱۴۰۲) و ساختار اقتصاد ایران عبارت‌اند از: سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی (trade) (بر حســـب درصـــد)، نرخ تورم (inflation) (بر حســـب درصـــد) و نرخ بیکاری (unemployment) (بر حسـب درصـد). این متغیرها با توجه به کوتاه‌بودن دوره زمانی پژوهش و همچنین بررســـی اســـتحکام نتایج برآوردی، به‌صـــورت جداگانه وارد مدل پژوهش می‌شوند. شایان ذکر است که دوره‌ی زمانی این پژوهش سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۳ را در بر می‌گیرد (۲۸ ســـال) و با توجه به نحوه اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری (فیلتر HP یا فیلتر CF) و نوع متغیر کنترل، در مجموع ۶ مدل برای برآورد خواهیم داشت:

مدل ۱
$$\mathrm{debt}_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 \mathrm{cycle}_t^{\mathrm{HP}} + \emptyset_2 \mathrm{rent}_t + \emptyset_3(\mathrm{cycle}_t \times \mathrm{rent}_t) + \emptyset_4 \mathrm{trade}_t + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

مدل ۲
$$\mathrm{debt}_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 \mathrm{cycle}_t^{\mathrm{HP}} + \emptyset_2 \mathrm{rent}_t + \emptyset_3(\mathrm{cycle}_t \times \mathrm{rent}_t) + \emptyset_4 \mathrm{inflation}_t + \varepsilon_t \quad (۱۲)$$

مدل ۳
$$\mathrm{debt}_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 \mathrm{cycle}_t^{\mathrm{HP}} + \emptyset_2 \mathrm{rent}_t + \emptyset_3(\mathrm{cycle}_t \times \mathrm{rent}_t) + \emptyset_4 \mathrm{unemployment}_t + \varepsilon_t \quad (۱۳)$$

مدل ۴
$$\mathrm{debt}_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 \mathrm{cycle}_t^{\mathrm{CF}} + \emptyset_2 \mathrm{rent}_t + \emptyset_3(\mathrm{cycle}_t \times \mathrm{rent}_t) + \emptyset_4 \mathrm{trade}_t + \varepsilon_t \quad (۱۴)$$

مدل ۵
$$\mathrm{debt}_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 \mathrm{cycle}_t^{\mathrm{CF}} + \emptyset_2 \mathrm{rent}_t + \emptyset_3(\mathrm{cycle}_t \times \mathrm{rent}_t) + \emptyset_4 \mathrm{inflation}_t + \varepsilon_t \quad (۱۵)$$

مدل ۶
$$\mathrm{debt}_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 \mathrm{cycle}_t^{\mathrm{CF}} + \emptyset_2 \mathrm{rent}_t + \emptyset_3(\mathrm{cycle}_t \times \mathrm{rent}_t) + \emptyset_4 \mathrm{unemployment}_t + \varepsilon_t \quad (۱۶)$$

در جدول (۱) تعریف دقیق متغیرها و نحوه اندازه‌گیری به همراه نماد و منبع جمع‌آوری داده‌های آماری آن‌ها گزارش شده است.

جدول (۱): متغیرها و منابع داده‌ها

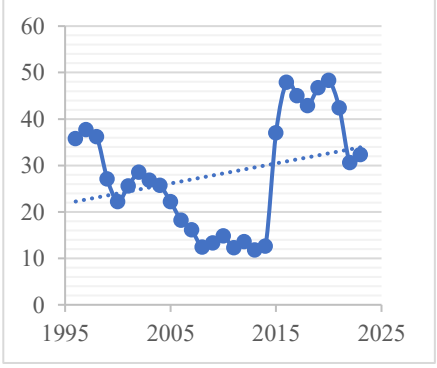
متغیر	نماد	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	منبع
متغیر وابسته			
بدهی عمومی	Debt	نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد)؛	صندوق بین‌المللی پول[1] (IMF) (۲۰۲۴)
متغیرهای مستقل			
چرخه‌های تجاری	cycle (HP)	فیلترینگ داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵) با استفاده از فیلتر HP	محاسبات محقق
	cycle (CF)	فیلترینگ داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵) با استفاده از فیلتر CF	
رانت منابع طبیعی	Rent	سهم رانت کل منابع طبیعی از GDP (بر حسب درصد)	شاخص‌های توسعه جهانی[2] (WDI) متعلق به بانک جهانی (۲۰۲۴)
متغیرهای کنترل			
تجارت	trade	نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP (بر حسب درصد)	WDI (۲۰۲۴)
تورم	Inflation	نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده (بر حسب درصد)	WDI (۲۰۲۴)
بیکاری	unemployment	نسبت جمعیت بیکار به کل جمعیت (بر حسب درصد)	WDI (۲۰۲۴)

نشانی وب‌سایت IMF: https://data.imf.org
نشانی وب‌سایت WDI: https://data.worldbank.org

در شکل (۲) نسبت بدهی‌های عمومی به GDP در ایران طی سال‌های ۲۰۲۳-۱۹۹۶ نشان داده شده است. روند حرکتی بدهی‌های عمومی در ایران نشان می‌دهد که مقدار نسبت بدهی عمومی به GDP به‌صورت کاهشی از مقدار ۳۵/۸ درصد در سال ۱۹۹۶ به مقدار ۲۲/۲درصد در سال ۲۰۰۰ رسیده است. از سال ۲۰۰۲، نسبت بدهی عمومی به GDP روندی کمابیش نزولی را طی کرده است؛ اما از سال ۲۰۱۴ شاهد معکوس شدن این روند هستیم. در این سال نسبت بدهی دولت به GDP رقم ۱۲/۶درصد بوده است. در سال ۲۰۱۵ شاهد جهش قابل‌ملاحظه بدهی دولت ایران هستیم؛ به‌طوری که نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP، ۳۷درصد شده که رشد حدود ۳ برابری نسبت به سال قبل داشته است. این رقم در سال ۲۰۱۶ به ۴۷/۹درصد افزایش می‌یابد. در سال‌های

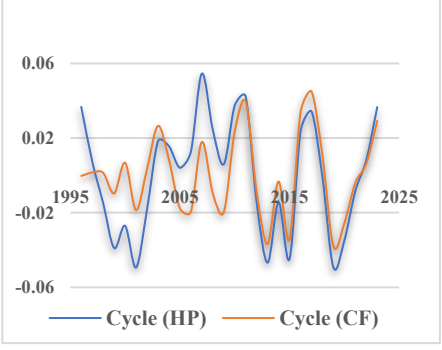
[1] International Monetary Fund (IMF)
[2] World Development Indicators (WDI)

۲۰۱۷ و ۲۰۱۸ نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP نزولی می‌شود و به‌ترتیب به ۴۵درصد و ۴۲/۹درصد می‌رسد. اما در دو سال آخر دوره زمانی پژوهش، بدهی ناخالص دولت دوباره صعودی می‌شود. در سال ۲۰۱۹ نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP به ۴۶/۷درصد و در سال ۲۰۲۰ به ۴۸/۳درصد افزایش می‌یابد که بالاترین رقم بدهی ثبت‌شده از سال ۱۹۹۶ به این سو است. در سال ۲۰۲۱ نیز نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP به رقم ۴۲/۴ درصد کاهش می‌یابد. این نسبت در سال ۲۰۲۲ با یک کاهش قابل توجه به مقدار ۳۰/۶ درصد رسیده و در آخرین سال پژوهش نیز معادل ۳۲/۳ درصد بوده است. در شکل (۳) نیز روند چرخه‌های تجاری ایران طی دوره مورد بررسی بر اساس دو فیلتر HP و CF نشان داده شده است. بر این اساس می‌توان گفت که هر دو فیلتر HP و CF، به جز موارد معدودی، در شناسایی سال‌های رونق و رکود در اقتصاد ایران، هماهنگ و یکسان عمل کرده و نتایج مشابهی را ارائه کرده‌اند. به هر حال به‌دلیل اختلافات جزئی در این فیلترها در شناسایی دوره‌های تجاری و به‌دست آوردن نتایج دقیق‌تر، دوره‌های تجاری به‌دست‌آمده از هر دو فیلتر به‌طور جداگانه وارد مدل می‌شوند و مورد تحلیل و بررسی قرار می‌گیرند.



شکل (۲): نسبت بدهی‌های عمومی به GDP (بر حسب درصد) در ایران (۲۰۲۱-۱۹۹۶)

مأخذ: صندوق بین‌المللی پول (IMF)



شکل (۳): چرخه‌های تجاری ایران طی سال‌های ۲۰۲۳-۱۹۹۶ بر اساس دو فیلتر HP و CF

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. تجزیه‌وتحلیل نتایج تجربی

۵-۱. تحلیل آماری داده‌های متغیرها

در جدول (۲) خلاصهٔ آماری داده‌های متغیرهای پژوهش نشان داده شده است. بر این

اساس، طی دوره مورد بررسی، میانگین بار بدهی (debt)، چرخه‌های تجاری (cycle)، سهم رانت منابع طبیعی از GDP (rent)، تجارت (trade)، تورم (inflation) و بیکاری (unemployment) به‌ترتیب برابر با ۲۸/۰۷۱ درصد، ۰/۰۰۰، ۲۴/۵۸۶ درصد، ۴۵/۰۲۶ درصد، ۲۱/۴۲۵ درصد و ۱۱/۱۳۲ درصد است. بر اساس مشخصه‌ی آماری انحراف استاندارد، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به متغیر بار بدهی است و کمترین مقدار آن به چرخه‌های تجاری اختصاص دارد. همچنین، بر اساس آمارهٔ جارک-برا و سطح احتمال آن نیز کلیه متغیرهای پژوهش در سطح احتمال ۱۰ درصد از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول (۲): خلاصهٔ آماری داده‌های متغیرهای پژوهش

آماره	متغیر						
	debt	cycle (HP)	cycle (CF)	rent	trade	inflation	unemployment
میانگین	۲۸/۰۷۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۲۴/۵۸۶	۴۵/۰۲۶	۲۱/۴۲۵	۱۱/۱۳۲
میانه	۲۶/۹۵۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۲۴/۵۲۱	۴۴/۵۵۹	۱۷/۳۴۵	۱۱/۱۷۱
ماکسیمم	۴۸/۳۰۰	۰/۰۵۵	۰/۰۴۵	۳۴/۷۷۹	۵۸/۵۶۵	۴۴/۴۷۹	۱۳/۶۷۹
مینیمم	۱۱/۸۰۰	-۰/۰۴۹	-۰/۰۳۸	۱۳/۱۳۶	۲۹/۲۲۸	۷/۲۴۵	۹/۰۸۵
انحراف استاندار	۱۲/۳۳۸	۰/۰۳۱	۰/۰۲۳	۶/۱۶۵	۶/۹۲۵	۱۱/۳۶۸	۱/۲۵۹
چولگی	۰/۱۷۷	-۰/۱۲۷	۰/۱۷۶	۰/۰۰۴	-۰/۳۴۰	۰/۸۴۱	-۰/۰۹۰
کشیدگی	۱/۷۲۹	۱/۹۱۶	۲/۳۱۱	۲/۳۴۰	۲/۷۱۷	۲/۴۸۱	۲/۱۲۰
جارک-برا	۲/۰۳۲	۱/۴۴۵	۰/۶۹۹	۰/۵۰۸	۰/۶۳۴	۳/۶۱۲	۰/۹۴۱
احتمال	۰/۳۶۲	۰/۴۸۵	۰/۷۰۵	۰/۷۷۶	۰/۷۲۸	۰/۱۶۴	۰/۶۲۵
تعداد مشاهدات	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸	۲۸

* آمارهٔ جارک-برا وضعیت نرمال بودن را بررسی می‌کند و سطح احتمال آن نشان‌دهندهٔ فرضیهٔ صفر نرمال بودن است.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲. آزمون ریشه واحد

در گام بعد، یک رویکرد دو مرحله‌ای برای انجام آزمون FADF که توسط اندرز و لی (۲۰۱۲) ارائه شده است، استفاده می‌شود. به این منظور، در مرحله اول، معادله (۸) در محدوده $0.1 \leq k \leq 5$ برآورد زده می‌شود و مدل با کوچک‌ترین مجموع مربعات باقیمانده (SSR) به‌عنوان فرم مناسب انتخاب می‌شود. در مرحله دوم اهمیت عبارات فوریه با استفاده از آزمون F

ارزیابی می‌شود. در صورتی که عبارات فوریه معنی‌دار باشند، از آزمون F-ADF برای آزمایش فرضیه صفر ریشه واحد استفاده می‌شود. اگر عبارات فوریه بی‌معنی باشند، آزمون ADF سنتی بایستی به‌عنوان گزینه‌ای جای‌گزین برای آزمون FADF استفاده شود (آیدین و همکاران[300]، ۲۰۲۴). بر این اساس، جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهد. یافته‌های این جدول نشان می‌دهد که بر اساس آزمون FADF، متغیرهای cycle (HP) و cycle (CF) در سطح نامانا هستند؛ اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی I(1) برخوردارند. بر اساس آزمون ADF نیز، سایر متغیرها دارای درجه مانایی I(1) هستند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده مبنی‌بر I(1) بودن کلیه متغیرهای پژوهش و توجه به این موضوع که هیچ‌یک از این متغیرها از درجه مانایی I(2) برخوردار نیستند، می‌توان از آزمون‌های هم‌انباشتگی کرانه‌های FARDL و فوریه شین استفاده کرد. همچنین، ماکزیمم درجه انباشتگی متغیرهای مدل برای انجام آزمون F-TY عدد «یک» است.

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	F-ADF					ADF	
	آماره F	آماره آزمون F-ADF	وقفه | فرکانس	SSR حداقل		آماره t	prob.
Debt	۴/۱۸۸	–	۳ | ۱	۰/۰۲۸		-۲/۴۸۱	۰/۳۳۴
debt△	–	–	–	–		-۳/۸۵۹**	۰/۰۲۹
cycle (HP)	۶/۵۴۸*	-۳/۴۵۵	۲ | ۲/۸	۰/۰۴۸		–	–
cycle (HP)△	۸/۲۵۲***	-۴/۸۱۸**	۱ | ۲/۶	۰/۰۵۸		–	–
cycle (CF)	۱۰/۴۵۵***	-۱/۶۶۵	۲/۴ | ۲	۰/۰۴۶		–	–
cycle (CP)△	۸/۹۶۵**	-۵/۵۱۸***	۱ | ۲/۵	۰/۰۵۶		–	–
Rent	۲/۷۱۷	–	۲ | ۴/۳	۰/۱۱۲		-۳/۲۵۳*	۰/۰۹۶
rent△	–	–	–	–		-۵/۸۹۲***	۰/۰۰۰
cycle (HP)×rent	۴/۵۵۲	–	۱ | ۳/۵	۰/۰۰۴		-۳/۱۵۶	۰/۱۱۵
cycle △ (HP)×rent	–	–	–	–		-۴/۷۰۴***	۰/۰۰۵
cycle (CF)×rent	-۴/۷۸۸	–	۱ | ۱/۲	۰/۰۰۵		-۳/۲۲۲	۰/۱۰۲
cycle △ (CF)×rent	–	–	–	–		-۶/۱۴۴***	۰/۰۰۰

[300] Aydin et al. (2024)

متغیر	F-ADF				ADF	
	آماره F	آماره آزمون F-ADF	وقفه | فرکانس	SSR حداقل	آماره t	prob.
Open	۲/۱۲۸	–	۳ | ۴/۷	۰/۰۸۱	-۲/۸۲۳	۰/۲۰۱
open△	–	–	–	–	-۴/۷۵۳***	۰/۰۰۴
Unemployment	۵/۸۱۶	–	۲ | ۲/۹	۰/۰۲۲	-۲/۸۷۸	۰/۱۸۵
unemployment△	–	–	–	–	-۴/۳۰۸**	۰/۰۱۱
Inflation	۴/۲۵۸	–	۳ | ۳	۰/۱۲۸	-۲/۶۶۳	۰/۲۵۸
inflation△	–	–	–	–	-۵/۷۸۴***	۰/۰۰۰

علائم ***، ** و * نیز به‌ترتیب به معنیداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد اشاره دارد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۳. آزمون هم‌انباشتگی

در مرحله بعدی بایستی وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای هر ۶ مدل تأیید شود. نتایج آزمون هم‌انباشتگی ADL فوریه با فرکانس کسری و آزمون هم‌انباشتگی شین فوریه در جدول (۴) ارائه شده است. بر این اساس مقدار آماره آزمون ADL فوریه با فرکانس کسری (t^F_{ADL}) در هر ۶ مدل ،نشان‌دهنده رد فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی در سطح اهمیت ۱ درصد است.بر اساس آزمون شین فوریه نیز می‌توان گفت که مقدار آماره این آزمون (CI^m_f) در تمام مدل‌ها از مقدار بحرانی این آزمون در سطح اهمیت ۱ درصد و در فرکانس‌های مختلف ۱ و ۲، کوچک‌تر است که به‌معنی عدم رد فرضیه صفر هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. به‌طور کلی بر اساس نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی مبتنی‌بر تقریب فوریه وجود رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین متغیرهای هر ۶ مدل تأیید می‌شود.

جدول (٤): نتایج آزمون هم‌انباشتگی مبتنی‌بر تقریب فوریه

مدل	آزمون ADL فوریه با فرکانس کسری			آزمون شین فوریه	
	آماره آزمون (t^F_{ADL})	فرکانس بهینه (k^*)	حداقل AIC	آماره آزمون (CI^m_f)	فرکانس بهینه (k^*)
(۱)	-۶/۶۱۲***	۱/۹	-۴/۴۲۲	۰/۰۵۵	۲
(۲)	-۶/۴۱۴***	۱/۸	-۴/۶۸۱	۰/۰۵۱	۲
(۳)	-۶/۱۱۲***	۲/۱	-۵/۱۱۴	۰/۰۵۲	۲

آزمون ADL فوریه با فرکانس کسری				آزمون شین فوریه	
مدل	آماره آزمون (t^F_{ADL})	فرکانس بهینه (k^*)	حداقل AIC	آماره آزمون (CI^m_f)	فرکانس بهینه (k^*)
(۴)	-۵/۸۶۵***	۱/۴	-۳/۹۸۱	۰/۰۲۱	۱
(۵)	-۵/۹۶۴***	۱/۱	-۳/۷۸۸	۰/۰۱۹	۱
(۶)	-۶/۲۱۸***	۰/۹	-۳/۸۱۹	۰/۰۱۸	۱

علامت *** در آزمون ADL فوریه با فرکانس کسری نشان‌دهنده رد فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی در سطح اهمیت ۱ درصد است و آماره این آزمون با مقادیر بحرانی جدول‌بندی شده در مطالعه ایلکای و همکاران (۲۰۲۱) مقایسه می‌شود.
مقادیر بحرانی برای آزمون هم‌انباشتگی شین فوریه در سطح اهمیت ۱ درصد با فرکانس‌های ۱ و ۲ به‌ترتیب ۰/۰۹۶ و ۰/۱۷۱ است.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-٤. برآورد مدل

نتایج برآورد مدل‌های این پژوهش در جدول (۵) ارائه شده است.[1] بر این اساس، اصطلاحات مثلثاتی sin و cos از نظر آماری در هر ۶ مدل در سطح ۱۰ درصد معنیدار هستند که نشان می‌دهد افزودن عبارت فوریه به برآوردگر FMOLS سازگار است. در مدل‌های (۱)، (۲) و (۳) چرخه‌های تجاری به‌وسیله فیلتر HP استخراج شده و به‌ترتیب از متغیرهای درجه بازبودن تجاری، بیکاری و تورم به‌عنوان متغیر کنترل استفاده شده است. در مدل‌های (۴)، (۵) و (۶) نیز چرخه‌های تجاری به‌وسیله فیلتر CF استخراج شده و به‌ترتیب از متغیرهای درجه بازبودن تجاری، بیکاری و تورم به‌عنوان متغیر کنترل استفاده شده است. علامت و معنیداری ضرایب برآوردی نسبت به تغییر مدل (تغییر در متغیر کنترل مدل و نحوه استخراج چرخه‌های تجاری)، هیچ تغییری نکرده است که این مؤید استحکام نتایج است.

[1] اگر متغیرهای توضیحی مدل رگرسیونی، درون‌زا باشند، در این صورت برآورد مدل با استفاده از روش‌های تک معادله‌ای، برآوردهای تورش‌دار و ناسازگاری را ارائه می‌کند. بر این اساس، آزمون درون‌زایی متغیرها در نرم‌افزار ایویوز و با استفاده از آزمون دوربین-وو-هاسمن انجام شده است. فرض صفر این آزمون مبتنی‌بر برون‌زایی متغیر است. از آنجا که مقدار سطح احتمال ارائه‌شده متغیرهای توضیحی بیشتر از ۰/۰۵ است، برون‌زایی متغیرهای مستقل رد نمی‌شود.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل‌ها بر اساس برآوردگر FMOLS فوریه

متغیر	ضرایب (P-Value)					
	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)	مدل (۵)	مدل (۶)
cycle (HP)	(۰/۰۰۰) ۱۰۰۲/۶۱۳***	(۰/۰۰۰) ۱۱۱۱/۶۴۰***	(۰/۰۲۹) ۹۴۱/۳۸۴**	–	–	–
cycle (CF)	–	–	–	(۰/۰۳۵) ۷۶۴/۵۷۴**	(۰/۰۳۸) ۱۰۵۱/۶۴۴**	(۰/۰۲۹) ۱۰۰۲/۴۸۱**
rent	(۰/۰۴۸) -۱/۰۴۴**	(۰/۰۳۵) -۰/۷۹۱**	(۰/۰۳۶) -۰/۸۶۴**	(۰/۰۳۱) -۱/۲۱۳**	(۰/۰۰۸) -۰/۹۷۹***	(۰/۰۴۵) -۱/۰۴۷**
cycle (HP)×rent	(۰/۰۱۲) ۴۵/۵۲۳**	(۰/۰۱۱) ۴۸/۴۴۳**	(۰/۰۲۲) ۴۱/۵۱۸**	–	–	–
cycle (HP)×rent	–	–	–	(۰/۰۵۵) ۳۳/۱۴۹*	(۰/۰۲۹) ۴۱/۱۸۸**	(۰/۰۶۲) ۴۱/۸۰۱*
open	(۰/۰۷۶) ۰/۳۳۷*	–	–	(۰/۰۴۴) ۰/۴۳۵**	–	–
unemployment	–	(۰/۰۰۰) -۴/۸۸۲***	–	–	(۰/۰۴۴) -۴/۹۲۲**	–
inflation	–	–	(۰/۴۰۱) ۰/۲۳۸	–	–	(۰/۱۹۹) ۰/۳۴۱
sin	(۰/۰۳۴) ۰/۰۵۵**	(۰/۰۳۹) ۰/۰۵۸**	(۰/۰۸۸) ۰/۰۵۴*	(۰/۰۷۵) ۰/۰۵۹*	(۰/۰۷۲) ۰/۰۶۲*	(۰/۰۸۱) ۰/۰۶۴*
cos	(۰/۰۲۲) ۰/۰۴۹**	(۰/۰۴۵) ۰/۰۵۱**	(۰/۰۷۷) ۰/۰۴۹*	(۰/۰۹۱) ۰/۰۴۶*	(۰/۰۶۵) ۰/۰۴۸*	(۰/۰۶۹) ۰/۰۵۲*
constant	(۰/۰۰۰) ۳۹/۴۱۶***	(۰/۰۰۲) ۱۰۴/۱۰۹***	(۰/۰۰۲) ۴۴/۳۹۴***	(۰/۰۲۵) ۳۷/۲۲۹**	(۰/۰۰۳) ۱۰۹/۰۹۶***	(۰/۰۰۶) ۴۳/۴۶۱***
R-squared	۰/۸۱۱	۰/۷۹۹	۰/۷۹۱	۰/۸۲۱	۰/۸۰۵	۰/۷۸۹
Adjusted R-squared	۰/۷۵۹	۰/۷۴۸	۰/۷۴۲	۰/۷۷۹	۰/۷۵۱	۰/۷۳۷

علائم ***، ** و * نیز به‌ترتیب به معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد و اعداد داخل پرانتز به ارزش احتمال اشاره دارد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) نشـــان می‌دهد که چرخه‌های تجاری (cycle) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نســـبت بـدهی عمومی به GDP (بـار بـدهی) در هر ۶ مـدل برآوردی دارد. ۰/۰۱ واحـد افزایش (کاهش) در چرخه‌های تجاری در بلندمدت، نسبت بدهی به GDP در ایران را حدود ۷/۶۵–۱۱/۱۲

درصد افزایش (کاهش) خواهد داد. این نتیجه بدان معنی است که بدهی عمومی در ایران دارای رفتار موافق چرخه‌ای است و فرضیه ضدچرخه‌ای بودن و تثبیت‌کنندگی خودکار آن در ایران تأیید نمی‌شود. در واقع با افزایش چرخه‌های تجاری و ورود به دوره رونق که در آن GDP محقق‌شده واقعی از GDP بالقوه واقعی بیشتر است، اگر قرار باشد که بدهی عمومی، رفتاری تثبیت‌کننده و غیرچرخه‌ای داشته باشد باید نسبت بدهی به GDP کاهش یابد تا اقتصاد به روند بلندمدت خود باز گردد. نتیجه به‌دست‌آمده منطبق با نتایج مطالعات تجربی اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴)، وسلباوم[1] (۲۰۲۰) و سی و همکاران[2] (۲۰۱۸) است که نشان می‌دهند بدهی عمومی به‌صورت موافق دوره‌ای واکنش نشان می‌دهد.

رانت نفت (rent) تأثیر منفی و معنی‌داری بر بدهی عمومی در هر ۶ مدل برآوردی دارد. یک درصد افزایش (کاهش) در سهم رانت منابع طبیعی از GDP، در بلندمدت نسبت بدهی به GDP در ایران را حدود ۰/۷۹-۱/۲۱ درصد کاهش (افزایش) خواهد داد. 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. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی‌بر نقش رانت منابع طبیعی در کاهش بدهی عمومی هم‌سو با نتایج مطالعات رویز و همکاران (۲۰۲۵)، وانگ و همکاران (۲۰۲۱)، معبودی و همکاران (۱۴۰۲)، گل‌خندان (۱۴۰۲) و مغایر با نتایج مطالعات اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴)، آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱) و محمدیان‌منصور (۱۴۰۱) است. علاوه بر این، نتایج حاکی از اثر تعاملی مثبت و معنی‌دار چرخه‌های تجاری و رانت منابع طبیعی (cycle×rent) در هر ۶ مدل است که نشان می‌دهد اثر مثبت چرخه‌های تجاری بر بدهی عمومی در حضور رانت منابع طبیعی افزایش می‌یابد. این نتیجه با استدلال‌های مطرح‌شده در مبانی نظری و مطالعه اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴) مطابقت دارد که نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی به‌دلیل جنبه وثیقه‌ای آن و همچنین، تضعیف کیفیت نهادی، ماهیت موافق چرخه‌ای بدهی عمومی را تقویت می‌کند. بنابراین بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان گفت که منابع طبیعی مانند نفت به‌طور ذاتی موجب بروز مصیبت و نفرین در کشور نمی‌شود و می‌تواند به کاهش بدهی‌های عمومی منجر شود. اما چارچوب نهادی حاکم در کشور و عدم سیاست‌گذاری مناسب و صحیح

[1] Wesselbaum (2020)
[2] Si et al. (2018)

در رابطه با تعامل چرخه‌های تجاری و رانت حاصل از منابع طبیعی است که باعث می‌شود این منابع برای کشور به نفرین و مصیبت تبدیل و شدت عدم تثبیت‌کنندگی خودکار و ضدچرخه‌ای بودن بدهی عمومی را افزایش دهد.

درجه باز بودن تجاری (open) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بدهی عمومی در هر ۲ مدل برآوردی دارد. یک درصد افزایش (کاهش) در سهم تجارت از GDP، در بلندمدت نسبت بدهی به GDP در ایران را حدود ۰/۳۴-۰/۴۴ درصد افزایش (کاهش) خواهد داد. چنین نتیجه‌ای را می‌توان با این واقعیت توجیه کرد که یک کشور باز، تعاملات مالی بیشتری با سایر نقاط جهان دارد و بنابراین تمایل به انباشت بدهی نسبتاً بیشتری نسبت به سایر کشورها دارد. این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی سوامی[1] (۲۰۱۵)، بلگیت و عمران[2] (۲۰۱۷)، اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴) مطابقت دارد که استدلال می‌کنند باز بودن تجارت باعث افزایش بدهی عمومی می‌شود. البته در مقابل، دیدگاه دیگری نیز وجود دارد که معتقد است آزادسازی تجارت در کشورهای به‌ویژه غنی از منابع طبیعی، سرمایه‌گذاری بیشتری را جذب می‌کند؛ بنابراین، نیاز اتکاء به استقراض برای تأمین مالی مخارج دولت را کاهش می‌دهد. از این رو، بازبودن تجارت بر بدهی دولت تأثیر منفی می‌گذارد. نتایج مطالعات تجربی آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱) و محمدیان‌منصور (۱۴۰۱) از این دیدگاه حمایت می‌کند.

نرخ بیکاری (unemployment) تأثیر منفی و معنی‌داری بر بدهی عمومی در هر ۲ مدل برآوردی داشته است. یک درصد افزایش (کاهش) در بیکاری، در بلندمدت نسبت بدهی به GDP در ایران را حدود ۴/۸۸-۴/۹۲ درصد کاهش (افزایش) خواهد داد. مطالعات تجربی سادیک-زیدا و گاتو[3] (۲۰۱۹)، وانگ و همکاران (۲۰۲۱)، اوکامبی و مامپیمه (۲۰۲۴) و محمدیان منصور (۱۴۰۱) استدلال می‌کنند بیکاری بالاتر مستلزم هزینه‌های بیشتری از دولت برای تأمین مزایای بیکاری است که بار بدهی دولت را افزایش می‌دهد. در مقابل نتایج مطالعات بوقاریو و همکاران[4] (۲۰۱۸) و آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱) حاکی از تأثیر منفی بیکاری بر بدهی‌های عمومی است. این مطالعات استدلال می‌کنند که کشورهای درحال‌توسعه نیاز به افزایش بودجه عمومی

[1] Swamy (2015)
[2] Belguith & Omrane (2017)
[3] Sadik-Zada & Gatto (2019)
[4] Bougharriou et al. (2018)

خود برای الزامات ایمنی اجتماعی دارند تا اثرات سوء بیکاری را جبران کنند. نتایج این مطالعه نیز از دیدگاه دوم پیروی می‌کند.

تورم (inflation) اثر مثبت اما بی‌معنی بر بدهی عمومی در هر ۲ مدل برآوردی دارد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی‌بر تأثیر بی‌معنی تورم بر بدهی‌های عمومی در ایران هم‌سو با نتایج مطالعه منتظری[1] (۱۳۹۷) و گل‌خندان (۱۴۰۲) است. در توجیه نتیجه به‌دست‌آمده برای اقتصاد ایران می‌توان کانال‌های اثرگذاری متنوع غیرهم‌سو در رابطه تورم و بدهی‌های عمومی را از بعد نظری و مطالعات تجربی مورد بررسی قرار داد. در شرایط تورمی، از یک طرف ارزش حقیقی درآمدهای مالیاتی به‌دلیل وقفه طولانی‌مدت جمع‌آوری مالیات و همچنین سیستم مالیاتی انعطاف‌ناپذیر، کاهش و با افزایش کسری بودجه به‌طور غیرمستقیم به افزایش بدهی‌های عمومی می‌انجامد.[2] در طرف مقابل، تورم معمولاً به‌عنوان ابزاری برای کاهش ارزش واقعی موجودی بدهی استفاده می‌شود. در واقع، تورم باعث کاهش نسبت بدهی به GDP، به لطف افزایش در ارزش GDP می‌شود (راینهارت و روگوف[3]، ۲۰۱۰). همچنین، ممکن است رابطه بین بدهی‌های عمومی و تورم به‌صورت رابطه علیت از سمت بدهی‌های عمومی به تورم باشد و این رابطه در جهت معکوس نباشد؛ یعنی بدهی‌های عمومی در ایران منجر به تورم شود و در مقابل، تورم رابطه معنی‌داری با بدهی‌های عمومی نداشته باشد. مجموع این دلایل، می‌تواند دلیل بی‌معنی شدن تأثیر تورم بر بدهی‌های عمومی در ایران باشد (گل‌خندان، ۱۴۰۲).

۵-۵. آزمون علیت گرنجری

در جدول (۶) نتایج آزمون F برای تعیین اینکه آیا تقریب فوریه برای بررسی علیت مورد نیاز است یا خیر نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار آماره F در هر دو مدل استخراج چرخه‌ها در تمام سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد، بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوت‌استراپ است. در واقع فرضیه صفر عدم وجود مؤلفه‌های فوریه به‌طور معنی‌داری در تمام سطوح رد می‌شود. بر این اساس بایستی از تقریب فوریه برای ارزیابی روابط متقابل علّی بین متغیرهای مدنظر استفاده شود. همچنین، در جدل (۶) مقدار فرکانس و وقفه بهینه برای انجام آزمون علیت گرنجری

[1] Montazeri (2019)

[2] در ادبیات اقتصادی به این فرآیند اثر تانزی (Tanzi Effect) می‌گویند.

[3] Reinhart & Rogoff (2010)

فوریه بوت‌استراپ (BFGC) نشان داده شده است.

جدول (٦): نتایج آزمون F برای لحاظ تقریب فوریه

فیلتر استخراج چرخه‌ها	فرکانس بهینه	وقفه بهینه	آماره F	مقدار بحرانی		
				٪۱۰	٪۵	٪۱
HP	۱/۵	۳	***۱۴/۴۱۲	۸/۹۸۷	۱۰/۷۶۹	۱۲/۱۰۸
CF	۱/۲	۲	***۱۳/۸۱۴	۸/۲۱۶	۱۰/۱۰۹	۱۱/۸۸۲

علامت *** به معنیداری در سطح ۱ درصد اشاره دارد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون علیت گرنجری سه متغیره فوریه تودا-یاماموتو (F-TY) مبتنی‌بر بوت‌استراپ در مورد رابطه علی بین رانت منابع طبیعی، چرخه‌های تجاری و بدهی‌های عمومی در جدول (۷) گزارش شده است. مقدار آماره والد و p-value بوت‌استراپ متناظر با آن نشان‌دهنده رد فرضیه صفر و وجود یک رابطه علی از متغیر توضیحی به متغیر وابسته است. همان‌طور که نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد نتایج آزمون علیت با تغییر در روش برآورد چرخه‌های تجاری، ثابت مانده که این موضوع استحکام نتایج را نشان می‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت که وجود رابطه علی یک‌سویه از چرخه‌های تجاری به بدهی‌های عمومی و از رانت منابع طبیعی به چرخه‌های تجاری در سطح ۱۰ درصد تأیید می‌شود که نشان می‌دهد چرخه‌های تجاری می‌تواند بدهی‌های عمومی و رانت منابع طبیعی می‌تواند چرخه‌های تجاری را در ایران پیش‌بینی کند. همچنین، وجود رابطه علیت دوسویه بین رانت منابع طبیعی و بدهی‌های عمومی تأیید می‌شود که مؤید این موضوع است که رانت منابع طبیعی می‌تواند بدهی‌های عمومی را متأثر کند و بدهی‌های عمومی نیز می‌تواند سرعت استخراج منابع طبیعی را در ایران افزایش دهد. این نتیجه در مطالعات آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱) و گل‌خندان (۱۴۰۲) نیز تأیید شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون علیت کوانتایل فوریه تودا-یاماموتو (F-TY)

فیلتر استخراج چرخه‌ها	فرضیه صفر	آماره والد	p-value بوت‌استراپ	نتیجه علیت
HP	cycle (HP) علت گرنجری debt نیست	*۶/۲۹۸	۰/۰۷۱	cycle (HP)→debt
	debt علت گرنجری cycle (HP) نیست	۰/۶۳۹	۰/۷۲۶	
	rent علت گرنجری debt نیست	**۹/۴۴۵	۰/۰۲۲	debt⇄rent
	debt علت گرنجری rent نیست	*۵/۵۸۶	۰/۰۹۵	
	cycle (HP) علت گرنجری rent نیست	۰/۳۷۲	۰/۸۳۲	rent→cycle (HP)
	rent علت گرنجری cycle (HP) نیست	*۶/۲۸۱	۰/۰۷۲	
CF	cycle (CF) علت گرنجری debt نیست	*۵/۵۰۱	۰/۰۹۷	cycle (HP)→debt
	debt علت گرنجری cycle (CF) نیست	۰/۳۰۳	۰/۸۵۹	
	rent علت گرنجری debt نیست	**۸/۹۱۵	۰/۰۲۹	debt⇄rent
	debt علت گرنجری rent نیست	*۵/۴۶۲	۰/۰۹۹	
	cycle (CF) علت گرنجری rent نیست	۰/۶۴۶	۰/۷۲۴	rent→cycle (HP)
	rent علت گرنجری cycle (CF) نیست	*۶/۵۴۵	۰/۰۶۹	

علائم ***، ** و * نیز به‌ترتیب به معنیداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد اشاره دارد و p-value بوت‌استراپ با ۱۰۰۰۰ شبیه‌سازی به‌دست می‌آید.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی و نقش رانت منابع طبیعی در تقویت و یا تضعیف شدت چرخه‌ای بودن بدهی‌های عمومی در ایران طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۳ بوده است. به‌عبارت دیگر این مطالعه در پی پاسخ‌گویی به این پرسش‌ها بود که رفتار بدهی‌های عمومی در ایران چرخه‌ای است و یا ضدچرخه‌ای؟ و آیا کارکرد ثبات‌بخشی به چرخه‌های اقتصادی را دارد یا خیر؟ همچنین، آیا رانت منابع طبیعی بر موافق چرخه‌ای بودن و یا ضدچرخه‌ای بودن بدهی عمومی اثرگذار است؟

تجزیه‌وتحلیل‌های سری‌زمانی در این پژوهش مشتمل بر آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی با لحاظ تقریب فوریه انجام شده است. به این منظور از آزمون‌های هم‌انباشتگی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی فوریه (ADL) با فرکانس‌های کسری و فوریه شین استفاده شده است. بردارهای هم‌انباشتگی و رابطه علیت نیز با به‌کارگیری تقریب فوریه برآورد شده است. نتایج برآورد بردارهای هم‌انباشتگی به روش فوریه FMOLS نشان می‌دهد که بدهی‌های عمومی یک رفتار موافق چرخه‌ای در اقتصاد ایران داشته است. همچنین، اثر تعاملی رانت منابع طبیعی و چرخه‌های تجاری بر بدهی‌های عمومی مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی

به تقویت رفتار موافق چرخه‌ای بدهی‌های عمومی منجر می‌شود. نتایج آزمون علیت فوریه تودا و یاماموتو نیز حاکی از رابطه علیت یک‌سویه از رانت منابع طبیعی به چرخه‌های تجاری و از چرخه‌های تجاری به بدهی‌های عمومی و همچنین رابطه علیت دوسویه بین رانت منابع طبیعی و بدهی‌های عمومی است. نتایج به‌دست‌آمده نسبت به تغییر مدل و نحوه استخراج چرخه‌های تجاری، مستحکم است.

به‌طور کلی بر اساس نتایج این پژوهش می‌توان گفت که منابع طبیعی مانند به‌طور ذاتی موجب بروز مصیبت و نفرین در کشور نمی‌شود و می‌تواند به کاهش بدهی‌های عمومی منجر شود. اما چارچوب نهادی حاکم در کشور و عدم سیاست‌گذاری مناسب و صحیح در رابطه با تعامل چرخه‌های تجاری و رانت حاصل از منابع طبیعی است که باعث می‌شود این منابع برای کشور به نفرین و مصیبت تبدیل شود و شدت عدم تثبیت‌کنندگی خودکار و ضدچرخه‌ای بودن بدهی عمومی را افزایش دهد.

بر این اساس، توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران کشور در دوران رونق، بخشی از درآمدهای منابع طبیعی را در صندوق‌های تثبیت‌کننده که عموماً در قالب صندوق‌های ثروت دولتی، صندوق‌های پس‌انداز و صندوق‌های سرمایه‌گذاری هستند، انباشته کند و کسری بودجه خود را با استفاده از دارایی‌های این صندوق در زمان رکود تأمین کند. البته همان‌طور که چیچک‌چیا و گایگیسیز (۲۰۲۳) در مطالعه خود نشان می‌دهند، رفتار موافق چرخه‌ای شدید بدهی عمومی حتی در حضور صندوق‌های مالی منابع طبیعی در کشورهای نفت‌خیز وجود دارد. در نتیجه برای اعمال سیاست ضدچرخه‌ای مطلوب، کیفیت نهادی به اندازه کافی بالا برای مدیریت مؤثر این وجوه و اعمال سیاست مالی مناسب در زمان‌های رکود مورد نیاز است. همچنین، باید اقتصاد کشور به‌سمت تولید و صادرات محصولات پیچیده سوق داده شود. زیرا این محصولات، پیش‌بینی‌کننده توسعه اقتصادی هستند. با توسعه است که بدهی عمومی کشورهای درحال توسعه می‌تواند جهت‌گیری ضد چرخه‌ای داشته باشد؛ زیرا مشخص شده است که سیاست مالی کشورهای توسعه‌یافته ضد چرخه‌ای است. در انتها خاطرنشان می‌شود که این مطالعه تنها نقش رانت کل منابع طبیعی را در تقویت شدت چرخه‌ای بودن بدهی‌های عمومی کل در ایران بررسی کرده است. بر این اساس، بررسی نقش انواع منابع طبیعی به تفکیک (نفت، گاز طبیعی و ...) و همچنین تفکیک

بدهی‌های عمومی به بدهی‌های داخلی و خارجی می‌تواند موضـــوعاتی برای پژوهشـــات آتی در راســتای بســط نتایج این پژوهش باشــد. همچنین، مدل‌ســازی رفتار چرخه‌ای بدهی‌های عمومی با توجه نقش آستانه‌ای رانت منابع طبیعی در قالب مدل‌های رگرسیون آستانه می‌تواند در این راستا ارزشمند باشد.

References

Achua, S.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. doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102983

Ampofo, G.M.K., Jinhua, C., Bosah, P.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. doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102276

Banerjee, P., Arˇcabi´c, V. & Lee, H. (2017). Fourier ADL co-integration test to approximate smooth breaks with new evidence from Crude Oil Market. *Economic Modelling*, 67, 114-124. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.11.004.

Becker, R., Enders, W. & Lee, J. (2006). A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. doi:10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x

Belguith, S.O. & Omrane, H. (2017). Macroeconomic determinants of public debt growth: A case study for Tunisia. *Theoretical and Applied Economics*, Asociatia Generala an Economistilor din Romania / Editura Economica, vol. 0(4(613), W), 161-168.

Beşer, N.O., Tütüncü, A., Beşer, M. & Magazzino, C. (2024). The impact of air and rail transportation on environmental pollution in Turkey: a Fourier co-integration analysis. *Management of Environmental Quality*, 35(8).1836-1857. https://doi.org/10.1108/MEQ-02-2024-0079

Bougharriou, N., Benayed, W. & Gabsi, F.B. (2018). How does democracy affect public debt? Evidence from the Arab world. Economics Discussion Papers 2018 - 54, Kiel Institute for the World Economy (IfW Kiel)

Bova, E., Medas, P., & Poghosyan, T. (2016). Resource revenue volatility and macroeconomic stability in resource-rich countries: the role of fiscal policy. IMF Working Paper, WP/16/36, International Monetary Fund, Washington, DC

Çiçekçi, C. & Gaygısız, E. (2023). Procyclicality of fiscal policy in oil-rich countries: roles of resource funds and institutional quality. *Resources Policy*, 85. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103675

Christopoulos, D.K. & Leon-Ledesma, M.A., (2011). International output convergence, breaks, and asymmetric adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometric,* 15(3), 67-97. https://doi.org/10.2202/1558-3708.1823

Christiano, L.J. & Fitzgerald, T.J. (2003). The Band-Pass Filter. NBER Working Paper, No. 7257.

Cil, N. (2023). Re-examination of pollution haven hypothesis for Turkey with Fourier approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 10024-10036.

Corden, W.M & Neary, J.P. (1982). Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy. *The Economic Journa*l, 92(368).825-848. https://doi.org/10.2307/2232670

Di Serio, M. (2024). Public debt determinants: A time-varying analysis of core and peripheral Euro area countries. *Finance Research Letters*, 69. https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106101

Enders, W.& Jones, P. (2016). Grain Prices, Oil Prices, and Multiple Smooth Breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 20(4), 399-419. doi:10.1515/ snde-2014-0101

Enders, W. & Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and dickey-fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081

Fareed, Z., Salem, S., Adebayo, T.S., Pata, U.K. & Shahzad, F. (2021). Role of Export Diversification and Renewable Energy on the Load Capacity Factor in Indonesia: A Fourier Quantile Causality Approach. *Frontiers in Environmental Science*, 9(28), 770152. https://doi.org/10.3389/fenvs.2021.770152

Gallant, AR. (1981). On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: the Fourier flexible form. *Journal of Econometrics*. 15(2), 211-245. https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90115-9

Gavin, M., & Perotti, R. (1997). Fiscal policy in Latin America. NBER Macroeconomics Annual 12, 11-72. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA

Gregory, A.W. & Hansen, B.E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126. https://doi.org/10.1016/0304-4076(69) 41685-7.

Ghasemi, M. and mohajeri, P. (2015). Cyclicality Behaviour of Fiscal Policy in Iran; A Survey. *Economics Research*, 15(56), 75-104. (In Persian)

Golkhandan, A. (2023). Asymmetric Effect of Oil Rent on Public Debt in Iran. *Public Sector Economics Studies*, 2(3), 269-292. doi: 10.22126/pse.2023.9740.1062 (In Persian)

Hatemi-J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. Empirical Economics 35, 497–505. https://doi.org/10.1007/s00181-0070175 9.

Hatemi-J, A. & Uddin, G.S. (2012). Is the casual nexus of energy utilization and economic growth asymmetric in the US? *Economic Systems*, 36, 461-469. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2011.10.005

Heimberger, P. (2023). The cyclical behavior of fiscal policy: A meta-analysis. *Economic Modelling*, 123. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106259

Ilkay, S.C., Yilanci, V., Ulucak, R. & Jones, K. (2021), Technology spillovers and sustainable environment: evidence from time-series analyses with Fourier extension. *Journal of Environmental Management*, Vol. 294, 113033. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113033

Ilzetzki, E., & Vegh, C. (2008). Procyclical fiscal policy in developing countries: truth or fiction. NBER Working Paper, No.14191, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Jord` a, O., ` Schularick, M. & Taylor, A.M. (2014). Private credit and public debt in financial crises. FRBSF Economic Letter 7, 1-4.

Kaminsky, G. L., Carmen M. R., & Carlos V. (2004). When it rains, it pours: procyclical capital flows and macroeconomic policies. NBER Working Paper, No.10780, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Maaboudi, R., Nademi, Y. & Azraty, B. (2024). The Threshold Effect of Oil Rent on Public Debt in Iran. *The Journal of Economic Policy*, 15(30), 202-227. doi: 10.22034/epj.2024.20483.2475 (In Persian)

Manzano, O. & Rigobon, R. (2001). Resource curse or debt overhang? National bureau of economic research.

Mihalyi, D. & Scurfield, T. (2020). How Africa's prospective petroleum producers fell victim to the resource curse? *The Extractive Industries and Society*, 8, 220-232. https://doi.org/10.1016/j.exis.2020.11.003

Mohamadian Mansour, S. (2023). Impact of Natural Resource Abundance on Public Debt in Developing Countries: Pooled Mean Group (PMG) Approach. *The Journal of Economic Modeling Research*, 13(50), 123-154. (In Persian)

Mohamadian Mansour, S. & Golkhandan, A. (2024). Investigating the Cyclical Behavior of Public Health Expenditures and its Impact on Health Outcomes in OIC Member Countries. *New Economy and Trade*, 18(4), 139-171. doi: 10.30465/jnet.2024.45039.2024 (In Persian)

Montazeri, 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)

Mowlaei, M. & Golkhandan, A. (2025). American Economic Business Cycles and Compared with the Case of Iranian Economy. The Economic Research (Sustainable Growth and Development, 14(4), 229-253. (In Persian)

Nazlioglu, S., Gormus, N.A. & Soytas, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics*. 60(3), 168-175. doi:10.1016/j.eneco.2016.09.009

Okombi, I.F. (2021). Non-linear response of fiscal policy to the business cycle: empirical evidence in sub-saharan Africa. *Economics Bulletin*, 41(3), 1097-1112.

Okombi, I.F. & Mampieme, V.B. (2024). Cyclicality of public debt in developing countries: Does dependence on natural resources matter ?*Resources Policy*, 96. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105231

Pata, U.K., Kartal, M.T., Adebayo, T.S. & Ullah, S. (2023). Enhancing environmental quality in the United States by linking biomass energy consumption and load capacity factor. *Geoscience Frontiers*, 14(3), Article 101531. https://doi.org/10.1016/j.gsf.2022.101531

Pata, U.K, Wang, Q., Kartal, M.T. & Sharif, A. (2024). The role of disaggregated renewable energy consumption on income and load capacity factor: A novel inclusive sustainable growth approach. *Geoscience Frontiers*, 15(1). https://doi.org/10.1016/j.gsf.2023.101693.

Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.

Phillips, P. & Hansen, B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.

Poghosyan, T. (2015). How do public debt cycles interact with financial cycles?. In: IMF Working Papers 2015/248, International Monetary Fund.

Pratibha, S., Sharma, V. & Krishna, M. (2024). Nexus between total natural resource rents and public debt within symmetric and asymmetric framework: Fresh insight from resource-rich economy. *Resources Policy*, 93. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105007

Reinhart, C.M. & Rogoff, K.S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review: Papers & Proceedings*. 100(2), 573-578. http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.100.2.573

Rocher, E. (2007). Les risques de ré-endettement des pays en développement après les annulations de dettes. Bulletin de la Banque de France, Banque de France, issue 157, 35-44.

Rostamzadeh, P. & Goudarzi Farahani, Y. (2017). Forecasting the Occurrence of Business Cycles Using Band-Pass Filter in Iran's Economy. *The Journal of Economic Policy*, 9(18), 41-64. doi: 10.29252/jep.9.18.41 (In Persian)

Ruiz, Y., Aguirre, N., Ponce, P. & Álvarez-García, J. (2025). Differential impact of natural resource revenues on global public debt: A quantile regression approach. *Resources Policy* https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105448

Sachs, J.D. & Warner, A.M. (1997). Sources of slow growth in African economies. *Journal of African Economies*, 6(3), 335-376. https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.jae.a020932

Sadik-Zada, E.R. (2016). Oil abundance and economic growth (Vol. 70). Logos Verlag Berlin GmbH.

Sadik -Zada, E.R. & Gatto, A. (2019). Determinants of the public debt and the role of the natural resources: A cross -country analysis, FEEM Working Paper No. 4.2019.

Samadi, A.H. & Oujimehr, S. (2012). Explaining pro-cyclicality of fiscal policy in I. R. IRAN (1974-2007) with emphasis on oil price volatility. *Journal of Economic Essays; an Islamic Approach*, *9*(18), 29-57. (In Persian)

Solarin, S.A. (2019). Modeling the relationship between financing by the Islamic banking system and environmental quality: Evidence from bootstrap autoregressive distributive lag with Fourier terms. *Quality & Quantity*. 53(6), 2867-2884. https://doi. org/10.1007/s11135-019-00904-7

Stiglitz, J. (2005). Making natural resources into a blessing rather than a curse. In: Tsalik, Svetlana, Schiffrin, Anya (Eds.), Covering Oil: A Reporter's Guide to Energy and Development. The Open Society Institute, New York

Swamy, V. (2015). Government debt and its macroeconomic determinants – An empirical investigation. MPRA Paper 64106, University Library of Munich, Germany.

Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. doi:10.1016/0304-4076(94)01616-8

Tofighi, H. & Yahyavi Razlighi, H. (2016). The Effect of Oil rents on the Institutional Quality in Oil-Based Economies. *The Journal of Economic Policy*, 8(16), 21-40 . (In Persian)

Tsong, C.C., Lee, C.F., Tsai, L.J. & Hu, T.C. (2016). The Fourier approximation and testing for the null of cointegration. Empir. Econ. 51, 1085-1113. https://doi.org/10.1007/ s00181-015-1028-6

Wang, W., Ning, Z., Shu, Y., Riti, J.S. & Riti, M.K. (2023). Natural resource rents and public debts nexus in African resource-rich and most indebted nations: Issues with aggregation bias. Resources Policy, 82. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103409

Wesselbaum, D. (2020). Procyclical debt as automatic stabilizer. Journal of Quantitative Economics. 18(1), 81-102.

Yilanci, V. (2019). A Residual-Based Co-integration Test with a Fourier Approximation. MPRA Paper 95395, University Library of Munich, Germany.

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 155-181

Analyzing the state-dependent relationships of money multipliers: A new look at the money creation process

Negin Heidarizadeh[1], Sayed Yahya Abtahi*[2], Zohre Tabatabaeinasab[3], Mohamadali Dehghan Tafti[4]

Received: 14-07-2024 Accepted: 21-06-2025

Extended Abstract

Purpose: The traditional theory of money multipliers states that bank lending is done on the assumption that banks have borrowable funds due to the accumulation of deposits. Most studies related to the credit creation theory attribute the trend of increasing the money ratio and expansion of the money supply largely to the behavior of banks. Above all is the behavior of private individuals through their demand for bank credits. In fact, the latter begins the process of creating money. Given the willingness of banks to lend, if demand for credit is weak, the lending rate and, thus, the increasing money rate will inevitably be low. In this study, following recent studies in this field and for the first time, the behavior of the increasing monetary coefficient in the Iranian economy is analyzed contrary to traditional views. To this end, the role of demand for loans is explained in the process of money creation, and this provides new policy implications.

Methodology: In this study, the nonlinear co-integration between the increasing liquidity coefficient and the increasing lending coefficient is expressed through the Granger and Lee threshold cointegration model. To model the relationships of the increasing monetary coefficients and the real output growth rate with respect to the change of time series behavior, the Markov State Dependent Switching Garch (MSGSRCH) time series is employed. In order to analyze the behaviors dependent on the situation of the increasing coefficient and to use the statistical database of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, the seasonal data on the variables of money volume (M1), liquidity (M2), monetary base (MB), total bank deposits (D), loan rate and banking network credit (L), bank reserves (ER) and real GDP (Y) are extracted for the time period of 1978-2021.

Findings and Discussion: Using a threshold aggregation process, the long-term

[1]. PhD student, Department of Economics. Islamic Azad University, Yazd branch, Iran. Email:
[2]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Yazd branch, Iran. Email: abtahi@iauyazd.ac.ir
[3]. Associate Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Yazd branch, Iran. Email:
[4]. Assistant Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Yazd branch, Iran. Email:

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 155-181

nonlinear relationships of increasing the lending ratio and increasing the liquidity ratio are confirmed. The results show that, in the Iranian economy, an increase in the lending ratio is the Granger cause of an increase in the liquidity ratio, and the effect of increasing the liquidity ratio is asymmetric. Finally, the results of the tests show that the adjustment for the long-term equilibrium of the increasing liquidity coefficient is quite asymmetric and meaningful. Also, the results of examining the relationship between different increasing coefficients and economic growth show that, in the recession regime, all increasing monetary coefficients have a negative and significant effect on economic growth. With the regime rotating and being in the boom period, the increasing money coefficient and the increasing lending coefficient have a small but significant positive effect on economic growth. Comparing the mean and estimated coefficients of the models shows that, in the case of the increasing lending coefficient, the mean of the regimes is significantly higher than the increasing coefficients of money and quasi-money.

Conclusions and policy implications: The results of this study in the field of increasing monetary coefficient behavior show that, although the traditional approach of increasing monetary coefficient is still in use and policymakers and economists continue to emphasize this approach in controlling liquidity and consequently anti-inflationary policies, it seems that this approach is inadequate in a variety of ways. This research confirms the results of previous studies such as Saqza and Morley (2022), Goodhart (2017) and Carpenter and Demiralop (2012). We emphasize the fact that it is the demand for loans rather than the supply of loans that plays a decisive role in the process of money creation by banks. The process of creating money will not stop until the demand for loans is limited and the society reduces its demand for loans for certain economic reasons, including high inflation, which is mainly the result of fiscal policies and financial indiscipline. As Goodhart (2017) points out, instead of claiming that banks create credit, and then such loans create money, it is closer to the truth to say that the private sector creates credit and money for itself, and that the banking sector is an intermediary that uses private sector customers to do so on the terms and conditions set by banks. However, the central bank of Iran has adopted policies in recent years aimed at limiting access to bank credits to slow down the pace of money creation. Despite the shortcomings of the bank credit market, the demand of the private sector for bank loans has increased due to high inflation. Monetary policymakers can control this cycle to some extent by implementing policies and restrictions, but the implementation of such decisions by the central bank is temporary because, despite the implementation of mandatory policies and strict controls on the supply of credit and credit as well as due to the very high demand for credit, there is no possibility of implementing restrictions by the central bank in medium and long terms. Besides, governments do not support the implementation of such policies due to the severe financial constraints of companies in these circumstances.

It seems that reforms in the money creation cycle and the analysis of the current conditions of the Iranian economy need a serious revision. Attention to the traditional approach of increasing monetary coefficient (minimum) is not enough. Instead of focusing solely on controlling the M1 or monetary base and solely on the sources of

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 155-181

money supply, it is better to focus on controlling the demand for loans and credit from the society. The behavior of individuals and companies in this regard requires special attention. The current conditions of the Iranian economy and the existence of high inflation have also sharply increased the demand for loans from the society. Controlling inflation and its roots seems to be inevitable from a non-monetary perspective to control demand for loans and credits.

Keywords: Money Multiplier, Money Creation, Threshold Models, Non-linear Cointegrtion.

JEL Classification: E51, E40, C24.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۱۵۵-۱۸۱

تحلیل روابط وابسته به وضعیت ضرایب فزاینده پولی: نگاهی دوباره به فرآیند خلق پول

نگین حیدری‌زاده[۱]، سید یحیی ابطحی[*۲]، زهره طباطبایی‌نسب[۳]، محمد علی دهقان تفتی[۴]

دریافت: ۲۴-۰۴-۱۴۰۳ **پذیرش: ۰۱-۰۴-۱۴۰۴**

چکیده

سیاستگذاران در کنترل چرخه پولی و در نتیجه سیاست‌های ضد تورمی همچنان بر رویکرد سنتی خلق پول تأکید می‌کنند اما شواهد حاصل از برخی مطالعات اخیر نشان می‌دهد این رویکرد از طرق مختلف ناکافی است. در مطالعه‌ی حاضر مقادیر وابسته به وضعیت ضرایب فزاینده پولی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷:۰۴- ۱۴۰۰:۰۴ بررسی شده است. با استفاده از یک فرایند همجمعی آستانه‌ای، روابط بلندمدت غیرخطی ضریب فزاینده وام‌دهی و ضریب فزاینده نقدینگی تأیید شده است. ضریب فزاینده وام‌دهی علت گرنجری ضریب فزاینده نقدینگی است و تعدیل به سمت تعادل بلندمدت کاملاً نامتقارن و معنی‌دار است. همچنین طبق نتایج حاصل از یک مدل چرخش مارکوف گارچ، ضریب فزاینده وام‌دهی دارای مدلی است که در آن میانگین رژیم‌ها به طور قابل توجهی بالاتر از ضرایب فزاینده پول و شبه‌پول است. پس اصلاح دیدگاه چرخه خلق پول و تحلیل شرایط امروزه اقتصاد ایران نیازمند بازنگری جدی است و توجه به رویکرد سنتی ضریب فزاینده پولی (حداقل) کافی نیست. به‌جای اینکه توجه را تنها بر کنترل پایه پولی و بر منابع عرضه پول قرار داد، بهتر است توجه را به کنترل تقاضای وام و اعتبار از طرف جامعه معطوف کرد. از طرف دیگر شرایط امروز اقتصاد ایران و وجود تورم‌های بالا تقاضای وام را از طرف جامعه به‌شدت بالا برده است. کنترل تورم و ریشه‌های آن از منظر غیرپولی برای کنترل تقاضای وام و اعتبار اجتناب‌ناپذیر است و امکان ادامه سیاست‌هایی با هدف محدودیت دسترسی به وام و اعتبار بانکی در میان‌مدت و بلندمدت وجود ندارد. کنترل بودجه دولت و جلوگیری از کسری‌های بودجه بالا و بی‌انضباطی‌های مالی در اقتصاد ایران ضرورتی گریزناپذیر برای کنترل تقاضای وام و اعتبار از طرف جامعه و در نتیجه کنترل چرخه پولی است.

واژگان کلیدی: خلق پول، ضریب فزاینده پولی، مدل‌های آستانه‌ای، همجمعی غیرخطی.

طبقه‌بندی JEL: C24, E51, E40

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران nheconometrics@gmail.com

۲. نویسنده مسئول. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران abtahi@iauyazd.ac.ir

۳. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران tabatabaienasab@iauyazd.ac.ir

۴. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران dehghantafti@iauyazd.ac.ir

۱- مقدمه

تاکنون موضوع مطالعات متعدد بررسی چگونگی تاثیرگذاری شوک‌های ضریب فزاینده پول بر تولید بوده است. در این زمینه مطالعاتی که از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، مطالعات کاگان[1] (۱۹۶۵) و بویژه فریدمن و شوارتز[2] (۱۹۶۳) است که در تاریخ پولی ایالات‌متحده، رکود بزرگ را ناشی از کاهش شدید ضریب فزاینده پول و درنتیجه غیاب یک سیاست پولی مناسب می‌دانستند. در سال‌های اخیر ارتباط بین ضریب فزاینده پول و نوسانات کلان اقتصادی با استفاده از روش‌های سری زمانی موردمطالعه قرارگرفته است. در این زمینه می‌توان به مطالعات مهمی مانند کارپنتر و دمیرالپ[3] (۲۰۱۲) و بناتی و ایرلند[4] (۲۰۱۷) اشاره کرد. به طور خاص، کارپنتر و دمیرالپ نشان می‌دهند که نظریه ضریب فزاینده سنتی، حداقل از دهه ۱۹۹۰، نوسانات اقتصاد کلان ایالات متحده را توضیح نمی‌دهد. اخیراً بناتی و ایرلند (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که چگونه در دوران پس از جنگ جهانی دوم، شوک‌های ضریب فزاینده M1 تأثیرات ناچیزی بر نوسان تولید داشته است، درحالیکه مؤلفه M2 متفاوت از M1 تأثیراتی بر روی کل‌های اسمی بویژه در طول دوره تورم بالا داشته است.

در تئوری سنتی ضریب فزاینده پول ادعا می‌شود که اعطای وام توسط بانک‌ها با این پیش‌فرض انجام می‌گیرد که بانک‌ها دارای وجوه قابل استقراضی هستند که از طریق انباشت سپرده‌ها جمع‌آوری کرده‌اند اما با معرفی نوآوری‌های پولی در اوایل دهه ۱۹۸۰ پیوند بین عرضه پول و تولید تضعیف و ارتباط بین ضریب فزاینده پول و عرضه پول ناپایدار شد. درنتیجه، بانک‌های مرکزی اهداف نرخ بهره را به عنوان جایگزین اهداف کل‌های پولی اتخاذ کردند. در این زمینه، پذیرفته‌شده‌ترین توضیح در مورد فرآیند خلق پول، توضیحی است که توسط نظریه خلق اعتبار ارائه می‌شود، که طبق آن، وقتی بانک وام می‌دهد به‌طور همزمان در حساب بانکی وام‌گیرنده سپرده ایجاد می‌شود. این دیدگاه حاکی از معکوس شدن رابطه علی بین ضریب فزاینده پول و ضریب وام (که توسط نسبت بین وام‌ها و ذخایر بانکی ارائه می‌شود) است. (ورنر[5]، ۲۰۱۴). در واقع، ضریب وام

[1]-Cagan (1965)
[2]-Friedman & Schwartz (1963)
[3]-Carpenter & Demiralp (2012)
[4]- Benati & Ireland (2017)
[5]- Werner (2014).

است که ضریب فزاینده پول را تعیین می‌کند و نه برعکس. همان‌طور که در نظریه سنتی صدق می‌کند. بر این اساس، عرضه پول موجود در اقتصادهای مدرن توسط بانک‌ها از طریق فعالیت وام‌دهی آن‌ها ایجاد می‌شود. بنابراین، بیشتر مطالعات مربوط به نظریه خلق اعتبار، روند ضریب فزاینده پول و گسترش مقدار پول را تا حد زیادی به رفتار بانک‌ها نسبت می‌دهند، اگرچه ادبیات قابل‌توجهی به این موضوع اختصاص دارد که چه عواملی بر احتمال اعطای وام توسط بانک‌ها تأثیر می‌گذارد. در تکمیل ادبیات موجود در مطالعات اخیر مانند سقزا و مورلی[1] (۲۰۲۲) استدلال می‌شود که آنچه بر روند خلق پول تأثیر می‌گذارد نه تنها رفتار بانک‌ها، بلکه بالاتر از همه رفتار افراد خصوصی از طریق تقاضای خود برای اعتبار بانکی است. با توجه به تمایل بانک‌ها به اعطای وام، اگر تقاضای افراد برای اخذ اعتبار ضعیف باشد، ضریب وام‌دهی و در نتیجه ضریب فزاینده پول ناگزیر پایین خواهد بود. همان‌طور که سقزا و مورلی (۲۰۲۲) استدلال می‌کنند ضریب فزاینده پول در ایالات متحده پس از بحران مالی نه به دلیل تمایل کم بانک‌ها به ارائه اعتبار، بلکه به دلیل تقاضای اندک برای وام به دلیل اهرم‌زدایی خانوارها و انباشت نقدینگی شرکت‌های آمریکایی به‌طور مداوم پایین باقی‌مانده است.

طی سال‌های اخیر، تحلیل فرآیند خلق پول بانکی، ضرایب فزاینده پولی و اثرات آن بر تورم در مطالعات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه به پیروی از مطالعات اخیر در این حوزه، رفتار ضریب فزاینده پولی در اقتصاد ایران برخلاف دیدگاه‌ها سنتی و با بکارگیری نقش تقاضا برای وام در فرآیند خلق پول مورد تحلیل قرارگرفته است. بر این اساس، نوآوری مطالعه حاضر بر این پایه بنا شده که برخلاف مطالعات گذشته در این حوزه، به جای اینکه به دیدگاه‌های مبتنی بر منابع عرضه پول بپردازد توجه خود را به طرف تقاضای وام و اعتبار و لزوم کنترل آن به منظور کنترل خلق پول سیستم بانکی و عوارض نامطلوب ناشی آن در جامعه معطوف می‌کند. این دیدگاه متضمن دلالت‌های سیاستی جدیدی برای اقتصاد ایران است. از آنجا که بنا به تغییر شرایط اقتصادی، سری‌های زمانی دچار تغییر رفتار می‌شود، رهیافت مناسب برای مدل‌سازی چنین رفتارهایی، مدل‌های وابسته به وضعیت[2] است که دارای ساختارهای غیرخطی هستند؛ بر این اساس، در مطالعه‌ی حاضر، روابط ضرایب فزاینده پولی و تأثیر آن‌ها بر رشد اقتصادی در قالب مدل‌های

[1]- Seghezza & Morelli (2022)
[2]- State Dependent Models

وابسته به وضعیت مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا، در پژوهش حاضر ابتدا مبانی نظری موجود پیرامون نقش تقاضا برای وام در فرآیند خلق پول در بخش دوم بررسی می‌شود. در بخش سوم، پیشینه مطالعات موجود در خصوص این موضوع آورده شده است. در بخش چهارم، روش شناسی مطالعه شرح داده شده است. داده‌های مورد مطالعه و برآورد یک مدل وابسته به وضعیت برای تحلیل روابط بین ضرایب فزاینده پولی در بخش پنجم ارائه شده است. سرانجام، در بخش ششم، نتایج و پیشنهادها آورده شده است.

۲-مبانی نظری

با وقوع بحران‌های مالی طی دهه‌های گذشته، موضوع نحوه عملکرد بانک‌ها در ارتباط با عرضه پول مورد توجه قرار گرفته است. در طول قرن گذشته، سه نظریه غالب در زمینه بانکداری مطرح بوده است. اول، نظریه رایج واسطه‌گری مالی بانکداری که بر اساس آن بانک‌ها سپرده‌ها را جمع‌آوری می‌کنند و سپس آن‌ها را همانند سایر واسطه‌های مالی غیربانکی وام می‌دهند. دوم، نظریه قدیمی‌تر ذخیره کسری بانکداری که می‌گوید هر بانک به تنهایی یک واسطه مالی بدون قدرت خلق پول است، اما سیستم بانکی در مجموع قادر به ایجاد پول از طریق فرآیند افزایش چند برابری سپرده‌ها است و ضریب فزاینده پولی را مطرح می‌کند. سوم، نظریه ایجاد اعتبار در بانکداری است. این نظریه بانک‌ها را به عنوان واسطه‌های مالی که سپرده‌ها را برای اعطای وام جمع‌آوری می‌کنند، در نظر نمی‌گیرد، بلکه استدلال می‌کند که هر یک از بانک‌ها در هنگام اعطای وام بانکی، اعتبار و پول خلق می‌کنند. این نظریه‌ها در برخورد حسابداری با وام‌های بانکی و همچنین در پیامدهای سیاستی متفاوت هستند. از آنجایی که بر اساس نظریه غالب واسطه‌گری مالی، بانک‌ها در عمل با سایر واسطه‌های مالی غیربانکی یکسان هستند، معمولاً در مدل‌های اقتصادی مورد استفاده قرار نمی‌گیرد. علاوه بر این، نظریه بانک‌ها به‌عنوان واسطه صرفاً بر تنظیم کفایت سرمایه بانک‌ها برای جلوگیری از بحران‌های بانکی تأکید می‌کند. اگر این نظریه درست نباشد، مدل‌سازی و سیاست‌گذاری اقتصادی رایج در حال حاضر بدون پایه‌های تجربی خواهد بود (ورنر، ۲۰۱۶). از نظر ورنر، تئوری‌های واسطه‌گری مالی و ذخیره کسری بانکداری با شواهد رد شده است.

اگرچه در بیشتر منابع موجود پیرامون فرایندهای خلق پول و اعتبار در جامعه، هنوز به رویکرد سنتی ضریب فزاینده پول اشاره می‌شود، اما امروزه این رویکرد از طرق مختلف ناکافی به نظر می‌رسد.

مطابق با این رویکرد، وقتی بانک‌ها وام می‌دهند به‌طور همزمان در حساب بانکی وام‌گیرنده سپرده ایجاد می‌شود. این انباشت سپرده‌ها، وجوه قابل استقراض سیستم بانکی را به‌طور مرتب بالا می‌برد و پول و اعتبار خلق می‌شود. اخیراً، کارپنتر و دمیرالپ (۲۰۱۲)، با تکیه بر تحلیل انجام‌شده توسط یوهانس و راشه[1] (۱۹۸۱) دریافتند که ضریب سنتی پول در این مورد اعتبار محدودی دارد (دهرتی و همکاران[2]، ۲۰۱۸). در عین حال، ادبیات گسترده‌ای پدید آمده است که بر نقش بانک‌ها و عواملی که بر تمایل این مؤسسات به اعطای اعتبار تأثیر می‌گذارد، تأکید می‌کند. تأکید تقریباً انحصاری بر طرف عرضه وام‌ها عمدتاً از این واقعیت ناشی می‌شود که بانک‌ها می‌توانند چرخه‌های تجاری واقعی را با تأمین اعتبار تقویت کنند.

اما ادبیات جدید بر این واقعیت تأکید می‌کنند که تقاضا برای وام بیش از عرضه وام نقش تعیین‌کننده‌ای درروند خلق پول توسط بانک‌ها دارد (مک لی و همکاران[3]، ۲۰۱۴). همانگونه که گودهارت[4] (۲۰۱۷) اشاره می‌کند: "به‌جای اینکه ادعا کنیم بانک‌ها اعتبار ایجاد می‌کنند و سپس چنین وام‌هایی پول ایجاد می‌کنند، به حقیقت نزدیک‌تر است که بگوییم بخش خصوصی برای خود اعتبار و پول ایجاد می‌کند و بخش بانکی واسطه است که از طریق آن، مشتریان بخش خصوصی این کار را با شرایط و ضوابط تعیین‌شده توسط بانک‌ها انجام دهند". بنابراین، فرآیند خلق پول را می‌توان به این صورت خلاصه کرد که فرایند از زمانی که شرکت‌ها در مورد میزان دریافت تصمیم می‌گیرند، شروع می‌شود. بانک‌ها با توجه به تمایل‌شان به اعطای وام، درخواست‌های شرکت‌ها را به‌طور کامل یا جزئی برآورده می‌کنند.

۲-۱- تقاضا برای وام و خلق پول

فرآیند خلق پول در بالا را می‌توان به طور رسمی در قالب یک مدل ارائه کرد. طبق مطالعه بوریو و دیسیاتات[5] (۲۰۱۱)، فرض می‌شود که بانک مرکزی سیاست "جداسازی" را اتخاذ می‌کند، و میزان ذخایری که بانک مرکزی به سیستم بانکی تزریق می‌کند هیچ تأثیری بر سیاست نرخ بهره ندارد و برون‌زا است. در نهایت، مانند سایر مطالعات، فرض می‌شود که سپرده‌های بانکی توسط وام‌های

1 -Johannes & Rasche (1981)
2- Doherty et al. (2018)
3- McLeay et al, (2014)
4 -Goodhart (2010)
5- Borio & Disyatat (2011)

بانکی ایجاد می‌شود. با این حال، با توجه به این موارد، به تقاضای وام اهمیت بیشتری داده و مشخصات دقیق‌تری ارائه می‌شود.

فرض می‌شود سمت دارایی ترازنامه بانک‌ها شامل وام‌ها L و کل ذخایر RT است که ذخایر اجباری، Rob (کسری از سپرده‌ها، kD) و ذخایر آزاد، RL را شامل می‌شود. مقدار RT به دلیل رژیم جداسازی که توسط بانک مرکزی دنبال می‌شود، برون‌زا است، با این حال، ترکیب RT می‌تواند به دلیل متغیر بودن مقدار Rob به دلیل مسیر رشد سپرده تغییر کند. سمت بدهی ترازنامه بانک‌ها، سپرده‌ها، D را شامل می‌شود.

مانند سایر مطالعات، بانک‌ها مقدار وام‌هایی را انتخاب می‌کنند که سود آن‌ها را با توجه به رابطه (۱) به حداکثر می‌رساند:

$$\pi = i_L L - i_D D + i_R R_T - V \qquad (۱)$$

که در آن i_L نرخ بهره وام‌ها، i_D نرخ سود سپرده‌ها، i_R نرخ بهره ذخایر است و جمله $V = \nu L^2$ نشان‌دهنده هزینه‌های ریسک اعتباری است. این متغیر با مقدار وام‌ها به طور نسبی افزایش می‌یابد و ν پروکسی برای محدودیت‌های طرف عرضه است. سطح وام‌هایی که سود بانک را به حداکثر می‌رساند عبارت از $L^S = \frac{i_L - i_R}{2\nu}$ است.

برای یافتن سطح تعادلی وام‌ها لازم است تقاضا برای وام‌ها در نظر گرفته شود و این علاوه بر سطح نرخ بهره وام‌ها، تحت تأثیر منابع مالی در دسترس بنگاه‌ها و انتخاب‌های سرمایه‌گذاری آن‌ها قرار می‌گیرد. به‌طور خاص، فرض می‌شود که این تقاضا به دو عامل بستگی دارد: خالص وام‌دهی به بخش خصوصی nl و نرخ بهره وام‌ها. متغیر خالص وام‌دهی برابر با سود منهای سود تقسیمی سهام منهای سرمایه‌گذاری است. فرض می‌شود که وقتی خالص وام‌دهی مثبت است، یعنی زمانی که شرکت‌ها سود بالایی دارند یا فرصت‌های سرمایه‌گذاری پایینی دارند، تقاضا برای وام کم است:

$$L^D = a - nl - bi_L \qquad (۲)$$

از تقاطع تقاضا و عرضه وام مقدار تعادلی وام‌ها به دست می‌آید:

$$L^* = \frac{a - nl - bi_R}{1 + 2\nu b} \qquad (۳)$$

که به‌طور منفی به ظرفیت خالص وام‌دهی بانک‌ها یا قرض‌گیری بنگاه‌ها، و به موضع سیاست پولی و محدودیت‌های مقرراتی بستگی دارد. با توجه به مقدار وام‌ها، می‌توان ضریب فزاینده وام‌دهی را محاسبه کرد، یعنی:

$$m_L = \frac{L}{D} = \frac{L}{L + R_T} \quad (۴)$$

ازآنجایی‌که اولین مشتق آن نسبت به مقدار وام مثبت است، افزایش در مقدار وام باعث افزایش ضریب فزاینده وام‌دهی می‌شود. ضریب فزاینده وام‌دهی، مقدار ضریب فزاینده پول را تعیین می‌کند. با فرض اینکه، طبق معمول، مقدار اسکناس C کسری از سپرده‌ها باشد: $C = cD$ می‌توان نوشت:

$$m = \frac{M}{H} = \frac{C + D}{C + R_T} = 1 + \frac{m_L}{1 + c - m_L} \quad (۵)$$

ازآنجایی‌که مشتق اول ضریب فزاینده پول با توجه به ضریب فزاینده وام‌دهی مثبت است، افزایش در ضریب فزاینده وام‌دهی، ضریب فزاینده پول را افزایش می‌دهد. درمجموع، سه گزاره از موارد فوق ناشی می‌شود:

۱. ضریب فزاینده پول به ضریب فزاینده وام‌دهی بستگی دارد. زمانی که دومی افزایش می‌یابد (افت می‌کند)، ضریب فزاینده پول نیز افزایش (کاهش) می‌یابد.

۲. هنگامی‌که ضریب فزاینده وام‌دهی افزایش می‌یابد، ترکیب ذخایر تغییر می‌کند. بویژه، تأثیر ذخایر آزاد بر کل ذخایر کاهش می‌یابد، درحالیکه تأثیر ذخایر اجباری افزایش می‌یابد.

۳. ضریب فزاینده وام‌دهی به عرضه و تقاضای اعتبار بستگی دارد. درنتیجه، کاهش تقاضا برای اعتبار، ناشی از تغییرات در خالص وام اخذشده توسط بخش خصوصی، به کاهش ضریب فزاینده وام‌دهی کمک می‌کند.

۳-پیشینه پژوهش

درگاهی و هادیان[1] (۱۳۹۵) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید، آثار تکانه‌های پولی ناشی از ضریب فزاینده و پایه پولی بر نوسانات متغیرهای کلان اقتصاد ایران را بررسی

[1]–Hadian (2016)

کرده‌اند، نتایج حاکی از آن است که به ازای رشدهای یکسان نقدینگی، افزایش نقدینگی از محل ضریب فزاینده نسبت به پایه پولی، ضمن تحریک تولید، دارای تورم کمتر است.

کمیجانی و همکاران[1] (۱۳۹۷) در مطالعه خود دیدگاه‌های رایج و دلالت‌های آن پیرامون ماهیت بانک و فرایند خلق پول بانکی را مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج این پژوهش، تحلیل استدلال‌های موافق دیدگاه‌های واسطه‌گری مالی و ضریب فزاینده، نشان می‌دهد که ریشه‌های مهم فهم نادرست ماهیت بانک مواردی همچون برداشت کالایی نسبت به پول، مغالطه ترکیب و خلط مباحث خرد و کلان، بی‌توجهی به اصول حسابداری دوطرفه، عدم تفکیک ترازنامه بانک مرکزی و بانک‌ها و عدم توجه به اقتضائات سیاست هدف‌گذاری نرخ بهره توسط بانک مرکزی است. همچنین مؤمنی و همکاران[2] (۱۳۹۹) در مطالعه خود به نقد نظریه ضریب فزاینده پایه پولی و برخی دلالت‌های اقتصاد کلان نظریه خلق اعتبار بانکی پرداخته‌اند. از منظر آن‌ها، بحران مالی دهه اخیر نشان داد فهم رایج از ماهیت بانک و فرایند خلق پول بانکی نادرست است زیرا این واقعیت که هر بانک به صورت فردی دارای توانایی خلق پول (اعتبار) است و در هنگام خلق پول، سند بدهی خود را منتشر می‌کند (نظریه خلق اعتبار بانکی)، موجب معکوس شدن برخی از نظریه‌های اقتصاد کلان می‌شود. رئیسی و همکاران[3] (۱۴۰۱) مکانیسم خلق پول توسط سیستم بانکی را در قالب یک سیستم پویای اقتصاد اعتباری بر مبنای پارامترهای اقتصاد کلان و خرد شبیه‌سازی کرده‌اند. بر اساس نتایج این پژوهش، هرچه میل نهایی به مصرف از ثروت و درآمد بیشتر شود، منجر به افزایش مخارج برنامه‌ریزی‌شده کارگزاران، درخواست وام بیشتر و درنهایت افزایش حجم پول می‌شود؛ همچنین افزایش نرخ بازپرداخت‌ها به دلیل پرداخت‌های بیشتر کارگزاران، منجر به افزایش سرعت گردش پول نیز می‌شود؛ همچنین اصفهانی و همکاران[4] (۱۴۰۲) در مطالعه خود خلق پول بانکی و ساز و کار انتقال تکانه‌ها را بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، با بسط یک مدل کینزی جدید با فرض چسبندگی قیمتی، پیامدهای کارکرد انتقال نقدینگی بانک‌ها بررسی‌شده است. نتایج نشان می‌دهد تا زمانی که

[1] -Komijani et al, (2018)
2- Momeni et al, (2020)
3- Raeisi et al, (2022)
4– Esfahani et al, (2023)

بانک به سپرده‌های سرمایه‌گذاری خانوار به عنوان منبع حاشیه‌ای تأمین مالی وام دسترسی دارد، توانایی بانک در خلق پول تنها بر رفتار متغیرهای اسمی تأثیرگذار است.

بیلسی[1] (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا و کانادا طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۴۷ و با بکارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به برآورد ضریب فزاینده سیاست پولی پرداخته و نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن نرخ بیکاری که نشان‌دهنده ادوار تجاری در اقتصاد است به عنوان متغیر آستانه، ضریب فزاینده سیاست پولی طی دوره رکود، بزرگ‌تر از دوره رونق است؛ همچنین سانگ[2] (۲۰۱۹) از طریق داده‌های ثانویه جمع‌آوری‌شده از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ و با استفاده از روش (VAR) تأثیر سیاست پولی بر رشد اقتصادی در ویتنام را مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهد که بین متغیرهای سیاست پولی و رشد اقتصادی رابطه وجود دارد و عرضه پول در سطح بالایی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد و نرخ بهره تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. سقزا و مورلی[3] (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که چرا ضریب فزاینده پولی پس از بحران مالی ایالات متحده به‌طور مداوم پایین باقی‌مانده است؟. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش متوسط سپرده‌ها و تداوم سطوح پایین ضریب فزاینده پولی ایالات متحده در پی کاهش تقاضا برای وام‌ها توسط بخش خصوصی انجام شده است.

ستیاواتی و همکاران[4] (۲۰۲۴) به بررسی این موضوع پرداخته است که سیاست پولی چگونه بر تورم و رشد اقتصادی در اندونزی تأثیر گذاشته است. این پژوهش از روش‌های پژوهش کیفی با تکنیک‌های جمع‌آوری داده‌ها از مجلات و کتاب‌های الکترونیکی در رابطه با تأثیر سیاست پولی بر نرخ تورم و رشد اقتصادی استفاده کرده است. نتایج تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که اثر سیاست پولی بر تورم و رشد اقتصادی در اندونزی معنی‌دار است و بانک اندونزی به دنبال ایجاد یک محیط مساعد برای ایجاد رشد اقتصادی پایدار از طریق روش‌های مختلف مانند حفظ ثبات ارز، نظارت بر ثبات مالی، کنترل اعتبارات و تنظیم نرخ‌های بهره است. دونائف[5] (۲۰۲۴) در مطالعه خود رابطه بین ضریب اعتباری سیستم بانکی کشور و نسبت تولید ناخالص داخلی اسمی به پایه پولی را مورد مطالعه قرار داده است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که افزایش نرخ سود بانک مرکزی برای کاهش تورم

[1]- Bilosi (2017)
[2]- Sang (2019)
[3]- Seghezza & Morelli (2020)
[4]- Setiawati et al. (2024)
[5]- Dunaev (2024)

منجر به کاهش شدید ضریب وام‌دهی به تولید می‌شود، درحالیکه مقررات اعتباری این امکان را ایجاد می‌کند که با هدفگذاری بدون تغییر نرخ سود و بدون کاهش وام، تورم را کاهش یابد.

٤- روش‌شناسی پژوهش

مدل‌های مرسوم اغلب فرآیندهای متقارن و خطی را برای متغیرهای همجمع در نظر می‌گیرند. برای مثال، آزمون همجمعی انگل-گرنجر یک روش‌شناسی دو مرحله‌ای را به کار می‌برد تا رابطه تعادلی بلندمدت را برآورد کند. اندرز و گرنجر[1] (۱۹۹۸) و اندرز و سیکلوز[2] (۲۰۰۱) تأکید می‌کنند که چنانچه فرآیند تعدیل، نامتقارن باشد آنگاه آزمون همجمعی انگل- گرنجر دچار تصریح نادرست است و مکانیسم تصحیح خطا قادر نیست فرایند حقیقی تعدیل را شناسایی کند. آن‌ها تصریح دیگری را برای مدل تصحیح خطا در چارچوب مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای پیشنهاد کرده‌اند. اندرز و سیکلوز (۲۰۰۱) آزمون‌های همجمعی نامتقارن را با به‌کارگیری مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای (TAR) و خودرگرسیون آستانه‌ای مومنتوم[3] ($M-TAR$) در آزمون‌های ریشه واحد پسماندهای رگرسیون همجمعی توسعه داده‌اند. فرض کنید انحراف از تعادل بلندمدت همانند یک فرآیند TAR عمل می‌کند:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

که در آن I_t تابع شاخص هویساید[4] یا همان تابع شاخص است:

$$I_t = \begin{cases} 1 & if\ \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & if\ \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \qquad (۷)$$

در مدل TAR فوق، تابع شاخص I_t به سطح μ_{t-1} وابسته است. اما می‌توانیم I_t را به‌عنوان تابعی از تغییر دوره قبل μ_{t-1} (یعنی $\Delta\mu_{t-1}$) در نظر بگیریم و بنابراین تابع شاخص (۸) را به عنوان جایگزینی برای رابطه (۷) معرفی کنیم:

$$I_t = \begin{cases} 1 & if\ \Delta\mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & if\ \Delta\mu_{t-1} < 0 \end{cases} \qquad (۸)$$

1 - Enders & Granger (1998)
2 - Enders & Siklos(2001)
3 - Momentum Threshold Autoregressive Models
4- Heaviside indicator function

جایگزین کردن رابطه (۸) با (۷) بویژه زمانی حائز اهمیت است که تعدیل به‌گونه‌ای نامتقارن باشد که سری‌ها، حرکت بیشتری در یک جهت نسبت به جهت دیگر نشان دهند. مدل‌هایی که با استفاده از روابط (۶) و (۸) ساخته می‌شود خودرگرسیون آستانه‌ای مومنتوم ($M-TAR$) نامیده می‌شود. ضرایب تعدیل نامتقارن ρ_1 و ρ_2 یک فرایند کاهشی خودرگرسیون وابسته به وضعیت را ایجاد می‌کند. برای مثال در مدل $M-TAR$ چنانچه $\Delta\mu_{t-1}\geq 0$ ، مقدار تعدیل $\rho_1\mu_{t-1}$ است درحالیکه اگر $\Delta\mu_{t-1}<0$ مقدار تعدیل $\rho_2\mu_{t-1}$ خواهد بود. در مدل TAR ، چنانچه $|\rho_2|<|\rho_1|$ ، آنگاه انحراف مثبت از تعادل بلندمدت نسبت به انحراف منفی از پایداری بیشتری برخوردار خواهد بود. به عبارت دیگر، زمانی که خطای تعادل بالاتر از آستانه است تعدیل به‌کندی صورت می‌گیرد درحالیکه وقتی خطای تعادل پایین‌تر از جذب‌کننده است تعدیل با شتاب صورت می‌گیرد. در مدل $M-TAR$ نیز چنانچه $|\rho_1|<|\rho_2|$، زمانیکه $\Delta\mu_{t-1}$ مثبت است کاهش خودرگرسیونی اندک است اما با $\Delta\mu_{t-1}$ منفی، این کاهش اساسی و قابل‌توجه خواهد بود. در چنین شرایطی، افزایش‌ها تمایل به پایداری دارند درحالیکه کاهش‌ها تمایل دارند تا سریعاً به جذب‌کننده بازگشت کنند (ابطحی، ۱۴۰۱).

٤-١- مدل همجمعی آستانه‌ای گرنجر و لی (۱۹۸۹)

در این پژوهش، برای تصریح همجمعی غیرخطی بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی، مدل همجمعی آستانه‌ای گرنجر و لی به صورت رابطه (۹) و (۱۰) در نظر گرفته‌شده است:

$$\Delta m2_t=\mu_s+\lambda_s^+E_{t-1}^+ +\lambda_s^-\bar{E}_{t-1}+\sum_{j=1}^{J}\alpha_S^+\ \Delta ld_{t-j}^+ +\sum_{j=1}^{J}\alpha_S^-\ \Delta ld_{t-j}^- +\sum_{j=1}^{J}\beta_S^+\ \Delta m2_{t-j}^+ +\sum_{j=1}^{J}\beta_S^-\ \Delta m2_{t-j}^- +u_s$$

$$\Delta ld_t=\mu_v+\lambda_v^+E_{t-1}^+ +\lambda_v^-\bar{E}_{t-1}+\sum_{j=1}^{J}\alpha_v^+\ \Delta ld_{t-j}^+ +\sum_{j=1}^{J}\alpha_v^-\ \Delta ld_{t-j}^- +\sum_{j=1}^{J}\beta_v^+\ \Delta m2_{t-j}^+ +\sum_{j=1}^{J}\beta_v^-\ \Delta m2_{t-j}^- +u_v$$

که در آن m2 و ld به ترتیب متغیرهای ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی و μ، λ، α و β ضرایب، u جمله خطا و Δ عملگر تفاضل مرتبه اول است. تمام مقادیر با وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرها به‌صورت اجزای مثبت و منفی در نظر گرفته‌شده‌اند . به‌گونه‌ای که Δld^+ برابر است با $ld_{t-1}-ld_{t-2}$ اگر $ld_{t-1}>ld_{t-2}$ و در غیر این صورت برابر با صفر است. همین‌طور Δld^-

برابر با $ld_{t-1} - ld_{t-2}$ است اگر $ld_{t-1} < ld_{t-2}$ و در غیر این صورت برابر با صفر است. حداکثر مقدار وقفه J نیز از طریق معیار اطلاعاتی AIC حاصل می‌شود. سرانجام جمله تصحیح خطای E نیز که به صورت

$$E_{t-1}^{+} = I_t \xi_{t-1} \text{ و } E_{t-1}^{-} = (1 - I_t)\xi_{t-1}$$

تعریف می‌شود، با توجه به انتخاب مدل $MTAR$ سازگار با سه وقفه در بخش قبل، در اینجا معادلات مربوط به‌تصریح گرنجر و لی برآورد می‌شود.

٤-٢- ضرایب فزاینده پولی و نرخ رشد تولید حقیقی

سرانجام برای مدل‌سازی روابط ضرایب فزاینده پولی و نرخ رشد تولید حقیقی با توجه به تغییر رفتار سری‌های زمانی، مدل‌های سری زمانی وابسته به وضعیت مارکوف سوئیچینگ گارچ (MSGARCH) بکار برده شده و در قالب روابط (۱۱) تا (۱۳) تصریح‌شده است:

$$\Delta Y_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \theta^{(i)}\, Multiplier_t^{(i)} + u_t\,, i = 0\,,1$$

$$u_t = \sigma_t \varepsilon_t\,, \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1)$$

$$\sigma_t^{2(i)} = \omega^{(i)} + \alpha^{(i)} u_{t-1}^2 + \beta^{(i)} \sigma_{t-1}^2$$

در معادله‌ی (۱۱) به عنوان معادله میانگین شرطی، $\Delta Y_t^{(i)}$ نشان‌دهنده‌ی نرخ رشد اقتصادی است که بین رژیم‌های پایین و بالا چرخش می‌کند. مقدار ثابت $\mu^{(i)}$ نیز بین رژیم پایین و بالای رشد اقتصادی چرخش می‌کند و $Multiplier_t^{(i)}$ برداری از متغیرهای ضریب فزاینده پولی شامل M1، CM و LD است. ازآنجاکه تصریح همزمان متغیرهای پولی در معادله‌ی میانگین شرطی منجر به بروز هم خطی چندگانه می‌شود، ضریب فزاینده پولی به‌صورت مجزا در معادله‌ی میانگین شرطی وارد می‌شود.

۵- نتایج تجربی

در ادامه پس از معرفی داده‌ها و متغیرهای پژوهش، نتایج حاصل از برآورد مدل ارائه و تحلیل می‌شود.

۵-۱- داده‌ها و متغیرهای پژوهش

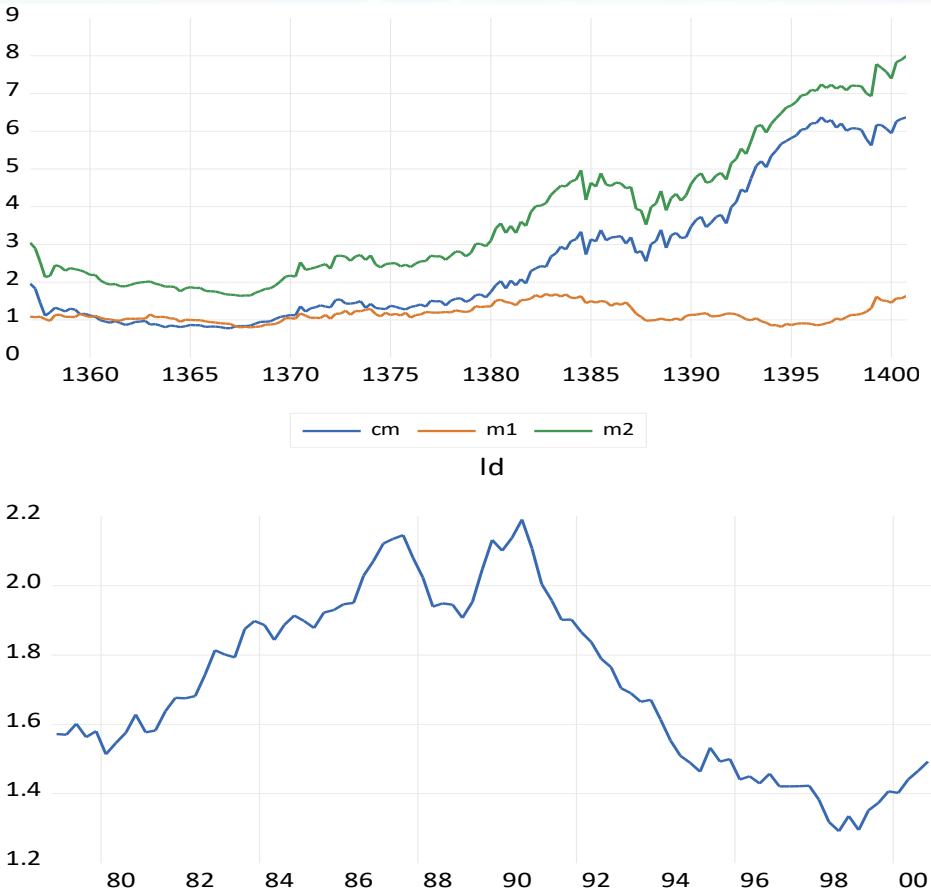
جهت تحلیل رفتارهای وابسته به وضعیت ضریب فزاینده پولی به پیروی از مطالعه سقزا و مورلی[1] (۲۰۲۰) و با بهره‌گیری از پایگاه آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، داده‌های فصلی متغیرهای حجم پول (M1)، نقدینگی (M2)، پایه پولی (MB)، میزان کل سپرده‌های بانکی (D)، میزان وام و اعتبارات شبکه بانکی (L)، ذخایر بانک‌ها (ER) و تولید ناخالص داخلی حقیقی (Y) طی دوره زمانی ۱۴۰۰:۰۴-۱۳۵۷:۰۱ استخراج شده و متغیرهای ضریب فزاینده پول (M1)، ضریب فزاینده شبه‌پول (CM)، ضریب فزاینده وام‌دهی (LD) و ضریب فزاینده ذخایر (ER) مطابق جدول (۱) محاسبه‌شده است. بر این اساس، مقادیر ضرایب فزاینده پولی طی دوره مورد مطالعه در نمودار (۱) نشان‌داده شده است. ضرایب فزاینده شبه‌پول و نقدینگی از اواخر دهه ۱۳۶۰ در ایران یک‌روند صعودی را آغاز کرده است و به استثنای اوایل دهه ۱۳۸۰ در بقیه دوره‌ها روند صعودی خود را حفظ کرده است. به عنوان نمونه، ضریب فزاینده نقدینگی با رشد ۳۰۰ درصدی از مقدار ۲ در اوایل دهه ۱۳۶۰ به مقدار بیش از ۸ در سال‌های اخیر رسیده است.

جدول ۱: محاسبه ضرایب فزاینده پولی

شرح متغیرها	نماد متغیرها	روش محاسبه
ضریب فزاینده پول	M1	$\frac{M1}{MB}$
ضریب فزاینده شبه‌پول	CM	$\frac{M2-M1}{MB}$
ضریب فزاینده نقدینگی	M2	$\frac{M2}{MB}$
ضریب فزاینده وام‌دهی	LD	$\frac{L}{D}$
ضریب فزاینده ذخایر	ER	$\frac{ER}{MB}$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[1]- Seghezza and Morelli (2020)



نمودار ۱: ضرایب فزاینده پولی

۵-۲-آزمون ریشه واحد

برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، پایایی سری‌های زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت بررسی پایایی سری‌های زمانی، روش‌های بسیاری وجود دارد که انتخاب روش به ماهیت داده‌ها و متغیرهای مورد بررسی بستگی دارد. در این مطالعه، جهت بررسی پایایی سری‌های زمانی از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده و نتایج در جدول (۲) ارائه‌شده است.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)

متغیرها	آماره t		مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	ارزش احتمال	
	سطح	تفاضل مرتبه اول		سطح	تفاضل مرتبه اول
Y	-۰/۸۳	-۱۴/۴۵	-۲/۸۹	۰/۸۱	۰/۰۰۰۱
CM	-۰/۷۳	-۳/۴۴	-۲/۸۹	۰/۸۳	۰/۰۱
M1	-۰/۸۹	-۵/۵۵	-۲/۸۹	۰/۷۸	۰/۰۰
LD	-۰/۹۶	-۷/۰۴	-۲/۸۹	۰/۷۶	۰/۰۰
ER	-۲/۴۱	-۱۳/۷۶	-۲/۸۹	۰/۱۴	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج ارائه‌شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که آماره ADF تمامی متغیرهای مورد مطالعه کوچک‌تر از مقادیر بحرانی جدول در سطح ۵٪ است. بنابراین متغیرهای مذکور در سطح ناپایا است. بنابراین آزمون برای متغیرهای ناپایا با یکبار تفاضل تکرار شده است. نتایج حاصل از جدول حاکی از آن است که تمامی متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌است.

۵-۳- نتایج تحلیل‌های همجمعی خطی

در این بخش، تحلیل همجمعی خطی بوسیله روش یوهانسن انجام شده است. برای اجرای روش یوهانسن ابتدا لازم است با استفاده از معیارهای اطلاعاتی، طول وقفه مدل تعیین شود، در این راستا با اجرای یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) بر داده‌ها، طول وقفه بدست آمد. بر پایه کمترین مقادیر آماره‌های اطلاعاتی آکائیک (AIC)، هنان کوئین (HQ) و بیزین شوارتز (SC) چهار وقفه در برآورد مدل بکار گرفته شده است. اکنون با اجرای آزمون‌های همجمعی خطی یوهانسن می‌توان وجود رابطه همجمعی از نوع خطی را بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی آزمون کرد. بدون وجود اطلاع قبلی، سه تصریح متفاوت از مدل (با روند، با عرض از مبدأ ، بدون روند و عرض از مبدأ) انجام شده است. نتایج برآورد تمامی حالت‌های ممکن در جدول (۳) آورده شده است. نتایج جدول نشان می‌دهد که در هر دو آزمون در حالت وجود عرض از مبدأ در مدل، آماره آزمون $\lambda_{max} = ۳۰/۷$ و $\lambda_{trace} = ۳۳/۴۴$ از تمام مقادیر بحرانی در سطوح معنی‌داری ارائه‌شده

بزرگ‌تر است و فرضیه صفر عدم وجود همجمعی ($r = 0$) رد می‌شود. اگرچه برای فرضیه صفر وجود یک رابطه همجمعی ($r = 1$) ، مقادیر آماره‌های آزمون در حد قابل‌توجهی کاهش می‌یابد و از تمام سطوح معنی‌داری ارائه شده کمتر است. بنابراین در هر دو آزمون وجود یک بردار همجمعی خطی بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی تایید می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های همجمعی یوهانسن بر ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی

آزمون	تصریح	مقادیر بحرانی			
		آماره آزمون	۱۰٪	۵٪	۵٪
		Johansen λ_{max}			
r<=1	none	۰/۲۷	۶/۵	۸/۱۸	۱۱/۶۵
r=0	none	۳/۰۲	۱۲/۹۱	۱۴/۹	۱۹/۱۹
r<=1	constant	۴/۲۷	۷/۵۲	۹/۲۴	۱۲/۹۷
r=0	constant	۳۰/۷***	۱۳/۷۵	۱۵/۶۷	۲۰/۲
r<=1	trend	۲/۷۳	۲/۴۹	۱۲/۲۵	۱۶/۲۶
r=0	trend	۸/۳۵	۱۶/۸۵	۱۸/۹۶	۲۳/۶۵
		Johansen λ_{trace}			
r<=1	none	۰/۲۷	۶/۵	۸/۹	۱۱/۶۵
r=0	none	۳/۲۹	۱۵/۶۶	۱۷/۹۵	۲۳/۵۲
r<=1	constant	۲/۷۴	۷/۵۲	۹/۲۴	۱۲/۹۷
r=0	constant	۳۳/۴***	۱۷/۸۵	۱۹/۹۶	۲۴/۶۰
r<=1	trend	۲/۷۳	۱۰/۴۹	۱۲/۲۵	۱۶/۲۶
r=0	trend	۱۱/۰۸	۲۲/۷۶	۲۵/۳۲	۳۰/۴۵

***، **، * به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ هستند.

مأخذ: یافتههای پژوهش

۵-٤- تحلیل‌های همجمعی آستانه‌ای

برای برآورد یک رابطه همجمعی آستانه‌ای بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی، چهار مدل TAR، MTAR (مومنتم TAR) و مدل‌های سازگار و متناظر با این دو مدل (Consistent TAR و Consistent MTAR) برآورد شده است. خلاصه نتایج حاصل‌شده از برآورد مدل‌های همجمعی آستانه‌ای در جدول (۴) نشان داده شده است. با توجه به حداقل مجموع

مجذور خطاها برای مدل MTAR سازگار، مقدار آستانه ۰/۱۷۴- و برای مدل TAR سازگار، مقدار آستانه ۰/۶۰۸ برآورد شده است. مدل MTAR سازگار دارای حداقل مقدار AIC برابر با ۸۸/۶- و حداقل معیار BIC برابر با ۷۶/۴- است. بر این اساس، بین مدل‌های آستانه‌ای برآورد شده مدل MTAR سازگار به‌عنوان مدل منتخب در نظر گرفته می‌شود. مطابق با نتایج برآورد این مدل، آزمون F برای فرضیه صفر عدم وجود همجمعی در مقابل وجود همجمعی آستانه‌ای ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$) دارای آماره ۴/۲۰ است و در سطح معنی‌داری ۵٪ رد می‌شود. بنابراین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی دارای همجمعی با تعدیل آستانه‌ای هستند. علاوه بر این، آماره F برای فرضیه صفر وجود تقارن در فرایند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در مقابل عدم تقارن فرآیند تعدیل ($H_0: \rho_1 = \rho_2$) برابر با ۵/۷ در سطح ۵٪ معنی‌دار است. بنابراین فرایند تعدیل زمانی که شکاف بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود، نامتقارن است.

برآورد نقطه‌ای تعدیل بازده برای شوک‌های مثبت ۰/۰۰۷- و برای شوک‌های منفی ۰/۱۲۲- است. انحراف مثبت از تعادل بلندمدت که درنتیجه وضعیت ($\Delta\hat{\xi}_{t-1} \geq -0/174$) رخ می‌دهد در نرخ ۰/۷٪ در هر دوره حذف می‌شود که البته این ضریب معنی‌دار نیست. انحراف منفی از تعادل بلندمدت که درنتیجه وضعیت ($\Delta\hat{\xi}_{t-1} < -0/174$) ایجاد می‌شود با نرخ ۱۲/۲ ٪ در هر دوره حذف می‌شود و این ضریب کاملاً معنی‌دار است. بنابراین همگرایی بسیار پایین‌تری برای انحراف‌های مثبت (بالای آستانه) از تعادل بلندمدت نسبت به انحراف‌های منفی (پایین آستانه) وجود دارد.

جدول (٤): نتایج آزمون‌های همجمعی آستانه‌ای

Item	TAR	Consistent TAR	MTAR	Consistent MTAR
Thresh	۰	۰/۶۰۸	۰	-۰/۱۷۴
ρ_1	-۰/۰۲۹	-۰/۰۰۹	-۰/۰۴۸	-۰/۰۰۷
آماره t	(-۰/۹۷۱)	(-۰/۳۳۱)	(-۱/۵۵۲)	(-۰/۳۱۴)
ρ_2	-۰/۰۳۹	-۰/۰۶۹	-۰/۰۲۲	-۰/۱۲۲
آماره t	(-۱/۳۰۷)	(-۲/۱۳۶)	(-۰/۷۵۱)	(-۲/۸۸۵)
AIC	-۸۲/۹۴	-۸۴/۹۹	-۸۳/۲۹	-۸۸/۶۳
BIC	-۷۰/۶۷	-۷۲/۷۲	-۷۱/۰۲	-۷۶/۳۶
LB (4)	۰/۴۲۱	۰/۴۴۰	۰/۴۳۷	۰/۶۲۹
LB (8)	۰/۴۳۰	۰/۴۶۴	۰/۴۰۳	۰/۶۸۱
LB (12)	۰/۴۲۵	۰/۴۹۷	۰/۳۹۱	۰/۷۱۵
آزمون فرضیه‌ها:				
$\psi(H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0)$	۱/۳۱۲	۲/۳۳۲	۱/۴۸۳	**۴/۲۰۵
$F(H_0: \rho_1 = \rho_2)$	۰/۰۵۲	۲/۰۳۱	۰/۳۸۴	**۵/۶۶۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-٦- برآورد مدل همجمعی آستانه‌ای گرنجر و لی

با توجه به انتخاب مدل MTAR سازگار با سه وقفه در بخش قبل، در اینجا معادله‌های مربوط به تصریح گرنجر و لی برآورد می‌شود.

خلاصه نتایج برآورد مدل تصحیح خطای نامتقارن گرنجر و لی در جدول (۵) گزارش شده است. مقادیر آماره‌های اطلاعاتی AIC و BIC نشان می‌دهد که معادله ضریب فزاینده نقدینگی برازش بهتری نسبت به معادله ضریب فزاینده وام‌دهی دارد. فرضیه‌های

$H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0$ برای تمام وقفه‌ها

و

$H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0$ برای تمام وقفه‌ها

در واقع علیت گرنجر بین ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی را آزمون می کند. مقدار آماره F این آزمون نیز در جدول (۵) آورده شده است. آماره F برابر با ۷/۴۱ و ارزش احتمال صفر

در فرضیه $H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0$ نشان می‌دهد که فرضیه صفر "ضریب فزاینده وام‌دهی علت گرنجری ضریب فزاینده نقدینگی نیست" در سطح معنی‌داری بالایی رد می‌شود اما مقدار آماره F برابر با ۰/۷۷۵ با ارزش احتمال نزدیک به یک در فرضیه $H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0$ نشان می‌دهد که فرضیه صفر " ضریب فزاینده نقدینگی علت گرنجری ضریب فزاینده وام‌دهی نیست" رد نمی‌شود.

جدول ۵: نتایج مدل تصحیح خطای نامتقارن باوجود همجمعی آستانه‌ای

ضرایب	lm2	le	ضرایب	lm2	le
μ	۰/۰۹۲*	۰/۱۰۲**	β_2^+	-۰/۶۰۹	۰/۷۰۸
α_1^+	-۰/۲۹۸*	۰/۳۶۳			
α_2^+	۰/۵۵۴	۰/۳۷۶	β_1^-	-۰/۰۳۱**	۰/۸۴۰
			β_2^-	-۱/۶۳۵*	۰/۸۴۵
α_1^-	-۰/۲۲۶**	۰/۳۹۱			
α_2^-	۰/۹۴۳***	۰/۴۱۱*	λ^+	۰/۰۰۵*	۰/۰۸۸
			λ^-	۰/۴۰۹***	۰/۱۴۸*
β_1^+	۱۸۴*۰/	۰/۷۳۷			
R^2	۰/۲۶۵	۰/۲۴۸			
AIC	۱۱۵/۸۸	-۱/۵۲	BIC	۱۴۵/۳۳	۲۷/۹۳
LB(4)	۰/۴۷۴	۰/۴۵۳	LB(8)	۰/۹۷۵	۰/۸۳۲

آزمون فرضیه‌ها:

$H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0$ برای تمام وقفه ها		۳/۲۹***[۰/۰۳]
	۷/۴۱ ***[۰]	
$H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0$ برای تمام وقفه ها		۰/۷۷۵
	۳/۴۷ ***[۰/۰۴]	***[۱]
$H_{03}: \sum \alpha^+ = \sum \alpha^-$		۲/۰۱ ***[۰/۲۲]
	۷/۳۶ ***[۰]	
$H_{04}: \sum \beta^+ = \sum \beta^-$		۰/۹۸ ***[۰/۴۲]
	۳/۱۴ ***[۰/۰۳]	
$H_{05}: \lambda^+ = \lambda^-$		۱/۲۱ ***[۰/۳]
	۹/۶۸ ***[۰]	

***، **، * به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضرایب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند. مقادیر داخل [] مقدار احتمال آزمون را نشان می‌دهند.

یافته‌های پژوهش

$H_{03}:\sum\alpha^{+}=\sum\alpha^{-}$ و $H_{04}:\sum\beta^{+}=\sum\beta^{-}$ فرضیه مربوط به اثرگذاری نامتقارن ضریب فزاینده نقدینگی و ضریب فزاینده وام‌دهی بر یکدیگر در جدول (۵) موردبررسی قرارگرفته است و به اثر نامتقارن وقفه‌های توزیع‌شده در هر معادله مربوط می‌شود. مقدار آماره آزمون برابر با ۷/۳۶ باارزش احتمال صفر در فرضیه برابری مجموع ضرایب α مثبت و منفی نشان می‌دهد که فرضیه صفر تقارن اثرگذاری ضریب فزاینده وام‌دهی بر ضریب فزاینده نقدینگی رد می‌شود . بنابراین، اثرگذاری ضریب فزاینده وام‌دهی بر ضریب فزاینده نقدینگی نامتقارن است. اما فرضیه تقارن اثرگذاری ضریب فزاینده نقدینگی بر ضریب فزاینده وام‌دهی با توجه به آماره آزمون ۰/۹۸ با ارزش احتمال ۰/۴۲ رد نمی‌شود. سرانجام ، نتیجه آزمون $H_{05}:\lambda^{+}=\lambda^{-}$ برای معادله ضریب فزاینده نقدینگی با آماره آزمون ۹/۶۸ نشان می‌دهد که تعدیل به سمت تعادل بلندمدت ضریب فزاینده نقدینگی کاملاً نامتقارن و معنی‌دار است.

۵-۷- برآورد ضرایب فزاینده پولی و نرخ رشد تولید حقیقی

مطابق با تصریح روابط (۱۱) تا (۱۳) ضرایب فزاینده پولی و نرخ رشد تولید حقیقی در قالب سه مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با احتمال انتقال ثابت ($MS-FTP-GARCHX(1,1)$) برآورد شده و نتایج در جدول (۶) ارائه‌شده است.

جدول ٦: نتایج برآورد مدل $MS-FTP-GARCH$ برای ضرایب فزاینده پولی

رژیم صفر				رژیم یک		
	M1 (1,1)	**CM (1,1)**	**LD (1,1)**		**M1 (1,1)**	**CM (1,1)**	**LD (1,1)**
$\mu^{(0)}$	۰/۰۹**	۰/۰۳	۰/۱۲**	$\mu^{(1)}$	۰/۰۲**	۰/۰۱**	۰/۰۳
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۲)	(۰/۰۰۴)		(۰/۰۱)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۲)
$\theta^{(0)}$	−۰/۰۳**	−۰/۰۵**	−۰/۰۳**	$\theta^{(1)}$	۰/۰۱**	−۰/۰۰۵**	۰/۰۳**
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۱)		(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۱)
$\omega^{(0)}$	۰/۰۰۰۱**	۰/۰۰۵**	۰/۰۰۱**	$\omega^{(1)}$	۰/۰۰۰۳**	۰/۰۶**	۰/۰۰۳**
	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۰۱)		(۰/۰۰۰۳)	(۰/۰۳)	(۰/۰۰۰۹)
$\alpha^{(0)}$	۰/۳۹**	۰/۱۴	۰/۴۹	$\alpha^{(1)}$	۰/۲۳**	۰/۰۰۰۱	۰/۲۹
	(۰/۱۱)	(۰/۳۴)	(۰/۲۶)		(۰/۱۵)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۱۹)
$\beta^{(0)}$	۰/۲**	۰/۶۳	۰/۳۴	$\beta^{(1)}$	۰/۶۵**	۰/۲۱	۰/۵۸**

رژیم یک				رژیم صفر			
LD (1, 1)	CM (1, 1)	M1 (1, 1)		LD (1, 1)	CM (1, 1)	M1 (1, 1)	
(۰/۲۳)	(۰/۱۶)	(۰/۲۳)		(۰/۴۵)	(۰/۴۵)	(۰/۳۱)	
۰/۹۶	۰/۹۵	۰/۹۰	P_{11}	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۹۳	P_{00}
۴	۳/۸۹	۳/۷۲	AIC	۱۸۲/۰۹	۱۷۵/۳۹	۱۷۱/۸۲	Log Likelihood
۳/۷۷	۷۲/۳	۳/۴۹	SC	۳/۹۱	۳/۸۲	۳/۶۳	HQ

یافته‌های پژوهش

اعداد داخل () نشان‌دهنده‌ی انحراف معیار است.

** نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری ۵٪ است.

نتایج حاصل از برآورد مدل با ضرایب فزاینده مختلف نشان می‌دهد که در رژیم رکود اقتصادی، تمامی ضرایب فزاینده پولی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم رونق، ضریب فزاینده پول و ضریب فزاینده وام‌دهی اثر مثبت کم اما معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. اما مقایسه میانگین و ضرایب برآورد شده مدل‌ها نشان می‌دهد که ضریب فزاینده وام‌دهی دارای مدلی است که در آن میانگین رژیم‌ها به‌طور قابل‌توجهی بالاتر از ضرایب فزاینده پول و شبه‌پول است. از طرفی، نگاهی به برآورد احتمالات انتقال برای هر دو رژیم نیز نشان می‌دهد که احتمال پایداری رژیم رکود در همه موارد بیشتر از رژیم رونق بوده است.

٦- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه‌ی حاضر مقادیر وابسته به وضعیت ضرایب فزاینده پولی در اقتصاد ایران طی بازه‌ی زمانی ۱۴۰۰:۰۴- ۱۳۷۸:۰۴ مورد بررسی قرارگرفته است. با استفاده از یک فرایند همجمعی آستانه‌ای، روابط بلندمدت غیرخطی ضریب فزاینده وام‌دهی و ضریب فزاینده نقدینگی تأیید شده و نتایج نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران ضریب فزاینده وام‌دهی علت گرنجری ضریب فزاینده نقدینگی است و اثرگذاری ضریب فزاینده وام‌دهی بر ضریب فزاینده نقدینگی نامتقارن است. سرانجام، نتیجه آزمون‌ها نشان می‌دهد که تعدیل به سمت تعادل بلندمدت ضریب فزاینده نقدینگی کاملاً نامتقارن و معنی‌دار است. از طرف دیگر، نتایج حاصل از برآورد رابطه ضرایب فزاینده مختلف با رشد اقتصادی نشان می‌دهد که در رژیم رکود اقتصادی، تمامی ضرایب فزاینده پولی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند. با چرخش رژیم و قرار گرفتن در رژیم رونق، ضریب فزاینده پول و ضریب فزاینده وام‌دهی اثر مثبت کم اما معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند اما مقایسه میانگین و

ضرایب برآورد شده مدل‌ها نشان می‌دهد که ضریب فزاینده وام‌دهی دارای مدلی است که در آن میانگین رژیم‌ها به‌طور قابل‌توجهی بالاتر از ضرایب فزاینده پول و شبه‌پول است.

در مجموع نتایج این مطالعه در حوزه رفتار ضریب فزاینده پولی نشان می‌دهد که اگرچه رویکرد سنتی ضریب فزاینده پولی همچنان موردتوجه است و سیاستگذاران و اقتصاددانان در کنترل نقدینگی و در نتیجه سیاست‌های ضد تورمی همچنان بر این رویکرد تأکید می‌کنند اما به نظر می‌رسد این رویکرد از طرق مختلف ناکافی است. نتایج این پژوهش نتایج مطالعات پیشین همچون سقزا و مورلی[1] (۲۰۲۲)، گودهارت[2] (۲۰۱۰) و کارپنتر و دمیرالپ[3] (۲۰۱۲) را تأیید می‌کند. پس بر اساس نتایج حاصل‌شده می‌توان تایید کرد که این تقاضا برای وام بیش از عرضه وام است که نقش تعیین‌کننده‌ای در روند خلق پول توسط بانک‌ها دارد. تا زمانیکه به دلایل مشخص اقتصادی ازجمله وجود تورم‌های بالا که به‌طور عمده منتج از سیاست‌های مالی و بی‌انضباطی‌های مالی است تقاضا برای وام محدود نشود و جامعه تقاضا برای وام خود را کاهش ندهد فرایند خلق پول از حرکت باز نمی‌ایستد. همانگونه که گودهارت (۲۰۱۷) اشاره می‌کند: به جای اینکه ادعا کنیم بانک‌ها اعتبار ایجاد می‌کنند و سپس چنین وام‌هایی پول ایجاد می‌کنند، به حقیقت نزدیک‌تر است که بگوییم بخش خصوصی برای خود اعتبار و پول ایجاد می‌کند و بخش بانکی واسطه است که از طریق آن مشتریان بخش خصوصی این کار را با شرایط و ضوابط تعیین‌شده توسط بانک‌ها انجام می‌دهند. اگرچه بانک مرکزی ایران طی سال‌های اخیر سیاست‌هایی باهدف محدودیت دسترسی به وام و اعتبار بانکی برای کاهش سرعت خلق پول اتخاذ کرده است. اما باوجود نواقص بازار اعتبارات بانکی، تقاضای ایجادشده از طرف بخش خصوصی برای وام‌های بانکی به دلیل تورم‌های بالا افزایش‌یافته است. سیاست‌گذار پولی با اعمال سیاست‌ها و محدودیت‌هایی می‌تواند این چرخه را تا حدودی کنترل کند اما اجرای چنین تصمیماتی از طرف بانک مرکزی موقتی است چراکه با وجود اعمال سیاست‌های دستوری و کنترل‌های شدید در عرصه عرضه وام و اعتبار به دلیل تقاضای بسیار بالای وام، امکان اجرای محدودیت‌ها توسط بانک مرکزی در میان‌مدت و بلندمدت وجود ندارد. از طرفی دولت‌ها نیز به دلیل محدودیت‌های شدید

1- Seghezza & Morelli (2022)
2- Goodhart (2010)
3- Carpenter & Demiralp (2012)

مالی شرکت‌ها در این شرایط از اجرای چنین سیاست‌هایی حمایت نمی‌کنند.

به نظر می‌رسد اصلاح دیدگاه چرخه خلق پول و تحلیل شرایط امروزه اقتصاد ایران نیازمند بازنگری جدی است. توجه به رویکرد سنتی ضریب فزاینده پولی(حداقل) کافی نیست. به‌جای اینکه توجه خود را صرفاً بر کنترل M1 یا پایه پولی و صرفاً بر منابع عرضه پول قرار دهیم بهتر است توجه خود را به کنترل تقاضای وام و اعتبار از طرف جامعه معطوف کنیم. بررسی رفتارهای افراد و شرکت‌ها در این خصوص نیازمند توجه ویژه است. از طرف دیگر شرایط امروز اقتصاد ایران و وجود تورم‌های بالا تقاضای وام را از طرف جامعه به‌شدت بالا برده است. به نظر می‌رسد کنترل تورم و ریشه‌های آن از منظر غیر پولی برای کنترل تقاضای وام و اعتبار اجتناب‌ناپذیر است و بدیهی است که در گام نخست، اصلاح سیاست‌های مالی و کنترل بودجه دولت و جلوگیری از کسری‌های بودجه بالا و متوالی در اقتصاد ایران ضرورتی گریزناپذیر برای کنترل تورم و در نتیجه کنترل چرخه پولی است. تا زمانیکه بی‌انضباطی‌های مالی و درنتیجه کسری بودجه‌های دولت کنترل نشود امکان کنترل کامل و بهینه چرخه پولی نیز وجود ندارد.

References

Abtahi, S.Y. (2022). *Econometrics of Regime switching Models, Theory and Application of Threshold Models* (Vol. 1). Tehran, Noore Elm. (In Persian).

Biolsi, C., (2017). Nonlinear effects of fiscal policy over the business cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, vol. **78**(C), 54-87.

Borio, C. & Disyatat, P.(2011). Global Imbalances and the Financial Crisis: Link or No Link?. *BIS Working Paper*, p. 346.

Carpenter, S. & Demiralp, S.(2012). Money, reserves, and the transmission of monetary policy: does the money multiplier exist*?*. *Journal of Macroeconomics*, 34, 59–75.

Dargahi, H. & Hadian, M. (2017). Comparing Effects of Monetary Shocks Caused by Monetary Base and Monetary Multiplier in Iranian Economy. *Economic Research***,** 17**(67),** 189-219. (In Persian).

Doherty, E., Jackman, B. & Perry, E.(2018). Money in the Australian Economy. *Reserve Bank of Australia Bulletin* (September).

Dunaev, B.B.(2024). Economy Regulating by Using the Credit Multiplier. *Cybern System Analysis.* **60**, 234–247.

Enders, W. & Granger, C. W. J. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(3), 304-311.

Enders, W. & Siklos, P. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166-176.

Esfahani, M., Mahmoudzadeh, A. & Madanizadeh S. (2023). Banks Money Creation and the Transmission Mechanism of Shocks. *Journal of Planning and Budgeting.* **28**(2), 3-44. (In Persian).

Falahi, F. (2014). Money-Output Relationship in Iran: A Markov Switching Causality. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, **3**(11), 107-128. (In Persian).

Johannes, J. & Rasche, R. (1981). Can the reserves approach to monetary control really work? . *Journal of Money Credit Bank*. 13, 298–313.

Goodhart, C.A.E. (2010). Money, credit and bank behavior: need for a new approach. *Natl. Inst. Econ. Rev*. 214, F1–F10.

Kumijani, A., Abrishami, H. & Rohani, S. A. (2018). The Nature of Banks and the Money Creation Process; Criticism of Common Views and Implications. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)***,** 15**(**29), 9-38. (In Persian).

McLeay, M., Radia, A. & Ryland, T.(2014). Money creation in the modern economy. *Bank Engl. Quartely Bulletin*. 54, 14–27.

Momeni, F., Shakeri, A. & Moghiseh, M. (2020). The Criticism of Money Base Multiplier Theory and Some Macroeconomic Implications of Credit Creation Theory of Banking**.** *Journal of Economics and Modelling*, 11(2)**,** 65-96. (In Persian).

Raeisi, M., Zare, H., Ebrahimi, M. & Aminifard, A. (2022). Simulation of the mechanism of money creation by the banking system and its circulation in a dynamic system of credit economy. *Journal of Iranian Economic Issues*, 9(1), 227-266. (In Persian).

Seghezza, E & Morelli, P. (2020). Why the monety multiplier has remained persistently so low in the post crisis United States?. *Economic modelling*. 92,309-317.

Setiawati, E., Wijayanti, O., Yuma, K. & Afifah, A. (2024). Analysis Of The Influence Of Monetary Policy On Inflation Rates And Economic Growth In Indonesia. *Jurnal Ekonomi*, Manajemen dan Akuntansi, 2(1).45-75.

Vitalii, B. & Alina, R. (2020). The Impact of Monetary Policy on Economic Growth in Ukraine, *Ekonomista*, 1, 94-115.

Werner, R.A. (2014). Can banks individually create money out of nothing? The theories and the empirical evidence. *International Review of Finance*. 36, 1–19.

Werner, R.A. (2016). A lost century in economics: Three theories of banking and the conclusive evidence. *International Review of Financial Analysis*. International Review of Financial Analysis, 46, 361–37.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 182-210

Using the machine learning algorithms to predict inflation expectations with regard to economic and monetary variables

Zahra Mokhtari[1], Jalil Totonchi*[2], Abbas Alavi Rad[3]

Received: 04-02-2023 Accepted: 22-05-2024

Extended Abstract

Purpose: Providing reliable forecasts of inflation expectations is a constant challenge for policymakers, and it is of vital for economic activists and their investment decisions. Accurate forecasting of inflation expectations in a data-rich environment when there is a correlation among predictor variables is an active research field. The purpose of this study is to predict inflation expectations by considering economic and monetary variables using machine learning algorithms to help the economic policy makers of the country.

Methodology: In this study, machine learning algorithms are used to select the most effective variables in predicting inflation expectations. This procedure is suitable for discovering complex patterns, and it is based on fewer and more restrictive assumptions. For this purpose, the data are grouped into two sets of training and testing, and a 14-year period is considered for training sets. The model prediction accuracy is evaluated in the 15th year. The variables include exchange rate, stock market index, balance of payments, production price index, import price index, wage growth rate, production gap, economic growth rate, money market interest rate, liquidity growth, and oil revenues. Forecasting inflation expectations is done using the ridge, lasso, adaptive lasso and elastic net algorithms. Also, the mean square error criterion is used to check the machine the accuracy of learning techniques.

Findings and Discussion: The findings of this research showed that, in the adaptive lasso algorithm, there is a smaller difference between the observed and estimated values than in the other techniques of predicting inflation expectations. The mean square error for the real and estimated values in the adaptive Lasso algorithm is

[1]. Ph.D. Candidate, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University of Abarkouh, Yazd, Iran. Email: Zahra.mokhtari@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University Yazd, Yazd, Iran. Email: ja.totonchi@yahoo.com
[3]. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Islamic Azad University Yazd, Yazd, Iran. Email: ab.alavirad@iau.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 182-210

0.0892. The results confirmed that the oracle feature of the adaptive lasso algorithm was able to reduce the penalty by giving less weight to them and leave their effects in the model in a real form. Based on this, among economic variables, exchange rate and liquidity growth have the most positive effects on inflation expectations. Their coefficients are 3.144 and 2.904, respectively. Also, the interest rate as a monetary variable has the most negative effect on inflation expectations with a coefficient of -4.383. This result is in line with Fisher's theory because Fisher believed that a higher interest rate leads to a decrease in inflation, and an increase in the interest rate can reduce the consumption attractiveness and demand.

Conclusions and Policy Implications: The difference between the amounts of import and export in Iran causes a high dependence on the import of goods, and any change in the exchange rate helps to form the consumer expectations regarding future inflation. Also, the process of creating liquidity without support due to the lack of coordination at the level of goods production and services causes inflation expectations. The central bank can encourage people to deposit their savings in banks by increasing the deposit interest rate. On the one hand, the demand decreases and, on the other hand, the total consumption and the money circulation slow down. Considering the results of this research, policymakers and economic officials can directly apply machine learning algorithms to the problem of macroeconomic forecasting in a data-rich environment, using all the corresponding predictors without the need for multivariate linear modeling and with minimal errors.

Keywords: Forecasting Inflation Expectations, Learning Machine, Exchange Rate, Liquidity, Interest Rate.

JEL Classification: D84, C10, E43, E52

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۱۸۲-۲۱۰

کاربست الگوریتم‌های یادگیری ماشین در پیش‌بینی انتظارات تورمی با استفاده از متغیرهای اقتصادی و پولی

زهرا مختاری[۱]، جلیل توتونچی*[۲]، عباس علوی‌راد[۳]

دریافت: ۱۴۰۲-۰۸-۱۲ **پذیرش: ۱۴۰۲-۱۲-۱۱**

چکیده

ارائه پیش‌بینی‌های قابل اعتماد انتظارات تورمی چالشی همیشگی برای سیاست‌گذاران و مهم برای فعالان اقتصادی است. هدف این پژوهش پیش‌بینی انتظارات تورمی با در نظرگرفتن متغیرهای اقتصادی و پولی با بهره‌گیری از الگوریتم‌های یادگیری ماشین است. دلیل انتخاب روش یادگیری ماشین برای پیش‌بینی انتظارات تورمی، نداشتن مشکلات ساختاری مدل‌های تحلیلی و توانایی تشخیص دقیق روند بین معیارها در محیط اقتصادی غنی از داده است. برای دستیابی به این هدف داده‌های نرخ رشد اقتصادی، شاخص قیمت واردات، شاخص قیمت تولیدکننده، سطح شکاف تولید، ارقام بودجه و تراز پرداخت‌ها، نرخ رشد دستمزد، رشد نقدینگی، نرخ ارز، درآمدهای نفتی، شاخص بازار سهام، نرخ بهره برای دوره زمانی از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای سال ۱۳۹۸ جمع‌آوری شد. یافته‌ها نشان داد که الگوریتم لاسوی تطبیق‌یافته نسبت به الگوریتم‌های دیگر یادگیری ماشین دارای عملکرد بهتری در پیش‌بینی انتظارات تورمی است. همچنین نتایج نشان داد که نرخ ارز و رشد نقدینگی به عنوان متغیرهای اقتصادی و نرخ بهره به عنوان متغیر پولی توانایی بالاتری در پیش‌بینی انتظارات تورمی دارند.

واژگان کلیدی: پیش‌بینی انتظارات تورمی، یادگیری ماشین، نرخ ارز، نقدینگی، نرخ بهره.

طبقه‌بندی JEL: D84, C10, E43, E52

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابرکوه، یزد، ایران. zmokhtari384@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، یزد، ایران. ja.totonchi@yahoo.com

[۳]. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، یزد، ایران. ab.alavirad@iau.ac.ir

۱- مقدمه

در طول نیم قرن اخیر، هدف اصلی سیاست پولی دستیابی به ثبات قیمت بوده است زیرا رشد بیش از حد قیمت می‌تواند اثرات منفی عمیقی بر اقتصاد و رفاه مردم داشته باشد. شواهد تجربی به خوبی ثابت کرده است که نرخ‌های تورم بالا باعث تحریک فرار سرمایه (ندیکومانا[1]، ۲۰۱۶: ۳)، مهار رشد اقتصادی (اودین و رحمان[2]، ۲۰۲۳: ۲۷۶۱) و ناآرامی اجتماعی (پونتیچلی و وث[3]، ۲۰۲۰: ۴) می‌شود. از ابتدای شروع کران پایین موثر[4] بر روی نرخ‌های بهره اسمی بعد از رکود بزرگ، علاقه فزاینده‌ای در میان سیاست‌گذاران و دانشگاهیان به سیاست‌هایی که از طریق کانال‌های انتظار عمل می‌کنند، وجود داشته است. کران پایین موثر به نقطه‌ای اشاره دارد که در آن کاهش بیشتر در نرخ بهره سیاست پولی دیگر محرکی برای تقاضای کل و تولید ناخالص داخلی ایجاد نمی‌کند یا در آن نقطه می‌تواند اثرات نامطلوبی در بخش مالی ایجاد شود. مدل‌های اصلی اقتصاد کلان پیشنهاد می‌کنند که سیاست‌هایی با هدف افزایش انتظارات تورمی کارگزاران باید منجر به کاهش نرخ‌های بهره واقعی درک‌شده و در نتیجه تحریک فعالیت‌های اقتصادی از طریق افزایش تقاضا برای کالاهای بادوام و غیر بادوام شود. سیاست‌های غیر متعارف مانند خرید دارایی‌های مالی بلندمدت (تسهیل کمی) و هدایت رو به جلو تا حدی ناشی از تمایل بانک‌های مرکزی برای افزایش انتظارات تورمی است. به طور کلی، این واقعیت که اکثر تصمیمات اقتصادی آینده‌نگر هستند نشان می‌دهد که تغییرات در انتظارات خانوارها و شرکت‌ها در مورد آینده باید اثر فوری بر رفتار اقتصادی آنها بگذارد (کوبیون و همکاران[5]، ۲۰۲۰: ۱۶۹).

انگیزه اصلی مطالعه شکل‌گیری انتظارات تورمی، این پیش‌فرض است که انتظارات بر انتخاب‌ها تاثیر می‌گذارند. ادبیات گسترده‌ی اقتصادی شامل نظریه‌ها و مدل کینزی جدید ارتباط تنگاتنگی را بین انتظارات تورمی و شکاف بین سطح قیمت بهینه بدون اصطکاک و سطح قیمت فعلی می‌داند. در واقع منحنی فیلیپس کینزی جدید علاوه بر بیان آنکه هزینه نهایی واقعی، متغیر

---

[1]. Ndikumana (2016)
[2]. Uddin and Rahman (2023)
[3]. Ponticelli and Voth (2020)
[4]. Effective Lower Bound
[5]. Coibion et al. (2020)

اثرگذار بر تورم است فرآیند تورم را یک فرایند جلونگر (تورم جاری تابعی از تورم انتظاری آینده است) می‌داند (مختاری و همکاران[1]، ۱۴۰۱: ۹۶).

درک چگونگی شکل‌گیری انتظارات تورمی برای اتخاذ سیاست‌های پولی موثر در جهت ثبات قیمت‌ها برای بانک مرکزی نیز حائز اهمیت است. به عنوان مثال تصمیمات بانک مرکزی آمریکا برای اتخاذ چارچوب متوسط تورم هدف‌گذاری‌شده در سال ۲۰۲۰ و تصمیم بانک مرکزی اروپا برای تغییر به یک تورم هدف‌گذاری‌شده متقارن ۲ درصد در سال ۲۰۲۱، بر اساس نقش انتظارات تورمی است (موسنر[2]، ۲۰۲۲: ۹۹). همچنین بانک مرکزی ایران در گزارش تحلیل اقتصاد کلان آورده‌است که تعدیل انتظارات تورمی باعث کاهش تورم متوسط ۱۲ ماهه سال ۱۴۰۰ شده است.

با وجود نقش برجسته انتظارات تورمی در مدل‌های نظری و ارزیابی‌های سیاست‌گذاران، اقتصاددانان هنوز اطلاعات کمی در مورد چگونگی شکل‌گیری چنین انتظاراتی دارند و این یک مساله چالش برانگیز است زیرا انتظارات یک فرآیند پیچیده و نامنظم است و از عوامل مختلفی تاثیر می‌پذیرد. همچنین روش‌هایی که انتظارات تورمی را می‌توانند از میان گروهی از عوامل که اغلب از نظر اقتصادی، مالی یا ریاضی پیچیده هستند، استخراج کنند خالی از ایراد نمی‌باشند. ایراد وارده به مدل‌های تحلیلی (مدل خودرگرسیون‌برداری و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی) از یک طرف عدم انتخاب مناسب‌ترین متغیرهای پیش‌بینی است. در واقع مدل‌های تجربی استاندارد به دلیل حجم عظیم داده‌ها در محیط نامطمئن و پویا قادر به تعیین روندهای دقیق بین معیارها نیستند (کوچونی و همکاران[3]، ۲۰۱۹: ۱۰۵۶). از طرف دیگر مشکلات ساختاری مدل‌های تحلیلی که ناشی از فرض انتظارات منطقی است برازش بیش از حد در نمونه، ساده‌سازی محدودیت‌های شناسایی شده و غیر قابل آزمایش بودن آنها را به همراه دارد که این باعث می‌شود مدل‌ها کارایی پیش‌بینی دقیق را نداشته باشند (ناچان[4]، ۲۰۲۳: ۵۲۷). در واقع در مدل‌های تحلیلی فرض انتظارات منطقی یک ترفند برای طراح مدل است تا مشکل بهینه‌سازی بین زمانی عوامل مدل را با انتظارات آینده‌نگر (تورم)

[1]. Mokhtari et al. (1401)
[2]. Moessner (2022)
[3]. Kotchoni et al. (2019)
[4]. Nachane (2023)

حل کند با این فرض که عوامل واقعی مدل اقتصادی، پارامترهای آن و ماهیت فرآیندهای تصادفی حاکم بر تکامل آن را در طول زمان می‌داند در نتیجه نتایج مدلی که پیش‌بینی می‌شوند به طور سیستماتیک یا مداوم با مسیر رشد تعادلی مدل تفاوت ندارند (استورم[1]، ۲۰۲۱: ۸۱). این در حالی است که بهینه‌سازی بین زمانی تنها در صورتی امکان‌پذیر است که عوامل مدل‌های تحلیلی یک توزیع احتمال کامل برای هر وضعیت احتمالی آینده داشته باشند مانند یک مدل تعادل عمومی کامل از بازارهای حال و آینده.

بنابراین باتوجه به اهمیت یافتن راهی مناسب برای مدل‌سازی فرآیند تصمیم‌گیری در مورد انتظارات تورمی که سازگاری بیشتری با شرایط واقعی اقتصادی داشته باشد در این پژوهش تلاش شده است از الگوریتم‌های یادگیری ماشین استفاده شود که علاوه بر نادیده گرفتن فرض انتظارات منطقی (یعنی لحاظ کردن تمام پیامدهای احتمالی که نمی‌توان مقدار احتمال وقوع آنها را از قبل در نظر گرفت)، امکان مدیریت داده‌ها در محیط‌های چند بعدی و توانایی یادگیری را با دریافت داده-های بیشتر دارد و از آنجایی که داده‌های بیشتری دریافت می‌کند الگو و روند را نیز دقیق‌تر پیش‌بینی می‌کند. در واقع الگوریتم‌های یادگیری ماشین می‌توانند الگوهای غیر خطی پنهان در داده‌های مدل-های خطی استاندارد را شناسایی کنند، بنابراین یک رویکرد جایگزین (و قانع‌کننده) برای مدل‌های اقتصادسنجی سنتی ارائه می‌دهند. علاوه بر این برخلاف مدل‌های اقتصادسنجی سنتی که معمولا براساس چند متغیر است، یادگیری ماشین امکان استفاده از طیف وسیعی از شاخص‌های مختلف اقتصادی و معیارهای پولی را برای بررسی انتظارات پویای تورم فراهم می‌کند.

۲- مبانی نظری

۲-۱- انتظارات تورمی و متغیرهای کلان اقتصادی

انتظارات تورمی به نظر اقشار مختلف جامعه اعم از سرمایه‌گذاران، بانکداران، بانک مرکزی، کارگران، و صاحبان کسب و کار نسبت به نرخ تورم آتی اشاره دارد. بنابراین، آنها نرخ تورم آتی را در نظر می‌گیرند، در حالی که تصمیمات خود را در مورد فعالیت‌های اقتصادی مختلفی که می-خواهند در آینده انجام دهند، اتخاذ می‌کنند. شواهد تجربی در این زمینه نشان داد آنچه که باعث

[1]. Storm (2021)

تفاوت در شکل‌گیری انتظارات تورمی از یک کشور به کشور دیگر است اغلب به اعتبار دولت‌ها و جنبه‌های نهادی زیربنای اقتصادی و مالی وابسته است (دی کاروالیو و همکاران[1]، ۲۰۱۸: ۵۵۱). یکی از متغیرهای کلان اقتصادی تاثیرگذار بر تورم و انتظارات افراد یک کشور میزان درآمد ملی و تولید ناخالص داخلی (GDP) است. لیپکا و همکاران[2] (۲۰۲۲) بیان کردند که GDP از طریق سه سناریو بر تورم تاثیر دارد. در سناریو اول تولید بیشتر در سطح ثابت قیمت‌ها انجام می‌شود. یعنی افزایش تولید برای پاسخ‌گویی به افزایش تقاضا است. بنابراین تولید بیشتر منجر به کاهش نرخ بیکاری می‌شود و به دنبال آن دستمزد و سطح تقاضا را بیشتر می‌کند و تورم و انتظارات افراد متاثر از آن می‌شود. در سناریو دوم همان مقدار محصول در قیمت بالاتر تولید می‌شود. در این مرحله هیچ افزایشی در تقاضا از سوی مصرف‌کنندگان وجود ندارد، اما قیمت‌ها افزایش می‌یابد. این افزایش قیمت محصولات به دلیل کاهش عرضه کالاهای کلیدی و افزایش انتظارات مصرف‌کننده است. سناریو سوم که شبیه به آنچه که در ایالات متحده در سال ۱۹۷۰ اتفاق افتاد تولید کمتر در قیمت‌های بالاتر صورت می‌گیرد. از این سناریو به عنوان رکود تورمی یاد می‌شود که تولید ناخالص داخلی به آرامی و زیر سطح مطلوب افزایش می‌یابد، با این حال تورم همچنان ادامه دارد و بیکاری به دلیل تولید پایین همچنان بالاست.

یکی از عوامل مهم در زمینه انتظارات تورمی و پدیده تورم موضوع نقدینگی است که بر اساس نظریه مقداری پول تنها علت تورم را تغییرات حجم پول ذکر می‌کند. طرفداران این نظریه معتقدند در تمامی زمان‌ها و مکان‌ها تغییرات حجم پول است که باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود (شاکری‌بستان‌آباد و همکاران[3]، ۱۳۹۹: ۱۴۸). برخلاف نظریه مقداری پول، کینز نظریه شکاف تورمی را مطرح کرد که در آن تورم در صورتی پدید می‌آید که درآمد تعادلی از درآمد اشتغال کامل بیشتر باشد و این امر با افزایش تقاضای کل ناشی از کاهش مالیات و افزایش عرضه پول ایجاد می‌شود. طبق نظریه شکاف تورمی کینز، عرضه پول یگانه علت تورم نیست بلکه شرط کافی تورم است (فرخی بالاجاده و همکاران[4]، ۱۳۹۸: ۲۱۹).

---

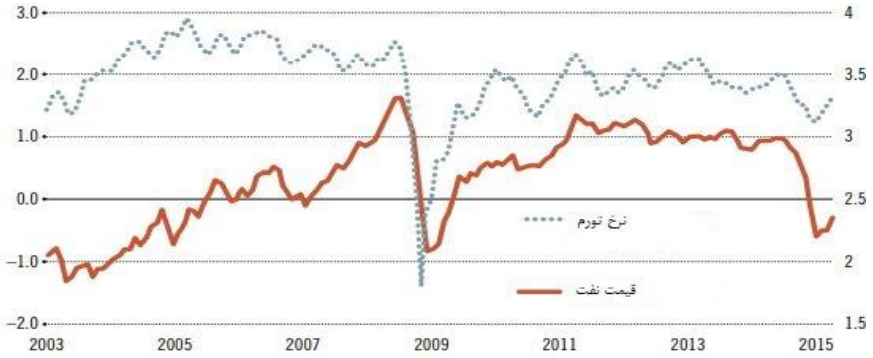
[1]. De Carvalho et al. (2018)
[2]. Lipka et al. (2022)
[3]. Shakeri Bostanabad et al. (1399)
[4]. Farrokhi Balajadeh et al. (1398)

از دیگر مولفه‌هایی که در سطح کلان اقتصادی انتظارات مصرف‌کنندگان را نسبت به تورم آتی متاثر می‌سازد واردات و صادرات کالا است. دیجالو و همکاران[1] (۲۰۲۳) بر اساس نظریه سنتی تجارت بیان کردند که واردات می‌تواند به طور مستقیم از طریق قیمت کالاهای وارداتی که در شاخص قیمت لحاظ می‌شود و به صورت غیر مستقیم از طریق رقابت خدمات و کالاهای داخلی در مقایسه با اقلام وارداتی خارجی بر تورم تاثیر داشته باشد. نقش صادرات کالا در شکل‌گیری انتظارات تورمی دوگانه است. از سویی افزایش صادرات با افزایش درآمد ملی و بکارگیری ظرفیت‌های خالی تولید، هزینه‌های تولید محصول را کاهش داده در نتیجه انتظار مصرف‌کنندگان کاهش قیمت‌ها است. اما بر اساس شرط مارشال لرنر[2]، در شرایطی که کشش تقاضای صادرات کمتر از یک باشد، افزایش صادرات با افزایش تقاضای کل باعث شکل‌گیری انتظارت تورمی و کسری تراز پرداخت‌ها می‌شود (صمصامی و همکاران[3]، ۱۴۰۲: ۱۲۶).

در چند سال گذشته تغییرات قیمت نفت به عنوان منبع اصلی تغییرات در انتظارات تورمی شناخته شده است (بادل و مک گیلیکودی[4]، ۲۰۱۵: ۲؛ ایستیاک و آلام[5]، ۲۰۱۹: ۳۲۶). افزایش قیمت نفت به طور مستقیم از طریق تغییر هزینه‌های تولید، باعث افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود. کیلیان و ژو[6] (۲۰۲۲) بیان کردند نفت خام یک عنصر کلیدی مورد استفاده برای ساخت پلاستیک در پتروشیمی‌ها است. بنابراین نفت گران‌تر باعث افزایش قیمت بسیاری از محصولات ساخته شده با پلاستیک می‌شود. رئیس فدرال رزرو در نطق شش ماهه خود در برابر کمیته بانکی سنای ایالات متحده در مارس ۲۰۲۲ بیان کرد که به عنوان یک قاعده کلی، هر ۱۰ دلار افزایش به ازای هر بشکه در قیمت نفت خام، تورم را ۰/۲ درصد افزایش می‌دهد و رشد اقتصادی را ۰/۱ درصد کاهش می‌دهد.

---

1. Djalo et al.
2. Marshal-Lerner
3. Samsami et al. (1402)
4. Badel and McGillicuddy (2015)
5. Istiak and Alam (2019)
6. Kilian and Zhou (2022)



شکل ۱: قیمت نفت و انتظارات تورمی در ایالات متحده

منبع: داده‌های اقتصادی فدرال رزرو

رابطه بین بازار بورس و تورم آتی از موضوعاتی است که سال‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. سهام به طور سنتی به عنوان یک سپر محافظتی در برابر تورم در نظر گرفته می‌شد، یعنی تبدیل پول نقد به دارایی‌های مالی مانند سهام، ارزش آن را در برابر تورم حفظ می‌کند. اقتصاددانان مالی فکر می‌کردند که فرضیه فیشر[1] (۱۹۳۰) که فرض می‌کند نرخ بهره اسمی به طور کامل اطلاعات موجود در مورد مقادیر آتی نرخ تورم را منعکس می‌کند ممکن است برای رابطه بازده سهام و تورم نیز صادق باشد. مودیلیانی و کوهن[2] (۱۹۷۹) فرضیه توهم تورم را مطرح کردند که سرمایه‌گذاران بازار سهام در معرض توهم تورم هستند. آنها معتقدند که سرمایه‌گذاران بازار سهام در معرض توهم تورم هستند، به طوری که وقتی تورم افزایش می‌یابد، تمایل دارند با استفاده از نرخ‌های بهره اسمی بالاتر سودهای مورد انتظار آتی و سود سهام را به شدت تنزیل کنند. در نتیجه زمانی که تورم بالا است قیمت سهام کمتر ارزش‌گذاری می‌شود و زمانی که تورم کاهش می‌یابد، بیش از حد ارزش‌گذاری می‌شود و در نتیجه یک رابطه منفی بین بازده سهام و تورم ایجاد می‌شود (مددپور و عسگری[3]، ۲۰۱۹: ۱۲۱). از طرفی رشد شاخص بورس می‌تواند باعث افزایش انتظارات تورمی افراد شود و همچنین به دلیل اثر ثروت، تقاضای کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد و در نتیجه، باعث تشدید تورم می‌شود. همچنین نقدینگی که در بورس خلق شده می‌تواند در صورت اختلالاتی که

[1]. Fisher Hypothesis
[2]. Modigliani and Cohn (1979)
[3]. Madadpour and Asgari (2019)

در انتظارات فعالان این بازار از آینده آن شکل گرفته وارد بازارهای دیگر شود و تورم را افزایش دهد.

نرخ ارز یکی دیگر از متغیرهای اقتصاد کلان است که چگونگی تعیین و تاثیرگذاری آن بر سایر متغیرهای اقتصادی از جمله تورم و انتظارت تورمی یکی از مباحث مهم در عرصه سیاست‌گذاری بوده است. درک چگونگی واکنش قیمت‌ها به تغییرات نرخ ارز به ویژه برای مقامات پولی که وظیفه آنها دستیابی به ثبات قیمت است در چارچوب یک رژیم هدف‌گذاری تورم، مهم است. به گفته دورنباخ[1] (۱۹۸۷) زمانی که نرخ ارز به عنوان نرخ تغییر بین دو پول ملی تعریف شود، افزایش در سطح کلی قیمت‌ها وجود خواهد داشت. باید توجه داشت در صورتی که نرخ ارز کاهش یابد یعنی زمانی که ارزش پول داخلی افزایش می‌یابد، انتظار می‌رود قیمت‌ها در سطح عمومی کاهش یابد. سوزا و یتمن[2] (۲۰۱۶) بیان کردند که نوسانات در نرخ ارز باعث ایجاد تفاوت قیمت در کالای داخلی و کالای خارجی می‌شود که باعث عدم تعادل تقاضای کل می‌شود. بنابراین نوسانات نرخ ارز انتظارات تورمی را از طریق افزایش تقاضای کل و صادرات محصول تغییر می‌دهد (مختاری و همکاران، ۱۴۰۱: ۹۴). به عبارت دیگر، تغییرات نرخ ارز تجربه شده در اقتصاد باز بر قیمت‌های نسبی بین کالاهای داخلی و خارجی تاثیر می‌گذارد یعنی تقاضای داخلی و خارجی به کالاهای داخلی را موجب می‌شود. در نتیجه تقاضای کل و انتظارات تورمی غیرمستقیم تحت تاثیر خالص صادرات قرار دارند. همچنین تغییر در نرخ ارز بر هزینه‌های تولید اثر می‌گذارد زیرا قیمت کالاهای وارداتی تغییر می‌کند. نوسانات نرخ ارز باعث شکل‌گیری انتظارات تورمی می‌شود که تجار و صاحبان سرمایه را ترغیب به خارج ساختن پول از بازارهای واقعی و انتقال آن به بازار ارز می‌کند که نتیجه این اقدامات کاهش ارزش پول ملی در برابر نرخ ارز می‌شود (صبوری دیلمی و همکاران[3]، ۱۴۰۰: ۵). دیگر کانال تاثیرگذاری نرخ ارز بر انتظارات تورمی کانال دستمزد است. ورنگو و پری[4] (۲۰۱۸) بیان کردند تغییرات نرخ ارز از طریق تاثیر رقابت در بازار کار بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، دستمزد اسمی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. براساس دیدگاه کینزین‌ها با افزایش

[1]. Dornbuch (1987)
[2]. Sousa and Yetman (2016)
[3]. Saboori Deylami et al. (1400)
[4]. Vernengo and Perry (2018)

نرخ ارز تمایل تولیدکنندگان صادرات‌محور به استخدام نیروی کار افزایش می‌یابد بنابراین آنها بدون آنکه از سودشان کاسته شود بر دستمزد پرداختی به نیروی کار می‌افزایند. دیگر تولیدکنندگان به منظور ایجاد برابری در پرداخت دستمزد و جلوگیری از کاهش حاشیه سودشان، قیمت تمام شده کالا را افزایش می‌دهند که پیامد آن رشد تورم است.

۲-۲- انتظارات تورمی و نرخ بهره

انتظارات و به‌ویژه انتظارات تورمی در مرکز سیاست‌های پولی و بسیاری از نظریه‌های اقتصاد کلان مدرن قرار دارند. مقامات پولی به انتظارات تورمی اهمیت می‌دهند زیرا تورم تحقق یافته به خودی خود تا حدی ناشی از انتظارات عمومی در مورد تورم آینده است. در صورتی که انتظارات تورمی برابر با یک نقطه هدف یا در محدوده هدف تعیین شده توسط بانک مرکزی باشد، سیاست‌های پولی اتخاذ شده کاملا معتبر است. اعتبار سیاست پولی که به عنوان عنصر کلیدی در ادبیات سیاست پولی مدرن معرفی می‌شود، اغلب برای اشاره به توانایی بانک مرکزی در مدیریت انتظارات تورمی فعالان اقتصادی استفاده می‌شود (گولر[1]، ۲۰۲۱، ۹۶). نرخ بهره از ابزارهای مهم سیاست‌گذاری پولی برای کنترل تورم است و براساس نظریه فیشر (۱۹۳۰) که در مورد نرخ بهره بیان می‌کند یک رابطه مثبت یک به یک بین نرخ بهره اسمی (i_t) و نرخ تورم مورد انتظار (π_{t+1}) وجود دارد.

$$i_t = r_t + E_t\pi_{t+1} \qquad (۱)$$

بر اساس نظریه فیشر در صورتی که تورم انتظاری و نرخ بهره دارای همگرایی باشند و ضریب شیب بین دو متغیر مقدار یک را بگیرد، در این وضعیت نرخ بهره واقعی توسط مولفه‌های واقعی اقتصاد مانند بهره‌وری و ترجیحات زمانی تعیین می‌شود (حسنوند و نادمی[2]، ۱۳۹۷: ۲۲۰). در مقابل فرضیه فیشر، گروهی از اقتصاددانان معتقدند که نرخ بهره می‌تواند نقش مهمی در تعیین نرخ تورم داشته باشد. ادعای آنها در مورد تاثیرگذاری نرخ بهره بر نرخ تورم از طریق دوکانال تقاضا و عرضه بیان شد. در کانال تقاضا، هر نوع تغییر در نرخ بهره، تمایلات افراد برای مصرف خارج از درآمد را تغییر می‌دهد. برای مثال، افزایش نرخ بهره با تحریک پس‌انداز منجر به کاهش مصرف می‌شود، زیرا

[1]. Güler (2021)
[2]. Hassanvand and Nademi (1397)

افزایش نرخ بهره، هزینه فرصت مصرف امروز را افزایش می‌دهد (گالیندو و اشتاینر[1]، ۲۰۲۲: ۳). این امر منجر به انقباض کل تقاضا و در نتیجه کاهش سطح قیمت می‌شود. از سوی دیگر، نرخ بهره پایین قدرت وام‌گیری بیشتری را در اختیار مردم قرار می‌دهد تا مصرف بسیار بیشتری داشته باشند. در این مورد اگر عرضه کافی برای برآوردن تقاضای فزاینده برای کالاها و خدمات وجود نداشته باشد، اقتصاد تمایل به رشد دارد و باعث ایجاد تورم می‌شود. در کانال عرضه، نرخ بهره می‌تواند تولید را متاثر سازد زیرا نرخ بهره بالاتر هزینه تامین مالی تولید را برای شرکت‌ها افزایش می‌دهد و تولیدکنندگان هزینه تولید خود را به صورت افزایش قیمت به مصرف‌کنندگان منتقل می‌کنند که به آن تورم فشاری هزینه می‌گویند. همچنین افزایش نرخ بهره هزینه اعتبار را برای کارآفرینان افزایش می‌دهد که انتظار می‌رود تقاضای سرمایه‌گذاری را کاهش دهد که این امر منجر به کاهش تولید و به نوبه خود عرضه کل کالاها و خدمات می‌شود (دگان و همکاران[2]، ۲۰۲۰: ۷۶۱).

۳- پیشینه پژوهش

بوتون و روزولیا[3] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با عنوان سیاست پولی، انتظارات تورمی شرکت‌ها و قیمت‌ها، داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ شرکت‌های مالی و ساختمانی ایتالیا را جمع‌آوری و با استفاده از مدل علی برآمده از نظرسنجی‌های فصلی تورم و انتظارات رشد مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج بدست آمده نشان داد که تغییرات پیش‌بینی‌نشده در نرخ‌های بهره اسمی به طور معنی‌داری با تفاوت‌های انتظارات تورمی بین دو گروه شرکت‌ها رابطه منفی دارد. یعنی افزایش نرخ بهره اسمی موجب تقلیل انتظارات تورمی در شرکت‌های مالی و ساختمانی می‌شود.

نصیر و همکاران[4] (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان تثبیت انتظارت تورمی در مواجهه با شوک‌های نفتی در موقعیت کران پایینی صفر، داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۸ را برای کشورهای نیوزیلند و انگلستان بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که شوک‌های نفتی اثر نامتقارن بر انتظارات تورمی دارند. دیگر یافته‌های این مطالعه تاثیر قابل توجه نرخ ارز موثر واقعی بر انتظارات تورمی است که نشان‌دهنده انتقال نرخ ارز به تورم از طریق کانال انتظارات تورمی است.

---

[1]. Galindo and Steiner (2022)
[2]. Dogan et al. (2020)
[3]. Bottone and Rosolia (2019)
[4]. Nasir et al. (2020)

شن و همکاران[1] (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان نگاهی تازه به روابط متقابل بلندمدت نرخ بهره، تورم و نرخ ارز، داده‌های متغیرها را برای دوره زمانی ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۸ جمع‌آوری و با روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی آزمودند. نتایج نشان داد که یک رابطه مثبت بلندمدت بین نرخ‌های واقعی تورم و نرخ‌های بهره اسمی وجود دارد که از اعتبار فرضیه تورم مبتنی بر نرخ بهره در کشورهای برزیل، هند، ترکیه و اندونزی حمایت می‌کند. همچنین یافته‌ها نشان داد نرخ ارز و نرخ واقعی تورم در همه کشورهای نمونه تمایل به حرکت مشترک در بلندمدت دارند.

ژانگ و همکاران[2] (۲۰۲۲) در مقاله‌ای با عنوان شرکت‌ها چگونه انتظارات تورمی را شکل می‌دهند؟ داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۸ را در آمریکا جمع‌آوری کردند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها مدل شکل‌گیری انتظار ساده، انتظارات تطبیقی، انتظار منطقی و انتظارات استاتیک ناهمگن را در آزمون مدل‌هایی که توسط شرکت‌ها برای شکل‌گیری انتظارات تورمی استفاده می‌شوند، لحاظ کردند. نتایج فرضیه انتظارات منطقی، انتظارات تورمی شرکت‌ها را رد می‌کند یعنی ادراک تورم عاملی غیر قابل اغماض در شکل‌گیری انتظارات تورمی بنگاه‌ها است که بانک مرکزی می‌تواند از طریق اتخاذ سیاست‌های پولی مناسب، ادراک انتظارات تورمی شرکت‌ها را به نفع ثبات اقتصاد کلان تنظیم و تدوین کند.

آسکاری و همکاران[3] (۲۰۲۳) در پژوهشی با عنوان عدم قطعیت درون‌زا و تاثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر انتظارات تورمی، داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۰ را در آمریکا جمع‌آوری کردند. با بکارگیری مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نشان دادند که شوکی که انتظارات تورمی کوتاه‌مدت را افزایش می‌دهد، اثرات منفی کلان اقتصادی مانند افزایش تورم و کاهش تولید را به همراه دارد. نتایج نشان داد که افزایش همبستگی درون‌زا در عدم قطعیت هم برای تقویت مکانیسم انتقال و هم برای ایجاد محدودیت‌ها نشانه قوی در شناسایی شوک انتظارات تورمی در رویکرد VAR است. همچنین شواهد بیان کرد شوک‌هایی که انتظارات تورمی را افزایش می‌دهند، اثرات قوی‌تری نسبت به شوک‌هایی دارند که انتظارات تورمی را کاهش می‌دهند.

---

1. Şen et al. (2020)
2. Zhang et al. (2022)
3. Ascari et al. (2023)

نصیر و دوک هوین[1] (۲۰۲۴) در پژوهشی با عنوان رابطه بین تورم و انتظارات تورمی در مرز صفر، داده‌های تورم، وضعیت مالی، انتظارات تورمی، بازار کار، رشد تولید، نرخ ارز واقعی و شوک‌های نفتی را برای دو کشور انگلیس و کانادا جمع‌آوری کردند. تجزیه و تحلیل داده‌ها با روش غیر خطی اتورگرسیو با وقفه توزیعی انجام شد که دلیل آن عدم تقارن در روابط زمینه‌ای بیان شد. نتایج نشان داد تورم گذشته در تشکیل انتظارات تورمی تاثیر می‌گذارد. در میان عوامل توضیحی، شکاف تولید تاثیر مثبتی را نشان داد که این اثر ناچیز است. کسادی بازار کار تاثیر مثبت و در عین حال ناچیز بر انتظارات تورمی دارد که با یک تاخیر، این اثر منفی شد و اهمیت آماری آن افزایش یافت. نرخ ارز نیز همزمان نتایج مثبت اما ناچیز را نشان داد و با یک تاخیر این تاثیر منفی شد. شوک منفی نفت تاثیر مثبت بر انتظارات تورمی نشان داد اما پس از یک تاخیر، تاثیر آن منفی شد. موضع مالی یک اثر مثبت اما ناچیز را نشان داد که بیان‌کننده این است که سیاست مالی در کوتاه‌مدت عامل مهم انتظارات تورمی نیست.

ابوالحسنی و همکاران[2] (۱۳۹۸) مقاله‌ای با عنوان بررسی اثر نرخ بهره و نرخ ارز بر هدف‌گذاری تورم با رویکرد انتظارات تورمی ناهمگن را انجام دادند. آنها با استفاده از اطلاعات آماری دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۸ و اعمال الگوی انتظارات عقلائی و انتظارات محدود شده مبتنی بر الگوی انتظارات تطبیقی برای شکل‌دهی به انتظارات نشان دادند شوک نرخ ارز و نرخ بهره از طریق شوک هزینه‌ای منجر به افزایش در نرخ تورم می‌شود.

خدابخشی و همکاران[3] (۱۴۰۰) در پژوهشی با عنوان بررسی تاثیر غیر خطی نرخ بهره بر سطح عمومی قیمت‌ها، به بررسی رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم پرداختند. برای این منظور داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۶ را جمع‌آوری کردند و با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم فرضیه‌های مطالعه را آزمودند. یافته‌ها نشان داد با افزایش نرخ‌های بهره اثرگذاری آن بر نرخ تورم افزایش می‌یابد. همچنین اثرگذاری نرخ بهره بر سطح عمومی قیمت‌ها دارای تاثیرات شدید نیست.

تحصیلی[4] (۱۴۰۱) در پژوهشی با عنوان اثرگذاری تکانه نرخ ارز بر تورم در اقتصاد ایران،

---

1. Nasir and Duc Huynh (2024)
2. Aboulhassani et al. (1398)
3. Khodabakhshi et al. (1400)
4. Tahsili (1401)

داده‌های فصلی سال ۱۳۶۹ تا پایان ۱۳۹۷ را جمع‌آوری کرد. با بهره‌گیری از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای نتایج بدست آمده نشان داد اثرگذاری نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌ها به مقادیر تورم وابسته است به گونه‌ای که اگر تورم فصلی بیشتر از ۵/۸ درصد باشد، شوک ارزی اثر کمتری بر تورم دارد.

٤- روش‌شناسی

این پژوهش از نظر هدف کاربردی است زیرا یافته‌های آن می‌تواند در فرآیند تصمیم‌گیری استفاده شود و از منظر گردآوری داده‌ها از نوع آرشیوی و به لحاظ ماهیت از نوع پیمایشی است. در این پژوهش برای انتخاب موثرترین متغیرها در پیش‌بینی انتظارات تورمی از الگوریتم‌های یادگیری ماشین استفاده می‌شود. یادگیری ماشین یک رویکرد آماری است که از داده‌ها برای شناسایی الگوها و روابط بین متغیرها با استفاده از فرآیندهای ساخت مدل خودکار با تعامل انسانی محدود استفاده می‌کند. الگوریتم‌های یادگیری ماشین از توابع جریمه یا زیان استفاده می‌کنند و با کاهش خطاهای پیش‌بینی خارج از نمونه، عملکرد را بهبود می‌بخشند (مدیروس و همکاران[1]، ۲۰۱۶: ۲۳۷). الگوریتم‌ها پتانسیل بهبود مدل‌های سنتی را دارند که تحقیقات اقتصادی برای پیش‌بینی استفاده کرده است زیرا آنها برای کشف الگوهای پیچیده مناسب هستند و بر فرضیات کمتر و محدودتر تکیه می‌کنند. ماهیت جعبه سیاه الگوریتم‌های یادگیری ماشین می‌تواند اطلاعات مفیدی را بدون فاش‌کردن هیچ‌گونه جزئیاتی در مورد عملکرد داخلی خود تولید کند. یعنی یک جعبه سیاه ماشین ورودی‌ها را دریافت می‌کند و خروجی‌ها را تولید می‌کند اما عملکرد آن ناشناخته است. استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین نیاز به آموزش و روش‌های آزمایش مناسب دارد. در این پژوهش از دوره زمانی ۱۴ ساله برای مجموعه‌های آموزشی استفاده می‌شود و دقت مدل‌های پیش‌بینی خارج از نمونه در سال پانزدهم اندازه‌گیری می‌شود.

مجموعه داده‌ها شامل گروهی از متغیرهای اقتصادی و پولی مانند نرخ ارز (نصیر و همکاران، ۲۰۲۰: ۶)، شاخص بازار سهام (اورلوفسکی و سوپر[2]، ۲۰۱۹: ۱۱)، ارقام بودجه و تراز پرداخت‌ها

[1]. Medeiros et al. (2016)
[2]. Orlowski and Soper (2019)

(دوپور و لی[1]، ۲۰۱۵)، شاخص قیمتی تولید (گویال و پاراب[2]، ۲۰۱۹)، شاخص قیمت واردات (دیجالو و همکاران، ۲۰۲۳: ۴۲)، نرخ رشد دستمزد (فراچه و لوبراس[3]، ۲۰۱۸: ۳۴)، سطح شکاف تولید (اوزر و همکاران[4]، ۲۰۲۳: ۹)، نرخ رشد اقتصادی (لیپکا و همکاران، ۲۰۲۲: ۲۵)، نرخ بهره بازار پول (گالیندو و اشتاینر، ۲۰۲۲: ۴)، رشد نقدینگی (گولر، ۲۰۲۱: ۹۶)، و درآمدهای نفتی (کیلیان و ژو، ۲۰۲۲: ۸۷۲) است که برای دوره زمانی از ابتدای ۱۳۸۴ تا انتهای ۱۳۹۸ از پایگاه اطلاعات اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایت اینترنتی اکونو مجیک[5] جمع‌آوری می‌شود. به منظور پردازش داده‌ها از تابع dropna در کتابخانه panda در ابزار پایتون، نمونه‌هایی با مقادیر گمشده حذف شد و سپس داده‌ها به کمک روش Z نرمال‌سازی شدند. در این روش اگر Z مثبت باشد یعنی بالاتر از میانگین و اگر منفی باشد کمتر از میانگین مجموع داده‌ها است. در این روش $\bar{x}$ میانگین و σ انحراف معیار مجموع داده‌ها است.

$$Z = \frac{x-\bar{x}}{\sigma} \quad (۲)$$

متغیر وابسته در این پژوهش انتظارات تورمی است که برای برآورد آن به پیروی از نیومن[6] (۲۰۰۳) سطح انتظارات تورمی آینده‌نگر t+1 لحاظ می‌شود. بنابراین نرخ انتظارات تورمی به صورت تابعی γ از متغیرهای پیش‌بین $\tilde{x}$ است که به صورت رابطه (۳) مدل‌سازی می‌شود:

$$y_{t+1} = \gamma_t(\tilde{x}_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (۳)$$

به منظور برآورد نرخ انتظارات تورمی در رویکرد یادگیری ماشین از رابطه (۴) استفاده می‌شود:

$$f^{ml}_{y_{t+1}} = \hat{\beta}_t \tilde{x}_t + \varepsilon_t \quad (۴)$$

در این پژوهش به پیروی از مطالعه اوزگور و آککوچ[7] (۲۰۲۲) عملکرد چندین تکنیک یادگیری ماشین شامل الگوریتم ریج[8]، الگوریتم لاسو[9]، الگوریتم لاسوی تطبیق‌یافته[10] و الگوریتم

---

1. Dupor and Li (2015)
2. Goyal and Parab (2019)
3. Frache and Lluberas (2018)
4. Özer et al. (2023)
5. Economagic.org
6. Neuman
7. Özgür and Akkoç (2022)
8. Ridge
9. Lasso
10. Adaptive Lasso

شبکه الاستیک[1] در پیش‌بینی انتظارات تورمی ارزیابی می‌شود. همچنین جهت بررسی دقت تکنیک‌های یادگیری ماشین از معیار خطای میانگین مربعات (MSE) استفاده می‌شود که به صورت رابطه (۵) بدست می‌آید:

$$MSE = \frac{1}{N}\sum(y_t - f_{y_{t+1}}^{ml})^2 \quad (۵)$$

الگوریتم ریج: این الگوریتم بسیار شبیه به رگرسیون حداقل مربعات معمولی یا OLS است، با این تفاوت که ضرایب با به حداقل رساندن یک تابع کمی تخمین زده می‌شود. این الگوریتم با اعمال جریمه برای بزرگی ضرایب، آنها را کوچک می‌کند. به طور خلاصه، الگوریتم ریج همه ضرایب را به سمت صفر کاهش می‌دهد و زمانی λ (پارامتر انقباضی) مقدار مثبت بگیرد α (پارامتر ترکیبی) صفر و ω (وزن متغیرهای پیش‌بین) در تابع جریمه کوچک‌تر می‌شوند. هر چقدر مقدار λ بزرگتر باشد انقباض بیشتر صورت می‌گیرد و ضرایب به سمت صفر کشانده می‌شوند. رگرسیون ریج توسط معادله (۶) برآورد می‌شود:

$$\sum(y_i - \beta_0 - \sum\beta_j x_{ij})^2 + \lambda\sum\beta_j^2 \quad (۶)$$

الگوریتم لاسو: این الگوریتم نوعی روش انتخاب زیرمجموعه پیوسته است. الگوریتم لاسو هر ضریب را با یک عامل ثابت به μ تبدیل می‌کند و برخی از آنها را به صفر می‌رساند. این الگوریتم زیرمجموعه‌ای از متغیرها را به منظور افزایش دقت پیش‌بینی مدل فراهم می‌کند و این فرآیند به عنوان آستانه‌سازی نرم نامیده می‌شود. همچنین تکنیک لاسو با جایگزینی تابع $|\beta_j|$ در الگوریتم ریج ضرایب را مجبور می‌کند که خنثی شوند. الگوریتم لاسو مشابه الگوریتم ریج مشکلات هم‌خطی را برطرف می‌نمایند و مدلی بدون کم برازندگی یا بیش‌برازندگی ارائه می‌کنند (لیو و ژانگ[2]، ۲۰۰۹: ۷۹). این الگوریتم توسط معادله (۷) تخمین زده می‌شود:

$$\sum(y_i - \beta_0 - \sum\beta_j x_{ij})^2 + \lambda\sum|\beta_j| \quad (۷)$$

الگوریتم لاسوی تطبیق یافته: این الگوریتم که به طور همزمان انتخاب و تخمین متغیر را انجام می‌دهد از تخمین اولیه (β_{int}) برای متغیرهای پیش‌بین استفاده می‌کند و چنین استدلال می‌کند که روش کوچک کردن همه ضرایب به طور یکسان می‌تواند نتایج متناقضی ایجاد کند و

[1]. Elastic Net
[2]. Liu and Zhang (2009)

بکارگیری تخمین اولیه مناسب می‌تواند عملکرد متغیر را بهبود بخشد. این خصیصه الگوریتم لاسوی تطبیق یافته که ویژگی اوراکل[1] نام دارد با دادن وزن متناسب به اهمیت متغیرها آنها را جریمه می‌کند.

$$\sum(y_i - \beta_0 - \sum \beta_j x_{ij})^2 + \lambda \sum \frac{|\beta_j|}{|\beta_{int}|} \quad (۸)$$

الگوریتم شبکه الاستیک: الگوریتم شبکه الاستیک یک تکنیک رگرسیون خطی است که از عبارت جریمه برای کوچک کردن ضرایب پیش‌بینی‌کننده‌ها استفاده می‌کند و هنگامی که هم‌خطی چندگانه شدید وجود داشته باشد کاربرد آن مناسب است. عبارت جریمه ترکیبی از ضرایب L1 (مقدار مطلق) و L2 (مقدار مربع) است که با پارامتری به نام α وزن می‌شود. جریمه L1 مشابه الگوریتم لاسو است که با صفر کردن برخی ضرایب تمایل به تولید راه‌حل‌های پراکنده دارد. جریمه L2 مشابه تکنیک ریج است که تمایل به کاهش واریانس ضرایب با کوچک کردن آنها به سمت صفر دارد. در شبکه الاستیک پارامتر λ تعادل بین دو عبارت جریمه را از طریق α برقرار می‌کند. در صورتی که مقدار آلفا صفر باشد، شبکه الاستیک معادل الگوریتم ریج است و اگر مقدار آلفا یک باشد شبکه الاستیک معادل تکنیک لاسو است.

$$\sum(y_i - \beta_0 - \sum \beta_j x_{ij})^2 + \lambda \left(\alpha \sum|\beta_j| + (1-\alpha) \sum \beta_j^2\right) \quad (۹)$$

۵- یافته‌ها

برای کاربست الگوریتم‌های یادگیری ماشین در گام اول به کمک روش اعتبارسنجی ۱۰ تایی داده‌ها به ۱۰ بخش تقسیم می‌شود و در هر بخش دو مجموعه آموزش و آزمون ایجاد می‌شود. سپس در بخش اول اعتبارسنجی صورت می‌گیرد و نتیجه اعتبارسنجی این بخش به عنوان ورودی بخش دوم و به زیر مجموعه آموزش اضافه می‌شود. در بخش دوم زیر مجموعه آموزش متشکل از نتایج اعتبار سنجی بخش اول و داده‌های این قسمت است و مجموعه آزمون نیز در این بخش تشکیل می‌شود و سپس اعتبارسنجی بخش دوم صورت می‌گیرد. این روند تا آخرین قسمت داده‌ها یعنی بخش دهم داده‌ها انجام می‌شود و نتیجه آن به صورت مجموعه آموزش متشکل از نتایج اعتبارسنجی قسمت‌های پیشین و داده‌های بخش دهم و مجموعه آزمون تقسیم می‌شود. هدف از گام اول تعیین مقدار بهینه پارامتر λ است که به عنوان پارامتر انقباضی تنظیم‌کننده در تعیین تعداد ویژگی حفظ

[1]. Oracle Properties

شده و خطای مدل رگرسیون اهمیت دارد. جدول ۱ میانگین خطای روش اعتبارسنجی ۱۰ تایی برای هر بخش را به منظور پیش‌بینی انتظارات تورمی نشان می‌دهد.

جدول ۱: میانگین خطا در ۱۰ بخش مجموعه آموزش مدل‌ها

زیرمجموعه آموزش	MSE
۱	۰/۱۲۹۸
۲	۰/۱۱۶۶
۳	۰/۱۰۷۴
۴	۰/۰۹۲۸
۵	۰/۰۹۵۷
۶	۰/۰۹۱۲
۷	۰/۰۸۷۹
۸	۰/۰۸۷۷
۹	۰/۰۹۳۶
۱۰	۰/۰۹۱۳
میانگین خطاها	۰/۰۹۹۴

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که در زیرمجموعه هشت میزان خطا ۰/۰۸۷۷ کمتر از سایر زیرمجموعه‌های آموزش است و این به معنی آموزش بهتر مدل در این زیرمجموعه برای پیش‌بینی انتظارات تورمی است. خطای میانگین مربعات ۰/۰۹۹۴ است که نزدیک بودن آن به صفر دقت مدل در ارائه پیش‌بینی درست را نشان می‌دهد.

در جدول ۲ آلفا نوع الگوریتم را نشان می‌دهد و لامبدا اهمیت نسبی جریمه را در شیوه‌های کمینه‌سازی تعریف می‌کند. همچنین ضرایب متغیرها حاصل از بکارگیری الگوریتم ریج در این جدول نشان داده می‌شود.

جدول ۲: نتایج حاصل از الگوریتم ریج

نام متغیر	ضریب
نرخ رشد اقتصادی	-۰/۵۰۹
شاخص قیمت واردات	۰/۸۴۳
شاخص قیمت تولید	۱/۵۸۳
سطح شکاف تولید	۰/۷۷۵
ارقام بودجه و تراز پرداخت‌ها	۱/۶۱۶
نرخ رشد دستمزد	۰/۳۴۲

نام متغیر	ضریب
رشد نقدینگی	۲/۱۰۷
نرخ ارز	۲/۹۴۲
درآمدهای نفتی	-۰/۲۵۹
شاخص بازار سهام	۰/۰۷۳
نرخ بهره	-۳/۴۱۹
متغیر وابسته: انتظارات تورمی **مقدار آلفا:** ۰ **مقدار بهینه لامبدا حاصل از اعتبارسنجی ۱۰ تایی:** ۹/۶۶۸ **MSE:** ۰/۱۰۵۳	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد نرخ رشد اقتصادی با ضریب ۰/۵۰۹- و درآمدهای نفتی با ضریب ۰/۲۵۹- و نرخ بهره با ضریب ۳/۴۱۹- تاثیر منفی بر انتظارات تورمی دارند. یعنی با افزایش هرکدام از این متغیرها انتظارت تورمی کاهش می‌یابد. تاثیر متغیرهای شاخص قیمت واردات، شاخص قیمت تولید، سطح شکاف تولید، ارقام بودجه و تراز پرداخت‌ها، نرخ رشد دستمزد، رشد نقدینگی، نرخ ارز و شاخص بازار سهام بر انتظارات تورمی مثبت است. یعنی با افزایش هریک از این متغیرها انتظارات تورمی افزایش می‌یابد. همچنین مقدار آلفا برای الگوریتم ریج همان‌گونه که انتظار بود صفر است و مقدار لامبدا بهینه برابر ۹/۶۶۸ است. میانگین مجذور اختلاف بین مقادیر برآورد شده و مقادیر واقعی ۰/۱۰۵۳ است. جدول ۳ نتایج حاصل از الگوریتم لاسو را نشان می‌دهد.

جدول ۳: نتایج حاصل از الگوریتم لاسو

نام متغیر	ضریب
نرخ رشد اقتصادی	-۰/۷۴۱
شاخص قیمت واردات	۰/۸۵۶
شاخص قیمت تولید	۳/۲۰۳
سطح شکاف تولید	۱/۱۷۲
ارقام بودجه و تراز پرداخت‌ها	۳/۷۴۵
نرخ رشد دستمزد	۰/۱۸۲
رشد نقدینگی	۵/۴۳۵
نرخ ارز	۶/۱۰۹
درآمدهای نفتی	-۰/۱۳۶
شاخص بازار سهام	صفر
نرخ بهره	-۷/۵۸۴

نام متغیر	ضریب
متغیر وابسته: انتظارات تورمی	
مقدار آلفا: ۱	
مقدار بهینه لامبدا حاصل از اعتبارسنجی ۱۰ تایی: ۰/۱۶۴	
MSE: ۰/۰۹۵۱	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج کاربست الگوریتم لاسو در جدول ۳ نشان می‌دهد مدل رگرسیون جریمه می‌شود که نتیجه آن افزایش مقادیر قدر مطلق ضرایب متغیرها است. بنابراین نرخ ارز با ضریب ۶/۱۰۹ بیشترین تاثیر مثبت و نرخ بهره با ضریب ۷/۵۸۴- بیشترین تاثیر منفی را بر انتظارات تورمی دارند. ضریب شاخص بازار سهام که در جدول ۲ مقداری کوچک است توسط ویژگی خنثی‌سازی الگوریتم لاسو صفر شد. یعنی الگوریتم لاسو با حذف شاخص بازار سهام عملکرد دقیق‌تری در برآورد انتظارات تورمی ارائه می‌کند. همان‌گونه که انتظار می‌رفت آلفا در الگوریتم لاسو برابر با ۱ است. لامبدا با مقدار بهینه ۰/۱۶۴ سطح تبادل بین تعداد ویژگی‌های انتخابی و میزان خطای الگوریتم را نشان می‌دهد که خطای میانگین مربعات الگوریتم ۰/۰۹۵۱ است. جدول ۴ نتایج حاصل از بکارگیری الگوریتم لاسو تطبیق‌یافته را نشان می‌دهد.

جدول ٤: نتایج حاصل از الگوریتم لاسو تطبیق‌یافته

نام متغیر	ضریب
نرخ رشد اقتصادی	-۰/۶۴۳
شاخص قیمت واردات	۰/۹۵۴
شاخص قیمت تولید	۱/۷۹۵
سطح شکاف تولید	۰/۸۱۶
ارقام بودجه و تراز پرداخت‌ها	۱/۹۷۷
نرخ رشد دستمزد	۰/۳۵۱
رشد نقدینگی	۲/۹۰۴
نرخ ارز	۳/۱۴۴
درآمدهای نفتی	-۰/۳۴۷
شاخص بازار سهام	۰/۰۵۶
نرخ بهره	-۴/۳۸۳
متغیر وابسته: انتظارات تورمی	
مقدار آلفا: ۰/۹۵	
مقدار بهینه لامبدا حاصل از اعتبارسنجی ۱۰ تایی: ۱/۰۶۲	
MSE: ۰/۰۸۹۲	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج کاربست الگوریتم لاسوی تطبیق‌یافته نشان می‌دهد که برخلاف نتایج الگوریتم لاسو در جدول ۳ متغیرها بیش از حد جریمه نشدند تا مانع تخمین‌های مغرضانه از طریق ایجاد ضرایب بزرگ شود. این نتایج تاثیر منفی نرخ رشد اقتصادی (۰/۶۴۳-)، درآمدهای نفتی (۰/۳۴۷-) و نرخ بهره (۴/۳۸۳-) بر انتظارات تورمی را نشان می‌دهد در حالی که شاخص قیمت واردات (۰/۹۵۴)، شاخص قیمت تولید (۱/۷۹۵)، سطح شکاف تولید (۰/۸۱۶)، ارقام بودجه و تراز پرداخت‌ها (۱/۹۷۷)، نرخ رشد دستمزد (۰/۳۵۱)، رشد نقدینگی (۲/۹۰۴)، نرخ ارز (۳/۱۴۴) و شاخص بازار سهام (۰/۰۵۶) تاثیر مثبت بر انتظارات تورمی دارند. آلفا در الگوریتم لاسوی تطبیق‌یافته نزدیک ۱ است و مقدار بهینه لامبدا حاصل از طریق ۱۰ بلوک اعتباریابی برای شدت تابع جریمه برابر ۱/۰۶۲ است. خطای میانگین مربعات بین مقادیر واقعی و تخمینی برای الگوریتم لاسو تطبیق‌یافته ۰/۰۸۹۲ است. جدول ۵ نتایج کاربست الگوریتم شبکه الاستیک را نشان می‌دهد.

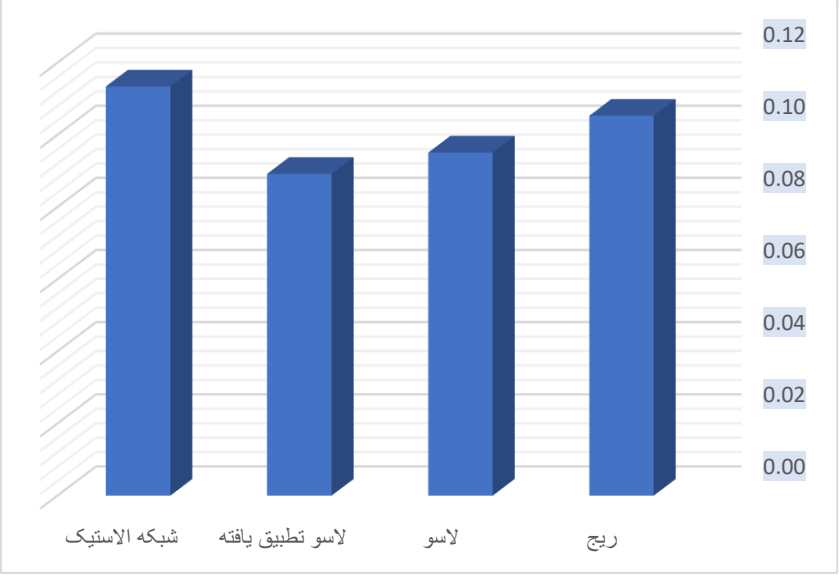
جدول ۵: نتایج حاصل از الگوریتم شبکه الاستیک

نام متغیر	ضریب
نرخ رشد اقتصادی	۰/۵۸۳-
شاخص قیمت واردات	۰/۸۷۶
شاخص قیمت تولید	۲/۲۰۷
سطح شکاف تولید	۰/۸۱۳
ارقام بودجه و تراز پرداخت‌ها	۲/۰۵۹
نرخ رشد دستمزد	۰/۳۷۲
رشد نقدینگی	۳/۲۹۳
نرخ ارز	۳/۵۱۵
درآمدهای نفتی	صفر
شاخص بازار سهام	صفر
نرخ بهره	۳/۹۶۱-
متغیر وابسته: انتظارات تورمی **مقدار آلفا:** ۰/۸۵ **مقدار بهینه لامبدا حاصل از اعتبارسنجی ۱۰ تایی:** ۳/۴۰۷ **MSE:** ۰/۱۱۳۴	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از بکارگیری الگوریتم شبکه الاستیک نشان می‌دهد ضرایب کوچک جدول ۲

یعنی درآمدهای نفتی و شاخص بازار سهام صفر شدند. این ویژگی الگوریتم شبکه الاستیک مشابه الگوریتم لاسو است که ضرایب کوچک را برای تولید راه‌حل‌های پراکنده به صفر می‌رساند. از میان سایر متغیرها، نرخ ارز با ضریب ۳/۵۱۵ بیشترین تاثیر مثبت را بر انتظارات تورمی دارد و نرخ بهره با ضریب ۳/۹۶۱- بیشترین تاثیر منفی را بر انتظارت تورمی می‌گذارد. میزان آلفای بدست آمده ۰/۸۵ و لامبدا بهینه ۳/۴۰۷ است که نوع و شدت انقباض را نشان می‌دهند. نتایج بدست آمده از به کارگیری هر چهار الگوریتم ماشین یادگیری نشان می‌دهد که نرخ ارز و نقدینگی بیشترین تاثیر مثبت در انتظارات تورمی را دارند و این نشان‌دهنده روابط شدید بین داده‌های نرخ ارز و انتظارات تورمی از یک سو و نقدینگی و انتظارات تورمی از سوی دیگر است. محیط اقتصادی ایران به واردات کالاهای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مواد اولیه وابستگی زیادی دارد و هرگونه افزایش نرخ ارز می‌تواند انتظارات تورمی را نسبت به قیمت کالاهای مصرفی به صورت مستقیم و قیمت سایر عوامل تولید مانند دستمزد و سرمایه‌گذاری به صورت غیر مستقیم تغییر دهد. داده‌های نقدینگی همبستگی شدیدی با داده‌های بخش تقاضا دارد و به دلیل ناترازی عرضه و تقاضا در اقتصاد ایران، افزایش نقدینگی باعث ایجاد تقاضای مازاد می‌شود که به تبع پیدایش انتظارات تورمی را همراه دارد. با وجود آنکه ضرایب بدست آمده از هر چهار الگوریتم یادگیری ماشین بیان‌کننده تاثیر بالای نرخ ارز و نقدینگی بر انتظارات تورمی است اما دقت الگوریتم‌های استفاده شده در این مطالعه مشابه نمودار ۱ بر اساس مقایسه میزان میانگین خطای مربعات نشان داده می‌شود.



نمودار ۱: مقایسه دقت چهار الگوریتم بر اساس میانگین خطای مربعات

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که نمودار ۱ مشخص می‌کند میانگین خطای مربعات الگوریتم لاسوی تطبیق‌یافته نسبت به دیگر الگوریتم‌ها در سطح پایین‌تری قرار دارد. بنابراین در این الگوریتم اختلاف بین مقادیر مشاهده شده و مقادیر تخمینی کمتر است و بهترین عملکرد را نسبت به سایر مدل‌ها دارد.

٦- نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت پاسخ به این سوال برای بانک مرکزی و سیاست‌گذاران اقتصادی که چه مولفه‌هایی در شکل‌گیری انتظارات تورمی نقش دارد این مطالعه از روش یادگیری ماشین و تمرکز بر طیف گسترده‌ای از متغیرهای اقتصادی و پولی استفاده کرد زیرا روش‌های یادگیری ماشین به طور کلی قادر به شناسایی الگوهای غیر خطی در داده‌ها هستند که در مدل‌های خطی استاندارد پنهان شده‌اند. همچنین الگوریتم‌های یادگیری ماشین برخلاف مدل‌های اقتصادسنجی خطی که معمولاً بر اساس چند متغیر هستند، می‌توانند مجموعه‌های داده را با تعداد زیادی پیش‌بینی‌کننده مدیریت کنند. یافته‌های پژوهش نشان داد که الگوریتم لاسوی تطبیق‌یافته در پیش‌بینی انتظارات تورمی نسبت به سایر روش‌ها اختلاف کمتری بین مقادیر مشاهده شده و تخمینی دارد. این الگوریتم

نشان داد راه‌حل جریمه کردن متغیرها با استفاده از ضرایب برآورد شده اولیه آن‌ها می‌تواند با انتخاب زیرمجموعه بهتر عملکرد الگوریتم را در پیش‌بینی انتظارات تورمی بهبود بخشد. یافته‌ها تایید کرد که ویژگی اوراکل الگوریتم لاسوی تطبیق‌یافته توانست با دادن وزن کمتر به متغیرهای مهم آن‌ها را کمتر جریمه کند و تاثیرات آن‌ها را آن‌گونه که هست در مدل باقی بگذارد. این در حالی است که الگوریتم لاسو به صورت مغرضانه با دادن وزن زیاد به متغیرها آن‌ها را به شدت جریمه کرد.

بر اساس نتایج بدست آمده از الگوریتم لاسوی تطبیق‌یافته از بین متغیرهای اقتصادی، نرخ ارز و رشد نقدینگی بیشترین تاثیر مثبت را در انتظارات تورمی دارند. در این مورد می‌توان نتیجه گرفت علاوه بر افزایش قیمت کالاهای وارداتی، هزینه‌های تولید داخلی از طریق تغییر قیمت نهاده‌های وارداتی از افزایش نرخ ارز متاثر می‌شود. گزارش دفتر فناوری اطلاعات و ارتباطات گمرک جمهوری اسلامی ایران در مورد آمار تجارت خارجی کشور حاکی از رشد ۱/۷ درصد تغییرات واردات سال ۱۳۹۸ نسبت به مدت مشابه سال گذشته است در حالی که در همین دوره صادرات به میزان ۰/۷۷- درصد کاهش داشته است که افزایش رشد واردات را نسبت به صادرات نشان می‌دهد. بنابراین هر نوع تغییر نرخ ارز در شکل‌گیری انتظارات مصرف‌کننده نسبت به تورم آتی کمک می‌کند. رشد نقدینگی و حجم پول در اقتصاد بر اساس نظریه مقداری پول موجب ایجاد تورم بالا می‌شود. در ایران روند خلق پول و خلق نقدینگی بدون پشتوانه به دلیل عدم هماهنگی با سطح تولید کالا و خدمات باعث ایجاد انتظارات تورمی می‌شود. یعنی افزایش نقدینگی باعث رشد سریع تقاضا برای کالاها و خدمات شده و چون در کوتاه‌مدت عرضه کالا و خدمات محدود است این امر منجر به ایجاد تورم می‌شود. همچنین براساس نتایج بدست آمده از الگوریتم لاسوی تطبیق‌یافته نرخ بهره به عنوان متغیر پولی بیشترین تاثیر منفی را بر انتظارات تورمی دارد. بر اساس نظریه فیشر نرخ بهره بالاتر منجر به کاهش تورم می‌شود زیرا با افزایش نرخ بهره جذابیت مصرف در دوره فعلی و به تبع آن تقاضا و نرخ تورم کاهش می‌یابد. بانک مرکزی ایران با افزایش نرخ سود سپرده‌های بانک‌ها می‌تواند رغبت افراد را به سپرده‌گذاری افزایش دهد. همزمان وقتی که نرخ بهره تسهیلات مورد تقاضای بانک‌ها از بانک مرکزی نیز افزایش می‌یابد، درواقع پول گران می‌شود و برای دریافت آن باید هزینه بیشتری نسبت به قبل پرداخت. در نتیجه بانک‌ها نیز هزینه پرداخت وام و تسهیلات بانکی به مردم را با بالا بردن نرخ بهره افزایش می‌دهند و همزمان ناچار می‌شوند که میزان اعتبار سالانه در

نظرگرفته شده برای پرداخت وام را نیز کاهش دهند. بدین ترتیب بخشی از افراد وسوسه می‌شوند که پس‌اندازهای خود را در بانک‌ها سپرده‌گذاری کنند که برآیند آن کاهش تقاضا و مصرف کل از یک سو و افت سرعت گردش پول از سوی دیگر، موجب کاهش سرعت افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود.

با در نظر گرفتن نتایج این پژوهش سیاست‌گذاران و مسئولان اقتصادی می‌توانند الگوریتم‌های یادگیری ماشین را مستقیما در یک مسئله پیش‌بینی اقتصاد کلان در محیط غنی از داده با استفاده از همه پیش‌بینی‌کننده‌ها، بدون نیاز به مدل‌سازی خطی چند متغیره و با حداقل خطای اندازه‌گیری اعمال کنند. در واقع می‌توان ماهیت جعبه سیاه الگوریتم‌های یادگیری ماشین را در محیط اقتصادی کشور به کار گرفت و با پرداختن به تفسیرپذیری مدل، راه‌حل‌های ساده و پراکنده را برای مسائل کلان اقتصادی با اهمیت زیاد ارائه داد. برای پژوهش‌های آتی، پیش‌بینی انتظارات تورمی با سایر تکنیک‌های پیشرفته هوش مصنوعی قابل توضیح و مقایسه آن با الگوریتم‌های یادگیری ماشین پیشنهاد می‌شود تا مشخص شود که در چه شرایطی کدام رویکرد بهینه است.

References

Aboulhassani, A., Shaygani, B. & Zandian, Z. (2020). The Effect of Interest Rate and Exchange Rate on Inflation Targeting with Heterogeneous Inflation Expectations Approach. *Journal of Econometric Modelling*, **5**(1): 87-110. Doi: 10.22075/jem.2020.18166.1338. (In Persian)

Ascari, G., Fasani, S., Grazzini, J. & Rossi, L. (2023). Endogenous Uncertainty and the Macroeconomic Impact of Shocks to Inflation Expectations. *Journal of Monetary Economics*, **140**: 48-63. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2023.04.002.

Badel, A. & McGillicuddy, J. (2015). *Oil Prices and Inflation Expectations: Is There a Link?* The Regional Economist: Federal Reserve Bank of St. Louis.

Bottone, M. & Rosolia, A. (2019). Monetary Policy, Firms' Inflation Expectations and Prices: Causal Evidence from Firm-Level Data. *Working Papers 1218*: Bank of Italy

Coibion, O., Gorodnichenko, Y. & Ropele, T. (2020). Inflation Expectations and Firm Decisions: New Causal Evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, **135**(1): 165–219. https://doi.org/10.1093/qje/qjz029.

De Carvalho, A. R., Ribeiro, R. S. M. & Marques, A. M. (2018). Economic Development and Inflation: A Theoretical and Empirical Analysis. *International Review of Applied Economics*, **32**(4): 546-565. https://doi.org/10.1080/02692171.2017.1351531.

Djalo, M. U., Yusuf, M., & Pudjowati, J. (2023). The Impact of Foreign Debt on Export and Import Values, the Rupih Exchange Rate, and the Inflation Rate.

Jurnal Ekonomi, **12**(01): 1124–1132.
Dogan, I., Orun, E., Aydın, B. & Saban Afsal, M. (2020). Non-Parametric Analysis of the Relationship between Inflation and Interest Rate in the Context of Fisher Effect for Turkish Economy. *International Review of Applied Economics*, **34**(6): 758-768. https://doi.org/10.1080/02692171.2020.1782852.
Dupor, B. & Li, R. (2015). The Expected Inflation Channel of Government Spending in the Postwar U.S. *European Economic Review*, **74**, 36-56. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.11.004.
Farrokhi Balajadeh, H., Khochiani, R. & Asayesh, H. (2019). Investigating the Dynamic Relationship between the Money Growth and Inflation in Iran: An Econophysics Analysis of Quantity Theory of Money. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, **6**(2): 215-238. (In Persian)
Frache, S. & Lluberas, R. (2018). New Information and Inflation Expectations among Firms. *Working Paper 781*: Bank for International Settlements.
Galindo, A. J. & Steiner, R. (2022). Asymmetric Interest Rate Transmission in an Inflation-Targeting Framework: The Case of Colombia. *Latin American Journal of Central Banking*, **3**(3): 1-18.
Goyal, A. & Parab, P. M. (2019). Modeling Consumers' Confidence and Inflation Expectations. *Economics Bulletin*, **39**(3): 1817-1832.
Güler, A. (2021). Does Monetary Policy Credibility Help in Anchoring Inflation Expectations? Evidence from Six Inflation Targeting Emerging Economies. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, **10**(1): 93-111. https://doi.org/10.2478/jcbtp-2021-0005.
Hassanvand, D. & Nademi, Y. (2018). Empirical Analysis of Existence of the Mundell's Relationship between Interest Rate and Inflation in Iran: A State-Space Approach. *Monetary & Financial Economics*, **25**(15): 219-238. Doi: 10.22067/pm.v25i16.63738 (In Persian)
Istiak, K. & Alam, M.R. (2019). Oil Prices, Policy Uncertainty and Asymmetries in Inflation Expectations. *Journal of Economic Studies*, **46**(2): 324-334. https://doi.org/10.1108/JES-02-2018-0074.
Khodabakhshi, A., Akbari Moghadam, B., & Bidabad, B. (2021). Investigating the Nonlinear Effect of Interest Rates on the General Level of Prices, Smooth Transition Regression Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, **8**(2): 267-294. Doi: 10.22034/ecoj.2021.43669.2801. (In Persian)
Kilian, L. & Zhou, X. (2022). Oil Prices, Gasoline Prices, and Inflation Expectations. *Journal of Applied Econometrics*, **37**(5): 867–881. https://doi.org/10.1002/jae.2911.
Kotchoni, R., Leroux, M. & Stevanovic, D. (2019). Macroeconomic Forecast Accuracy in a Data-Rich Environment. *Journal of Applied Econometrics*, **34**(7): 1050-1072. https://doi.org/10.1002/jae.2725.
Lipka, A., Nowacka, D. & Rzeszutek, A. (2022). The Evolution of Public Debt, Gross Domestic Product and Inflation Rate in Poland in 2015-2021. *Olsztyn Economic Journal*, **17**(1): 23–33. https://doi.org/10.31648/oej.8600.
Liu, H. & Zhang, J. (2009). Estimation Consistency of the Group Lasso and its Applications. *J Mach Learn Res Workshop Conf Proc*, **5**(3): 76–83.
Madadpour, S. & Asgari, M. (2019). The Puzzling Relationship between Stocks Return and Inflation: a Review Article. *Int Rev Econ*, **66**(1): 115–145.
Medeiros, M.C., Vasconcelos, G. & Freitas, E. (2016). Forecasting Brazilian Inflation

with Highdimensional Models. *Brazilian Review of Econometrics*, **36**(2): 223-254.

Moessner, R. (2022). Determinants of Inflation Expectations in the Euro Area. *Intereconomics*, **57**(2), 99–102.

Mokhtari, Z., Totonchi, J. & Alavi Rad, A. (2022). A New Keynesian Approach to Exchange Rate Substitutability in Inflation Expectations: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Journal of Applied Economics*, **12**(41): 91-105. (In Persian)

Nachane, D.M. & Chaubal, A. (2023). Machine Learning in Macroeconomics: Application to DSGE Models. In: Srivastava, D.K., Shanmugam, K.R. (eds) India's Contemporary Macroeconomic Themes. *India Studies in Business and Economics*, 521-541. https://doi.org/10.1007/978-981-99-5728-6_22.

Nasir, M. A., Balsalobre-Lorente, D. & Duc Huynh, T. L (2020). Anchoring Inflation Expectations in the Face of Oil Shocks & in the Proximity of ZLB: A Tale of Two Targeters. *Energy Economics*, **86**: 1-13.

Nasir, M. A., Duc Huynh, T. L. & Vinh Vo, X. (2020). Exchange Rate Pass-Through & Management of Inflation Expectations in a Small Open inflation targeting economy. *International Review of Economics & Finance*, **69**: 178-188. https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.04.010.

Nasir, M. A. & Duc Huynh, T. L. (2024). Nexus between Inflation and Inflation Expectations at the Zero Lower Bound: A Tiger by the Tail. *Economic Modelling*, **131**, 106601. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106601.

Ndikumana, L. (2016). Causes and Effects of Capital Flight from Africa: Lessons from Case Studies. *African Development Review*, **28**(2): 2-7. https://doi.org/10.1111/1467-8268.12177.

Orlowski, L. T. & Soper, C. (2019). Market Risk and Market-Implied Inflation Expectations. *International Review of Financial Analysis*, **66**(1): 1-32. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.101389.

Özer, M., Zoran, G. & Sevilay, K. (2023). Effects of Exchange Rate, Output Gap, and Output Gap Volatility on Inflation Volatility in Turkey. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, **12**(1): 5-26. https://doi.org/10.2478/jcbtp-2023-0001.

Özgür, Ö. & Akkoç, U. (2022). Inflation Forecasting in an Emerging Economy: Selecting Variables with Machine Learning algorithms. *International Journal of Emerging Markets*, **17**(8): 1889-1908. https://doi.org/10.1108/IJOEM-05-2020-0577.

Ponticelli, J. & Voth, H. J. (2020). Austerity and Anarchy: Budget Cuts and Social Unrest in Europe, 1919–2008. *Journal of Comparative Economics* **48**(1), 1-19. https://doi.org/10.1016/j.jce.2019.09.007.

Saboori Deylami, M. H., Elahi, N., Kiaalhoseini, S. Z. A. & Yousefi Sheikh Robaat, M. (2021). Existence of Exchange Rate-Inflation Vicious Circle Hypothesis in Iran: A MSBVAR Approach. *The Journal of Economic Studies and Policies*, **8**(1): 7-30. https://doi.org/10.22096/esp.2019.37179. (In Persian)

Samsami, H., Orooji, Z. & Dashtban Farooji, S. (2023). Investigating the Effects of Exchange Rate Change on the Trade Balance: The Generalized Marshall-Lerner Condition Approach to in Accordance with the Conditions of Iran's Economy. *New Economy and Trade*, **18**(1): 123-146. Doi: 10.30465/jnet.2023.41152.1886. (In Persian)

Şen, H., Kaya, A., Kaptan, S. & Cömert, M. (2020). Interest Rates, Inflation, and

Exchange Rates in Fragile EMEs: A Fresh Look at the Long-Run Interrelationships. *The Journal of International Trade & Economic Development an International and Comparative Review*, **29**(3): 289-318. https://doi.org/10.1080/09638199.2019.1663441.

Shakeri Bostanabad, R., Rasouli Beirami. Z., Salehi Komrudi, M., & Pakrooh, P. (2020). The Impact of Expectations, Liquidity Surplus and Demand Side on Inflation Dynamics in Iran: Hybrid New Keynesian Phillips Curve Approach. *Journal of Islamic Economics and Banking*, **9**(31): 147-171. (In Persian)

Sousa, R. & Yetman, J. (2016). Inflation Expectations and Monetary Policy. *Bank for International Settlements*. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2870936.

Storm, S. (2021). Cordon of Conformity: Why DSGE Models Are Not the Future of Macroeconomics. *International Journal of Political Economy*, **50**(2): 77-98. https://doi.org/10.1080/08911916.2021.1929582.

Tahsili, H. (2022). The Impact of Exchange Rate Shock on Inflation in Iran's Economy: Application of the Threshold Vector Autoregression Model. *Iranian Journal of Economic Research*, **27**(91): 257-285. Doi: 10.22054/ijer.2022.56063.912. (In Persian)

Uddin, I. & Rahman, K.U. (2023). Impact of Corruption, Unemployment and Inflation on Economic Growth Evidence from Developing Countries. *Qual Quant*, **57**(1): 2759–2779.

Vernengo, M. & Perry, N. (2018). Exchange Rate Depreciation, Wage Resistance and Inflation in Argentina (1882–2009). *Economic Notes*, **47**(1): 125-144. https://doi.org/10.1111/ecno.12098.

Zhang, Ch., Liu, Zh., Xu, Y. & Zhang, Y. (2022). How Do Firms form Inflation Expectations? Empirical Evidence from the United States. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, **35**(1): 1142-1161. https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1958245.

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 211-246

Studying the role of the government in the successful transfer of technology: A case study of Iran

Mahdia Sadat Mousavi[1], Farshad Momeni[*2], Ruholah Abu Jaafari[3], Seyyed Mohammad Bagher Najafi[4]

Received: 03-11-2023 Accepted: 01-03-2024

Extended Abstract

Purpose: Technology plays a prominent role in determining the economic and political status of countries. But who benefits from new technologies and increased productivity depends on the institutional context and the type of each technology. During many critical periods, technology was subordinated to the gaze of the powerful outsiders, and the growth of productivity did not bring any meaningful improvement to the lives of the majority of the population. The new technologies introduced and perfected in Europe, the United States and China can be exploited by their transfer to developing countries so as to increase their economic growth. But how? Also, do developing countries benefit from importing technology *?*

Technology transfer is one of the important channels of acquiring it. But the transfer of technology can involve costs such as creating a dual structure, increasing inequality and poverty, imposing values and consumption patterns, or losing the local markets of the technology-importing country. In today's world, due to rapid changes in technology and the characteristics of new technologies, the possibility of reverse engineering is limited. Thus, it is not possible to separate the endogenous development of technology from the transfer of technology; the successful transfer of technology requires the combination of domestic technological capacities with transferable technologies from outside. This type of technology transfer is often possible through cooperation between domestic and transnational companies and requires the existence of capable companies that have sufficient technical and organizational attractiveness for cooperation. What is required of them in this case is national interests and not their own material interests. Having such powerful organizations with national biases requires the existence of a development-oriented government with a set of measures

[1] . PhD student in economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. Email: mmosavi8590@yahoo.com

[2]. Corresponding Author. Professor of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. Email: Farshadmomeni@gmail.com

[3]. Assistant Professor in the Department of Knowledge-Based Economics, Technology Studies Research Institute, Tehran, Iran. Email: aboojafari@gmail.com

[4]. Associate Professor, Faculty of Economics and Entrepreneurship, Razi University, Kermanshah, Iran. Email: najafi122@gmail.com

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 211-246

and characteristics. It is also necessary to strengthen the balancing forces that affect the path of future technologies and create incentives for technologies that benefit everyone. Balancing forces cannot be created without relying on civil society organizations.

Methodology: In this research, Iran has been examined by a descriptive-analytical method, and the role of the government in transferring technology is explained.

Findings and Discussion: The results of the research show that the existence of an autonomous government and reliance on the society are necessary for the formation of companies that have the ability to unite and cooperate with transnational companies in order to absorb technology. The government in Iran is not able to define joint projects between itself and the private sector due to features such as low legitimacy, lack of meritocracy, patronage and the existence of administrative corruption. Also, according to international indicators, Iran does not have a good rank in the political environment and regulatory environment (political stability and stability-effectiveness of the government, quality of regulations, and rule of law). This issue has caused a suitable environment for the use of investments made in this area (such as investment in the field of knowledge-based companies, research and development, and human resources).

Oil revenues and the short-sighted dominance of the government's decisions in Iran, which is caused by the lack of cohesion and communication with social classes, is the most important obstacle in creating proper conditions for successful technology transfer. The investigation of Iran's automotive and biopharmaceutical industry shows how coalitions play an effective role in institutional changes and technological developments. Examining the industries shows how industrial development can occur in a situation where the developmental government and stable social order have not been formed, but this development is both discrete and reversible. Institutional changes are mainly the result of joint projects between institutional entrepreneurs in government and non-government sectors.

Conclusions and Policy Implications: The existence of organized social groups is necessary because the government and social structures shape each other. Without an efficient roulette, it is not possible to define transformative projects. Also, the social mobilization and organization of informed people makes the government avoid developing low-quality projects. It is necessary to create a relative advantage in order to balance technology exchanges, which requires the selection of driving industries and their support. But the right choice and support happens in a suitable institutional context. This institutional context provides political and economic entrepreneurs with opportunities that facilitate production activities and constantly strengthen the motivation of organizations to engage in production activities. Improving the capacities of the government by holding recruitment tests and preventing forced recruitment, making the distribution of power fair by creating parties and directing class-oriented interests to higher political arenas, changing the country's planning system (limiting goals, prioritizing goals and programs) and supporting the forming

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 211-246

of companies around the main advantages, and determining clear criteria for distinguishing production from distribution, with defining indicators such as the minimum ratio of added value at the beginning of the activity to the added value at the end of the activity and the minimum percentage of domestic manufacturing to receive government support, can help to improve the conditions of the country in the field of technology absorption and application.

Keywords: Technology Transfer, Organizational Capacity, Developmental State

JEL Classification: O33, D24, H79.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۲۱۱-۲۴۶

بررسی چگونگی نقش‌آفرینی دولت در مسیر انتقال موفقیت‌آمیز فناوری (مطالعه ایران)

مهدیه سادات موسوی[۱]، فرشاد مومنی*[۲]، روح اله ابوجعفری[۳]، سید محمدباقر نجفی[۴]

دریافت: ۱۲-۰۸-۱۴۰۲ پذیرش: ۱۱-۱۲-۱۴۰۲

چکیده

فناوری نقش مهمی در تعیین جایگاه اقتصادی و سیاسی کشورها دارد. یکی از راه‌های دستیابی به فناوری، انتقال فناوری است. تغییرات سریع فناوری در عصر حاضر، مهندسی معکوس را محدود کرده و تفکیک توسعه درون‌زا و انتقال فناوری را غیرممکن می‌سازد. انتقال موفق فناوری نیازمند ترکیب ظرفیت‌های داخلی با فناوری‌های خارجی است، که این امر معمولاً از طریق همکاری بین بنگاه‌های داخلی و بین‌المللی انجام می‌شود. برای این همکاری، وجود بنگاه‌های توانمند با جذابیت فنی و سازمانی و توجه به منافع ملی ضروری است. همچنین، این سازمان‌ها نیازمند حمایت یک دولت توسعه‌گرا با ویژگی‌ها و اقداماتی خاص هستند. در این پژوهش با روش توصیفی تحلیلی ضمن تبیین چگونگی نقش‌آفرینی دولت در مسیر انتقال فناوری، به بررسی وضعیت ایران در این زمینه پرداخته شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد وجود دولت خودگران (به معنای دولتی که از چنان دیوان‌سالاری کارآمدی برخوردار باشد که مجالی برای گروه‌های رانت‌جوی قدرتمند بیرونی فراهم نکند و دولتی متکی به جامعه در شکل‌گیری بنگاه‌هایی که توان اتحاد و همکاری با شرکت‌های فراملیتی جهت جذب فناوری را داشته باشند) ضروری است. بر این اساس، تسلط کوته‌نگری بر تصمیم‌گیری‌های دولت در ایران که به واسطه نبود انسجام و ارتباط با طبقات اجتماعی است، مهمترین مانع در ایجاد شرایط انتقال موفقیت‌آمیز فناوری است.

واژگان کلیدی: انتقال فناوری، ظرفیت سازمانی، دولت توسعه‌گرا.

طبقه‌بندی JEL: O33, D24, H79

[۱]. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران mmosavi8590@yahoo.com

[۲]. نویسنده مسئول. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. Farshad momeni@gmail.com

[۳]. استادیار گروه اقتصاد دانش‌بنیان پژوهشگاه مطالعات فناوری، تهران، ایران aboojafari@tsi.ir

[۴]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران najafi122@gmail.com

۱- مقدمه

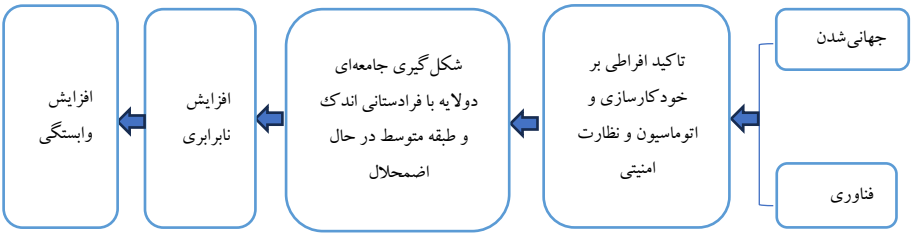
ما در عصری زندگی می‌کنیم که تمام فکر و ذکرش فناوری و پیشرفت ناشی از آن است (عجم‌اوغلو و جانسون[1]، ۲۰۲۳: ۱۴۷). اما اشتباه است که بیندیشیم تاثیر فناوری در نقاط مختلف جهان مشابه است. چه بسا فناوری‌هایی که موجب آغاز بهروزی مشترک در بریتانیا شدند، میلیون‌ها انسان را در اکناف جهان در فلاکت عمیق فرو بردند. این را به وضوح می‌توان در مورد مردمان گرفتار در شبکهٔ جهانی سریعا در حال گسترش مواد خام و کالاهای کارخانه‌ای ملاحظه کرد (عجم‌اوغلو و جانسون، ۲۰۲۳: ۲۱۶). فناوری ظرفیت عظیمی برای افزایش بهره‌وری دارد و می‌تواند زندگی میلیاردها انسان را بهبود بخشد. اما مسیر فناوری غالبا با تورش همراه است و جهت‌دهی به آن در دست حلقه‌های محدود فرادستان است (عجم‌اوغلو و جانسون، ۲۰۲۳: ۲۱۶). این که چه کسی از فناوری‌های جدید و افزایش بهره‌وری سود می‌برد به بافت نهادی و نوع هر تکنولوژی بستگی دارد. طی بسیاری از دوره‌های سرنوشت‌ساز، فناوری تابع نگاه فرادستان قدرتمند بود و رشد بهره‌وری هیچ‌گونه پیشرفت معنی‌داری را برای زندگی اکثریت جمعیت به ارمغان نیاورده است (عجم‌اوغلو و جانسون، ۲۰۲۳: ۱۲۳).

بر خلاف ادعاهای مطرح شده از سوی بسیاری از راهبران فناوری، خواهیم دید که فناوری‌های هوش مصنوعی در اغلب ماموریت‌هایی که اینک به دست انسان انجام می‌گیرند، تنها منافع محدودی به همراه می‌آورند. مسیر فعلی هوش مصنوعی با صادرات اتوماسیون به سراسر دنیا، ممکن است چندین دهه دستاوردهای اقتصادی جهان درحال‌توسعه را معکوس کند. هیچ یک از این‌ها اجتناب‌ناپذیر نیست. هوش مصنوعی بازتاب یک مسیر بسیار خاص برای توسعه فناوری‌های دیجیتال با آثار توزیعی عمیق است که به گروهی اندک سود می‌رساند و دیگران را پشت سر می‌گذارد (عجم‌اوغلو و جانسون، ۲۰۲۳: ۴۹).

فناوری‌های نوین توسعه‌یافته در اقتصادهای پیشرفته، حتی زمانی که در کشورهای درحال‌توسعه استفاده می‌شوند، مزایای غالبا ناچیزی دارند؛ چون کشورهای دریافت‌کننده احتمالا به نیروی کار بسیار ماهر جهت نگهداری و راه‌اندازی جدیدترین ماشین‌آلات دسترسی ندارند. به علاوه، فناوری‌های وارداتی از جهان ثروتمند، ساختاری دوگانه به وجود می‌آورند، با یک بخش

[1]. Acemoglu & Johnson (2023)

کوچک بسیار سرمایه‌بر و مهارت‌بر که دستمزدهای مناسبی می‌پردازد، در کنار بخشی بسیار بزرگ‌تر که مشاغل خوب کمی دارد. در مجموع فناوری‌های مناسب نمی‌توانند از فقر جهانی بکاهند و در عوض چه بسا نابرابری را میان غرب و بقیهٔ جهان و نیز درون کشورهای درحال‌توسعه بالا ببرند. امروزه ما در قالب هوش مصنوعی با مادر تمامی فناوری‌های ناجور مواجهیم (عجم‌اوغلو و جانسون، ۲۰۲۳: ۳۴۶).



نمودار ۱: رابطه بین جهانی شدن و فناوری با افزایش وابستگی

منبع: یافته‌های پژوهش

کاهش فقر و رشد سریع اقتصادی در کشورهایی مانند کرهٔ جنوبی تنها به علت وارد کردن روش‌های تولید غربی نبود. موفقیت اقتصادی بیشتر ناشی از فناوری‌های جدیدی بود که امکان استفادهٔ موثرتر از منابع انسانی این کشورها را فراهم می‌آورد. در تمامی این موارد، فناوری برای اکثر نیروی کار فرصت‌های شغلی جدید به وجود آورد و خود کشورها نیز سرمایه‌گذاری در آموزش را بالا بردند تا انطباق لازم را میان فناوری‌ها و مهارت‌های جمعیت‌شان ایجاد کنند.

بازجهت‌دهی به فناوری مستلزم توقف خودکارسازی[1] یا ممنوعیت گردآوری داده و ایجاد بانک‌های اطلاعاتی وسیع در راستای افزایش نقش فناوری در مشاغل و کاهش نقش انسان نیست؛ بلکه در عین وجود این دو کارکرد می‌تواند ظرفیت‌های بشری را هم تشویق کند و ارتقاء بخشد. برای نیل به این هدف جامعه و دولت باید با یکدیگر همکاری کنند. مانند اصلاحات عمده و موفق پیشین، فشار جامعهٔ مدنی عنصر کلیدی است. مقررات و مشوق‌های دولتی نیز حیاتی هستند (عجم‌اوغلو و جانسون، ۲۰۲۳: ۴۰۷).

[1] .Automation

تقویت قوای متعادل‌کننده مسیر فناوری‌های آتی را متاثر می‌سازد و برای فناوری‌های واجد انتفاع همگانی انگیزه می‌آفرینند. نمی‌توان بدون تکیه بر سازمان‌های جامعه مدنی قوای متعادل کننده بیافرینیم، تشکل‌هایی که مردم را حول اهتمام‌های مشترک گرد می‌آورند و هنجارهای خودآیینی و کنش‌های سیاسی را می‌پرورند (عجم‌اوغلو و جانسون، ۲۰۲۳: ۴۰۸). بنابراین ضروری است به چگونگی ایجاد این چارچوب نهادی پرداخته شود. این امر نیازمند یک تمرین اعتلابخش در داخل کشور در راستای شکل‌گیری روابط مبتنی بر همکاری بین دولت، بخش خصوصی و مردم است. بنابراین پرسش‌های اساسی که مطرح می‌شود عبارت است از: ساختار نهادی که امکان جذب و بهبود فناوری وارداتی و تعادل در مبادلات فناوری را مهیا می‌کند، چه ویژگی‌هایی دارد؟ آیا در ایران زمینه‌های شکل‌گیری ارتباط موثر بین دولت و بخش خصوصی مهیا شده است؟ در شرایطی که دولت توسعه‌خواه و نظم اجتماعی پایدار شکل نگرفته، توسعه صنعتی چگونه می‌تواند صورت پذیرد؟

در راستای پاسخ به پرسش‌های مطرح شده فوق ابتدا مطالعات انجام شده پیرامون موضوع پژوهش بررسی و ادبیات تحقیق جهت استخراج چارچوب نظری پژوهش مورد بررسی قرار گرفته است. در ادامه بر اساس مدل نظری استخراج شده، به ویژگی‌های دولت ایران پرداخته شده است. چگونگی نقش‌آفرینی و عملکرد دولت در زمینه فناوری بر اساس شاخص‌های بین‌المللی در ایران موضوع بخش بعدی مقاله است. به عنوان نمونه، صنعت زیست‌دارو[1] و خودرو و بررسی نقش ائتلاف‌ها و حرکت‌های جمعی در پیشبرد و توسعه صنعت نیز بررسی شده است. در انتها جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲- پیشینه پژوهش

انتقال فناوری فرآیندی بلندمدت تعریف می‌شود که گیرنده، طی آن با کسب توانمندی در کاربرد، انطباق و گسترش فناوری و در نهایت توانایی افزایش استقلال در توسعه، طراحی و فروش آن، قابلیت‌های فناورانه خود را بهبود می‌بخشد. در ادامه به برخی از پژوهش‌هایی که در این زمینه صورت گرفته اشاره می‌شود.

1 . Bio Medicine

عاشوری و سید حسینی[۱] (۲۰۱۶) به شناسایی عوامل موثر و ارائه الگوی انتقال تکنولوژی قطار سریع السیر پرداخته‌اند. آن‌ها در پژوهش خود بیان می‌کنند، در عامل گزینش و کسب تکنولوژی، گزینش تکنولوژی رتبه اول، اکتساب تکنولوژی رتبه دوم، شناسایی تکنولوژی مورد نیاز رتبه سوم را دارند. در عامل استقرار و بکارگیری، سه جنبه انطباق و بومی‌سازی تکنولوژی، جذب و تحلیل تکنولوژی و سرانجام بهره‌برداری از تکنولوژی به ترتیب رتبه اول تا سوم را در اختیار دارند. در عامل تثبیت و نگهداری، توسعه و بهبود تکنولوژی و اشاعه تکنولوژی به ترتیب رتبه اول ودوم را دارا هستند.

نقی‌زاده و نوری[۲] (۲۰۱۶) بر لزوم نگاه جامع به همه ابعاد موثر بر انتقال فناوری تاکید کرده‌اند. آن‌ها بیان می‌کنند مهمترین چالش از زاویه دید واگذارندۀ (صادرکننده) فناوری، عدم تمایل به دلایل اقتصادی، سیاسی و پروژه‌ای و در بعد گیرندۀ (واردکننده) فناوری، ظرفیت جذب پایین شرکت‌های ایرانی است. همچنین در بعد محیط و فرآیند انتقال، عدم ثبات اقتصادی و در بعد محتوای مورد انتقال، ماهیت متفاوت فناوری‌ها از مهمترین چالش‌های انتقال فناوری در پروژه‌های بزرگ تجاری بیان شده است.

از نظر فرمهینی فراهانی و فرازکیش[۳] (۲۰۱۶) انتقال فناوری از اصول خاصی پیروی می‌کند و پیچیدگی‌های خاص خود را دارد. به اعتقاد آن‌ها، انتقال فناوری ممکن است تنها منجر به انتقال سخت‌افزار شده و سایر ابعاد دانش فنی آن به درستی منتقل نشود، که در این حالت مصرف‌گرایی اتفاق می‌افتد. یک انتقال فناوری موفق نیازمند موارد زیر است: انتخاب فناوری مناسب، انتخاب روش انتقال، انتخاب کشور مبدا ، مذاکره و قرارداد و در نهایت کسب فناوری.

جهانگرد و نجفی[۴] (۲۰۱۷) ضمن واکاوی چالش‌های اقتصاد ایران در زمینه انتقال فناوری به آسیب‌شناسی موانع موجود بر سر راه تشکیل ساختاری منسجم برای انتقال فناوری پرداخته‌اند. در پژوهش آن‌ها تاکید می‌شود که اساسا انتقال فناوری یک امر پیچیده و چند بعدی است که ماهیتی

[1] .Ashoori & Seyed Hoseini (۲۰۱۶)

[2].Naghizadeh & Nouri (۲۰۱۶)

[3]. Farahani & Farazkish (۲۰۱۶)

[4] . Jahangard & Najafi (۲۰۱۷)

فرایندی دارد و تقلیل این مفهوم به بعد فیزیکی آن منجر به انحراف سیاستگذاری در این زمینه خواهد شد. راه‌کارهای ارائه شده در این بررسی جهت تغییر سیاست‌های نافرجام گذشته عبارتند از: طراحی و تاسیس یک مرکز انتقال فناوری ملی، تدوین یک برنامه استراتژی توسعه صنعتی مبتنی بر ارزشیابی فناورانه به عنوان یک سند بالادست، ضرورت تضمین نظام حقوق مالکیت.

در پژوهش‌های خارجی نیز پیرامون انتقال فناوری و شکل‌گیری ظرفیت‌های سازمانی در کشور واردکنندهٔ فناوری جهت جذب و توسعهٔ فناوری بحث شده است.

دنیل آرچیبوگی و کارلو پی‌تروبلی[1] (۱۹۹۹) بیان می‌کنند شیوه و مسیری که فناوری‌های جدید در کشورهای مختلف نفوذ می‌کنند به شدت بر توسعه اقتصادی واقعی و بالقوه آن‌ها تأثیرگذار است. تجارت بین‌المللی محصولات پیشرفته و حقوق مالکیت فکری اطمینان لازم را در خصوص پیشرفت و توسعه اقتصادی و فناوری کشورهای در حال ظهور ایجاد نمی‌کند، زیرا این بحث متفاوت از افزایش یادگیری درون‌زاست. یکی از ابزارهای مهم جهت انتقال دانش، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) است. سرمایه‌گذاری شرکت‌های فراملیتی فرصت‌های مهمی را برای کشورهای درحال‌توسعه فراهم می‌کند؛ البته ممکن است این شرکت‌ها در عین حال مانعی برای تولید درون‌زا باشند زیرا سیستم‌های نوآوری همراه با استراتژی برای بهبود و ارتقاء ظرفیت‌ها را ندارند.

کاستلاچی و ناترا[2] (۲۰۱۳) ظرفیت جذب گیرنده فناوری (تجارت بین‌المللی، سرمایه انسانی، کیفیت موسسات، همبستگی اجتماعی، زیرساخت‌ها)، توانمندی نوآورانه گیرنده (خروجی علمی، ورودی نوآورانه، خروجی فناورانه)، سطح درآمدی گیرنده (تولید ناخالص داخلی سرانه) را عوامل اصلی دخیل در موفقیت یا شکست یک پروژه انتقال فناوری معرفی می‌کنند.

نگوین و آئویاما[3] (۲۰۱۳) با هدف بررسی پروژه‌های انتقال فناوری میان ژاپن و ویتنام، بیان می‌کنند انتقال کارای فناوری بین‌المللی به میزان چشمگیری به توانایی گیرنده در اکتساب، جذب و بومی‌سازی فناوری وابسته است. آنها چهار عامل محیط بین دو کشور و ویژگی‌های آن، محیط انتقال در کشور منبع، محیط انتقال در کشور گیرنده و نوع فناوری را مهمترین عوامل موثر بر کیفیت

---

[1]. Daniele Archibugi and Carlo Pietrobelli (1999)

[2]. Castellacci & Natera (2013)

[3]. Nguyen & Aoyama (2013)

بکارگیری فناوری توسط گیرنده معرفی کرده‌اند.

چانگ و چویی[1] (۲۰۱۳) در پژوهشی پیرامون بررسی عوامل موثر در فرآیند انتقال فناوری نتیجه می‌گیرند که توانمندی فناورانه صنعت مربوطه و محیط داخلی از عوامل موفقیت انتقال فناوری بین‌المللی هستند. همچنین کلینتربگ و دیگران[2] (۲۰۱۴) بر نقش ظرفیت‌سازی در نیروی انسانی گیرنده و مشارکت کاربران از ابتدای پروژه انتقال فناوری تاکید می‌کنند.

با توجه به آنچه بیان شد، در مقاله حاضر با توجه به تاکید پژوهش‌های انجام‌شده بر ظرفیت‌های سازمانی و ظرفیت جذب در مسیر انتقال موفقیت‌آمیز فناوری، به بررسی ویژگی‌های دولت و چگونگی نقش‌آفرینی آن در ایجاد این ظرفیت‌ها و ایجاد پروژه‌های مشترک بین دولت و بخش خصوصی پرداخته می‌شود. همچنین با بررسی برخی صنایع، چگونگی نقش‌آفرینی ائتلاف‌ها و نهادهای جمعی در تحولات فناورانه، در اقتصاد ایران نشان داده می‌شود.

ابزار جمع‌آوری اطلاعات به صورت کتابخانه‌ای و اسنادی است. جهت انجام مراحل مختلف تحقیق از اسناد و مدارک موجود شامل مقالات،کتب و گزارش‌های بین‌المللی استفاده می‌شود. روش تحلیل اطلاعات و داده‌ها در این پژوهش از نوع توصیفی- تحلیلی است.

۳- ادبیات تحقیق

مهارت یافتن در فناوری وارداتی و موفقیت فرآیند انتقال فناوری در گروی جذب دانش ضمنی است. دانش دو قسمت است، دانش آشکار و دانش ضمنی. دانش آشکار عمدتا دانایی و دانش ضمنی عمدتا توانایی پدید می‌آورد. یادگیری جمعی و دانش ضمنی در فعالیت‌های تولیدی سازمان‌یافته اتفاق می‌افتد که آن را ظرفیت‌های سازمانی نیز می‌گویند.

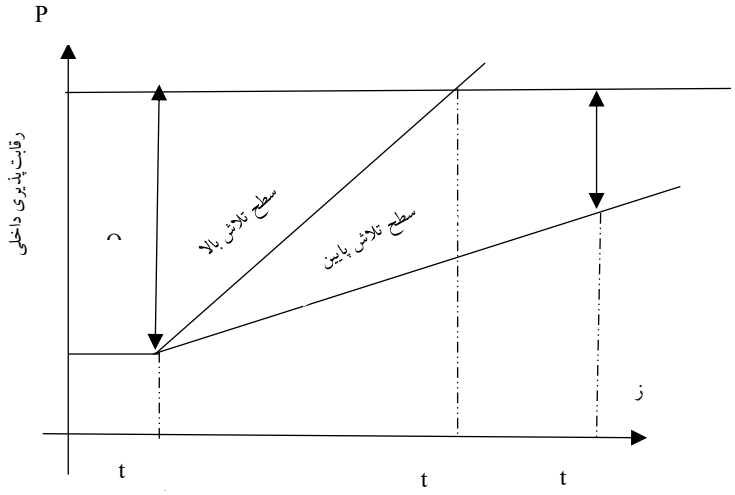
در کشورهای درحال‌توسعه، آن‌چه از سوی سیاست‌مداران بیش از سایر عوامل به عنوان پیش‌نیاز انتقال فناوری به کشور مطرح می‌شود، کسب ارز است. دستیابی به ارز از مسیر تجارت صورت می‌پذیرد. بررسی نظریه‌های تجارت بین‌الملل نشان می‌دهد، نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل نیز تاکید بر شکل‌گیری ظرفیت‌های سازمانی جهت خلق مزیت نسبی دارند. نظریه مزیت مطلق و مزیت نسبی که تاکید بر تمرکز به برتری‌های عمدتا طبیعی در تجارت دارند، زمانی کاربرد

[1]. Chang & Cui (2013)
[2]. Klintenberg et al. (2014)

دارند که کشورها به سطح موجود فناوری خود بسنده کنند (چانگ، ۲۰۱۷: ۷۷- ۷۸). اما اگر کشوری بخواهد به فناوری پیشرفته‌تری دست یابد، نظریه‌های استراتژیک تجاری کاربرد پیدا خواهد کرد. نظریه تجارت استراتژیک تاکید بر شناسایی و خلق مزیت‌های نسبی بالقوه و حمایت از آن‌ها دارد. در اجرای این سیاست دولت در اقتصاد مداخله می‌کند، صنایع پیشران را انتخاب و از آن‌ها حمایت می‌کند (میرجلیلی[1]، ۲۰۰۸: ۷۴). انتخاب صنایع برتر و چگونگی حمایت از آن‌ها تابعی از ویژگی‌های دولت است.

تلاش برای توسعه قابلیت‌های سازمانی مستلزم تغییرات مستمر در سازمان و تحمل هزینه‌های تعدیل است و احتمالا با مقاومت داخلی مواجه می‌شود. مدیران و سایر ذینفعان باید ریسک‌ها و هزینه‌هایی را در طول این فرآیند متقبل شوند که به‌طور منطقی تمایل به اجتناب از آن را دارند. راهکاری که در اینجا وجود دارد این است که دولت در برخی از ریسک‌ها و هزینه‌های این تامین مالی سهیم شود. حفاظت از بازارهای داخلی، اعطای یارانه صادراتی و سایر انواع یارانه‌های صریح و ضمنی می‌تواند به صنایع نوپای درگیر در توسعه قابلیت‌های تولیدی خود کمک کند. البته تا زمانی که تامین مالی با سایر شرایط مورد نیاز در این زمینه از جمله تلاش زیاد، همراه نباشد، رقابت‌پذیری با سرعت و به اندازه کافی بهبود نمی‌یابد و سیاست صنعتی می‌تواند به دلیل بار مالی یارانه‌های رو به رشد ناپایدار شود. این کلی‌ترین مشکلی است که بر پذیرش فناوری تأثیر می‌گذارد. این مشکل در شکل زیر نمایش داده شده است.

[1] . Mirjalili (2008)



نمودار ۲: حمایت دولت از بنگاه‌ها و میزان تلاش بنگاه‌ها در یادگیری

منبع: خان[1]، ۲۰۱۳: ۱۵

در شکل فوق محور عمودی $\frac{P}{C}$ رقابت‌پذیری داخلی را برای تولید محصولی با کیفیت خاص پس از دستیابی به فناوری جدید برای کشور واردکننده فناوری اندازه‌گیری می‌کند. در آن P قیمت بازار جهانی محصول و C هزینه تولید داخلی است. شرکت داخلی تنها زمانی رقابتی می‌شود که شاخص رقابت‌پذیری از ۱ بیشتر شود. در زمان $t = 1$ و در نقطه X در شکل فوق، بهره‌وری نیروی کار و سایر نهاده‌ها پایین و شاخص رقابت‌پذیری این محصول در نقطه X بسیار کمتر است از آنچه برای دوام بازار لازم است. برای اینکه شرکت بتواند فرآیند توسعه قابلیت یادگیری از طریق انجام کار را آغاز کند، شکاف SQ باید با تامین مالی پوشش داده شود. اگر شرکت در آزمایش و انطباق روال‌های درون سازمانی خود تلاش زیادی کند، مسیر تلاش بالا می‌تواند در زمان $t = n$ شرکت را به سمت رقابت سوق دهد. از سوی دیگر، اگر شرکت تلاش کمی برای یادگیری داشته باشد، ممکن است هرگز به رقابت نرسد (یا خیلی دیر به آن برسد $t = K$).

سرمایه‌گذار نمی‌تواند سطح تلاش شرکت را از قبل پیش‌بینی کند، و حتی ممکن است قادر به تشخیص مسیر تلاش در زمانی که قابلیت سازمانی درحال‌توسعه است، نباشد. یکی از مؤلفه‌های استراتژی‌های کسب فناوری این است که دولت‌ها به طور مستقیم یا غیرمستقیم بر اساس شکاف SQ، تأمین مالی مورد نیاز برای شروع یادگیری حین انجام کار را فراهم کنند (خان، ۲۰۱۳: ۱۶-

۱۴). دولت با این کار، به طور موثر برای شرکت‌ها «رانت یادگیری» فراهم می‌کند که بدون مجموعه‌ای از شرایط معتبر در مورد تخصیص و برداشت یارانه‌ها، نتیجه معمولاً یک استراتژی یادگیری کم‌تلاش از سوی شرکت‌ها است که البته ممکن است منجر به کسب قدرت رقابت توسط شرکت‌ها نشود. زیرا تلاش شرکت برای دستیابی به سطح بالاتری از قابلیت سازمانی، منجر به از دست دادن رانت یادگیری شرکت می‌شود و در عوض باید از مسیر سخت‌تر تولید در محیط بازار نامشخص و خشن، سود عادی مشابهی را به دست آورد. در این شرایط، جای تعجب نیست که شرکت‌ها اغلب از نبوغ و تلاش خود در فعالیت‌های رانت‌جویانه برای طولانی کردن دوره حمایت یا به تعویق انداختن شرایط خروج از دریافت رانت استفاده می‌کنند.

راهبردهای یادگیری با تلاش زیاد مستلزم وجود شرایطی است که تنها وجود یک دولت توسعه‌گرا می‌تواند آن را مهیا کند. دولت‌هایی که ماهیت تسهیل‌گری و کارکرد تنظیم‌گری دارند، اجرای تعامل دولت و بخش خصوصی را معنی‌دار می‌سازند. همچنین تنظیم‌گری دولت فرصت را برای نظارت‌های دقیق بر عملکرد بنگاه‌ها، ارزیابی میزان اثربخشی حمایت‌ها و یارانه‌های هدفمند فراهم خواهد ساخت. دولت توسعه‌گرا به شکل‌گیری پروژه‌هایی کمک می‌کند که فراتر از پاسخگویی به نیازهای فوری رای‌دهندگان مقتدر سیاسی است.

خودگردانی (وجود دیوان‌سالاری توانمند و منسجم) در تعریف دولت توسعه‌گرا جایگاه بنیادی دارد، اما کافی نیست. قابلیت اثرگذاری بر تحول به روابط دولت- جامعه هم بستگی دارد. دولت‌های خودگردانی که به کلی از جامعه بریده باشند، یغماگران قهاری خواهند بود. دولت توسعه‌گرا باید در شبکه‌ای متراکم از روابط غوطه‌ور باشد که آن را در حصول به اهداف با جامعه متحد می‌کند. این خودگردانی متکی بر جامعه است که دولت توسعه‌گرا را کارآمد می‌کند نه خودگردانی تنها. قدرت خودگردانی متکی به جامعه از آمیزه‌ای چشمه می‌گیرد که شاید در نگاه نخست ویژگی‌های متعارضی داشته باشد. اتکا به جامعه، منبع آگاهی و مجراهای اجرایی است که کارایی دولت را تقویت می‌کند. خودگردانی، مکمل اتکا به جامعه است و از به تصرف درآمدن تدریجی دولت که موجب می‌شود انسجام خود دولت از بین برود و در نهایت انسجام طرف‌های دولت در جامعه نیز از بین برود، جلوگیری کند. انسجام گروهی دولت موجب تقویت انسجام شبکه‌های بیرونی می‌شود و به گروه‌های هم‌دیدگاه دولت در غلبه بر مشکلات اقدام جمعی کمک

می‌کند. همان‌طور که دولت یغماگر به عمد جامعه را بی‌سامان می‌کند، دولت توسعه‌گرا به سازمان یافتن آن کمک می‌کند (اوانز[1]، ۲۰۱۸: ۴۲۲).

جدول ۱: انواع مداخله دولت در اقتصاد

تولی‌گری	متولیان همان مقررات‌گزاران هستند. مقررات می‌توانند تشویقی و یا محدودکننده باشند (اوانز، ۲۰۱۸: ۱۴۸).	
تصدی‌گری	دولت مستقیما درگیر فعالیت‌های تولیدی می‌شود یا با آنها به رقابت می‌پردازد (اوانز، ۲۰۱۸: ۱۴۰).	
قابلگی	دولت به شکل‌گیری گروه‌های جدید یاری می‌رساند و کارآفرینان موجود را ترغیب می‌کند تا دست به تلاش‌های چالش‌برانگیز بزنند (اوانز، ۲۰۱۸: ۱۵۱).	آنچه تفاوت دولت‌ها در تاثیرگذاری بر توسعه را رقم می‌زند ترکیب نقش‌های قابلگی و پرورشگری است.
پرورشگری	پرورشگری ترکیبی از حمایت و انگیزش است. دولت بنگاه‌ها را به شرکت در بخش‌های جدید برمی‌انگیزد و از تلاش آنها حمایت می‌کند (اوانز، ۲۰۱۸: ۲۶۲).	

منبع: اوانز، ۲۰۱۸: ۱۴۰- ۲۶۷

جدول ۲: ویژگی‌های دولت جهت شکل‌گیری همکاری موثر دولت و بخش خصوصی

ویژگی‌های دولت توسعه‌گرا		توضیحات	
شرط لازم برای عملکرد دولت توسعه‌خواه	خودگردانی (انسجام درونی و استقلال نسبی دولت)	دستگاه سازمانی دولت در صورتی کارآمد است که مجالی برای گروه‌های رانت‌جوی قدرتمند ایجاد نکند تا بدنه‌ی دولت و موقعیت‌های آن را محلی برای رانت‌جویی خود قرار دهند.	تعامل بین خودگردانی و اتکاء به جامعه کلید تاثیرگذاری دولت در تحول‌آفرینی است.
شرط کافی برای عملکرد دولت توسعه‌خواه	ریشه داشتن در جامعه	دولت توسعه‌گرا باید با گروه‌های اجتماعی خارج از خود روابط گسترده‌ای داشته باشد تا با همکاری آنها پروژه‌های توسعه را به اجرا درآورد.	

منبع: اوانز، ۲۰۱۸: ۱۴۰- ۲۶۷

برخورداری از سازمان‌های توانمند و با تعصبات ملی مستلزم وجود یک دولت توسعه‌گرا است که نه فقط در پیوند انحصاری با سرمایهٔ صنعتی، بلکه به گروه وسیع‌تری از جامعه اتکا دارد. فراگیری اتکا دولت به جامعه، به سازمان‌های حزبی نیاز دارد که بتوانند به طور یکپارچه از اهداف بلندمدت جمعی حمایت کنند. شکل‌گیری سازمان‌های سیاسی فراگیر و کارآمد در کنار سازمان‌های اقتصادی کارآمد امکان‌پذیر است (ایوانز،۱۳۹۸).

بر اساس آنچه بررسی شد، رهایی از وابستگی در فرآیند انتقال فناوری و کاهش هزینه‌های آن تابعی از تعادل در مبادلات فناوری است و این امر نیازمند توانایی تولید فناوری‌های نوین در داخل کشور جهت کسب توانایی همکاری با شرکت‌های پیشرو در عرصه فناوری و تعادل در

[1] . Evans (2018)

مبادلات است. تولید فناوری نیازمند سطح بالایی از تلاش بنگاه‌ها برای یادگیری و ارتقاء سطح قابلیت‌های فناورانه است و تلاش بنگاه‌ها برای یادگیری نیازمند حمایت نظام‌مند و کارآمد دولت نیز هست.

از نظر خان (۲۰۱۹: ۳۲۲)، کارآمدی حمایت‌های دولتی تابعی از استقرار سیاسی و رابطه بین توزیع قدرت و توزیع منافع در جامعه است. همراستا شدن منابع قدرت با منافع جامعه با تعریف پروژه‌های مشترک بین دولت و بخش خصوصی امکان‌پذیر خواهد بود و تعریف چنین پروژه‌هایی نیاز به یک دولت خودگردان متکی به جامعه دارد.

جدول ۳: خلاصه‌ای از نظریه‌های مورد مطالعه در راستای استخراج چارچوب نظری پژوهش

بیتس[1] (۱۹۸۹)	دولت به لحاظ تاریخی پدیده‌ای تصادفی است که ویژگی‌هایش به قابلیت‌های نهادی مشخص و ویژگی‌های ساختار اجتماعی متکی است (اوانز، ۲۰۱۸: ۸۰). کنش متقابل دولت و همتایان خصوصی‌اش ، ریشه‌های تاریخی دارد (اوانز، ۲۰۱۸: ۷۹). منافع اجتماعی به محض شکل گرفتن، نقش مهمی در تدوین راهبردهای آتی دولت در زمینه توسعه ایفا می‌کنند. دولت و ساختارهای اجتماعی به یکدیگر شکل می‌دهند. حضور گروه‌های اجتماعی سازمان‌یافته چشم‌انداز ثبات یک دولت دیوانسالار و تحول‌گرا را تقویت می‌کنند، دیوان‌سالاری کارآمد نیز سبب می‌شود زمینه تبدیل صنعت‌گران بالقوه به گروه‌های اجتماعی سازمان‌یافته تقویت شود.
وبر[2] (۱۹٤٤)، گرشنکرون[3] (۱۹٦۲)، هیرشمن[4] (۱۹۷۳)	زیربنای روابط متقابل دولت و جامعه، پروژه‌های مشترک است. وبر بیان می‌کند در دیوان‌سالاری یکپارچه و شراکتی از نظر افراد بهترین راه بیشینه‌سازی منافع فردی، محقق شدن اهداف شراکتی است (اوانز، ۲۰۱۸: ۷۹). از نظر وبر ساختارهای دیوان‌سالاری بین انگیزه‌های مدیران دولتی و خط مشی‌های لازم برای رشد سرمایه‌داری، گونه‌ای پیوند ایجاد می‌کند.
ایوانز(۲۰۱۹)	دولتی که فقط خودگردان است فاقد منابع آگاهی است و فقط دولتی را می‌توان توسعه‌گرا نامید که خودگردانی و اتکا به اجتماع را در کنار هم داشته باشد.
خان (۲۰۱۸)	با تعریف پروژه‌های مشترک بین بخش خصوصی و دولت، پیکربندی قدرت سیاسی و قدرت اقتصادی به نحوی خواهد بود که احتمال سازگاری قدرت با نهادهای رسمی و حمایت نهادهای رسمی از رشد بخش مولد افزایش خواهد یافت. در این حالت نهادهای رسمی حامی بخش مولد هستند، زیرا درآمد حاصله از آنها منبع اصلی قدرت است. در استقرار سیاسی سرمایه‌داری، درآمد سرمایه‌داران در بخش مولد بر دیگر منابع قدرت برتری دارد. به این معنی که گروه‌های قدرتمند دیگر قادر نیستند به طور جدی مالکان سرمایه را به چالش بکشند.
	در نظریه استقرار سیاسی، محور تحلیل نهادی، توزیع قدرت و چگونگی بازتولید قدرت از طریق نهادهای رسمی و غیررسمی است. به عبارتی واکنش گروه‌های قدرتمند است که تا حد زیادی کیفیت عملکرد یک نهاد را تعیین می‌کند. در استقرار سیاسی توسعه‌خواه، منافع و مزایای سازمان‌های مولد برای ائتلاف حاکم بیشتر است و این امر باعث حمایت از بنگاه‌های مولد و ارتقاء ظرفیت جذب و قابلیت‌های فناورانه آنها خواهد شد.

[1] . Bates (۱۹۸۹)

[2] . Weber (۱۹۴۴)

[3] .Gerschenkron (۱۹۶۲)

[4] . Hirschman (۱۹۷۳)

لعل[1] (۲۰۰۶) و نورث (۲۰۱۶)	ضرورت دارد انتقال فناوری به کشورهای درحال‌توسعه همراه با قابلیت‌سازی باشد تا از بروز وابستگی فناوری جلوگیری شود. فقط مهیا کردن تجهیزات، دستورالعمل‌های کارکردن با آنها و طرح‌ها سبب نمی‌شود که از استفادهٔ مناسب از فناوری مطمئن شویم؛ زیرا تمامی موارد فوق اجزای جسم شدهٔ فناوری است که باید در ترکیب با اجزای نهان آن به کار گرفته شوند. کشورهای درحال توسعه نیاز به یک استراتژی داخلی مکمل دارند که شامل ایجاد نهادهایی در راستای ارتقای توان تولید فناوری است. انتقال فناوری یک ابزار برای دستیابی به توان تولید فناورانه است که در یک بافت نهادی مناسب این امر اتفاق می‌افتد. این بافت نهادی، فرصت‌هایی که تسهیل‌گر فعالیت‌های تولیدی هستند را در اختیار کارآفرینان سیاسی و اقتصادی قرار می‌دهد و دائما انگیزهٔ سازمان‌ها برای پرداختن به فعالیت‌های تولیدی را تقویت می‌کند (نورث[2]، ۲۰۱۶: ۱۹۶).
چانگ (۲۰۱۸)	پیشرفت‌های اخیر در پژوهش‌های حوزه اقتصاد فناوری حاکی از آن است که اقدامات سیاستی در توسعه فناوری بسیار حائز اهمیت است. در کشورهای پیشرفته‌تر، اهمیت سیاست‌های تحقیق و توسعه مورد تاکید قرار گرفته است، اما در کشورهای درحال‌توسعه متاخر، سیاست فناوری باید شکلی تقریبا متفاوت به خود گیرد. با توجه به نیاز این کشورها به واردکردن و به کارگیری فناوری، سیاست‌هایی که جریان ورودی فناوری را ضابطه‌مند می‌کنند و آنهایی که توانایی تولید فناوری را بهبود می‌بخشند به جای سیاست تحقیق و توسعه حیاتی و مهم به نظر می‌رسند (چانگ، ۲۰۱۸: ۶۱).
استیوارت (۱۹۷۷)[3]	تهدیدها و ضررهای اصلی انتقال فناوری برای کشورهای درحال‌توسعه ناشی از این واقعیت است که آنها از نظر فناوری وابسته به کشورهای پیشرفته هستند و فناوری خود را در یک جریان کم و بیش یک طرفه از آنها دریافت می‌کنند و نه از تبادل فناوری که ممکن است مزایای قابل توجهی را به همراه آورد. آنچه منجر به وابستگی فناوری می‌شود، عدم تعادل در ظرفیت تولید فناوری میان کشورهاست. وابستگی فناوری باعث موقعیت بسیار ضعیف چانه‌زنی کشورهای درحال‌توسعه نسبت به تأمین کنندگان فناوری می‌شود و این درحالی است که در بازار فناوری، قدرت چانه‌زنی از اهمیت اساسی برخوردار است.
چانگ (۲۰۱۸)	کشورهای درحال‌توسعه، برای توسعه اقتصادی به وارد کردن فناوری از کشورهای پیشرفته‌تر و سپس تطبیق آن با نیازها و ظرفیت‌های بومی خود نیازمند هستند. این فرایندی است که تمام کشورها پس از اولین کشور صنعتی، یعنی بریتانیا، برای صنعتی شدن طی کردند (چانگ، ۲۰۱۸: ۴۵).

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. Lall (2006)
[2]. North (2016)
[3]. Steewart (1977)

نمودار ۳: چارچوب نظری پژوهش

منبع: یافته پژوهش

٤- ویژگی‌های دولت در ایران

مشروعیت کم دولت: طرح هرگونه نظریه دربارهٔ ناکامی برنامه‌ریزی و اجرای برنامه‌های توسعه اقتصادی در ایران، در درجه اول باید معرف نظریه‌ای درباره رفتار دولت در کشور باشد (مک‌لئود[1]، ۲۰۲۱: ۱۳). مشروعیت دولت‌های ایران از نظر اجرایی فوق‌العاده کم است. این امر اجرا را بسیار پرهزینه می‌کند و نظارت را از نظر هزینه آن‌قدر سنگین می‌کند که تحمل‌ناپذیر و رها می‌شود (رضاقلی[2]، ۲۰۱۸: ۱۲۳). دولت‌ها در ایران به جای اهتمام به تعریف، اجرا و تضمین حقوق مالکیت، خود بزرگترین متعرض به آن بودند. اگر مبدا دولت مدرن در ایران را صدور فرمان مشروطیت بدانیم، باید گفت دولت مدرن در ایران همزاد نفت است. به موازات رشد دولت مدرن در ایران، نقش نفت در صنایع جهانی برجسته می‌شد. بنابراین رشد دولت مدرن در ایران همگام با رشد اهمیت نفت محقق می‌شد. بی‌گمان دولت مدرن، مراحل اولیه تکامل خود را مدیون درآمدهای نفت است. بدون وجود درآمدهای نفتی، سرعت رشد دولت مدرن در ایران، در مراحل اولیه تکامل خود، کندتر از آن چیزی بود که اتفاق افتاد. اما همین نفت از جایی به بعد یعنی از جایی که دولت مدرن باید وارد مرحله بلوغ و تکامل و سپس تعادل می‌شد، به صورت مانعی برای آن درآمد (رنانی[3]، ۲۰۱۱: ۱۵۲).

دولت دارای درآمد منابع، در تمام عرصه‌هایی که باید بخش خصوصی حضور یابد و سرمایه‌گذاری کند، خود راسا وارد می‌شود و سرمایه‌گذاری می‌کند و از این طریق مانع شکل‌گیری نهادهای اقتصادی مستقل مدنی می‌شود. از این گذشته، بسیاری از دولت‌های نفتی، با برنامه‌ریزی سیستماتیک مانع شکل‌گیری گروه‌های مدنی شده‌اند. یعنی نه تنها از طریق بر عهده گرفتن نقش اجتماعی این گروه‌ها توسط دولت، راه برای توسعه این گروه‌ها بسته می‌شود بلکه از طریق فشار، ممانعت قانونی و سرکوب نیز گسترش گروه‌ها و نهادهای مدنی محدود می‌شود (رنانی، ۲۰۱۱: ۱۷۰).

دولت رانتی وقتی با شکوفایی درآمدهای نفتی روبه رو می‌شود، در معرض توهم قدرت قرار

---

[1] . McLeod (2021)

[2] . Rezaqoli (2018)

[3] . Renani (2011)

می‌گیرد و پروژه‌های جاه‌طلبانه و بزرگ و تعهدات مالی خیلی بزرگ بدون توجه به ظرفیت‌های داخلی را رقم می‌زند. از طریق واردات ریشه تولید را می‌خشکاند و در هنگام افول درآمدهای نفتی با دستکاری در قیمت‌های کلیدی بی‌ثباتی اقتصادی را موجب می‌شود (مومنی[1]، ۲۰۱۶: ۵۹-۵۸). به دلیل ناتوانی ساختارهای نهادی کشورهای درحال‌توسعه برای رویارویی منطقی با شوک نفتی و افزایش درآمدها، اغلب دو مشکل بزرگ در فرآیند تصمیم‌گیری و تخصیص منابع بروز می‌کند که عبارتند از: اول، کوته‌نگری و دوم، بی‌اعتنایی به ملاحظات کارشناسی (مومنی، ۲۰۱۶: ۳۰۲).

نبود تفویض اختیار: تشکیلات اداری هرگز نمی‌تواند خوب عمل کند مگر آنکه در آن، مسئولیت‌ها به صورت نظام‌یافته و موثر واگذار شده باشد. این اصل به قدری اهمیت دارد که حتی می‌توان گفت که واگذاری مسئولیت، خصوصیت اصلی فعالیت سازمان‌یافته را تشکیل می‌دهد. در عرصهٔ مدیریت دولتی در ایران، اندیشهٔ واگذاری مسئولیت نقش ضعیفی ایفا می‌کند. مسئله این نیست که اندیشهٔ فوق ناشناخته باشد، بلکه افراد به رغم آگاهی از آن در عمل و اگر نه به زبان، در برابر آن مقاومت می‌کنند. در واقع، جزئی‌ترین مسائل اغلب به اطلاع مقام بالاتر در سازمان می‌رسد. در بهترین شرایط متصور نیز این امر موجب تاخیر در انجام امور می‌شود و مقام بالاتر را در زیر بار سنگین امور اداری جزئی قرار می‌دهد. اما این شرایط اغلب تحقق نمی‌یابد و در نتیجه، اقدام اداری به طور معمول بی‌اثر می‌شود.

بر اساس یک اصل دیگر که مکمل اصل بالاست اگر اختیارات به طور موثر واگذار شده باشد، مسئولیت اعمال این امتیازات باید به طور کامل تقبل شود. ما به کرات می‌دیدیم که در ایران کارکنان دولت عموما تمایل به تقبل چنین مسئولیتی ندارند. این پدیده را تا اندازه‌ای می‌توان به دو حقیقت نسبت داد. اولا، سازمان‌های دولتی در ایران درک درستی از اندیشهٔ واگذاری اختیارات ندارند. ثانیا، اختیارات واگذار شده و مسئولیت‌های مترتب بر آن در هاله‌ای از ابهام و تردیدهای مفهومی قرار می‌گیرند. به این ترتیب، کارکنان عملا رغبتی به تقبل مسئولیت و در نتیجه، پذیرش میوه‌های تلخ و شیرین عمل مسئولانه ندارند. یکی از وجوه مشخصهٔ مدیریت دولتی در ایران بیماری جلسه‌بازی است. متاسفانه باید گفت که این بیماری و کثرت جلسات و کمیسیون‌های متعدد که این بیماری در آن متجلی می‌شود بیش از آن که نشانه همکاری اصیل طرف‌های حاضر در جلسات باشد

[1] . Momeni(2016)

تمایل آنان به سبک کردن بار مسئولیت خود را نشان می‌دهد (مک‌لئود، ۲۰۲۱: ۱۰۷).

عدم شایسته‌سالاری: در ایران پست‌های کارساز دیوان‌سالاری را کسانی تصاحب کرده‌اند که اکثرا تعلق به یک گروه کوچک دارند. این گروه از گذشته گروه ممتازی در جامعه ایران بوده است. ما علاوه بر این، دریافتیم گروه فوق همیشه نگرانی آگاهانه‌ای درباره شهرت و موقعیت اجتماعی خود دارد (مک‌لئود، ۲۰۲۱: ۵۷). در اکثر ادارات ایران قوم و خویش‌بازی منجر به استخدام کارکنان فاقد صلاحیت شده است. سیاست‌های استخدامی دولت و ترکیب شاغلان آن گویای آن است که دولت انباشته از کارکنان دون پایه و فاقد صلاحیت است (هادی‌زنوز[1]، ۲۰۰۸: ۲۴).

برای مثال در پژوهشی که از مدیران پیشین خودروسازان بزرگ کشور، افراد اثرگذار انجمن‌های خودروسازی و قطعه‌سازی و کارشناسان دانشگاهی معضلات صنعت خودروسازی سوال شده است، اکثر مصاحبه‌شوندگان، استخدام‌های سفارشی را یک معضل ریشه‌دار در این صنعت نام برده‌اند. یکی از مدیران سابق ایران خودرو بیان کرده است که در دوره مدیریتی خود، نامه‌های سفارش استخدام نمایندگان مجلس بالغ بر هفت هزار نامه است. همچنین موضوعی در گزارش تحقیق و تفحص از عملکرد صنایع خودروسازی کشور (مصوب آبان ۱۳۹۱)، به این شکل مورد تأکید قرار گرفته است: «... غالب عزل و نصب‌ها در سطوح هیئت‌مدیره و مدیران میانی تحت فشار و یا حمایت خاص برخی از مدیران ارشد سیاسی و یا حتی برخی تأمین‌کنندگان بزرگ صورت می‌پذیرد». استخدام سفارشی افراد در سطوح مختلف نه تنها به کیفیت نیروی انسانی بنگاه ضربه میزند، بلکه روحیه کارکنان شایسته و زحمتکش را نیز خدشه‌دار می‌کند (جعفرتاش امیری[2]، ۲۰۱۸: ۳۲۲).

موازی‌کاری: در ایران کمیسیون‌ها، شوراها، شوراهای عالی و سازمان‌های دولتی زیادی وجود دارد که رسما مسئولیت اتخاذ و اجرای سیاست‌های اقتصادی عمده را بر عهده دارند. بنابرین، در هر زمان چند سازمان وجود دارد که به‌طور قانونی مجاز به سیاست‌گذاری اقتصادی هستند. در سال‌های اخیر درجه اهمیت این سازمان‌ها لحظه به لحظه و تقریبا ماه به ماه تغییر کرده است. در چنین محیطی برای سد کردن راه یک سیاست به راحتی می‌توان یک سازمان دولتی را علیه سازمان دیگر

[1] . Hadizenouz (2008)

[2] . Jafartash Amiri (2018)

برانگیخت یا از اجرای تصمیمات یک سازمان از طریق ارجاع موضوع به سازمان یا شورای دیگری با اختیارات مشابه جلوگیری کرد. در نتیجه این وضع، هیچ شورا یا سازمانی را نمی‌توان مسئول موفقیت یا شکست سیاست‌ها یا برنامه‌های دولت دانست زیرا هر سیاست در معرض برداشت‌های متفاوت و تردید دربارهٔ قلمرو اختیارات قانونی سازمان‌ها قرار دارد. همه این‌ها سبب شده که نظام اداری ایران نتواند سیاست‌های چندانی را اتخاذ کند و تقریبا هیچ یک از سیاست‌های اتخاذ شده به صورت سازگار یا هدفمند اجرا نشده است (مک‌لئود، ۲۰۲۱: ۱۳۶). از طریق ایجاد سازمان‌های موازی یک ابهام همیشگی در ساختار اداری ایران رخنه کرده است. به دلیل ناهماهنگی میان ارکان مختلف دولت، هریک از مراکز قدرت رسمی زمینه فعالیت زیرزمینی سازمان یافته را به زیان اقتصاد ملی و به نفع عوامل ذی‌نفوذ فراهم ساخته‌اند. در واقع اقتصاد غیررسمی ولی متشکل و قدرتمندی به کمک مقامات رسمی شکل گرفته است (هادی‌زنوز، ۲۰۰۸: ۲۴).

تغییر سریع و پی در پی کابینه‌ها، ساختار بوروکراسی و مدیران: عوض شدن سریع کابینه‌ها سبب می‌شود که سیاست اقتصادی، عوامل استمرار، ادراک و ملاحظه جنبه‌های سیاست‌گذاری از دست برود. فضای دائمی موقتی بودن که بر بالای سر هر مقام سیاسی در ایران سایه انداخته است موجب می‌شود که هیچ سیاست‌مداری نتواند آینده‌ای جز فردا را پیش‌بینی کند (مک‌لئود، ۲۰۲۱: ۱۳۷) ساختار بروکراسی صنعتی کشور نیز همواره در حال تغییر و تحول بوده است. بخشی از این تغییرات را البته می‌توان به علّت تحولات اقتصاد و پیچیده‌تر شدن مناسبات اقتصادی توجیه کرد، امّا تغییرات بیش از اندازه، بخصوص در سه دهه اخیر که عموماً حول محور تفکیک و ادغام بخش صنعت و تجارت شکل گرفته، نشان از یک نوع سردرگمی و فقدان راهبرد مشخص اقتصادی می‌دهد.

در یک نظام اداری کارآمد که به شایسته‌سالاری اهمیت داده می‌شود، برای بروکرات‌های متخصص پیش‌رفتن پروژه‌های تخصصی و ملی، مطلوبیت بیشتری نسبت به منافع شخصی ایجاد خواهد کرد. در حالی که در یک نظام اداری ناکارآمد که افراد هیچ برنامه تخصصی مشخصی نداشته باشند، منافع شخصی و ارتقای سیاسی به اهداف افراد تبدیل می‌شود و این شرایط اجرای پروژه‌های ملی گرایانهٔ تخصصی بین دولت و بخش خصوصی را با مشکلات فراوان مواجه خواهد کرد.

۵- بررسی وضعیت اقتصاد ایران در حرکت به سمت تولید فناورانه

همان‌طور که بیان شد، توانایی تولید فناوری‌های نوین در داخل کشور اهمیت بسیاری در انتقال موفقیت‌آمیز فناوری و رهایی از وابستگی دارد. در این راستا در ایران سیاست‌گذاری جهت حمایت از شرکت‌های دانش‌بنیان صورت پذیرفته است. بنابر اعلام رسمی صندوق نوآوری و شکوفایی نهاد ریاست‌جمهوری، در حالی که در نخستین روزهای تصویب قانون حمایت از شرکت‌های دانش‌بنیان، تعداد آنها به ۵۵ شرکت می‌رسید، این تعداد در سال ۲۰۲۱ به ۶۰۳۵ شرکت بالغ شده و این عدد نشان از حدود ۱۱۰ برابر شدن این شرکت‌ها طی مدت ۱۰ سال دارد. جهت بررسی کیفیت و سطح تلاش این شرکت‌ها در راستای افزایش قابلیت‌های فناورانه، در ادامه برخی شاخص‌های کاربردی اقتصاد دانش‌بنیان بررسی می‌شود.

شاخص آمادگی برای فناوری‌های پیشرو شامل ظرفیت‌های فناورانه مرتبط با سرمایه‌گذاری فیزیکی، سرمایه انسانی، تلاش‌های فناورانه، ظرفیت‌های ملی برای بهره‌برداری و سرانجام پذیرش و انطباق با این فناوری‌ها است. ظرفیت‌های مذکور با در نظر گرفتن پنج زیرشاخص شامل میزان توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (تعداد کاربران اینترنت و سرعت دانلود)، مهارت‌ها (سال‌های مورد انتظار تحصیل و شاغلان با تحصیلات بالا)، فعالیت‌های تحقیق و توسعه (تعداد نشریات و تعداد حق ثبت اختراع)، فعالیت صنعتی (صادرات صنعتی با فناوری بالا و صادرات خدمات دیجیتالی) و دسترسی به تامین مالی (نسبت اعتبار داخلی به بخش خصوصی) اندازه‌گیری می‌شود.

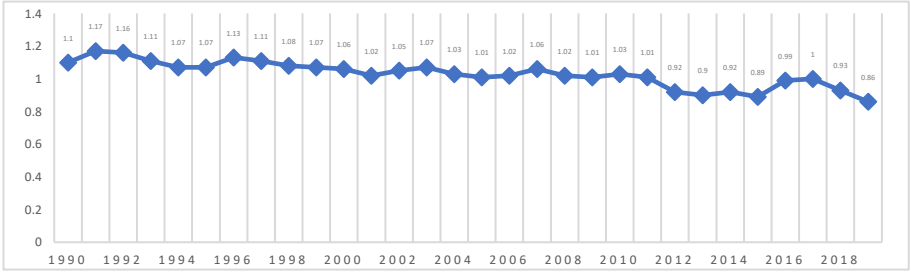
ایران در شاخص آمادگی برای فناوری‌های پیشرو سال ۱۴۰۱، در رتبه ۷۵ از ۱۵۸ کشور و در مقایسه با جایگاه‌هایی همچون ترکیه (۵۳) و عربستان (۴۷) قرار دارد. بررسی زیرشاخص‌های آمادگی برای فناوری‌های پیشرو در سال ۱۴۰۱ نشان می‌دهد وضعیت ایران در زیرشاخص تحقیق و توسعه به نسبت بهتر (رتبه ۳۵ جهان) و در زیرشاخص فعالیت‌های صنعتی به نسبت بدتر (رتبه ۱۱۸ جهان) است. در سایر زیرشاخص‌ها تقریبا جایگاه میانه‌ای را در بین کشورها دارد. ضعف در زیرشاخص فعالیت صنعتی ایران در مقایسه با رتبه به نسبت خوب در زیرشاخص تحقیق و توسعه، نشان می‌دهد هزینه‌های اختصاص یافته به تحقیق و توسعه نمود چندانی در صنعت کشور نداشته است.

جدول ٤: رتبه ایران در شاخص کلی آمادگی برای فناوری‌های پیشرو و زیرشاخص‌های در ۲۰۲۳

	رتبه در سال ۲۰۲۲	رتبه در سال ۲۰۲۱	رتبه در ICT	رتبه در مهارت	رتبه در R&D	رتبه در صنعت	رتبه در تامین مالی
ایران	۷۵	۷۱	۷۸	۷۴	۳۵	۱۱۸	۶۲

منبع: گزارش آنکتاد[1] ۲۰۲۳ شامل ۱۵۸ کشور

کارآمد نبودن هزینه‌های صرف شده در راستای افزایش تعداد شرکت‌های دانش‌بنیان و فعالیت‌های تحقیق و توسعه در کشور را علاوه بر شاخص فعالیت‌های صنعتی، سایر شاخص‌های کارکردی اقتصاددانش‌بنیان از جمله شاخص بهره‌وری، شاخص رقابت‌پذیری جهانی و شاخص پیچیدگی اقتصادی نیز نشان می‌دهند. بررسی شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران بر مبنای قیمت‌های جاری طی سی سال گذشته به روشنی گویای وجود بحران بهره‌وری در اقتصاد ایران است. همان‌طور که در جدول زیر مشاهده می‌شود، بهره‌وری کل عوامل تولید ایران به قیمت‌های جاری و بر مبنای قیمت پایه سال ۲۰۱۷، تقریبا به صورت مستمر یک روند نزولی را تجربه کرده است (نجفی[2]، ۲۰۲۲: ۴۹).



نمودار ٤: بهره‌وری کل عوامل تولید ایران بر مبنای قیمت‌های جاری (مبنای شاخص سال ۲۰۱۷)

منبع: نجفی، ۲۰۲۲: ۴۹

شاخص رقابت‌پذیری جهانی از تعداد متنوعی از نماگرهای اقتصادی تشکیل شده که قدرت رقابت‌پذیری اقتصادهای ملی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. همان‌طور که در جدول ذیل مشاهده می‌شود، رتبه ایران از منظر این شاخص طی ۱۰ سال گذشته یک شیب نزولی با شدت کم را نشان می‌دهد، به طوری که در سال ۲۰۱۹ از بین ۱۴۱ کشور، ایران رتبه ۹۹ را به دست آورده است. این شواهد گویای وضعیت نامطلوب ایران در بهبود قدرت رقابت‌پذیری کشور است.

[1]. UNCTAD: United Nations Conference on Trade and Development

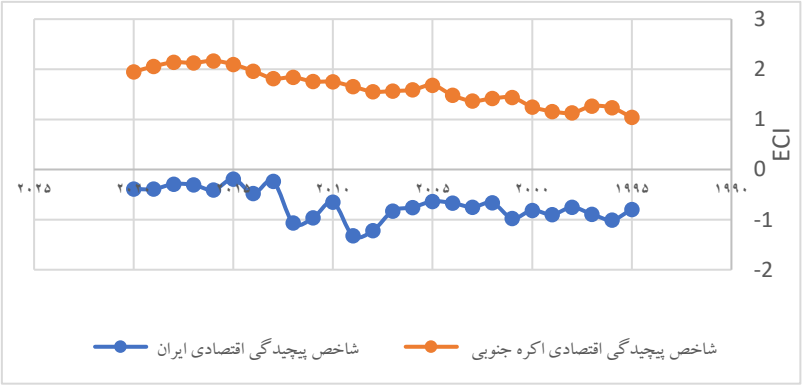
[2] . Najafi (2022)

جدول ۵: جایگاه جهانی ایران در رتبه‌بندی شاخص رقابت‌پذیری جهانی

سال انتشار گزارش	۲۰۱۰	۲۰۱۱	۲۰۱۲	۲۰۱۳	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶	۲۰۱۷	۲۰۱۸	۲۰۱۹
رتبه ایران	۶۹	۶۲	۶۶	۸۲	۸۳	۷۴	۷۶	۶۹	۸۹	۹۹

منبع: گزارش منبع جهانی اقتصاد

شاخص پیچیدگی اقتصادی: پیچیدگی اقتصادی با استفاده از شاخصی تحت عنوان شاخص پیچیدگی اقتصادی[1] (ECI) به اندازه‌گیری دانش مولد موجود در یک اقتصاد می‌پردازد. محاسبه آن بر اساس داده‌های جهانی صادرات است. این شاخص مقیاسی نسبی دارد و عددی بین مثبت و منفی سه است. کشورها و محصولات پیچیده عدد مثبت بالاتری را به خود اختصاص خواهند داد و بالعکس شاخص پیچیدگی کشورها و محصولات با پیچیدگی پایین، اعداد منفی خواهد بود. نقطه قوت این شاخص، سنجش عملکرد اقتصاد دانش‌بنیان مبتنی بر تولید و صادرات کالا در سطح جهانی است. در واقع این شاخص بر اندازه‌گیری دستاوردهای مورد انتظار از یک اقتصاد دانش‌بنیان متمرکز شده است. همان‌طور که در جدول زیر مشاهده می‌شود، شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ همواره عددی منفی و در سال ۲۰۲۰ برابر ۰/۳۸- است؛ در حالی که برای کره جنوبی طی این دوره زمانی همواره مثبت و در سال ۲۰۲۰ برابر با ۱/۹۴ بوده است.



نمودار ۵: مقایسه شاخص پیچیدگی ایران و کره جنوبی

منبع: سایت آزمایشگاه دانشگاه هاروارد برای درک پویایی‌های اقتصادی و فرصت‌های رشد جدید برای هر کشور

[1]. Economic Complexity Index

جدول ٦: رتبه ایران در ارکان مختلف شاخص جهانی نوآوری

ارکان شاخص ملی نوآوری	زیرشاخص‌ها	سال	امتیاز
نهادی	شاخص محیط سیاسی (ثبات و پایداری سیاسی – تاثیرگذاری دولت)	۲۰۲۰	۶۷
	شاخص محیط قانونی (کیفیت مقررات، حاکمیت قانون)	۲۰۲۱	۶۰
		۲۰۲۲	۵۳
سرمایه انسانی و تحقیقات	تحصیلات مقدماتی	۲۰۲۰	۴۶
	تحصیلات عالی	۲۰۲۱	۴۹
	تحقیق و توسعه	۲۰۲۲	۵۴
زیرساخت‌ها [1]	فناوری اطلاعات و ارتباطات	۲۰۲۰	۴۶
	پایداری محیط‌زیستی	۲۰۲۱	۴۹
	زیرساخت‌های عمومی	۲۰۲۲	۵۴
پیچیدگی بازار	اعتبارات	۲۰۲۰	۱۰۸
	سرمایه‌گذاری	۲۰۲۱	۸۲
	تجارت و رقابت	۲۰۲۲	۱۱
پیچیدگی کسب و کار	کارکنان دانشی	۲۰۲۰	۱۱۲
	پیوندهای نوآوری	۲۰۲۱	۱۱۵
	جذب دانش	۲۰۲۲	۱۱۵
خروجی‌های دانش و فناوری [2]	خلق دانش (ثبت اختراع و تعداد مقاله‌های چاپ شده در نشریه‌های علمی)	۲۰۲۰	۵۹
	تاثیر دانش	۲۰۲۱	۵۶
		۲۰۲۲	۵۰
خروجی‌های خلاقانه	دارایی‌های نامشهود	۲۰۲۰	۴۸
	کالاها و خدمات خلاقانه	۲۰۲۱	۴۶
	خلاقیت برخط(آنلاین)	۲۰۲۲	۳۳

منبع: گزارش شاخص نوآوری جهانی

در محاسبه شاخص پیچیدگی اقتصادی از دو مفهوم تنوع و منحصر به فرد بودن استفاده می‌شود. حجم دانشی که یک کشور در اختیار دارد، در تنوع محصولات تولیدی آن کشور تجلی می‌یابد. کشورهایی که افراد و سازمان‌های آنها دانش کاربردی بیشتری در اختیار دارند، از این

[1]. در زمینه فناوری اطلاعات و ارتباطات با توجه به سرعت پایین اینترنت، عدم وجود امکانات مناسب و ... میزان بهره‌گیری از این فناوری در کشور پایین است. در خصوص شاخص پایداری محیط‌زیستی نیز با توجه به ضعف جدی کشور در بخش محیط‌زیست (آلودگی هوا، فرسایش خاک، بیابان‌زایی، عدم کارایی مصرف انرژی و تبدیل نشدن آن به تولید ناخالص داخلی و هدررفت زیاد آن) رتبه مناسبی نداریم.

[2]. ایران در حوزه تربیت نیروی انسانی با دانش کاربردی در بخش کار دارای زمینه‌های بهبود قابل‌توجهی است، اما به دلیل مشکلات ناشی از نیازمحور نبودن دانشگاه‌ها و رشته‌های دانشگاهی و کمبود بسترهای به اشتراک‌گذاری دانش در محیط‌های صنعتی رتبه مناسبی نداریم.

امکان بهره‌مند هستند که مجموعه متنوع‌تری از کالاها را تولید کنند. محصولاتی که نیازمند حجم زیادی از دانش هستند در کشورهای محدودی که تمام ملزومات دانش در اختیار باشد، تولید می‌شوند. بنابراین اقتصادهای با محصولات متنوع‌تر که تعداد کشورهای کمتری آن محصولات را تولید می‌کنند، اقتصادهای پیچیده‌تری هستند.

بررسی شاخص ملی نوآوری، نشان از بهبود رتبه ایران دارد. اما علی‌رغم بهبود رتبه ایران در این شاخص (جایگاه ۵۳ در بین ۱۳۲ کشور که بهترین رتبه کسب‌شده تاکنون است)، در رکن نهادی (یعنی محیط سیاسی و محیط تنظیم‌گری) و رکن پیچیدگی کسب‌وکار (کارکنان دانشی، پیوندهای نوآوری و جذب دانش) جایگاه مناسبی ندارد.

گزارش شاخص جهانی نوآوری امروزه علاوه بر سیاست‌گذاران، مورد استقبال بخش کسب‌وکار و سرمایه‌گذاران غیردولتی نیز قرار دارد و مشاهده چنین وضعیتی در شاخص‌های رکن نهادی، سبب رانده شدن آنها جهت همکاری یا سرمایه‌گذاری در ایران می‌شود. این موضوع سبب اختلال در اتصال زیست‌بوم نوآوری ایران به جهان خارج و استفاده از فرصت‌های بازارهای صادراتی بین‌المللی و همچنین کاهش توانایی عقد قرارداد برای انتقال فناوری به داخل کشور می‌شود. فارغ از صحت و سقم داده‌های رکن نهادی، به هر حال تنظیم‌گری نوآوری دغدغه‌ای است که باید بیش از پیش بدان پرداخته شود تا کسب‌وکارهای کشور –به خصوص بنگاه‌های دانش‌بنیان در پرتو قانون جدید جهش تولید دانش‌بنیان– بتوانند به فعالیت ثمربخش و فزاینده در این زیست‌بوم بپردازند.

٦- بررسی صنعت خودرو و زیست‌دارو

گریف[1] (۱۹۹۸) تأثیر تعاملات استراتژیک و ویژگی‌های فرهنگی برون‌زا و درون‌زا، باورها، ساختارهای اجتماعی و شناخت (از جمله آگاهی) را بر مجموعه قوانین مرتبط بررسی می‌کند. سازمان‌ها با ایجاد یک بازیگر جدید (خود سازمان)، تغییر اطلاعات در دسترس بازیگران یا تغییر بازده اقدامات خاص، مجموعه قوانین مرتبط با بازی را تغییر می‌دهند. نمونه‌هایی از این سازمان‌ها عبارتند از صنف بازرگانان، بنگاه، بانک، اداره اعتبارسنجی. در واقع سازمان‌ها از طریق قاعده‌گذاری در انتخاب بازیگران نقش ایفا می‌کنند.

پس این سازمان‌ها، مجموعه قوانین مربوط به بازی را تغییر می‌دهند. برخی سازمان‌ها،

[1] .Greef (1998)

بازیگران استراتژیک محسوب می‌شوند، با این حال، پیدایش آنها نشان‌دهنده اقدامات انجام شده در فرا-بازی مناسب از سوی کسانی است که این سازمان‌ها را تاسیس کرده‌اند. اکثر آثار نظری بر مسائلی همچون نقش سازمان‌های گوناگون در تسهیل همکاری‌ها، مکمل بودن سازمانی و بنیادهای نهادی دولت متمرکز شده‌اند.

در این بخش با بررسی صنعت خودروسازی و زیست‌دارو ایران به بررسی چگونگی تشکیل و نقش‌آفرینی ائتلاف‌ها در تغییرات نهادی و تحولات فناورانه پرداخته می‌شود. بررسی این صنایع نشان می‌دهد چگونه در شرایطی که دولت توسعه‌خواه و نظم اجتماعی پایدار شکل نگرفته است، توسعه صنعتی می‌تواند رخ دهد اما این توسعه هم گسسته و هم برگشت‌پذیر است.

بررسی صنعت خودرو و زیست‌دارو در ایران نشان می‌دهد که چگونه می‌توان از طریق یک فرآیند لابی‌گری، ائتلاف‌های توسعه‌خواه ایجاد کرد. در بررسی این دو صنعت، تاثیر مهم حرکت‌های جمعی بر تحولات نهادی و تحولات فناورانه قابل مشاهده است.

اقدام نهادی و حرکت‌های جمعی، از یک فرد یا یک سازمان شروع شده اما به تدریج که با چالش‌هایی مواجه می‌شود و اهمیت آن از سوی کارآفرینان بخش‌های مختلف احساس می‌شود (کارآفرینان به نوعی سرنوشت آیندهٔ کل صنعت را گره‌خورده در این اقدام نهادی می‌بینند)، کارآفرینان نهادی متعددی برای تحقق آن اقدام می‌کنند و از نفوذ، امکانات و توانمندی‌های خود در این زمینه استفاده می‌کنند.

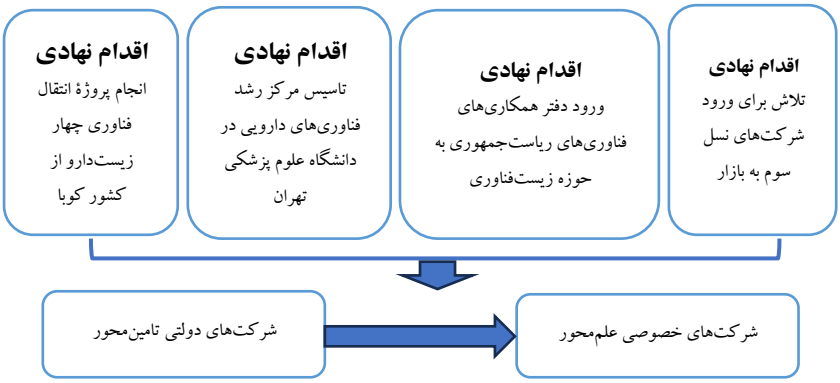
٦-١- صنعت زیست‌دارو

بر اساس گزارش معاونت علمی و فناوری ریاست‌جمهوری، هم اکنون در ایران بیش از ۴۰ شرکت خصوصی علم‌محور در حال فعالیت به‌منظور تجاری‌سازی محصولات زیست‌دارو هستند. همچنین در سال‌های اخیر، شرکت‌های علم‌محور ایرانی، قادر به توسعهٔ زیست‌شبیه‌داروهای جدید از روی نمونهٔ اولیه، تنها در کمتر از ۳ سال پس از معرفی نمونهٔ اولیه توسط شرکت پیشگام بوده‌اند. برخی زیست‌شبیه‌داروهای ایرانی نظیر سینووکس، اولین نمونهٔ خود در جهان محسوب می‌شوند.

تغییر نهادی صورت گرفته در این صنعت عامل اصلی موفقیت بوده است. شاکلهٔ اصلیِ تغییر نهادی به وقوع پیوسته، شکل‌گیری نوع جدیدی از «ساختارهای نهادی» یعنی شکل‌گیری بنگاه‌های

خصوصی برخاسته از دانشگاه‌ها بوده است.

تغییرات نهادی و فناورانهٔ صنعت زیست‌داروی ایران، بیش از هر چیز حاصل چهار اقدام نهادی، پروژهٔ انتقال فناوری چهار زیست‌دارو از کشور کوبا، تاسیس مرکز رشد فناوری‌های دارویی در دانشگاه علوم پزشکی تهران، ورود دفتر همکاری‌های فناوری‌های ریاست‌جمهوری به حوزه زیست‌فناوری و تلاش برای ورود شرکت‌های نسل سوم به بازار بوده است. این چهار اقدام نهادی حاصل تلاش جمعی شبکه‌ای از کارآفرینان نهادی کلیدی معین است؛ به عبارت دیگر، در تحقق هر چهار اقدام نهادی، نام افراد یکسانی به چشم می‌خورد که از طریق جابه‌جا شدن در هر سه بخش دولت، دانشگاه و کسب‌وکار و یا دارا بودن همزمان دو موقعیت در چند بخش، توانستند تغییر نهادی رخ داده در صنعت زیست‌داروی ایران، یعنی شکل‌گیری شرکت‌های علم‌محور خصوصی را رقم زنند (حمیدی‌مطلق و دیگران[1]، ۲۰۱۵: ۵۱).



نمودار ٦: اثر اقدامات نهادی مهم بر تغییر نهادی در صنعت زیست‌داروی ایران

منبع: حمیدی‌مطلق و دیگران، ۲۰۱۵: ۵۱

٦-۲- صنعت خودروسازی

بر اساس تحقیقات مهری[2] (۲۰۱۷)، بازیگران صنعت خودرو ایران توانستند با دستگاه دولتی ارتباط برقرار کنند تا ائتلاف‌های سیاسی با گروه‌ها و نهادهای اجتماعی کلیدی تشکیل دهند. این

1 . Hamidi Mutlaq & Isaiei (2015)
2 . Mehri (2017)

ائتلاف‌ها ضمن مقابله با گروه‌های اجتماعی مخالف توسعه صنعتی امکان اجرای سیاست‌های ملی‌گرایانه را فراهم کردند. میدان سیاسی باثبات و انسجام نخبگان با ایجاد ظرفیت کافی دولتی، امکان پیوند با شرکت‌های مشاوره مهندسی و شرکت‌های خودروسازی چند ملیتی زمینه لازم برای توسعه صنعتی با ظرفیت فنی بومی را در مقاطع زمانی خاصی فراهم کرده است.

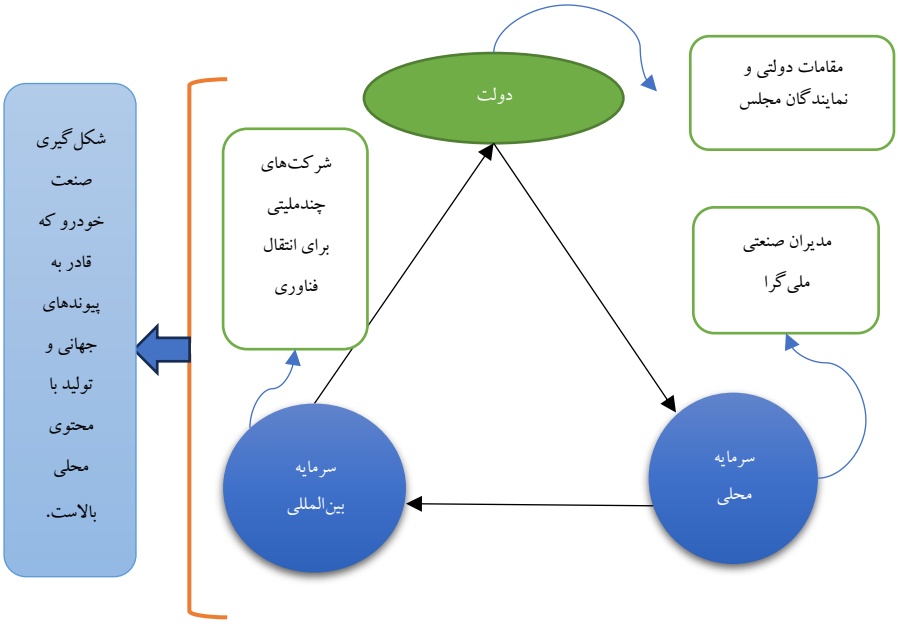
صنعت خودرو تا حدی توسط رابطه آن با دولت (حوزه سیاسی) شکل گرفته است. توانایی تکنوکرات‌های صنعتی برای لابی‌گری با نخبگان دولتی و قرار دادن صنعت به عنوان راهی برای حل مشکلات اقتصادی اهمیت زیادی داشته است.

در طول زمان صنعت‌گران نیاز به قدرت کافی برای محافظت از استقلال خود داشتند. این قدرت از روابط با بازیگران کلیدی در دولت سرچشمه می‌گرفت. صنعتگران ظرفیت سازمانی و فنی صنعت را ایجاد کردند. ایجاد این ظرفیت برای انتقال فناوری با ارزش‌افزوده بالاتر از شرکت‌های مشاوره مهندسی اهمیت داشت. شرکت‌های مشاوره مهندسی که نقش آن‌ها در ادبیات علمی تا حد زیادی ناشناخته مانده، در انتقال دانش و فناوری لازم به ایران اهمیت ویژه‌ای داشتند تا صنعتگران بتوانند برندهای ملی را با ظرفیت بومی توسعه دهند.

شرکت‌های مشاوره از شبکه ارتباطی خود با تامین‌کنندگان قطعات جهانی برای کمک به کشورهای درحال‌توسعه برای ایجاد صنایع محلی با برندهای مستقل و ملی استفاده می‌کنند. مفهوم شبکه فناوری جهانی مهم است زیرا پیوندها با شرکت‌های مشاوره مهندسی، کشورهای درحال‌توسعه را قادر می‌سازد تا صنایع خودروسازی با ظرفیت فنی بومی محلی را توسعه دهند و محصولاتی را مستقل از مونتاژکنندگان چند ملیتی خودرو طراحی و تولید کنند.

در اواخر دهه ۱۳۷۰، صنعتگران به حد بالایی در انتقال فناوری از مونتاژکنندگان بزرگ خودرو چند ملیتی رسیدند. شرکت‌های مشاوره مهندسی بازیگران مهم شبکه جهانی در انتقال فناوری برای توسعه صنعت خودرو هستند. این شرکت‌ها از شبکه ارتباطی خود با تامین‌کنندگان قطعات جهانی برای کمک به کشورهای درحال‌توسعه برای ایجاد صنایع محلی با برندهای مستقل و ملی استفاده می‌کنند. این زمانی محقق می‌شود که آنها تامین‌کنندگان قطعات محلی را به شبکه‌ای از تامین‌کنندگان قطعات جهانی برای مجوز و تولید قطعات به صورت محلی مرتبط کنند. انتقال فناوری از طریق مشاوره‌های مهندسی برای کشورهایی مانند ایران که به فناوری‌های متعارف

دسترسی ندارند، بسیار مهم است.



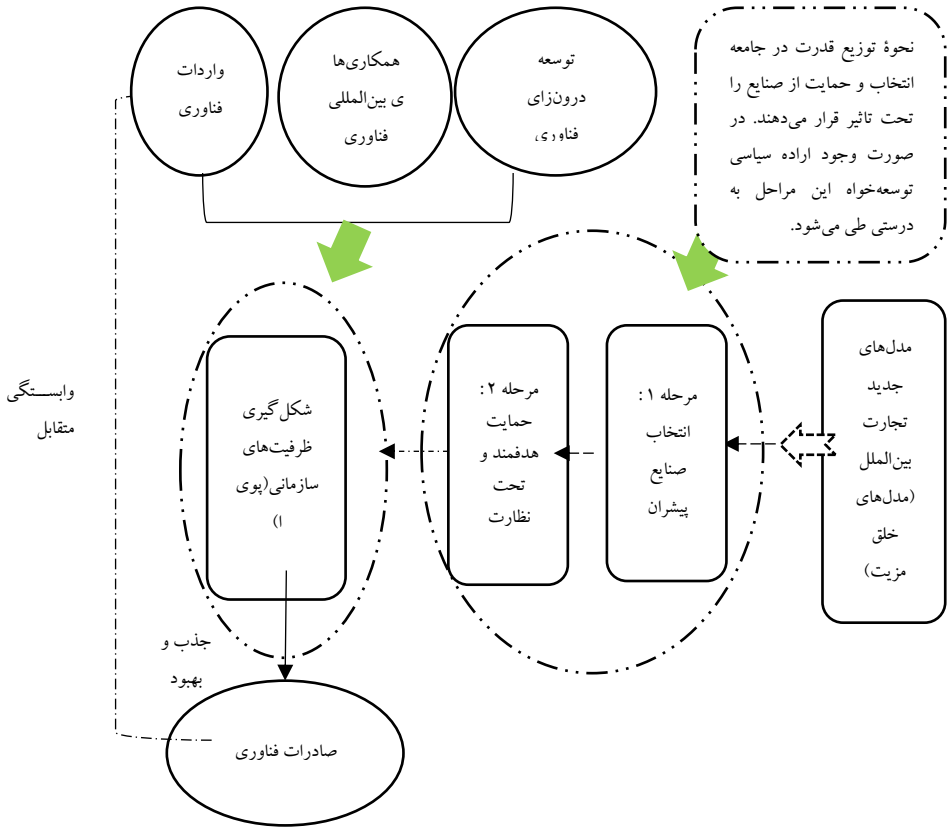
نمودار ۷: اتحاد سه‌گانه بین دولت، سرمایه محلی و سرمایه بین‌المللی

منبع: یافته‌های پژوهش

مهری (۲۰۱۷)، بیان می‌کند ملی‌گرایان صنعتی در ایران شبکه‌ای از روابط موثر سیاسی ایجاد کرده‌اند تا فضا را برای توسعه موفق صنعتی محلی باز کنند و همچنین از مجموعه‌ای از پیوندهای مهم جهانی برای ایجاد صنعتی با محتوای تولید ملی بالا بهره گرفته‌اند. اما همان‌طور که بیان شد در شرایطی که دولت توسعه‌خواه و نظم اجتماعی پایدار شکل نگرفته، توسعه صنعتی که رخ داده، هم گسسته و هم برگشت‌پذیر بوده است.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

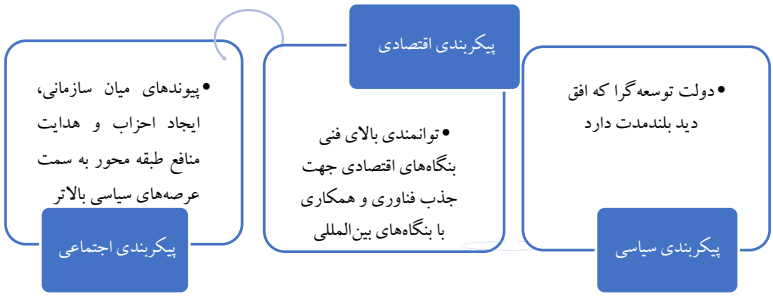
عدم تعادل در ظرفیت تولید فناوری منجر به وابستگی فناوری و موقعیت بسیار ضعیف چانه‌زنی کشورهای درحال‌توسعه نسبت به تامین‌کنندگان فناوری خواهد شد. بنابراین لازم است کشورهای درحال‌توسعه به ارتقاء توان تولید فناوربنیاد، بپردازند به جهت: کسب موقعیت مناسب و قدرت چانه‌زنی برابر در مبادلات بین‌المللی، جذب و توسعه و بومی‌سازی فناوری وارداتی.



نمودار ۸: فرآیند شکل‌گیری ظرفیت‌های سازمانی و انتقال فناوری موفقیت‌آمیز

منبع: یافته‌های پژوهش

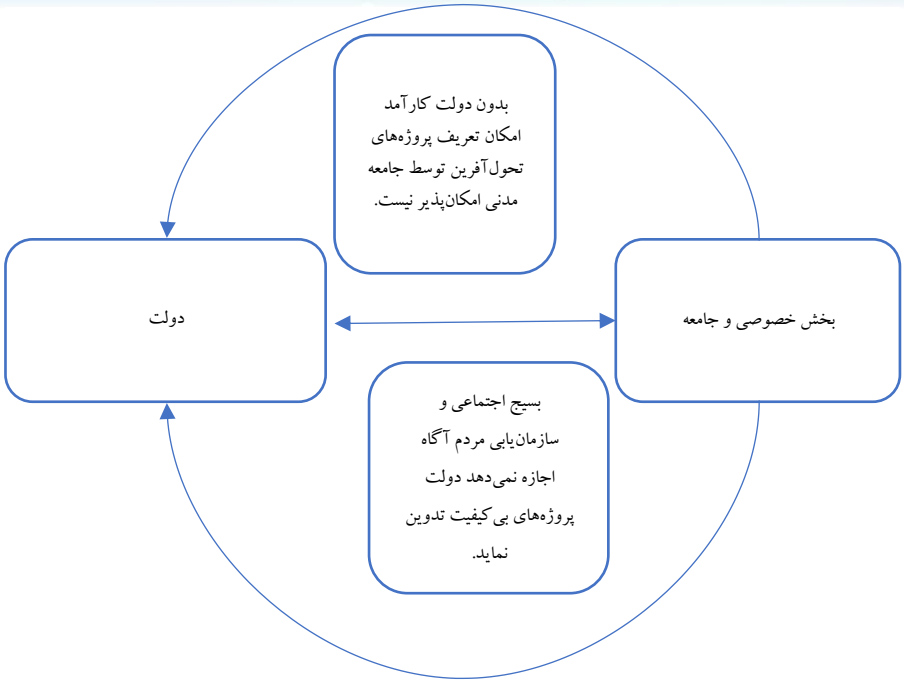
بر اساس مبانی نظری بررسی شده، لازم است کشورهای درحال‌توسعه به خلق مزیت نسبی بپردازند که این امر نیازمند انتخاب صنایع پیشران و حمایت از آن‌ها است. اما انتخاب و حمایت صحیح در یک بافت نهادی مناسب اتفاق می‌افتد. این بافت نهادی، فرصت‌هایی که تسهیل‌گر فعالیت‌های تولیدی هستند را در اختیار کارآفرینان سیاسی و اقتصادی قرار می‌دهد و دائما انگیزهٔ سازمان‌ها برای پرداختن به فعالیت‌های تولیدی را تقویت می‌کند. سازمان‌های دائمی بخش عمومی باید همراه با سازمان‌های دائمی بخش خصوصی به‌طور تدریجی و پیاپی رشد کرده و تکامل یابند. مجموعه ویژگی‌های سیاسی، اقتصادی و اجتماعی این شرایط را مهیا می‌کنند.



نمودار ۹: بافت نهادی مناسب برای جذب و توسعه فناوری

منبع: یافته‌های پژوهش

از مشخصات این بافت نهادی بالا بودن هزینه‌های رانت‌جویی و فساد، وجود همکاری سازنده بین بنگاه‌ها و دولت و اجرایی شدن به هنگام برنامه‌های اقتصادی تولید فناور محور است که زمینه‌های شکل‌گیری تقاضا برای دانش و فناوری مولد و قابلیت سازمانی پویا را مهیا می‌کند. شکل‌گیری این بافت نهادی تا حد زیادی به کمک یک دولت توسعه‌گرای توانمند امکان‌پذیر است. دولتی که از **نخبگان کارآمد** (که در خصوص تشخیص روندهای آتی توسعه و پیشرفت در سطح جهانی و منطقه‌ای هوشمندانه عمل می‌کنند)، **دستگاه‌های شایسته‌سالار** (که نماد بوروکراسی مدرن و عقلانی در عصر جدید هستند و به خدمت‌دهی مناسب همراه با شفافیت و دوری از فساد می‌پردازند)، **خودگردانی متکی به جامعه** (در عین برخورداری از دیوان‌سالاری توانمند و منسجم، در شبکه‌ای متراکم از روابط با جامعه غوطه‌ور که آن را در حصول به اهداف تحول، با جامعه متحد می‌کند) و **توانمندی انتظام** (توانایی دولت در تنبیه بنگاه‌های مورد حمایت که عملکرد مناسبی ندارند) برخوردار است. در این بافت نهادی هدایت رانت‌ها در مسیر صحیح افزایش بهره‌وری و ارتقاء قابلیت یادگیری بنگاه‌ها صورت می‌گیرد. همچنین به دلیل عدم امکان اتکای بنگاه‌ها بر مناسبات سیاسی، آن‌ها مجبور به افزایش کارایی خواهند شد.



نمودار ۱۰: تعامل دولت و بخش خصوصی

منبع: یافته‌های پژوهش

بنگاه‌ها جهت ارتقاء توان یادگیری و جذب فناوری وارداتی و اقدام به نوآوری باید فرآیند تولید محصولات طراحی‌شده توسط شرکت‌های چندملیتی (قابلیت سازمانی پایه)، تولید محصولات طراحی‌شده در داخل کشور (قابلیت سازمانی میانه) و تولید محصولات تحت برند داخلی (قابلیت سازمانی پویا) را طی کنند. طی شدن این مسیر نیازمند هدایت صحیح رانت‌های یادگیری به مسیرهایی است که سطح بالای تلاش بنگاه‌ها برای ارتقاء قابلیت‌هایشان را به همراه داشته باشد. در صورتی‌که حمایت مالی، نظام‌مند یا بعد از مشاهدهٔ عملکرد باشد، سازمان‌های حاکمیتی توانایی متوقف کردن رانت‌ها در صورت عملکرد ضعیف بنگاه‌های دریافت‌کنندهٔ حمایت دولتی را خواهند داشت. بنگاه‌هایی که از قابلیت فنی و سازمانی بالایی برخوردار باشند و استقرار سیاسی به نحوی باشد که امتیازات به فعالیت‌های تولیدی مولد منتقل شود، زمینه‌های لازم برای شکل‌گیری

قابلیت‌های سازمانی پویا را خواهند داشت.

در این پژوهش انتقال فناوری به عنوان ترکیبی از ظرفیت‌های فناورانهٔ داخلی با فناوری‌های انتقالی از بیرون تعریف شده که عمدتا از طریق همکاری بین بنگاه‌های داخلی و فراملی امکان‌پذیر است. بنابراین به بررسی شرایطی پرداخته شد که توان چانه‌زنی و امکان همکاری‌ها را مهیا می‌کند. در همین راستا، ویژگی‌های دولت و نحوهٔ نقش‌آفرینی آن که می‌تواند بر شکل‌گیری پروژه‌های مشترک بین دولت و بخش خصوصی تاثیرگذار باشد یا از شکل‌گیری ظرفیت‌های موثر بر توان همکاری برای کسب فناوری‌های نوین ممانعت کند، طرح شدند. بررسی‌های این مقاله نشان داد در ایران یک دولت خودگردان ریشه‌دار در اجتماع که قادر به ایفای نقش پرورشگری و ایجاد بنگاه‌های توانمند جهت جذب و توسعه فناوری باشد، شکل نگرفته است. این موضوع ریشه‌های متعددی دارد که پرداختن به آنها پژوهش مستقلی می‌طلبد.

عادلانه شدن توزیع قدرت از طریق ایجاد احزاب و هدایت منافع طبقه‌محور به سمت عرصه‌های سیاسی بالاتر راهگشاست. زمانی که احزاب نیرومند سیاسی و اجتماعی در جامعه نباشد یا بسیار ضعیف و کم باشند، جامعه به میدان تاخت و تاز باندها بدل خواهد شد. در نبود احزاب، گروه‌بندی سیاسی مبتنی بر روابط حامی-مشتری یا چهره‌هایی خواهد بود که می‌توانند تغییر ماهیت بدهند؛ این اشکال به راحتی می‌شکنند و حتی زمانی که انگیزه‌ای قوی برای کار جمعی هست، از پس همکاری با یکدیگر برای مقاصد مشترک بر نمی‌آیند. همان طور که فوکویاما[1] (۲۰۲۱: ۴۰۱) بیان کرده، کشورهایی که بنگاه‌های خصوصی کوچک و ضعیف دارند، احتمالا نظام حزبی‌شان هم چندپاره و بی‌ثبات است. به همین دلیل، جلوگیری از ورود بیش از حد به برخی از صنایع در راستای شکل‌گیری صرفه‌های مقیاس و به صرفه بودن انجام فعالیت‌های تحقیق و توسعه ضروری است.

به علاوه، تغییر نظام برنامه‌ریزی کشور (محدودسازی اهداف، اولویت‌بندی در اهداف و برنامه‌ها) و حمایت از شکل‌گیری بنگاه‌ها حول مزیت‌های اصلی باید در دستور کار قرار گیرد. تعیین معیارهای شفاف برای تشخیص تولید از توزیع، برای مثال تعریف شاخص‌هایی مانند حداقل نسبت ارزش‌افزوده در ابتدای فعالیت به ارزش‌افزوده در انتهای فعالیت، حداقل میزان درصد ساخت داخل

[1] . Fukuyama (2021)

و ... برای دریافت حمایت‌های دولتی نیز مفید خواهد بود. بهبود ظرفیت‌های دولت از طریق برگزاری آزمون‌های استخدامی و جلوگیری از استخدام‌های فرمایشی نیز باید مبنای عمل قرار گیرد.

References

Acemoglu, D., & Johnson, J. (2023). *Our Thousand-Year Conflict Over Technology and Productivity* (vol.2). Tehran: Rosaneh Publication. (In Persian).

Archibugi, D., & Pietrobelli, C. (1999). The Globalisation of the Financial Markets And its Effects on the Emerging Countries, Jointly Organised by the International Jacques Maritain Institute and by the Economic Commission for Latin America (ECLAC). *Journal of United Nations,* 19(1), 29-31.

Castellacci, F., & Natera, M. (2013). The Dynamics of National Innovation Systems: A Panel Cointegration Analysis of the Coevolution Between Innovative Capability and Absorptive Capacity. *Journal of Research Policy,* 42 (3), 579-594.

Chang, H. (2017). *Benevolent philanthropists. The Myth of Free Foreign Trade and the Hidden History of Capitalism* (Vol. 7). Tehran: Akhtaran Publishing House. (In Persian).

Chang, Y., & Cui, X. (2013). The Interactive Relationship of Transnational Technology Transfer & and National Innovation Capability the Johansen Co-I ntegration and Granger Causality Relationship Test Based on China S Open Innovation System Construction. *International Journal of Business and Management.* 8 (21), 76-85.

Evans, P. (2018). *The Role of the Government in Industrial Transformation* (Vol. 4). Tehran: Tarhe no publication. (In Persian).

Farahani, A., & Farazkish, M. (2016). Technology Transfer; Challenges, Obstacles and Ways to Improve the Industry. *Journal of Scientific -Promotional Monthly Oil and Gas Exploration and Production,*151, 22-36. *(In Persian).*

Friedman, T.L. (2006). *The World is Flat, Globalization in the 21st Century* (Vol. 2). Tehran: Mahi publication. (In Persian).

Fukuyama, F. (2021). *Trust: Social Virtues and the Creation of Happiness* (Vol. 2). Tehran: Rozeneh Publication. (In Persian).

Hadizenouz, B. (2008). *Iran's Economy, Comments and Criticisms* (Vol. 1). Tehran: Development publication. (In Persian).

Hamidi Mutlaq, R., & Isaiei, M. (2015). Collective Movements and Institutional and Technological Changes: Investigating the Formation of Science-Oriented Enterprises in Iran's Biopharmaceutical Industry, *Journal* of *Innovation Management Quarterly*, 5 (2), 33-58. (In Persian).

Jafartash Amiri, B. (2018). An Analysis of Production Support Policies and Recommendations for its Improvement. *Journal* of *Public Policy Quarterly*, 4, 211-240. (In Persian).

Jahangard, E., & Najafi, S. (2017). *Challenges of Technology Transfer in Iran*. Tehran: Iran Chamber Research Center. (In Persian).

Khan, M. (2019). Institutions and Development. Nayyar, D. Asian Transformations: An Inquiry into the Development of Nations (pp. 321-345). Oxford University Press.

Khan, M. (2013). Political Settlements and the Design of Technology Policy. Stiglitz, j , Yifu, j , Patel, E. The Industrial Policy Revolution II. Africa in the 21st Century (pp. 243-280). London: Palgrave, Springer.

McLeod, H. (2021). Planning in Iran (Vol. 7). Tehran: Ni publication. (In Persian).

Mehri. D. (2017). Iran Auto: Building a Global Industry in an Islamic State (Vol. 1). Cambridge University Press.

Mirjalili, H. (2008). *The Theory of Strategic Commercial Policy And its Application in the Development of Iran's Industrial Exports* (Vol. 1). Tehran: Imam Sadegh University. (In Persian).

Momeni, F. (2016). *Social Justice, Freedom and Development in Today's Iran*. Tehran: Naqsh and Negar publication. (In Persian).

Momeni, F. (2014). *Political Economy of Development in Iran Today*. Tehran: Naqsh and Negar publication. (In Persian).

Naghizadeh, M., & Nouri, S. (2016). A Context-Oriented Approach to The Challenges of Technology Transfer in Iran's International Commercial Contracts. *Journal of Scientific Research Journal of Innovation Management*, 6 (1), 1-19. (In Persian).

Najafi, S. (2022). *Knowledge-Based Economy, Concept, Requirements, Indicators and Solutions*. Tehran: Iran Chamber Research Center. (In Persian).

Nguyen, N., & Aoyama, D. (2013). Exploring Cultural Differences in Implementing International Technology Transfer in The Case of Japanese Manufacturing Subsidiaries of In Vietnam. *Journal* of *Contemporary Management Research,* 9 (1), 2-13.

Renani, M., & Moayedfar, R. (2011). *Decline Cycleso* of *Ethics and Economics (Social Capital and Development in Iran)* (Vol. 3). New Design Publications. (In Persian).

Rezaqoli, A. (2018). *If the North Was Iranian, A Commentary on The History, Politics and Culture of Iran* (Vol. 1). Tehran: Institutional Publishing. (In Persian).

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, Spring and Summer 2026, P: 246-271

Explanation of the dynamic model of systemic risk contagion of cryptocurrency in global and Iranian financial markets

Reza Karimi[1], Shadi Shahverdiani*[2], Mirfeiz Falahshams[3], Gholamreza Zomorodian[4]

Received: 15-07-2023 Accepted: 15-10-2023

Extended Abstract

Purpose: The financial contagion phenomenon has been one of the issues of concern all over the world. As globalization increased the financial dependence of different institutions, this relationship was considered as a determinant of financial contagion. Systemic risk in financial terminology means the possibility of a sudden fall in the entire financial system, which can lead to instability or chaos in financial markets. It refers to the possibility of failure in the entire system due to a failure or crisis in a sector or part of the market. This risk is caused by simultaneous movement or correlation among market segments. Another important issue in the discussion of systemic risk is the risk of contagion; which means the possibility of spreading important economic changes in one country to other countries. Contagion is classified into two types, transaction party contagion and information contagion. Each type of contagion in the financial market in question will eventually lead to a systemic risk.
It is not appropriate to use unadjusted correlation to evaluate the different effects of large returns. In the calculation of (unadjusted) correlations, the spread of large returns is hidden because correlations place equal weight on small and large returns. Therefore, having small returns in a large number of days eliminates the effects of large returns in a small number of days. Examining the contagion of cryptocurrencies is essential because it helps the stakeholders to have a better understanding of the systemic risk caused by cryptocurrencies in financial markets and currency markets. In this way, investigating the contagion of cryptocurrencies helps policymakers and participants in currency markets to predict the imminence of widespread risk in their

[1] Phd Student. Department of Financial Management. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. Tehran, Iran. Email: r.karimi@iauctb.ac.ir
[2]. Corresponding Author. Assistant Professor, Department of Business Administration, Quds City Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: sh.shahverdiani@iauctb.ac.ir
[3]. Professor, Department of Financial Management. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. Tehran, Iran. Email: m.falahshams@iauctb.ac.ir
[4]. Associate Professor, Department of Financial Management. Islamic Azad University, Central Tehran Branch. Tehran, Iran. Email: gh.zomorodian@iauctb.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 246-271

vicinity and, thus, helps them to better manage the risk of cryptocurrencies. The main purpose of this study is to design and explain the dynamic model of systemic risk contagion of cryptocurrency in the financial markets of the world and Iran.

Methodology: In order to achieve the main goal of this study, namely to measure systemic risk, the criteria of adverse risk approach including "differential conditional value at risk" (ΔCoVaR) and "marginal expected loss" (MES) are used. In addition, to determine the effects of yield contagion and volatility contagion among cryptocurrencies and to determine the effect of the relationship between the yield and volatility of cryptocurrencies with the performance of global financial markets, the multivariable GARCH model will be used, and the MATLAB software will serve to analyze and calculate the research models.
The statistical population of this research is the historical data of the Bitcoin cryptocurrency under the title of cryptocurrency market index and the data of NASDAQ, New York, Toronto, London, Frankfurt, Madrid, Shanghai, Hong Kong, Tokyo, Tehran and Mumbai stock market indices. . In this research, due to the lack of information on the early years of this market and especially the data related to Bitcoin, all the data available in the Coin Market Cap database are used. The data related to financial markets have been used for a period from July 2012 to July 2022.

Findings and Discussion: The results obtained from this study indicated that the relationship between the changes in the financial markets were non-linear. In addition, the systemic risk in the virtual currency market was lower than that in the financial markets, which indicates the shallowness of this market. There was also a positive correlation between the systemic risk of Bitcoin and other financial markets, as well as some risk contagion between these financial markets. According to the estimated coefficients in the variance-covariance matrix, risk sharing existed among financial markets. Based on the estimation, the virtual currency market was found as the recipient of the spillover effects, and the shock affected the financial status of other markets.

Conclusions and Policy Implications: The aim of the present study was to design and explain the dynamic model of cryptocurrency systemic risk contagion in the financial markets of the world and Iran. Based on the results, it can be suggested that, due to the spread of risk between the virtual currency market and the financial markets in Iran and the world, especially the stock market, investors should consider this issue in their asset portfolios and the assets related to negative covariance. Also, considering the existence of contagion between the virtual currency market and systemic risk in Tehran stock market, the existence of institutional rules and regulations and the existence of a risk warning system can reduce the effects of this risk on the domestic financial market.
Keywords: Systemic Risk Contagion, Cryptocurrency, Conditional Value at Risk, Multivariate Conditional Heteroscedastic Variance Autocorrelation Method (MGARCH)
JEL Classification: O33, M20, K11, O22.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۲۴۶-۲۷۱

تبیین مدل پویا انتقال ریسک فراگیر رمز ارز در بازارهای مالی جهانی و ایران

رضا کریمی[۱]، شادی شاهوردیانی*[۲]، میرفیض فلاح شمس[۳]، غلامرضا زمردیان[۴]

دریافت: ۱۴۰۲-۰۸-۱۲ پذیرش: ۱۴۰۲-۱۲-۱۱

چکیده

هدف این مقاله ارائه مدلی پویا و دینامیک برای تبیین چگونگی انتقال ریسک فراگیر رمز ارزها در بازارهای مالی جهان و ایران بود. در این راستا از اطلاعات آماری شاخص بازارهای رمز ارز و داده‌های شاخص‌های بازارهای سهام نزدک، نیویورک، تورنتو، لندن، فرانکفورت، مادرید، شانگ‌های، هنگ کنگ، توکیو، تهران و بمبئی برای دوره جولای ۲۰۱۲ تا جولای ۲۰۲۲ استفاده شده است. ابتدا بر اساس فراوانی داده‌های ماهانه برای بازارهای مالی، معیار ریسک فراگیر با روش ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی و زیان مورد انتظار محاسبه شده است. سپس با روش خودهمبسته واریانس ناهمسان شرطی چند متغیره (MGARCH) اثرات برون‌ریزِ ریسک فراگیر مربوط به رمز ارز بر روی بازارهای مالی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد اثرات سرریز بین بازارهای مالی وجود داشته و افزایش در ریسک فراگیر در هر یک از بازارهای مالی منجر به افزایش در ریسک فراگیر در سایر بازارهای مالی می‌شود.

واژگان کلیدی: ریسک فراگیر، سرایت پذیری، رمز ارز، ارزش در معرض ریسک شرطی، روش خودهمبسته واریانس ناهمسان شرطی چند متغیره (MGARCH).

طبقه‌بندی JEL: O33, M20, K11, O22

۱. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران r.karimi@iauctb.ac.ir

۲. نویسنده مسئول. استادیار، گروه مدیریت بازرگانی، واحد شهر قدس، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران sh.shahverdiani@iauctb.ac.ir

۳. استاد، گروه مدیریت بازرگانی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران m.falahshams@iauctb.ac.ir

۴. دانشیار، گروه مدیریت بازرگانی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران gh.zomorodian@iauctb.ac.ir

۱- مقدمه

بررسی فرصت‌های سرمایه‌گذاری در بیت کوین به عنوان یکی از شناخته‌شده‌ترین رمزارزها و نخستین ارز رمزپایه‌ای که در سال ۲۰۰۸ میلادی توسط ساتوشی ناکاموتو به دنیای مالی و پولی دنیا معرفی شد، می‌تواند دریچه‌ای به سوی تنوع‌بخشی به سبد سرمایه‌گذاری دولت‌ها، نهادهای قانونی و اشخاص حقیقی و حقوقی درکشورهای مختلف قلمداد شود. طی سال‌های اخیر، به دلیل توسعه روزافزون دادوستد ارزهای رمزپایه خصوصاً بیت کوین و تمرکز اخبار و رسانه‌ها به این ابداع نوین بشری، توجه دولت‌ها، مردم، سیاست‌گذاران، قانون‌گذاران و اقتصاددانان نیز به این موضوع جلب شده است. آن‌ها به شدت علاقه‌مند هستند تا به کاربرد بیت کوین در حوزه اقتصاد پی ببرند. بیت کوین یکی از مهمترین رمزارزهایی است که بیشترین حجم مبادلات در بازار رمزارزها را به خود اختصاص داده است. این نوع رمزارز از یک سو بخشی از ویژگی‌های کلیدی طلا نظیر مبادله در سطح جهانی، دارا نبودن پشتوانه دولتی و ... را دارا است و از سوی دیگر دارای خواصی نظیر واسطه‌گری در معاملات است که آن را به سمت ویژگی‌های یک ارز سوق می‌دهد.

بازار ارز دیجیتال بازار پر ریسکی است؛ در این بازار سرمایه‌گذار اگر قدرت ریسک بالایی نداشته باشد، پیشنهاد می‌شود اقدام به سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی دیگر کند. نوسانات و تحرکات قیمتی در بازار رمز ارزها به شدت بالا است. ممکن است رمز ارزها با همین سرعتی که رشد می‌کنند سقوط کنند. بر اساس شواهد آماری در سال‌های گذشته نوسانات بالایی در ارزهای مجازی به دلایل اقتصادی، سیاسی و مالی مختلف رخ داده است. سال ۲۰۱۸ بیش از ۲ میلیارد دلار ارز دیجیتال مفقود شده است. سال ۲۰۱۱ هک ارز دیجیتال توسط Mt. Gox موجب افت ۹۵ درصدی قیمت آن شد. در خصوص اقتصاد ایران نیز لازم به ذکر است که تحریم کشور از سوی قدرت‌های بزرگ مشکلاتی را برای کاربران ایرانی به بار آورده و باعث این موضوع شده که کاربران ایرانی از فعالیت در برخی از سکوها دچار مشکل باشند. در حوزه ارزهای دیجیتال، فشار کشورهایی مانند آمریکا به صرافی‌ها برای تحریم ایران باعث شده بیشتر صرافی‌ها ایران را تحریم

کنند و منجر به ایجاد خللی در معاملات بازار ارزهای مجازی برای سرمایه‌گذاران ایرانی شود.

موضوع پدیده سرایت مالی یکی از مسایل مورد توجه در سراسر جهان بوده است. همان‌طور که جهانی شدن وابستگی مالی بین نهادهای مختلف را افزایش داد، این همبستگی یکی از عوامل تعیین‌کننده سرایت مالی نام گرفت. ریسک فراگیر[1] در دانش مالی، به معنای احتمال سقوط ناگهانی، در کل یک سیستم مالی است این ریسک می‌تواند منجر به بی‌ثباتی یا آشوب در بازارهای مالی شود[2].

ریسک فراگیر به احتمال از کارافتادگی در کل سیستم در اثر ایجاد شکست یا بحران در یک بخش یا قسمتی از بازار اطلاق می‌شود. این ریسک در اثر حرکت هم‌زمان یا همبستگی بین بخش‌های بازار ایجاد می‌شود (قدمیاری و اسلامی[3]، ۱۳۹۹: ۳۶).

موضوع مهم دیگر در بحث ریسک فراگیر، سرایت ریسک است؛ که به معنی احتمال گسترش تغییرات مهم اقتصادی در یک کشور، به کشورهای دیگر است (صدر و گودرزی فراهانی[4]، ۲۰۱۲: ۱۱۳). سرایت به دو نوع، سرایت طرف معامله و سرایت اطلاعات، طبقه‌بندی می‌شود. هر یک از انواع سرایت در بازار مالی مورد نظر، در نهایت به سمت ریسک فراگیر هدایت خواهد شد (وهاب زاده و همکاران[5]، ۱۴۰۱: ۴۳۰).

برای ارزیابی تأثیرات مختلف بازده‌های بزرگ، استفاده از همبستگی (تعدیل نشده) مناسب نیست. در محاسبه همبستگی (تعدیل نشده)، انتشار بازده‌های بزرگ پنهان است زیرا همبستگی‌ها وزن برابر را بر بازده‌های کوچک و بزرگ قرار می‌دهند. بنابراین، داشتن بازده‌های کوچک در تعداد روزهای زیاد، تأثیرات بازده‌های بزرگ در تعداد روزهای کم را از بین می‌برد. بررسی سرایت‌پذیری رمزارزها امری ضروری است زیرا به ذینفعان کمک می‌کند تا درک بهتری از وجود ریسک فراگیر ناشی از رمزارزها در بازارهای مالی و بازارهای ارز داشته باشند. به این ترتیب، بررسی

---

[1]. Systemic Risk

[2]. مراجعه به Pasquariello, 2007; Bekaert et al., 2014; Elliott et al., 2014; Glasserman and Young, 2015

[3]. Ghadamyari and Eslami (2020)

[4]. Sadr and Gudarzi Farahani (2012)

[5]. Vahabzadeh et al. (2022)

سرایت رمزارزها به سیاست‌گذاران و مشارکت‌کنندگان در بازارهای ارز کمک می‌کند تا بتوانند قریب الوقوع بودن ریسک فراگیر در مجاورت خود را پیش‌بینی کنند و بنابراین به آن‌ها کمک می‌کند تا ریسک رمزارزها را بهتر مدیریت کنند. هدف اصلی این مطالعه طراحی و تبیین مدل پویا انتقال ریسک فراگیر رمز ارز در بازارهای مالی جهان و ایران است.

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. پس از بیان مقدمه، در بخش دوم به بررسی ادبیات موضوع پرداخته شده است. بخش سوم به روش شناسی و بخش چهارم به برآورد مدل تجربی اختصاص دارد. در بخش انتهایی نیز به بیان نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- ریسک فراگیر و ابعاد آن

بسیاری از مطالعات اخیر در مورد اثر سرایت نوسانات بازده‌های بازار سهام بحث کرده‌اند. در یک بازار سهام، در طول بحران مالی، گسترش زیان‌ها از یک بخش به سایر بخش‌ها، منجر به افزایش ریسک کل و زوال احتمالی کل بازار سهام می‌شود (خلیلی عراقی و همکاران[1]، ۲۰۱۳: ۲). این بی‌ثباتی سیستم مالی یا فاجعه بالقوه ناشی از حوادث منحصر به فرد، به عنوان ریسک فراگیر تعریف شده است. بسیاری از بحران‌های مالی در ابتدا توسط بحران ویژه "بخش خاص" ایجاد می‌شود و پس از آن به بخش‌های دیگر سرایت کرده و ریسک سیسمی را افزایش می‌دهد، در نتیجه منجر به ایجاد بحران در کل اقتصاد می‌شود (باباجانی و همکاران[2]، ۱۳۹۷: ۱۷).

ریسک فراگیر در دانش مالی، به معنای احتمال سقوط ناگهانی یک سیستم مالی است. این ریسک می‌تواند منجر به بی‌ثباتی یا آشوب در بازارهای مالی شود. موضوع مهم دیگر در بحث ریسک فراگیر، سرایت ریسک است؛ که به معنی احتمال گسترش تغییرات مهم اقتصادی در یک کشور، به کشورهای دیگر است. سرایت به دو نوع سرایت طرف معامله و سرایت اطلاعات، طبقه‌بندی می‌شود. هر یک از انواع سرایت در بازار مالی مورد نظر، در نهایت به سمت ریسک

[1]. Khalili Araghi et al. (2013)
[2]. Babajani et al. (2018)

فراگیر هدایت خواهد شد. بحران‌های بانک‌داری دهه‌های پیش و در رأس آن‌ها بحران مالی ۲۰۱۲–۲۰۰۷، سبب شد تا بحث ریسک فراگیر در بازارهای مالی، مورد توجه سیاست‌گذاران کلان اقتصادی، قرار گیرد (راعی و همکاران[1]، ۱۴۰۲: ۲).

ریسک فراگیر به احتمال از کارافتادگی در کل سیستم در اثر ایجاد شکست یا بحران در یک بخش یا قسمتی از بازار اطلاق می‌شود. این ریسک در اثر حرکت هم‌زمان یا همبستگی بین بخش‌های بازار ایجاد می‌شود؛ بنابراین ریسک فراگیر زمانی اتفاق می‌افتد که همبستگی بالایی بین ریسک‌ها و بحران‌های بخش‌های مختلف بازار وجود داشته باشد یا زمانی که ریسک‌های بخش‌های مختلف در یک بخش از بازار یا یک کشور با سایر بخش‌ها و کشورها مرتبط و همبسته باشد.

آچاریا و همکاران[2] (۲۰۱۰) تعریف زیر را ارائه دادند: «ریسک توزیع گسترده ورشکستگی و ناتوانی مؤسسات مالی یا یخ زدن بازارهای سرمایه که می‌تواند به‌طور قابل ملاحظه‌ای عرضه سرمایه به بخش واقعی اقتصاد را کاهش دهد». ریسک فراگیر احتمال سقوط در سیستم مالی است. این ریسک می‌تواند منجر به بی‌ثباتی یا آشوب در بازارهای مالی شود که در اثر وقوع حوادث و رویدادها یا شرایط غیر سیستماتیک در واسطه‌های مالی ایجاد یا برانگیخته و تشدید می‌شود. ریسک فراگیر به احتمال از کارافتادگی در کل سیستم در اثر ایجاد شکست یا بحران در یک بخش یا قسمتی از بازار اطلاق می‌شود. این ریسک در اثر حرکت هم‌زمان یا همبستگی بین بخش‌های بازار ایجاد می‌شود؛ بنابراین ریسک فراگیر زمانی اتفاق می‌افتد که همبستگی بالایی بین ریسک‌ها و بحران‌های بخش‌های مختلف بازار وجود داشته باشد یا زمانی که ریسک‌های بخش‌های مختلف در یک بخش از بازار یا یک کشور با سایر بخش‌ها و کشورها مرتبط و همبسته باشد. عواملی که باعث می‌شود ریسک فراگیر تشدید شود عبارت‌اند از:

۱. مفهوم اقتصادی مدل‌ها به‌خوبی درک نمی‌شود. ممکن است مدل اقتصادی هر شخصی صحیح و درست باشد ولی این حقیقت که تمام مدل‌ها از مبانی نظری مشابهی استفاده می‌کنند و اینکه رابطه بین بازارهای مالی و اقتصاد به‌خوبی درک نشده، به تشدید شدن ریسک فراگیر منجر می‌شود.

---

[1]. Raei et al. (2023)
[2]. Acharya et al. (2010)

۲. ریسک‌های نقدینگی در مدل‌های ارزش‌گذاری مورد استفاده در معاملات بازارهای مالی به‌طور کامل در نظر گرفته نمی‌شود. از آن‌جا که تمام مدل‌های ارزش‌گذاری در این سناریو درگیر نمی‌شوند، تمام مشارکت‌کنندگان در یک بازار غیر نقدشونده با استفاده از این مدل‌ها با ریسک فراگیر مواجه می‌شوند.

۲-۲- عومل ایجاد ریسک فراگیر

حداقل پنج اثر جانبی خاص در بازارهای مالی وجود دارد که به ریسک فراگیر منجر می‌شوند. اول، گسترش اطلاعات سوداگرانه از طریق بازار می‌تواند این ادراک را ایجاد کند که مشکلات اقتصادی موثر بر یک شرکت، شرکت‌های مشابه را نیز تحت تاثیر قرار خواهد داد. دوم، مشتریان نهادهای ورشکسته ممکن است خود را در یک بازار نامناسب یافته و به دنبال تغییر مسیر کسب و کار خود باشند. سوم، روابط متقابل قابل توجهی در میان شرکت‌ها در بازارهای مالی پیشرفته وجود دارد و شکست یک شرکت می‌تواند بر بسیاری از دیگر شرکت‌ها تاثیر گذارد. چهارم، کاهش قیمت دارایی‌ها و در نتیجه کاهش نقدینگی ممکن است یک مارپیچ منفی ایجاد کند. پنجم، کاهش قیمت دارایی‌ها و بحران نقدینگی ممکن است باعث عدم تمایل نهادهای مالی به تمدید اعتبار شود.

در مبانی نظری، دو مکانیسم اصلی باعث ریسک فراگیر می‌شوند: شوک‌های مشترک و سرایت. کل فرآیند با یک شوک شروع می‌شود. یک شوک در یک بخش خاص (صنعت خاص) می‌تواند به دلیل قرار گرفتن در معرض ریسک مشترک به حالت سیستمی تبدیل شود، به این معنی که یک شوک منفی می‌تواند بر بیشتر نهادهای یک بخش خاص به طور همزمان تاثیر گذارد و در نتیجه باعث یک بحران سیستمی در آن بخش شود. همچنین امروزه یک شبکه بسیار پیچیده‌تر از فعالیت‌های اقتصادی و معاملات ایجاد شده است که این یکپارچگی، اثرات ارتباطات درونی و قرار گرفتن نهادها در معرض عوامل ریسک مشترک را افزایش می‌دهد و هنگامی که یک شوک به یک نهاد برخورد می‌کند می‌تواند به دیگر نهادهای مرتبط به آن گسترش یابد (باغبان و همکاران[1]،

[1]. Baghban et al. (2022)

۱۴۰۱: ۸۶).

۲-۲- پیشینه تحقیق

جالان و ماتکوسکی[1] (۲۰۲۳) به بررسی ریسک فراگیر در بازار ارزهای مجازی پرداختند. در این مطالعه با استفاده از یک رویکرد فراتحلیل نشان داده شد که انتقال نقدینگی بین بازارهای مالی و عدم اطمینان سیاست عامل اصلی در ریسک فراگیر در بازار ارزهای مجازی بوده است.

گوانگ و ژی[2] (۲۰۲۲) اثر سرریز پویا نامتقارن بین رمز ارزها و بازار مالی را بر اساس مدل خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر - زمان (TVP-VAR) بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر رمزارزها بر بازار مالی چین نسبتاً قوی است، اما تأثیر بازار مالی چین بر ارزهای دیجیتال بسیار ضعیف است. علاوه بر این، سرریزهای منفی قوی‌تر از سرریزهای مثبت هستند. میانگین سرریز نوسان منفی برای بیت کوین و اتریوم غالب است، اما متوسط سرریز نوسان مثبت برای ریپل غالب است. این مطالعه پیامدهایی برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران دارد که قابل تامل است.

مینگ-یوآن و همکاران[3] (۲۰۲۲) به بررسی انتشار ریسک در بازار ارزهای دیجیتال بر اساس تجزیه و تحلیل شبکه پرداختند. این مطالعه بر اساس تجزیه و تحلیل شبکه، انتشار ریسک در بازار رمزارزها را طی دوره ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۱ بررسی کرده است. با مقایسه وضعیت مکانی و جغرافیایی شبکه‌های رمزارزها، سهام و شبکه‌های ارز خارجی، مشخص شد که ریسک‌ها ممکن است به جای بازارهای مالی سنتی در بازار رمز ارزها راحت‌تر پخش شوند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که رمزارزهایی که ارزش بازاری بالایی دارند و سایر رمزارزها که کاهش قیمت یا گردش مالی کم را تجربه می‌کنند نیز در انتشار ریسک نقش دارند.

دوسانتوس و همکاران[4] (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر ریسک سیاسی بر ارزهای بازارهای نوظهور پرداختند. نتایج این مطالعه نشان دهنده وجود حق بیمه ریسک برای همه ارزها است. ریسک سیاسی

---

1. Jalan and Matkovskyy (2023)
2. Guang and Xie (2022)
3. Ming-Yuan et al. (2022)
4. Dos Santos et al. (2021)

برای تأثیر منفی بازده تجاری فقط برای برزیل مشاهده شد که نتیجه آن کاهش نرخ ارز است. این اثر برای سایر کشورهای مورد بررسی مشاهده نشد. نتایج نشان داد که در برزیل، نوسانات پرمیوم ریسک انتقالی با شاخص VIX و ریسک سیاسی ارتباط مثبتی داشت، که نشان می‌دهد ریسک سیاسی جهانی و محلی بیشتر باعث نوسان می‌شود.

ژو و ژیجینگ[1] (۲۰۲۰) وابستگی متقابل ریسک در بین ۲۳ ارز دیجیتال را در کشور چین شناسایی کردند و نشان دادند که (۱) اثر سرریز ریسک قابل توجه وجود دارد؛ (۲) درجه اتصال کل همه رمزارزهای نمونه برداری شده، به طور پیوسته در طول زمان افزایش می‌یابد. (۳) بیت کوین بزرگترین گیرنده ریسک فراگیر است (۴) اتریوم بزرگترین منتشرکننده ریسک فراگیر است.

باغبان و همکاران (۱۴۰۱) به سرایت‌پذیری و پویایی ریسک سیستمی تلاطم ارز واقعی و ارز مجازی در بازارهای مالی جهانی با رویکرد مدل BEKK پرداختند. داده‌های این پژوهش شامل نرخ دلار بر مبنای یورو و قیمت بیت کوین در دوره زمانی ۲۰۱۵/۰۱ تا ۲۰۲۰/۰۱ جمع‌آوری شد و با رویکرد روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره نامتقارن (BEKK) مورد بررسی و آزمون قرار گرفته است. نتایج این پژوهش رابطه سرایت‌پذیری تلاطم (نوسانات) ارز واقعی و ارز مجازی را تایید می‌نماید.

باغبان و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی سرایت‌پذیری تلاطم و پویایی ریسک ارز واقعی و ارز مجازی با مدل شرطی DCC پرداختند. داده‌های این مطالعه شامل نرخ یورو بر مبنای دلار و قیمت بیت‌کوین بر مبنای دلار در دوره زمانی ۲۰۱۵/۰۱ تا ۲۰۲۰/۰۱ جمع‌آوری شد و با رویکرد روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره نامتقارن (MGARCH) و با مدل شرطی پویا (DCC) مورد بررسی و برازش قرار گرفته است. نتایج مطالعه سرایت‌پذیری نوسانات متغیرها را تایید کرد و فرضیه اصلی پژوهش مبنی بر سرایت‌پذیری تلاطم نرخ ارز مجازی و واقعی به صورت تک سویه و از نرخ ارز مجازی به نرخ ارز واقعی مورد پذیرش قرار گرفته است.

محمدی شاد و همکاران (۱۴۰۰) به سرایت‌پذیری و پویایی ریسک بین بازارهای مالی،

[1]. Xu and Zhijing (2020)

بازارهای کالایی و ارزهای دیجیتال با رویکرد مدل MGARCH پرداختند. در این مطالعه از اطلاعات آماری دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۴ با فراوانی داده‌های روزانه استفاده شد. نتایج این مطالعه بیانگر سرایت‌پذیری نوسانات بین بازارهای مالی بوده و نسبت دلار به یورو و بیت کوین ارتباط معکوس و معنی‌داری با یکدیگر داشته‌اند، اما سایر دارایی‌های مالی رابطه مستقیم و معنی‌داری به لحاظ بازدهی و نوسانات با یکدیگر داشته‌اند. همچنین پایداری، روند تغییرات در قیمت نفت و طلا منجر به به وجود آمدن ارتباط مهمی بین بازدهی و تقویت انتقال ریسک بین بازار ارز، پول مجازی، نفت و طلا می‌شود. در نهایت مدل تحقیق نشان دهنده شدت سرایت‌پذیری بین بازارهای مالی در شرایط شوک‌های کوچک و بزرگ متفاوت بوده که بیان‌گر وجود اثرات نامتقارن در سرریز ریسک بین بازارهای مالی مهم است.

باباجانی و همکاران (۱۳۹۷) به ارائه چارچوبی جهت سنجش و پیش‌بینی ریسک فراگیر با رویکرد ریزش مورد انتظار نهایی (MES) در بازار سرمایه ایران پرداختند. در این مطالعه ریزش مورد انتظار نهایی به‌عنوان سنجه ریسک فراگیر با در نظر گرفتن مفروضاتی برای بازده بازار و بنگاه اقتصادی، به‌صورت تابعی از میانگین، نوسانات، همبستگی و امید ریاضی‌های دنباله، تجزیه شد و اجزاء آن با استفاده از یک چارچوب ARMA-GJR-GARCH-DCC و یک برآوردکننده ناپارامتری دنباله سنجیده شد. بدین ترتیب، یک پانل هفتگی از ریزش مورد انتظار نهایی شرکت‌ها ایجاد شد. از طرف دیگر، ریسک فراگیر در دوره‌ای که به نظر آرام می‌رسد و نوسانات پایین است ساخته شده و تا زمان فعال شدن انباشته می‌شود؛ به عبارت دیگر، در زمان کاهش نوسانات، پتانسیل ریسک فراگیر افزایش می‌یابد. پس در این پژوهش، با بهره‌برداری از ساختار پانلی داده‌ها و ارتباط ریزش مورد انتظار نهایی با مقادیر متغیرهای خاص شرکت که امکان دسترسی به آن‌ها در فواصل زمانی مشخص وجود دارد مدلی برای پیش‌بینی ریسک فراگیر طراحی می‌شود.

نوآوری مطالعات حاضر نسبت به مطالعات پیشین در برآورد شاخص ریسک فراگیر با رویکرد ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی و ریزش مورد انتظار نهایی بوده است. همچنین پس از محاسبه ریسک فراگیر در ارزهای مجازی و بازارهای مالی جهانی و بازار بورس تهران به بررسی

سرایت ریسک بین بازارهای مالی و ارزهای مجازی با استفاده از رویکرد پویا پرداخته شد که در مطالعات قبلی کمتر مورد توجه بوده است.

۳- روش شناسی تحقیق

این تحقیق بر اساس "رویکرد" از نوع تحقیقات رابطه‌ای، یعنی به میزان تاثیرپذیری و تاثیرگذاری پدیده‌ها از همدیگر می‌پردازد نه علت این تاثیرات. پژوهش بر اساس "هدف" از نوع تحقیقات کاربردی از نوع تصمیم گرا است. این پژوهش از نتایج تحقیقات بنیادی کمک می‌گیرد و هدف آن توسعه دانش کاربردی در یک زمینه خاص است که به "طراحی و تبیین مدل پویا انتقال ریسک فراگیر رمزارز در بازارهای مالی جهان و ایران" می‌پردازد. بر اساس "نحوه گردآوری" داده‌ها از نوع تحقیق توصیفی (غیر آزمایشی) از نوع همبستگی و از نوع تحقیقات پس رویدادی است. این پژوهش با مدل‌های همبستگی شرطی در دو جنبه ریسک فراگیر و سرایت‌پذیری مورد مطالعه قرار می‌گیرد که می‌تواند بر اساس اهداف تعیین‌شده‌ی پژوهش به صورت زیر باشد:

برای نیل به هدف اصلی این مطالعه جهت سنجش ریسک فراگیر از معیارهای رویکرد ریسک نامطلوب "ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی" مدل Δ CoVaR و "ریزش مورد انتظار نهایی" MES استفاده می‌شود. علاوه بر این برای تعیین اثر سرایت بازده و سرایت تلاطم بین رمزارزها و تعیین اثر رابطه بازده و تلاطم رمزارزها با عملکرد بازارهای مالی جهانی از مدل گارچ چند متغیره استفاده خواهد شد و از نرم‌افزار متلب برای تحلیل و محاسبه مدل‌های پژوهش و همچنین سایر نیازهای محاسباتی پژوهش استفاده می‌شود.

جامعه آماری این پژوهش داده‌های تاریخی رمزارز بیت کوین تحت عنوان شاخص بازارهای رمز ارز و داده‌های شاخص‌های بازارهای سهام نزدک، نیویورک، تورنتو، لندن، فرانکفورت، مادرید، شانگ‌های، هنگ کنگ، توکیو، تهران و بمبئی است. در این پژوهش داده‌های مربوط به بازار رمز ارزها به دلیل نبود اطلاعات سال‌های اولیه این بازار و به طور اخص داده‌های مربوط به بیت کوین، از همه داده‌های موجود در پایگاه داده کوین مارکت کپ[1] استفاده می‌شود و داده‌های مربوط

[1]. COINMARKETCAP

به بازارهای مالی از جولای ۲۰۱۲ تا جولای ۲۰۲۲ استفاده شده است. روش گردآوری داده‌ها در این پژوهش به صورت داده‌های ثانویه در پایگاه داده‌های رمز ارز COINMARKETCAP و داده‌های بورس‌های مورد مطالعه از پایگاه TRADINGVIEW و World Federation of Stock Exchange استخراج شده است.

٤- برآورد مدل تجربی

در بخش اول به بررسی ویژگی آماری متغیرهای تحقیق شامل بازدهی بیت کوین، بازدهی بازارهای سهام نزدک، نیویورک، تورنتو، بورس لندن، فرانکفورت، مادرید، شانگ‌های، هنگ کنگ، توکیو، تهران و بمبئی پرداخته شده است.

جدول ۱: اطلاعات آماری متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک برا	احتمال
بازدهی بیت کوین	۳۶/۸۳	۲۵/۷	۱/۱۱	۳/۲۸	۲۶/۴۵	۰/۰۰۰
بازدهی بورس نزدک	۵/۲۷	۱/۶۸	۲/۵۹	۵/۱۴	۱۹/۲۶	۰/۰۰۴
بازدهی بورس نیویورک	۴/۳۴	۲/۴۲	۱/۴۴	۴/۱۹	۲۲/۲۶	۰/۰۰۰
بازدهی بورس تورنتو	۴/۱۷	۱/۲۶	۲/۷۸	۳/۳۶	۱۹/۵۴	۰/۰۰۰
بازدهی بورس لندن	۵/۴۷	۱/۱۸	۱/۶۳	۴/۴۷	۲۲/۳۱	۰/۰۰۰
بازدهی بورس فرانکفورت	۳/۴۲	۱/۵۲	۱/۲۷	۵/۲۲	۱۸/۱۴	۰/۰۰۱
بازدهی بورس مادرید	۲/۵۷	۱/۱۷	۲/۱۴	۶/۱۸	۱۵/۴۵	۰/۰۰۰
بازدهی بورس شانگ‌های	۵/۱۸	۲/۴۶	۲/۵۲	۴/۴۶	۱۴/۲۵	۰/۰۰۰
بازدهی بورس هنگ کنگ	۳/۲۳	۲/۲۲	۱/۳۴	۵/۳۶	۲۱/۲۷	۰/۰۰۰
بازدهی بورس توکیو	۴/۴۹	۱/۳۱	۱/۱۲	۴/۲۱	۱۸/۳۳	۰/۰۰۰
بازدهی بورس تهران	۱/۳۴	۱/۰۱	۱/۰۵	۳/۲۹	۱۷/۳۸	۰/۰۰۰
بازدهی بورس بمبئی	۲/۲۱	۱/۱۶	۱/۲۲	۳/۱۸	۱۲/۴۵	۰/۰۰۱

با توجه به آماره جارک – برا گزارش شده و سطح معنی‌داری بدست آمده فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن متغیرها رد شده و توزیع مشاهدات نرمال نبوده است. با توجه به مقادیر میانگین و انحراف معیار گزارش شده برای متغیرها، مشاهده شد که پراکندگی در مشاهدات بالا بوده و متغیرهای مورد استفاده دارای نوسانات بالایی هستند. به طور خاص بازارهای مالی بزرگ‌تر دارای نوسانات بالاتری بوده و میانگین بازدهی در این بازارها نیز نسبت به بازارهای کوچک‌تر بیشتر است.

روش‌های سنتی اقتصادسنجی برای بررسی وضعیت مانایی متغیر بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو مانا (پایا) باشند. در بیشتر موارد فرضیه مانایی با نامانا بودن و ریشهٔ واحد سری (خودهمبسته بودن سری) آزمون می‌شود. یکی از آزمون‌های ریشه واحد آزمون ADF است. در این مطالعه از ریسک فراگیر متغیرهای مربوط به بازارهای مالی استفاده شده است. همان‌طور که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود، مطابق آزمون ADF مشاهده می‌شود که تمامی متغیرهای تحقیق در سطح مانا هستند. همچنین نتایج بدست آمده بیانگر وجود خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه بوده است.

جدول ۲: آزمون‌های ریشه واحد، خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی متغیرهای تحقیق

متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته ADF		آماره لجانگ – باکس	آزمون ARCH
	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۵٪		
ریسک فراگیر بیت کوین	-۵/۶۳	-۳/۴۲	۱/۴۱ (۰/۰۰۰)	۱/۸۳ (۰/۰۰۰)
ریسک فراگیر بورس نزدک	-۴/۸۲	-۳/۴۲	۱/۷۶ (۰/۰۰۳)	۱/۶۱ (۰/۰۰۳)
ریسک فراگیر بورس نیویورک	-۵/۲۸	-۳/۴۲	۱/۸۷ (۰/۰۰۰)	۱/۳۰ (۰/۰۰۰)
ریسک فراگیر بورس تورنتو	-۳/۹۷	-۳/۴۲	۱/۸۲ (۰/۰۰۰)	۱/۵۱ (۰/۰۰۰)
ریسک فراگیر بورس لندن	-۵/۲۱	-۳/۴۲	۱/۳۷ (۰/۰۰۰)	۱/۴۸ (۰/۰۰۰)
ریسک فراگیر بورس فرانکفورت	-۴/۲۹	-۳/۴۲	۱/۵۵ (۰/۰۰۰)	۱/۹۱ (۰/۰۰۰)
ریسک فراگیر بورس مادرید	-۳/۶۵	-۳/۴۲	۱/۷۱ (۰/۰۰۱)	۱/۰۵ (۰/۰۰۱)
ریسک فراگیر بورس شانگ‌های	-۴/۱۹	-۳/۴۲	۱/۶۳ (۰/۰۰۰)	۱/۲۶ (۰/۰۰۰)
ریسک فراگیر بورس هنگ کنگ	-۵/۴۴	-۳/۴۲	۱/۰۳ (۰/۰۰۸)	۱/۳۵ (۰/۰۰۸)
ریسک فراگیر بورس توکیو	-۶/۳۷	-۳/۴۲	۰/۹۵ (۰/۰۰۰)	۱/۳۶ (۰/۰۰۰)
ریسک فراگیر بورس تهران	-۵/۳۴	-۳/۴۲	۰/۸۷ (۰/۰۰۰)	۱/۵۶ (۰/۰۰۰)
ریسک فراگیر بورس بمبئی	-۶/۲۳	-۳/۴۲	۱/۷۱ (۰/۰۰۷)	۱/۸۲ (۰/۰۰۷)

منبع: یافته‌های تحقیق

در ادامه لازم است مرتبه بهینه مدل با استفاده از ملاک‌های تعیین وقفه تعیین شود. تعیین وقفه بهینه باید بر اساس تعداد متغیّرهای مدل و حجم نمونه صورت گیرد. در جدول (۳)، وقفه بهینه بر اساس معیارهای مختلف انتخاب وقفه بهینه برای مدل انتخابی نشان داده شده است. به دلیل اینکه استفاده از معیار شوارتز باعث از دست دادن درجه آزادی کمتری نسبت به دیگر معیارها می‌شود، پس در این تحقیق، وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است.

جدول ۳: تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل

وقفه	آماره آکائیک	آماره شوارتز	آماره هنان-کوئین
۱	-۹/۸۹	-۸/۸۴*	-۹/۴۷*
۲	-۹/۹۳	-۷/۸۵	-۹/۱۰
۳	-۹/۶۷	-۶/۵۴	-۸/۴۱
۴	-۹/۶۰	-۵/۴۴	-۷/۹۴
۵	-۱۰/۲۰*	-۳/۴۳	-۷/۵۴

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از جدول (۳) پیداست، وقفه بهینه در این مدل بر اساس معیار شوارتز وقفه یک است.

در بخش بعدی این مطالعه با استفاده از اطلاعات دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۲۲ بر اساس فراوانی داده‌های ماهانه برای بازارهای مالی معیار ریسک فراگیر با استفاده از روش ارزش در معرض خطر شرطی تفاصلی و زیان مورد انتظار محاسبه شده است. معیار CoVaR شرایط بحرانی را برای بازار مالی در نظر می‌گیرد و تحت این شرایط، ارزش در معرض بازار مالی را محاسبه می‌کند. معیار CoVaR به‌صورت ارزش در معرض خطر بازدهی بازار (به عنوان مثال ارزش در معرض خطر بازدهی بازار با احتمال ۹۵ درصد) به‌شرط اینکه دارایی انفرادی در وضعیت بحرانی قرار داشته باشد (به عنوان مثال هنگامی که بازدهی ارز، معادل ارزش در معرض خطر یک‌روزه خود با احتمال ۹۵ درصد قرار داشته باشد) تعریف می‌شود. آدریان و برانرمیر[1] (۲۰۱۶) برای اندازه‌گیری دنباله ریسک CoVaR را به‌عنوان ارزش در معرض خطر بازار به شرطی که بازار تحت شرایط بحرانی قرار داشته باشد معرفی کردند. با این حال جراردی و ارگون[2] (۲۰۱۳) با تغییر در تعریف شرایط بحرانی از قرار گرفتن یک بازار در مقدار دقیق VaR تعیین شده به قرار گرفتن بازار در مقدار بازدهی کمتر از VaR خود، شیوه جدیدی از اندازه‌گیری دنباله ریسک را ارائه کردند. این تغییرات اجازه می‌دهد تا شرایط بحرانی شدیدتری را برای بازار در نظر گرفت تا سازگاری (یکنواختی) پارامترهای وابسته بهبود یابد و با آزمون داده‌های تاریخی مربوط به CoVaR به نتایج قابل اعتمادتری دست یافت.

معیار CoVaR بر خلاف MES شرایط بحرانی را برای بازار مالی در نظر می‌گیرد و تحت

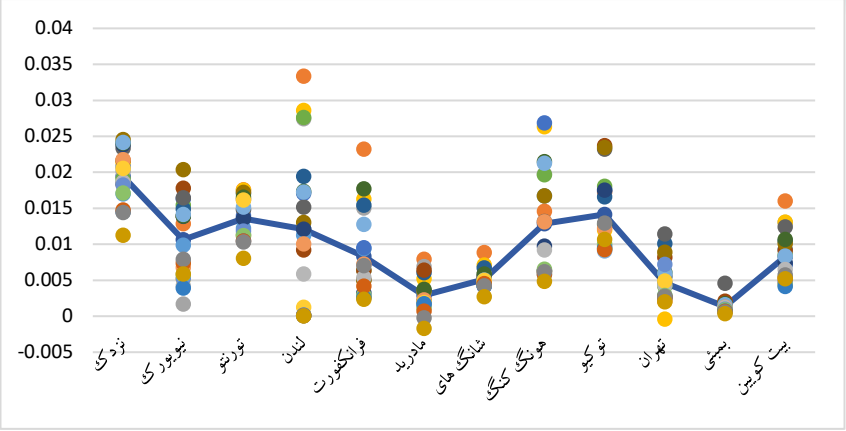
[1]. Adrian and Brunnermeier (2016)
[2]. Girardi and Ergun (2013)

این شرایط، ارزش در معرض خطر بازار مالی را محاسبه می‌کند. بنا بر تعریفی که در قسمت‌های پیشین نیز ذکر شد، معیار CoVaR به‌صورت ارزش در معرض خطر بازدهی بازار (به عنوان مثال ارزش در معرض خطر بازدهی بازار با احتمال ۹۵ درصد) به‌شرط اینکه دارایی مالی انفرادی در وضعیت بحرانی قرار داشته باشد (به عنوان مثال هنگامی که بازدهی سهام این دارایی مالی انفرادی، معادل ارزش در معرض خطر یک‌روزه خود با احتمال ۹۵ درصد قرار داشته باشد) تعریف می‌شود. دو معیار MES و CoVaR تفاضلی، برای دوره زمانی مورد بررسی محاسبه شده و همبستگی بین این شاخص‌ها نمایش داده شده است.

جدول ٤: میانگین میزان ریسک فراگیر متغیرهای تحقیق بر اساس معیار MES

متغیرها	آماره
بازدهی بورس نزدک	۰/۰۱۸۲
بازدهی بورس نیویورک	۰/۰۱۰۶
بازدهی بورس تورنتو	۰/۰۱۱۸
بازدهی بورس لندن	۰/۰۱۲۰
بازدهی بورس فرانکفورت	۰/۰۰۷۰
بازدهی بورس مادرید	۰/۰۰۲۲
بازدهی بورس شانگ‌های	۰/۰۰۴۵
بازدهی بورس هنگ کنگ	۰/۰۱۳۱
بازدهی بورس توکیو	۰/۰۱۲۹
بازدهی بورس تهران	۰/۰۰۴۸
بازدهی بورس بمبئی	۰/۰۰۰۳
بیت کوین	۰/۰۰۶۵

منبع: یافته‌های تحقیق



شکل ۱: ریسک فراگیر محاسبه شده بر مبنای معیار MES برای بازارهای مالی مورد مطالعه

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل (۱)، همگنی ریسک فراگیر معیار MES را در بین بازارهای مالی نشان می‌دهد که برای سادگی تنها میانگین ماهانه هرکدام از معیارها با نقاط رنگی در نمودارها به تصویر کشیده شده است و در نهایت میانگین کل هر بازار مالی به‌صورت خط رنگی مشخص شده است. همان‌طور که از میانگین MES مشاهده می‌شود، ریسک فراگیر بازارهای مالی مختلف با یکدیگر تفاوت معنی‌داری دارند و همه دارایی‌های مالی ریسک فراگیر پایین‌تر از ۰/۵ درصد دارند. بر اساس تعریفی که از MES انجام شد، در شرایطی که بازار مالی شرایط بحرانی (افت بیشتر از ۰/۵ درصد) را تجربه می‌کند، برخی از بازارهای مالی تا ۳/۳ درصد زیان را نیز تجربه کرده‌اند.

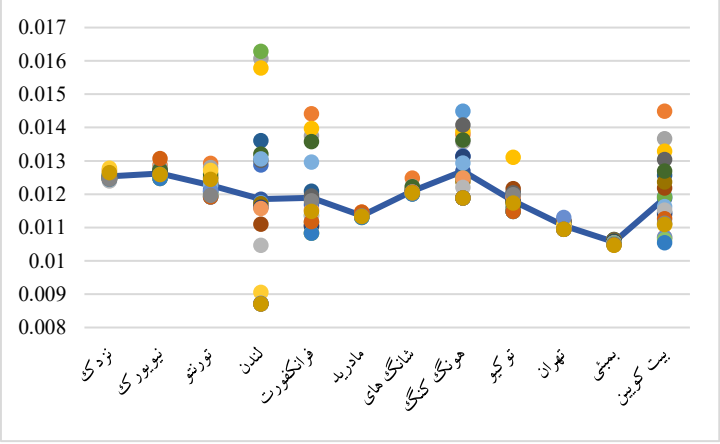
جدول ۵: میانگین ریسک فراگیر بازارهای مالی مورد مطالعه بر اساس معیار CoVaR تفاضلی

متغیرها	آماره
بازدهی بورس نزدک	۰/۰۱۲۵
بازدهی بورس نیویورک	۰/۰۱۲۶
بازدهی بورس تورنتو	۰/۰۱۲۴
بازدهی بورس لندن	۰/۰۱۱۶
بازدهی بورس فرانکفورت	۰/۰۱۱۸
بازدهی بورس مادرید	۰/۰۱۱۳
بازدهی بورس شانگ‌های	۰/۰۱۲۰

متغیرها	آماره
بازدهی بورس هنگ کنگ	۰/۰۱۲۴
بازدهی بورس توکیو	۰/۰۱۱۷
بازدهی بورس تهران	۰/۰۱۰۹
بازدهی بورس بمبئی	۰/۰۱۰۴
بیت کوین	۰/۰۱۱۶

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل (۲) همگنی ریسک فراگیر معیار CoVaR تفاضلی را در بین بازارهای مالی مورد مطالعه نشان می‌دهد که در اینجا نیز برای سادگی تنها میانگین ماهانه هرکدام از معیارها با نقاط رنگی در نمودارها به تصویر کشیده شده است و در نهایت میانگین کل هر بازار مالی به‌صورت خط رنگی مشخص شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود بر اساس معیار CoVaR تفاضلی نیز ریسک فراگیر بازارهای مالی مختلف با یکدیگر تفاوت معنی‌داری دارند.



شکل ۲: ریسک فراگیر محاسبه شده بر مبنای معیار CoVaR تفاضلی برای بازارهای مالی مورد مطالعه

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به این که هدف این مطالعه بررسی سرایت‌پذیری ریسک از یک بازار بر سایر بازارها است از مدل‌های Multivariate GARCH استفاده شده است. پس از مشخص شدن این که از کدام تصریح باید استفاده شود و همچنین معین کردن معادله میانگین، اقدام به برآورد مدل و تخمین

ضرایب می‌شود. از طرف دیگر با توجه به این که در بازارهای مالی اکثراً مشاهدات پرت وجود دارد. در تخمین مدل علاوه بر توزیع نرمال از توزیع t-student استفاده می‌شود که اثر وجود مشاهدات پرت را تا حدی کم کرده و معیارهای اطلاعات مقدار کمتری را نشان می‌دهند و در نتیجه تصریح بهتری صورت خواهد گرفت. با توجه به اینکه فرض شده توزیع مشترک جملات اخلال شرطی در معادلات میانگین شرطی نرمال چند متغیره است، لگاریتم تابع درستنمایی مدل GARCH-DCC به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\varphi(\theta) = \ln[L(\theta)] = -\frac{N}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln(|H_t|) - \frac{1}{2}\varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t \quad (۱)$$

تجزیه لگاریتم تابع درستنمایی مدل ارائه شده این امکان را می‌دهد تا بتوان پارامترهای سیستم معادلات میانگین و واریانس‌های شرطی مدل GARCH-DCC را در دو مرحله تخمین زد. در مرحله اول بردار پارامترهای مدل و پارامترهای مولفه‌های نوسان که شامل پارامترهای معادلات میانگین و واریانس شرطی است، بدست می‌آید. در مرحله دوم تخمین پارامترهای مولفه همبستگی با حداکثرسازی معادله ذکر شده نسبت به بردار پارامترهای مدل و با توجه به تخمین پارامترهای مولفه نوسان در مرحله اول انجام می‌شود. برای بررسی این موضوع معادلات زیر برازش شده است:

$$F_t = \alpha + \sum_{k=0}^{m} \varphi_k E_{t-K} + \sum_{s=0}^{p} \rho_s O_{t-s} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j F_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (۲)$$

$$\mathrm{E_t} = \alpha + \sum_{\mathrm{k=1}}^{\mathrm{m}} \varphi_{\mathrm{k}} \mathrm{E_{t-K}} + \sum_{\mathrm{s=0}}^{\mathrm{p}} \rho_{\mathrm{s}} \mathrm{O_{t-s}} + \sum_{\mathrm{j=0}}^{\mathrm{n}} \beta_{\mathrm{j}} \mathrm{F_{t-j}} + \varepsilon_{1\mathrm{t}} \quad (۳)$$

$$\mathrm{O_t} = \alpha + \sum_{\mathrm{k=0}}^{\mathrm{m}} \varphi_{\mathrm{k}} \mathrm{E_{t-K}} + \sum_{\mathrm{s=1}}^{\mathrm{p}} \rho_{\mathrm{s}} \mathrm{O_{t-s}} + \sum_{\mathrm{j=0}}^{\mathrm{n}} \beta_{\mathrm{j}} \mathrm{F_{t-j}} + \varepsilon_{1\mathrm{t}} \quad (۴)$$

$$\mathrm{h_{11}} = \alpha_{10} + \sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{q}} \mathrm{a_{1j}}\, \varepsilon_{1,\mathrm{t-j}}^2 + \sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{p}} \beta_{1\mathrm{j}}\, \mathrm{h_{11,t-j}} + \mathrm{S_{1,t-1}^{-}}\varepsilon_{1,\mathrm{t-1}}^2 \quad (۵)$$

$$\mathrm{h_{22}} = \alpha_{20} + \sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{q}} \mathrm{a_{2j}}\, \varepsilon_{2,\mathrm{t-j}}^2 + \sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{p}} \beta_{2\mathrm{j}}\, \mathrm{h_{22,t-j}} + \mathrm{S_{2,t-1}^{-}}\varepsilon_{2,\mathrm{t-1}}^2 \quad (۶)$$

$$\mathrm{h_{33}} = \alpha_{30} + \sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{q}} \mathrm{a_{3j}}\, \varepsilon_{3,\mathrm{t-j}}^2 + \sum_{\mathrm{j=1}}^{\mathrm{p}} \beta_{3\mathrm{j}}\, \mathrm{h_{33,t-j}} + \mathrm{S_{3,t-1}^{-}}\varepsilon_{3,\mathrm{t-1}}^2 \quad (۷)$$

$$\mathrm{P_t} = [\mathrm{Q_t I_N}]^{-1/2} \mathrm{Q_t} [\mathrm{Q_t I_N}]^{-1/2} \quad (۸)$$

$$\mathrm{Q_t} = (1 - \alpha - \beta)\bar{\mathrm{Q}} + \alpha \mathrm{z_{t-1}} \mathrm{z_{t-1}'} + \beta \mathrm{Q_{t-1}} \quad (۹)$$

در معادلات فوق $h_{11,t-j}$، $h_{22,t-j}$ و $h_{33,t-j}$ به ترتیب نوسان بازدهی دارایی مالی خاص، بازار مالی و سایر دارایی‌های مالی (بازارهای جایگزین) است. در این معادلات اثرات شوک‌های

وارده از طریق پارامترهای β_{1j} و β_{2j} و β_{3j} بر متغیرهای تحقیق وارد شده است. متغیرهای مجازی $S_{1,t-1}^{-}$، $S_{2,t-1}^{-}$ و $S_{3,t-1}^{-}$ در صورتی که $\varepsilon_{1,t-1} < 0$، $\varepsilon_{2,t-1} < 0$ و $\varepsilon_{3,t-1} < 0$ باشد، مقدار یک به خود می‌گیرند و در غیر این صورت، مقدار صفر اختیار می‌کنند. در ادامه به برآورد معادلات مربوط به دارایی‌های مالی این مطالعه جهت آزمون فرضیه‌ها پرداخته شده است:

جدول ٦: تخمین پارامترهای سیستم معادلات میانگین و واریانس شرطی متغیرها

	پارامترهای مدل	بیت کوین (F)		بازار مالی خاص (E)		سایر بازارهای مالی (O)	
		پارامتر	ضریب	پارامتر	ضریب	پارامتر	ضریب
معادلات میانگین شرطی	وقفه بیت کوین	M	۲	M	۲	M	۳
	وقفه‌های بازار مالی خاص	N	۲	N	۲	N	۲
	وقفه سایر بازارهای مالی	P	۲	P	۱	P	۲
	عرض از مبداء معادله میانگین	α	۰/۲۱ (۰/۰۰)	α	۰/۱۹ (۰/۰۰)	α	۰/۲۶ (۰/۰۰)
	مجموع اثر وقفه بیت کوین	$\sum_{j=1}^{n}\beta_j$	۰/۷۷	$\sum_{j=1}^{n}\beta_j$	۱/۱۲	$\sum_{j=1}^{n}\beta_j$	۰/۵۶
	مجموع اثر وقفه بازار مالی خاص	$\sum_{k=0}^{m}\varphi_k$	۱/۲۲	$\sum_{k=0}^{m}\varphi_k$	۱/۱۸	$\sum_{k=0}^{m}\varphi_k$	۱/۱۷
	مجموع اثر وقفه سایر بازارهای مالی	$\sum_{s=1}^{p}\rho_s$	۰/۷۸	$\sum_{s=1}^{p}\rho_s$	۱/۲۴	$\sum_{s=1}^{p}\rho_s$	۰/۷۷
معادلات واریانس شرطی	عرض از مبداء معادله نوسان	α_{10}	۰/۴۷ (۰/۰۰)	α_{20}	۰/۵۲ (۰/۰۰)	α_{30}	۰/۲۳ (۰/۰۰)
	ARCH(1)	α_{1j}	۰/۱۹ (۰/۰۰)	α_{2j}	۰/۱۱ (۰/۰۳)	α_{3j}	۰/۱۲ (۰/۰۰)
	GARCH(1)	β_{1j}	۰/۳۸ (۰/۰۴)	β_{2j}	۰/۴۸ (۰/۰۰)	β_{3j}	۰/۳۰ (۰/۰۲)
	متغیر مجازی	D	۰/۱۰ (۰/۰۴)	D	۰/۰۵ (۰/۰۳)	D	۰/۰۹ (۰/۰۱)
آزمون‌های خوبی برازش	ARCH(1)	α	۰/۱۹ (۰/۰۰)	α	۰/۲۸ (۰/۰۲)	α	۰/۱۷ (۰/۰۰)
	GARCH(1)	β	۰/۳۵ (۰/۰۰)	β	۰/۳۸ (۰/۰۴)	β	۰/۵۳ (۰/۰۰)
	آزمون تشخیص‌پذیری	LR	۵/۳۷	LR	۴/۹۷	LR	۵/۷۵

	پارامترهای مدل	بیت کوین (F)		بازار مالی خاص (E)		سایر بازارهای مالی (O)	
		پارامتر	ضریب	پارامتر	ضریب	پارامتر	ضریب
	مدل GARCH-DCC		(۰/۳۴)		(۰/۵۱)		(۰/۲۹)

منبع: یافته‌های تحقیق

در مدل برآورد شده تمامی ضرایب به دست آمده در سطح خطای ۵ درصدی اختلاف معنی‌داری از صفر دارند. نتایج بیانگر آن است که مجموع ضرایب وقفه‌های بازار مالی خاص، سایر بازارهای مالی و بیت کوین در سه مدل برآورد شده مثبت و معنی‌دار است که بیانگر تاثیر مثبت متغیرها بر یکدیگر است. در بخش معادله واریانس برآورد شده نتایج بیان‌گر وجود سرایت ریسک بین بازارها است.

ضریب بخش GARCH مدل بیان‌گر این است که ریسک بخش بازارهای مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر تغییرات بیت کوین و سایر بازارهای مالی دارد. همچنین معنی‌دار بودن ضریب متغیر دامی بیان‌گر این است که ریسک در بخش بازار مالی منجر به افزایش نوسانات در سایر بازارهای مالی خواهد شد.

در نهایت لازم به ذکر است که بین متغیرهای بازار مالی، سایر دارایی مالی مورد مطالعه و هر دارایی مالی خاص همبستگی ثابتی وجود ندارد و دارای فرآیند DCC(1,1) است. همبستگی بین متغیرها تابعی از مقادیر دوره گذشته خود متغیر و شوک وارد شده از ناحیه سایر متغیرها است. با توجه به بزرگتر بودن ضریب β نسبت به α می‌توان بیان کرد که شدت تاثیر شوک بازارها بر همبستگی بین متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه بیشتر است.

در انتها به محاسبه اثرات سرریز ریسک فراگیر بین بازارهای مالی پرداخته شده است. در جدول سرریز هر سطر متناظر با یک بازار، بیان‌گر سهم خود بازار و سایر بازارها از واریانس خطای پیش‌بینی بازار سطر مربوطه است که ناشی از ریسک فراگیر خود بازار و سایر بازارها است. هر ستون نیز بیانگر سهم بازار ستون مورد نظر در واریانس خطای پیش‌بینی سایر بازارها و البته خود بازار مربوطه است. به عبارت دیگر، هر ستون آثار ریسک فراگیر بازار متناظر با آن ستون بر واریانس

خطای پیش‌بینی سایر بازارها (از جمله خود بازار مربوطه) را نشان می‌دهد. جدول سرریز به مثابه تجزیه شاخص سرریز است. نتایج بدست آمده بیان‌گر این است که اثرات سرریز بین بازارهای مالی وجود داشته است و افزایش در ریسک فراگیر در هر یک از بازارهای مالی منجر به افزایش در ریسک فراگیر در سایر بازارهای مالی می‌شود.

جدول ۷: اثرات سرریز ریسک فراگیر بین بازارهای مالی

بازار مالی	ضریب تاثیر نوسانات بخش مالی
بیت کوین	۰/۱۳۲ (۰/۰۰)
بورس نزدک	۰/۱۵۷ (۰/۰۱)
بورس نیویورک	۰/۱۴۵ (۰/۰۰)
بورس تورنتو	۰/۳۲۱ (۰/۰۰)
بورس لندن	۰/۳۰۲ (۰/۰۲)
بورس فرانکفورت	۰/۱۸۴ (۰/۰۰)
بورس مادرید	۰/۲۳۱ (۰/۰۴)
بورس شانگ‌های	۰/۲۱۹ (۰/۰۰)
بورس هنگ کنگ	۰/۱۸۷ (۰/۰۲)
بورس توکیو	۰/۲۶۵ (۰/۰۰)
بورس تهران	۰/۱۸۶ (۰/۰۰)
بورس بمبئی	۰/۱۶۵ (۰/۰۱)

منبع: یافته‌های تحقیق (اعداد داخل پرانتز بیان‌گر سطح معنی‌داری است)

۵- نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر طراحی و تبیین مدل پویا انتقال ریسک فراگیر رمز ارز در بازارهای مالی جهان و ایران بود. در خصوص چرایی وجود روابط میان بازارها و نیز علت انتقال شوک‌ها بین بازارها می‌توان در ادبیات ارائه‌شده در مورد سرایت مالی جست‌وجو کرد. تعاریف متنوعی در خصوص سرایت توسط صاحب‌نظران ارائه شده است. بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی، یک تعریف از سرایت وجود دارد که اشاره می‌کند سرایت به منزله انتقال شوک‌ها بین کشورها (بازارها) است. سرایت هم در زمان خوب و هم در زمان بد می‌تواند اتفاق بیفتد، بنابراین لزومی ندارد که سرایت حتما مرتبط با بحران باشد. با این حال پدیده سرایت در زمان بحران‌ها بیشتر مورد تاکید است.

همچنین سرایت بیان‌گر انتقال شوک‌ها به سایر بازارها و یا کشورها است فارغ از اینکه پیوندهای اساسی بین آن‌ها وجود داشته باشد. این تعریف معمولاً به حرکات همزمان افراطی بازارها اشاره دارد و عموماً به وسیله رفتار گله‌ای توضیح داده می‌شود. سرایت زمانی اتفاق می‌افتد که همبستگی بین بازارها در دوره بحران نسبت به همبستگی در دوره آرامش افزایش می‌یابد.

نتایج بدست آمده از این مطالعه بیان‌گر این بود که ارتباط بین تغییرات بازارهای مالی مورد استفاده در این مطالعه به صورت غیر خطی بوده است. علاوه بر این مشاهده شد که ریسک فراگیر در بازار ارز مجازی نسبت به بازارهای مالی کمتر بوده است که بیان‌گر کم عمق بودن این بازار است. همچنین مشاهده شد که بین ریسک فراگیر بیت کوین و سایر بازارهای مالی یک همبستگی مثبتی وجود داشته است و سرایت ریسک بین این بازارهای مالی وجود دارد. با توجه به ضرایب برآورد شده در ماتریس واریانس- کوواریانس مشاهده شد که سرایت ریسک بین بازارهای مالی رخ داده است. بر اساس برآورد صورت گرفته مشخص شد که بازار ارز مجازی بیشتر دریافت‌کننده آثار سرریز بوده است و در مقابل، شوک بازارهای مالی سایر بازارها را متأثر کرده است.

بر اساس نتایج بدست آمده می‌توان پیشنهاد کرد که به دلیل سرایت ریسک بین بازار ارز مجازی و بازارهای مالی در ایران و جهان به خصوص بازار بورس سرمایه‌گذاران در سبد دارایی خود این موضوع را مد نظر قرار داده و دارایی‌ها با ارتباط یا کوواریانس منفی را قرار دهند. همچنین با توجه به وجود سرایت‌پذیری بین بازار ارز مجازی و ریسک فراگیر در بازار بورس تهران وجود قوانین و مقررات نهادی و وجود یک سیستم هشدار دهنده ریسک می‌تواند اثرات این ریسک بر بازار مالی داخل کشور را کاهش دهد.

References

Acharya, V. Pedersen, L. Philippon, T., & Richardson, M. (2010). Measuring Systemic Risk. *Working Paper*, New York University, 1-32. https://doi.org/10.1093/rfs/hhw088

Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *American Economic Review*, 106(7), 1705-1741. https://doi/10.1257/aer.20120555.

Babajani, J. Taghavifard, M. T., & Ghazali, A. (2018). A Framework for Measuring and Predicting System Risk with the Conditional Value at Risk Approach.

Financial Knowledge of Securities Analysis, 11(39), 15-36. Doi:10.22051/jfm.2018.13773.1270 (In Persian).

Baghban, A. Gholami Jamkarani, R. Fallah, M. F., & Kordlouie, H. (2022). Financial Contagion Investigation of the Systemic Risk of Currency and Cryptocurrency in the Global Financial Markets (BEKK Approach). *Financial Engineering and Portfolio Management*, 13(52), 179-162. Doi: 10.22034/iaar.2023.179298 (In Persian).

Baghban, A. Kordloue, H. Fallah, M. and Gholami Jamkarani, R. (2022). Investigation of Turbulence Contagion and Risk Dynamics of Real and Virtual Currency with DCC Conditional Model. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 15(55), 85-97. Doi: 10.22034/iaar.2023.179298 (In Persian).

Dos Santos, M. B. Klotzle, M. C., & Pinto, A. C. (2021). The Impact of Political Risk on the Currencies of Emerging Markets. *Research in International Business and Finance*, 56(C), 78-92. Doi: 10.1016/j.ribaf.2020.101375.

Ghadamyari, M., & Eslami, H. (2020). The Impact of Industry's Features on Financial Risk Contagion of Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Econometric Modelling*, 5(2), 35-63. Doi: 10.22075/jem.2020.19793.1437 (In Persian).

Girardi, G., & Ergun, A. T. (2013). Systemic Risk Measurement: Multivariate GARCH Estimation of CoVaR. *Journal of Banking & Finance*, 37(3), 56-72. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.02.027.

Guang, X. C., & Xie, W. H. (2022). Asymmetric Dynamic Spillover Effect between Cryptocurrency and China's Financial Market: Evidence from TVP-VAR Based Connectedness Approach. *Finance Research Letters*, 49(2), 12-24. Doi: 10.1016/j.frl.2022.103070.

Jalan, A., & Matkovskyy, R. (2023). Systemic Risks in the Cryptocurrency Market: Evidence from the FTX Collapse. *Finance Research Letters*, 53(2), 45-68. Doi: 10.1016/j.frl.2023.103670.

Khalili Araghi, M., Abbasinejad, H., & Gudarzi Farahani, Y. (2013). Estimation of Money Demand Function in Iran with Cointegration and Error Correction Models Approach. *Monetary & Financial Economics*, 20(5), 1-26. Doi: 10.22067/pm.v20i5.34032 (In Persian).

Ming-Yuan, Y. Zhen-Guo, W., & Xin, W. (2022). An Empirical Study of Risk Diffusion in the Cryptocurrency Market Based on the Network Analysis. *Finance Research Letters*, 50(2), 32-45. Doi: 10.1016/j.frl.2022.103180.

Mohammadishad, H. Madanchi Zaj, M., & Keyghobadi, A. R. (2021). Risk Spillover and Dynamics between Financial Markets, Commodity Markets and Digital Currencies with the MGARCH Method. *Financial Engineering and Portfolio Management*, 12(47), 470-490. Doi: 10.22034/jepr.2025.143167.1239 (In Persian).

Raei, R. Namaki, A., & Askarirad, H. (2023). Decomposition of Systemic Risk and Analysis of the Relationships of Its Dimensions with the Characteristics and Financial Performance of the Banks Listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Asset Management and Financing*, 11(1), 1-30.Doi: 10.22108/amf.2022.132922.1728 (In Persian).

Sadr, M. H., & Gudarzi Farahani, Y. (2012). FDI and ICT Effects on Productivity Growth in Middle East Countries. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 3(8), 111-121. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.10.104.

Vahabzadeh, S. Fallah Shams Layalestani, M. Madanchi Zaj, M., & keyghobadi, A. R. (2022). Systemic Risk Transmission in Iranian Financial Markets. *Journal of Investment Knowledge*, 11(41), 429-443. http://www.jik-ifea.ir/article_19098.html?lang=en (In Persian).

Xu. Zh., & Zhijing, D. (2021). Multiscale Systemic Risk and Its Spillover Effects in the Cryptocurrency Market. *Complexity*, 43(2), 34-56. Doi: 10.1155/2021/5581843.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 272-309

Exploring the asymmetric impact of domestic and global economic policy uncertainty on the stock market index in Iran

Sakineh Sojoodi[*1], Parisa Yousefi[2], Elmira Azizi Norouzabadi[3]

Received: 31-12-2024 Accepted: 17-11-2025

Extended Abstract

Purpose: The stock market plays a critical role in economic growth and development by channeling savings into productive investments. For emerging economies like Iran, stock market stability is essential to reduce dependence on oil revenues and achieve economic diversification. However, Iran's stock market is highly sensitive to fluctuations in economic policy uncertainty (EPU), both domestically and globally. Domestic uncertainties often stem from unpredictable government policies, inflation volatility, and fiscal deficits, while global uncertainties relate to international trade disputes, geopolitical risks, and macroeconomic instability in major economies. The asymmetric nature of these uncertainties means that their positive and negative shocks can impact the stock market differently.

This study investigates these asymmetric impacts of domestic EPU and global economic policy uncertainty (GEPU) on the Tehran Stock Exchange (TSE) index. Unlike linear approaches, this research adopts a nonlinear perspective, recognizing that financial markets often react disproportionately to policy shocks. Understanding these dynamics is crucial in a country like Iran, where economic policy inconsistencies and external sanctions frequently disrupt financial markets. The research addresses the key gaps in the literature by exploring short- and long-term asymmetries in the relationship between EPU, GEPU, and stock market performance in Iran.

Methodology: To explore the asymmetric impact of policy uncertainty, this study uses quarterly data spanning from 2011 to 2023. Two primary indices, EPU and GEPU, are constructed using advanced statistical techniques as follows:

[1]. Corresponding Author. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: sakinehsojoodi@gmail.com
[2]. Master's Student, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: yousefiparisa400@gmail.com
[3]. Master's Student, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: Elmira.azizi2000@gmail.com

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 272-309

a. Extended Kalman Filtering (EKF): This technique extracts time-varying economic uncertainty from government spending, taxation, and exchange rate data.
b. Principal Component Analysis (PCA): This technique aggregates multiple macroeconomic variables to create robust composite indices for both EPU and GEPU.
The Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model is employed to capture asymmetries. This model is particularly useful in disentangling the short-term and long-term impacts of positive and negative shocks on the stock market. Unlike traditional models, the NARDL framework accounts for the fact that financial markets may react differently to increases and decreases in uncertainty. Additional variables such as inflation, gold prices, and the COVID-19 pandemic are included to control for their influences on market dynamics.
The methodological rigor of this study lies in its ability to combine advanced econometric modeling with real-world relevance. By isolating the asymmetric effects of policy uncertainty, it provides a nuanced understanding of the factors driving stock market performance in Iran.

Findings and Discussion: Asymmetric effects of domestic EPU: The findings reveal that positive shocks to domestic policy uncertainty have a significantly negative impact on the stock market in both short and long terms. Investors respond to heightened uncertainty by withdrawing investments or reallocating them to safer assets, leading to market declines. Negative shocks, however, have a weaker influence, suggesting that reduced uncertainty does not immediately restore the investor confidence. This highlights the persistent nature of market skepticism in Iran, driven by a history of abrupt policy changes and economic mismanagement.
Impact of GEPU on Iran's stock market: Global policy uncertainty has a limited but noticeable effect on the stock market. Positive shocks to GEPU negatively affect the stock market index in the short term as investors anticipate reduced trade flows, currency depreciation, and heightened risk premiums. However, the long-term effects are muted, reflecting Iran's limited integration into global financial markets due to sanctions and trade restrictions. Negative shocks to GEPU indicate reduced global uncertainty and, thus, have an insignificant impact, reinforcing the dominance of domestic factors in shaping Iran's stock market performance.
Role of inflation and gold prices: Inflation positively correlates with nominal stock market growth, primarily due to asset hedging behaviors in inflationary environments. Gold prices, on the other hand, do not show significant interactions with the stock market; they challenge conventional wisdom about the role of gold as a safe haven. This finding underscores the inefficiencies and speculative nature of Iran's financial markets.
COVID-19 pandemic as a case study: Contrary to expectations, the COVID-19 pandemic had a short-term positive impact on the stock market. Government interventions, including liquidity injections and fiscal support, stabilized investor sentiment during the crisis. This highlights the importance of timely and targeted

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 272-309

policy responses in mitigating the adverse effects of uncertainty shocks.

Conclusions and Policy Implications: This research underscores the critical role of domestic policy uncertainty in influencing Iran's stock market. While global uncertainties have a secondary effect, the findings suggest that policymakers must prioritize the reduction of domestic EPU to enhance market stability and investor confidence. The key conclusions and policy recommendations are itemized below:
a. Reducing domestic policy uncertainty: Transparent communication of fiscal and monetary policies is essential for mitigating uncertainty. Policymakers should adopt predictable and consistent strategies to stabilize investor expectations and reduce the adverse effects of policy shocks.
b. Strengthening financial institutions: Enhancing the transparency and governance of financial markets can attract long-term investments and reduce speculative behaviors. Regulatory reforms should focus on improving market efficiency and protecting investor rights.
c. Gradual global integration: Iran's limited exposure to global financial markets shields it from some external shocks. It also restricts opportunities for diversification and resilience. Gradual reintegration into global trade and financial systems can help to mitigate domestic vulnerabilities and create new growth avenues.
d. Leveraging crisis management lessons: The positive impact of COVID-19 interventions demonstrates the importance of proactive policy measures during economic crises. Establishing contingency plans and improving policy coordination can enhance the government’s ability to manage future uncertainties.
This study has broader implications for developing economies facing similar challenges. The asymmetric effects of policy uncertainty observed in Iran may apply to other countries with volatile political environments, limited financial infrastructure, and heavy dependence on domestic markets. The findings emphasize the need for a stable environment to foster economic growth and resilience in emerging markets.
This research contributes to the literature by highlighting the nonlinear and asymmetric nature of the impacts of policy uncertainty on stock markets. By focusing on Iran, a country with unique economic and political characteristics, it fills a critical gap in understanding the interplay between policy uncertainty and financial markets in emerging economies.

Keywords: Economic Policy Uncertainty, Iran Stock Market, Asymmetric Effects, Nonlinear ARDL Model, Domestic and Global Shocks

JEL Classification: E32, G10, C32.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۲۷۲-۳۰۹

بررسی اثر نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی بر شاخص کل بازار سهام ایران

سکینه سجودی*[۱]، پریسا یوسفی[۲]، المیرا عزیزی نوروزآبادی[۳]

دریافت: ۱۰-۱۰-۱۴۰۳ پذیرش: ۲۶-۰۸-۱۴۰۴

چکیده

این مطالعه تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU) و جهانی (GEPU) بر شاخص کل بازار سهام ایران را در بازه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی می‌کند. برای این منظور، از داده‌های فصلی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ و مدل NARDL استفاده شده است. شاخص EPU با بهره‌گیری از متغیرهای سیاستی (مخارج دولت، مالیات، نقدینگی، نرخ ارز) و روش‌های فیلتر کالمن بسط‌یافته (EKF) و تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که چه در کوتاه‌مدت و چه بلندمدت، شوک‌های مثبت و منفی EPU تأثیر منفی، معنی‌دار و متقارنی بر شاخص سهام دارند. همچنین اثر شوک‌های GEPU بر شاخص بازار سهام در کوتاه‌مدت نامتقارن بوده و شوک‌های مثبت GEPU در کوتاه‌مدت ابتدا اثری مثبت و سپس اثر منفی دارند، در حالی که شوک‌های منفی آن اثر مثبت ایجاد می‌کنند. با این حال، بر اساس نتایج به دست آمده شوک‌های GEPU در بلندمدت تأثیر معنی‌داری بر شاخص بازار سهام ندارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده و بحران کووید-۱۹ نیز در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر شاخص بازار سهام داشته‌اند.

واژگان کلیدی: نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی، شاخص کل بازار سهام، NARDL، فیلتر کالمن بسط یافته، تحلیل مولفه‌های اصلی.

طبقه‌بندی JEL: C32, G10, E32,

[۱]. نویسنده مسئول. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
sakinehsojoodi@gmail.com

[۲]. دانشجوی کارشناسی ارشد،گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
yousefiparisa400@gmail.com

[۳]. دانشجوی دکترای تخصصی،گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
Elmira.azizi2000@gmail.com

۱- مقدمه

بازار سهام ایران، به‌عنوان یک بازار نوظهور، نقش حیاتی در جذب سرمایه‌های خرد، تأمین مالی بنگاه‌ها، و تقویت رشد اقتصادی پایدار ایفا می‌کند. با این حال، این بازار به‌دلیل ویژگی‌های اقتصاد ایران، از جمله وابستگی به درآمدهای نفتی و قرار گرفتن در معرض ریسک‌های داخلی و خارجی، با نوسانات و نااطمینانی‌های قابل‌توجهی مواجه است. یکی از معیارهایی که وضعیت کلی نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی داخلی یک کشور را نشان می‌دهد، عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی[1] (EPU) است. نااطمینانی سیاست اقتصادی شاخصی است که یا بر اساس تعداد کلیدواژه‌های مربوط به عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی در اخبار و مقالات روزنامه‌های مهم یک کشور و یا بر مبنای نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی محاسبه می‌شود. EPU با ایجاد بی‌ثباتی در انتظارات و رفتارهای سرمایه‌گذاران، تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های پرریسک مانند سهام را کاهش می‌دهد. این امر می‌تواند به افت اعتماد، کاهش نقدشوندگی، و در نتیجه نزول شاخص کل بازار سهام منجر شود.

شاخص ریسک دیگری که می‌تواند تصمیمات سرمایه‌گذاران در بازار سهام را متأثر کند، عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی جهانی[2] (GEPU) است. GEPU میانگین موزون بر حسب GDP شاخص EPU برای ۲۱ اقتصاد تاثیرگذار جهانی است[3]. با توجه به جهانی‌شدن و ارتباط تنگاتنگ اقتصادی کشورها، تحولات و تلاطم‌های اقتصادی و همچنین سیاست‌های اقتصادی کشورهای دیگر (به ویژه اقتصادهای بزرگ و کشورهای شریک تجاری) می‌تواند اقتصاد یک کشور و از جمله بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد (نوسیر و الخسانه[4]، ۲۰۲۳: ۱۸۵۴). نکته مهم این است که تأثیر هر دو متغیر EPU و GEPU می‌تواند نامتقارن باشد، یعنی تأثیر تغییرات مثبت این متغیرها با تأثیر تغییرات منفی متفاوت باشد. در نظر گرفتن عدم تقارن این عوامل ریسکی در بازده بازار سهام

---

[1]. Economic Policy Uncertainty
[2]. Global Economic Policy Uncertainty
[3]. https://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html
[4]. Nusair & Al-Khasawneh (2023)

بسیار مهم است، زیرا انتظار می‌رود که واکنش فعالان اقتصادی به اخبار خوب و اخبار بد متفاوت باشد (اردوغان و همکاران[1]، ۲۰۲۲: ۱۹۶۴).

با توجه به تأثیر مهمی که متغیرهای عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی داخلی و جهانی می‌تواند بر اقتصاد ایران و به‌ویژه بازار سهام داشته باشد، بررسی این عوامل در بازار سهام ایران، به‌عنوان بستری پویا برای رشد اقتصادی، ضرورتی استراتژیک دارد. در اقتصاد ایران که با چالش‌های ساختاری مانند وابستگی به نفت، تحریم‌های بین‌المللی، و نوسانات شدید ارزی دست‌وپنجه نرم می‌کند، بازار سهام می‌تواند موتور محرکه تأمین مالی و توسعه پایدار باشد. مطالعه حاضر با تحلیل اثرات نامتقارن EPU و GEPU بر شاخص کل بازار سهام، به روشن‌سازی چگونگی واکنش بازار سهام به شوک‌های مثبت و منفی این دو متغیر می‌پردازد و از این طریق توصیه‌های سیاستی مناسب برای کنترل این اثرات ارائه می‌کند.

وجه تمایز این مطالعه با مطالعات قبلی این است که مطالعات داخلی به اثرات نامتقارن عوامل ریسک‌زای داخلی و خارجی بر شاخص بازار سهام نپرداخته‌اند. بنابراین، در این مطالعه تلاش می‌شود با بکارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شده غیر خطی[2] (NARDL) این اثرات نامتقارن در نظر گرفته شود. مزیت اصلی این رویکرد آن است که نه تنها تغییرات مثبت و منفی متغیرهای توضیحی را بررسی می‌کند، بلکه در این روش برای برآورد رابطه بلندمدت به پویایی‌های کوتاه مدت نیز توجه می‌شود. تمایز دوم این مطالعه در روش محاسبه متغیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی است. همان طور که در مطالعه اعلائی و همکاران[3] (۱۳۹۸) اشاره شده است، محاسبه این دو متغیر عمدتاً از طریق تحلیل اخبار اقتصادی و همچنین ترکیب نوسانات متغیرهای اقتصادی انجام می‌شود. مطالعه حاضر به جای شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر حسب اخبار که توسط موسسه نااطمینانی سیاست اقتصادی[4] محاسبه و ارائه می‌شود، با استفاده از نوسانات مهمترین متغیرهای سیاستی، یعنی مخارج دولت، حجم نقدینگی، مالیات و نرخ ارز به محاسبه

[1]. Erdoğan et al. (2022)
[2]. Non-Auto Regresive Distributed Lag
[3]. Alaee et al. (2019)
[4]. www.policyuncertainty.com/

نااطمینانی سیاست‌های داخلی پرداخته است. روش مورد استفاده در این مطالعه نسبت به شاخص محاسبه شده توسط موسسه مذکور دارای مزایایی است، از جمله شاخص محاسبه شده توسط موسسه جهانی دارای مقداری است که برای بسیاری از سال‌ها صفر است و نوسانات آن کم است. علاوه بر این، برای شرایط ایران که نیازمند تحلیل‌های دقیق و بومی برای تصمیم‌گیری بهتر در سیاست‌گذاری است، روش محقق مناسب‌تر به نظر می‌رسد. این روش بر پایه داده‌های واقعی و کلیدی اقتصاد ایران است و می‌تواند انعکاس بهتری از تغییرات واقعی و تأثیرات سیاست‌های اقتصادی ارائه دهد. همچنین در اغلب مطالعات داخلی (برای مثال خضری و همکاران[1]، ۱۴۰۱؛ فتوره‌چی و همکاران[2]، ۱۴۰۱) برای محاسبه نوسانات متغیرهای سیاستی از الگوی واریانس ناهمسان شرطی[3] (ARCH) استفاده شده در حالی که در این مطالعه با بکارگیری روش فیلتر[4] کالمن بسط یافته[5] (EKF) و تحلیل مولفه‌های اصلی[6] (PCA) یک شاخص ترکیبی از نوسانات متغیرهای سیاستی استخراج شده است. مزیت این روش به مدل ARCH این است که در مدل ARCH در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر نبود اثرات ARCH امکان محاسبه نوسانات متغیرها از این روش وجود ندارد.

مطالعه حاضر در ۵ بخش تهیه شده‌است. در بخش دوم، به بررسی ادبیات موضوع پرداخته شده که شامل مبانی نظری و پیشینه تحقیق است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق معرفی می‌شود که الگوی تحقیق، روش تحلیل و داده‌های مورد استفاده را شرح می‌دهد. بخش چهارم مقاله، یافته‌های تجربی را مورد بحث قرار می‌دهد و نتایج تحقیق تبیین می‌شود. در بخش آخر ضمن ارائه خلاصه‌ای از مطالب، مهم‌ترین نتایج و توصیه‌های سیاستی مرتبط به این نتایج ارائه داده می‌شود.

---

1. Khezri et al. (2022)
2. Fotourechi et al. (2022)
3. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
4. روش فیلترینگ یکی از روش‌های متداول در محاسبه نوسانات متغیرهای اقتصادی است:

(Svec & Katrak, 2017 و Racicot & Théoret, 2010)

5. Extended Kalman Filter
6. Principal Component Analysis

۲- مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی به معنای عدم پیش‌بینی‌پذیری در سیاست‌های مالی، پولی و نظارتی دولت است. این عدم قطعیت ناشی از تصمیمات سیاست‌گذاری غیرمنتظره می‌تواند تأثیرات مستقیم و غیر مستقیمی بر اقتصاد داشته باشد. طبق نظریه‌های مالی رفتاری، افزایش نااطمینانی باعث گریز سرمایه‌گذاران از دارایی‌های پرریسک می‌شود و تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های امن مانند طلا یا اوراق قرضه را افزایش می‌دهد (شیخ و والاب[1]، ۲۰۲۴: ۳۸۳۸). پاستور و ورونزی[2] (۲۰۱۳) تأکید می‌کنند که بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی می‌تواند به‌طور مستقیم بازده بازار سهام را کاهش دهد. آن‌ها معتقدند که افزایش EPU با ایجاد تردید در ذهن سرمایه‌گذاران، تمایل به سرمایه‌گذاری در بازارهای پرریسک مانند سهام را کاهش داده و موجب افت احتمالی در بازار سرمایه می‌شود. این شرایط می‌تواند منجر به کاهش کلی سرمایه‌گذاری شود، زیرا سرمایه‌گذاران برای کاهش ریسک‌های بالقوه، از سرمایه‌گذاری در دارایی‌های خطرناک خودداری می‌کنند.

همچنین، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی می‌تواند منجر به تأخیر در تصمیمات سرمایه‌گذاری و مصرف شود، که این امر بازدهی کلی اقتصاد را کاهش می‌دهد (سیمران و شارما[3]، ۲۰۲۴: ۹۲-۹۱). تئوری چرخه تجاری «صبر و مشاهده[4]» بلوم[5] (۲۰۱۴) بیان می‌کند که در دوران افزایش نااطمینانی، مصرف‌کنندگان، مدیران و سیاست‌گذاران از تصمیم‌گیری فعال خودداری کرده و رفتار انتظار در پیش می‌گیرند، زیرا درباره آینده اقتصادی اطمینان ندارند. این امر منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی و ایجاد رابطه منفی میان شاخص‌های چرخه تجاری و نشانگرهای نااطمینانی می‌شود.

---

1. Shaikh and Vallabh (2024)
2. Pastor and Veronesi (2013)
3. Simran and Sharma (2024)
4. Wait-and-See Business Cycles
5. Bloom (2014)

با این حال، بروگارد و دتزل[1] (۲۰۱۵) به یک جنبه متفاوت اشاره می‌کنند و اظهار دارند که افزایش EPU می‌تواند در برخی موارد اثرات مثبت بر بازده سهام داشته باشد. آن‌ها بیان می‌کنند که در شرایط نااطمینانی، سرمایه‌گذاران حاشیه بالاتری برای صرف ریسک[2] در نظر می‌گیرند و این مسئله ممکن است به افزایش بازده مورد انتظار منجر شود. این دیدگاه نشان می‌دهد که تأثیر EPU بر بازار سهام ممکن است به شرایط خاص و نحوه واکنش سرمایه‌گذاران به نااطمینانی بستگی داشته باشد.

تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) بر بازار سهام رابطه‌ای پیچیده را نشان می‌دهد که بسته به شدت نااطمینانی، واکنش‌های سرمایه‌گذاران، و شرایط اقتصادی می‌تواند به‌صورت مثبت یا منفی و با درجات مختلفی از شدت بروز یابد. شواهد نظری و تجربی مختلف نشان می‌دهد که رابطه بین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و شاخص بازار سهام، به‌طور کلی ممکن است غیر خطی باشد. دلیل این امر آن است که سرمایه‌گذاران در شرایط سطوح مختلف نااطمینانی، ممکن است واکنش‌های رفتاری متفاوتی نشان دهند (برای مثال رفتار «گریز از ریسک» در سطوح بالای نااطمینانی شدیدتر می‌شود). افزون بر آن، با افزایش نااطمینانی، اثرات روانی، نقدشوندگی، و اختلال در مکانیزم قیمت‌گذاری دارایی‌ها به صورت فزاینده شدت می‌گیرد و بنابراین تابع واکنش بازار ممکن است ویژگی‌های غیرخطی داشته باشد (چوئی و یون[3]، ۲۰۲۲: ۴۱۱). همچنین، مدل‌های مالی رفتاری نشان می‌دهند که وجود آستانه‌های روانی یا سطح مشخصی از نااطمینانی می‌تواند منجر به رفتارهای جهشی یا واکنش‌های غیرمتناسب از سوی بازار شود (پاراشر و همکاران[4]، ۲۰۲۴: ۸-۱۲). به‌طور کلی، افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی معمولاً بازده سهام را در بازارهای نزولی یا شرایط عادی کاهش می‌دهد، در حالی که کاهش این نااطمینانی می‌تواند به افزایش بازده سهام در بازارهای صعودی منجر شود (نوسیر و الخسانه، ۲۰۲۳). این تفاوت در

[1]. Brogaard and Detzel (2015)
[2]. Risk Premium
[3]. Choi & Yoon (2022)
[4]. Parashar et al. (2024)

تأثیر، نشان‌دهنده رابطه‌ای غیر خطی از نوع نامتقارن بین EPU و بازده بازار سهام است. ویلیامز[1] (۲۰۰۹) تأکید می‌کند که تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده سهام به دلیل واکنش‌های متفاوت سرمایه‌گذاران به اخبار مثبت یا منفی، نامتقارن است. احساسات سرمایه‌گذاران، که به شدت تحت تأثیر سطح نااطمینانی قرار دارد، نقش تعیین‌کننده‌ای در نوسانات بازار ایفا می‌کند. با افزایش نااطمینانی، سرمایه‌گذاران معمولاً رویکردی ریسک‌گریز در پیش می‌گیرند که این امر فشار فروش را تشدید کرده و می‌تواند به کاهش قابل توجه قیمت سهام منجر شود (بیرد و یونگ[2]، ۲۰۱۲: ۳۱۱). این مشاهدات با پژوهش‌هایی هم‌راستاست که رابطه‌ای منفی بین نوسانات ناشی از نااطمینانی و عملکرد بازار سهام را تأیید می‌کنند. در این مطالعات، افزایش نوسانات به احتیاط بیشتر سرمایه‌گذاران و تشدید ناهنجاری‌های بازار می‌انجامد و رابطه‌ای منفی با شیب فزاینده را پیش‌بینی می‌کند. همچنین، نظریه‌های مالی رفتاری نشان می‌دهند که سوگیری‌های شناختی، مانند رفتار گله‌ای[3] و گریز از زیان[4]، تأثیرات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر شاخص‌های سهام را تقویت می‌کنند. به‌ویژه، سرمایه‌گذاران ممکن است به‌صورت جمعی به اخبار منفی و نااطمینانی واکنش نشان دهند و با فروش گسترده دارایی‌های خود، پاسخی بیش از حد در بازار ایجاد کنند که از انتظارات منطقی فاصله دارد (پاراشر و همکاران، ۲۰۲۴: ۸-۱۲).

علاوه بر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی (GEPU) یکی از عوامل کلیدی تأثیرگذار بر عملکرد بازارهای مالی، به‌ویژه بازار سهام، محسوب می‌شود (لی و همکاران[5]، ۲۰۲۰: ۲۴). این نااطمینانی از طریق کانال‌های متعددی بر قیمت دارایی‌ها و بازده سهام اثر می‌گذارد. نخست، GEPU با ایجاد تردید در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، رفتار عواملی نظیر مصرف‌کنندگان، بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران را در زمینه اشتغال، مصرف و سرمایه‌گذاری تغییر می‌دهد، که مستقیماً مشارکت در بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد (یو و

[1]. Williams (2009)
[2]. Bird & Yeung (2012)
[3]. Herding Behavior
[4]. Loss Aversion
[5]. Li et al. (2020)

همکاران[1]، ۲۰۱۸: ۹۳۲). دوم، افزایش نااطمینانی جهانی می‌تواند شرایط تأمین مالی را دشوارتر کرده و با کاهش اطمینان سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، فعالیت در بازار سهام را محدود کند. سوم، GEPU بر بازارهای کالایی، به‌ویژه قیمت نفت، اثر می‌گذارد که به دلیل نقش برجسته نفت در اقتصادهای وابسته، عملکرد بازار سهام را به شدت متأثر می‌سازد. چهارم، نااطمینانی جهانی با تأثیر بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تورم و نرخ بهره، ارزش دارایی‌ها را از طریق تغییر در جریان‌های نقدی مورد انتظار و نرخ‌های تنزیل تحت تأثیر قرار می‌دهد، که این عوامل به‌عنوان ریسک‌های بنیادین در بازده سهام شناخته می‌شوند. پنجم، GEPU با ایجاد فضای عدم اطمینان روانی، تمایل سرمایه‌گذاران به حضور در بازارهای پرریسک مانند سهام را کاهش می‌دهد و می‌تواند به افت نقدشوندگی و حتی شکست موقت بازار منجر شود. در این میان، ناتوانی برخی سرمایه‌گذاران در ارزیابی دقیق ریسک‌های سیستمی ناشی از نااطمینانی، آن‌ها را به خروج از بازار و کاهش ریسک‌های سرمایه‌گذاری سوق می‌دهد. با این حال، سرمایه‌گذارانی که این ریسک‌ها را به‌درستی ارزیابی می‌کنند، ممکن است با درخواست صرف ریسک بالاتر، به افزایش تقاضا برای سهام کمک کنند. ششم، مشابه با EPU، در برخی شرایط خاص، افزایش GEPU می‌تواند رابطه‌ای مثبت با بازده سهام ایجاد کند. این اثر مثبت زمانی رخ می‌دهد که سرمایه‌گذاران، در واکنش به نااطمینانی بیشتر، صرف ریسک بالاتری طلب کنند، که در نهایت به افزایش قیمت سهام منجر می‌شود (هوک و زیدی[2]، ۲۰۱۹: ۹۹۳-۹۹۲).

با توجه به مبانی نظری، فرضیه‌های این تحقیق به شرح زیر تصریح می‌شوند:

۱- شوک مثبت در شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU) تأثیر معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران دارد.

۲- شوک منفی در شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU) تأثیر معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران دارد.

۳- اثر شوک‌های مثبت و منفی EPU بر شاخص کل بازار سهام ایران نامتقارن است.

---

[1]. Yu et al. (2018)
[2]. Hoque & Zaidi (2019)

٤- شوک مثبت در شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی (GEPU) تأثیر معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران در کوتاه‌مدت دارد.
٥- شوک منفی در شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی (GEPU) تأثیر معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران در کوتاه‌مدت دارد.
٦- اثر شوک‌های مثبت و منفی GEPU بر شاخص کل بازار سهام ایران نامتقارن است.

۲-۲- پیشینه تحقیق

در این بخش مطالعات خارجی و داخلی مرتبط با موضوع تحقیق مرور می‌شود.

الف) مطالعات خارجی

بروگارد و دتزل (۲۰۱۵) تاثیر بی‌ثباتی سیاست اقتصادی (EPU) را بر روی شاخص قیمت سهام آمریکا بررسی کرده و نشان دادند که یک انحراف معیار افزایش در EPU باعث ۱/۵ درصد افزایش بازده غیر نرمال سه‌ماهه سهام می‌شود (سالانه ۶/۱ درصد). هوک و زیدی (۲۰۱۹) اثرات عدم قطعیت سیاست اقتصاد جهانی بر بازده بخشی بازار سهام مالزی را با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۷ و بکارگیری روش مارکوف سوییچینگ دو مرحله‌ای[1] بررسی کردند. نتایج این مطالعه وجود اثرات نامتقارن، غیر خطی و غیر یکنواخت از عدم قطعیت سیاست اقتصادی جهانی بر بازده بازار سهام مالزی را تأیید می‌کند. لی و همکاران[2] (۲۰۲۰) در کشور چین به بررسی اثر EPU و GEPU بر شاخص سهام پرداختند. نتایج نشان داد که هر دو متغیر پیش‌بینی‌کننده خوبی برای شاخص بازار سهام هستند.

اردوغان و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی جهانی، قیمت واقعی نفت و ریسک‌های ژئوپلیتیکی خاص کشور بر بازده واقعی بازار سهام در ترکیه با روش NARDL برای دوره قبل از کرونا (۱۹۹۷:۰۱-۲۰۱۹:۱۲) و همچنین کل دوره (۱۹۹۷:۰۱-۲۰۲۰:۱۲) پرداختند. یافته‌های تجربی نشان داد که عدم قطعیت

[1]. Two-stage Markov-switching
[2]. Li et al. (2020)

سیاست اقتصادی جهانی منجر به کاهش بازده سهام واقعی برای هر دو دوره شده است. آیدین و همکاران[1] (۲۰۲۲) با استفاده از آزمون علیت، ارتباط بین EPU و نوسانات بازار سهام کشورهای BRIC را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که شوک‌های مثبت EPU تأثیر بیشتری بر افزایش بازده سهام در این کشورها دارند، در حالی که شوک‌های منفی تأثیر محدودتری دارند.

نوسیر و الخسانه (۲۰۲۳) تأثیر نامتقارن EPU را روی بازده بازار سهام کشورهای G7 با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۱ بررسی کردند. آن‌ها از رگرسیون چندک استفاده کردند که اجازه می‌دهد تاثیر تغییرات مثبت و منفی EPU از یکدیگر تفکیک شود. نتایج در کل نشان داد که EPU به طور نامتقارن روی بازده بازار سهام کشورهای G7 تأثیر داشته و متأثر از شرایط بازار نیز است. در همه کشورها ضریب EPU منفی و تاثیر شوک‌های مثبت بزرگتر از شوک‌های منفی بود.

سیمران و شارما (۲۰۲۴) با استفاده از مدل NARDL، اثرات نامتقارن EPU بر بازار سهام هند در دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۳ را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های منفی و مثبت EPUتأثیر منفی بر قیمت سهام دارد، اما شوک منفی EPU تأثیر بزرگتری ایجاد می‌کند که نشان‌دهنده ماهیت نامتقارن این ارتباط است.

یونس و همکاران[2] (۲۰۲۴) با استفاده از داده‌های ماهیانه بازار سهام چین در فاصله سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۲ و با بکارگیری روش تحلیل موجک به بررسی اثر EPU بر شاخص سهام بخش‌های مختلف پرداختند. نتایج نشان داد که EPU در کوتاه‌مدت در اغلب بخش‌ها بجز بخش بانکی اثر منفی بر شاخص سهام دارد ولی در بلندمدت فقط بر بخش ساختمان اثر منفی دارد.

ب) مطالعات داخلی

مطالعات داخلی بسیاری به بررسی عوامل مؤثر بر شاخص بازار سهام پرداخته‌اند، اما در مورد تأثیر عوامل ریسک داخلی و جهانی موثر بر شاخص بازار سهام ایران، مطالعات محدودی

[1]. Aydin et al. (2022)
[2]. Younis et al. (2024)

وجود دارد که در ادامه به آن‌ها پرداخته شده است.

امیری و پیرداده بیرانوند[1] (۱۳۹۸) به بررسی تاثیر EPU بر بازده بازار سهام در ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۰ و با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ پرداختند. نتایج نشان دهنده اثر منفی نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی بر بازده بازار سهام است.

آشنا و لعل خضری[2] (۱۳۹۹) تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی جهانی بر نوسان بازار سهام، طلا و ارز در ایران را مورد بررسی قرار دادند. نویسندگان با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی فروردین ۱۳۸۱ تا اسفند ۱۳۹۸ و با بکارگیری الگوی همبستگی شرطی پویای گارچ (GARCH-DCC) نشان دادند که نوسانات سیاست اقتصادی جهانی اثر معنی‌دار بر نوسانات بازار سهام دارد که می‌تواند در دوره‌های زمانی مختلف مثبت یا منفی باشد.

ارباب و همکاران[3] (۱۴۰۰) به بررسی اثر EPU بر بازده سهام شرکت‌های پتروشیمی پرداختند. برای محاسبه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در این مقاله از ۵ متغیر نرخ ارز، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، هزینه‌های عمومی و درآمدهای مالیاتی دولت استفاده شده است. بر اساس نتایج این مطالعه، هرگونه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در بازار نزولی، اثر منفی بیشتری را بر بازدهی شرکت‌های پتروشیمی با سرمایه کمتر می‌گذارد. شدت این اثر با صعودی شدن بازار سرمایه کاهش می‌یابد. همچنین شرکت‌هایی که سرمایه بیشتری دارند کمترین تأثیر را از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی خواهند داشت.

خضری و همکاران (۱۴۰۱) طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری VAR نشان داده‌اند که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازار سهام ایران تاثیر منفی داشته است.

پهلوان و همکاران[4] (۱۴۰۱) به بررسی تأثیر ریسک‌های مالی، اقتصادی، بین‌الملل و سیاسی

---

[1]. Amiri & Pirdadeh Biranvand (2019)
[2]. Ashena & La'l Khezri (2020)
[3]. Arbab et al. (2021)
[4]. Pahlavan et al. (2022)

بر شاخص کل بورس اوراق بهادار پرداختند. برای این منظور از مدل ARDL برای دیتاهای فصلی از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. نتایج نشان داد در بلندمدت ریسک مالی، ریسک اقتصادی تأثیر منفی و ریسک بین‌الملل که از میانگین وزنی ریسک سیاسی و اقتصادی ۱۴۳ کشور به‌دست آمده است تأثیر مثبت بر شاخص کل داشته‌اند. همچنین ریسک اقتصادی و بین‌الملل تأثیر کوتاه‌مدت مثبت دارند.

۳- روش شناسی تحقیق

۳-۱- تصریح مدل تجربی

همان طور که در بخش ادبیات موضوع بیان شد، EPU و GEPU می‌توانند تأثیر قابل توجهی بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و قیمت سهام داشته باشند. بنابراین، بر اساس نظریه‌های مالی رفتاری و مطالعاتی مانند بیکر و همکاران[1] (۲۰۱۶) و لی و همکاران (۲۰۲۲) این دو متغیر به عنوان متغیرهای توضیحی شاخص قیمت بازار سهام در الگو وارد شده‌اند. علاوه بر این دو متغیر، مطالعات قبلی مانند غنی و احمد[2] (۲۰۲۳) نشان داده‌اند که تورم بر قدرت خرید، هزینه‌های شرکت‌ها، و انتظارات سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد و یک متغیر مهم در تعیین شاخص قیمت بازار سهام می‌تواند باشد. در کنار این متغیرها، قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای جایگزین مانند طلا نیز می‌تواند بر شاخص قیمت بازار سهام اثرگذار باشد (بائور و لاسری[3]، ۲۰۱۰). در نهایت، با توجه به دوره مورد بررسی و مطالعاتی مانند لی و همکاران[4] (۲۰۲۴) متغیر مجازی کووید-۱۹ نیز می‌تواند به عنوان یک متغیر توضیحی در الگو در نظر گرفته شود. با این توضیحات، الگوی تجربی این تحقیق به صورت رابطه ۱ است:

$$LSPI_t=\alpha_0+\beta_1 EPU_t+\beta_2 GEPU_t+\beta_3 LCP_t+\beta_4 LGOLD+\beta_6 DCOVID_t+U_t \quad (۱)$$

به طوری که:

[1]. Baker et al. (2016)
[2]. Ghani and Ahmad (2023)
[3]. Baur and Lucey (2010)
[4]. Li et al. (2024)

LSPI: لگاریتم شاخص کل قیمت سهام در ایران

EPU: شاخص عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی که در این مطالعه یک شاخص ترکیبی بوده و با توجه به ادبیات موجود در این زمینه از چهار متغیر سیاستی (مخارج دولت، درآمد مالیاتی، نرخ ارز، نقدینگی) برای برآورد آن استفاده شده است (فتوره‌چی و همکاران، ۱۴۰۱). مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی به عنوان شاخص‌هایی از بخش مالی اقتصاد، نقدینگی به عنوان شاخصی از بخش پولی و نرخ ارز به عنوان شاخصی از سیاست ارزی است.

GEPU: شاخص عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی جهانی. بر مبنای شاخص EPU شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی (GEPU) توسط دیویس[1] (۲۰۱۶) مطرح شد، و به صورت میانگین وزنی (وزن مبتنی بر GDP) شاخص‌های نااطمینانی اقتصادی ۲۱ کشور قابل محاسبه است. کشورهای در نظر گرفته برای محاسبه این شاخص، کشورهایی هستند که دو سوم محصول کل جهان را به خود اختصاص داده‌اند (شامل اتریش، برزیل، کانادا، شیلی، چین، کلمبیا، فرانسه، آلمان، یونان، هند، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، مکزیک، هلند، روسیه، کره جنوبی، اسپانیا، سوئد، انگلستان و آمریکا).

LCP: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده به سال پایه ۱۳۹۵،

LGOLD: لگاریتم قیمت سکه طلا،

DCOVID: متغیر مجازی ویروس کووید ۱۹ (برای بهمن ۱۳۹۸ تا فروردین ۱۴۰۱برابر ۱ و غیر از آن برابر ۰)،

U_t: جمله خطا، اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر شاخص سهام ایران که در مدل قرار ندارند.

داده‌های آماری این متغیرها از بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی و سایت نااطمینانی سیاستی[2] جمع‌آوری شده است. این مطالعه با استفاده از اطلاعات آماری فصلی طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ انجام شده است. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار EViews نسخه ۱۲ استفاده می‌شود.

[1]. Davis (2016)
[2]. www.policyuncertainty.com

۳-۲- مدل اقتصادسنجی

همان‌طور که قبلاً اشاره شد، برای برآورد این الگو از روش ARDL غیر خطی استفاده شده است. شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) مدل معروف ARDL خطی پسران و همکاران[2] (۲۰۰۱) را توسعه داده و مدل جدیدی که امکان بررسی ارتباط نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را فراهم می‌نماید، ارائه کردند. الگوی این مطالعه نیز در فرم مدل تصحیح خطای شرطی NARDL به فرم رابطه ۲ تصریح می‌شود:

$$\Delta LSPI_t = \rho_1 LSPI_{t-1} + \theta^+{}_1 EPU^+_{t-1} + \theta^-{}_1 EPU^-_{t-1} + \delta^+{}_1 GEPU^+_{t-1} + \delta^-{}_2 GEPU^-_{t-1} + \gamma_1 LCP_{t-1} + \gamma_2 LGOLD_{t-1} + \gamma_3 DCOVID_{t-1} + \sum_1^{p-1} \rho_2 \Delta LSPI_{t-1} + \sum_1^{q-1}(\theta_2^+ \Delta EPU^+_{t-1} + \theta_2^- \Delta EPU^-_{t-1}) + \sum_1^{q-1}(\delta_2^+ \Delta GEPU^+_{t-1}\, \delta_2^- \Delta GEPU^-_{t-1}) + \sum_1^{q-1} \gamma_4 \Delta LCP_{t-1} + \sum_1^{q-1} \gamma_5 \Delta GOLD_{t-1} + \sum_1^{q-1} \gamma_6 \Delta DCOVID_{t-1} + W_t \qquad (۲)$$

که در آن:

W_t: جمله خطا، یا همان اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر شاخص سهام ایران که در مدل قرار ندارند.

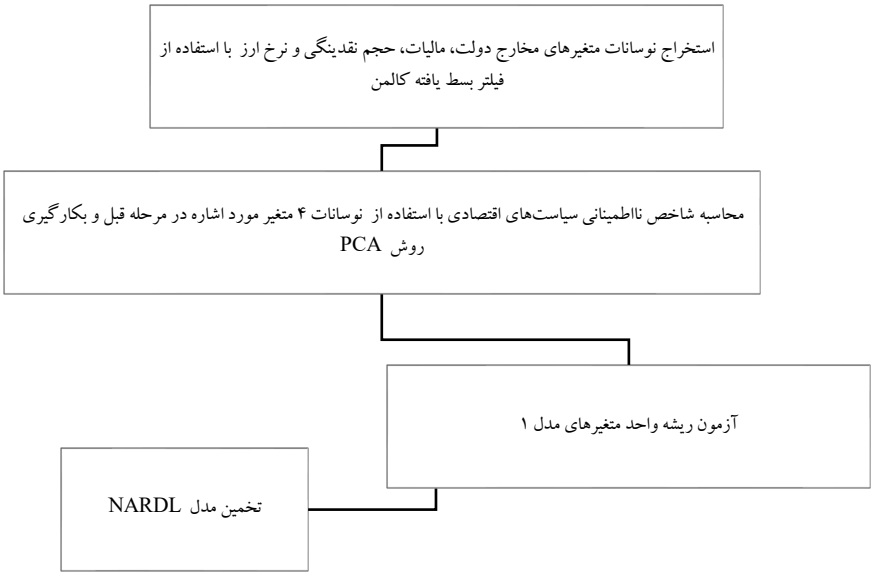
δ، ρ، θ، γ ضرایب رگرسیون که تخمین زده خواهند شد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود دو متغیر EPU و GEPU به دو بخش شوک‌های مثبت و منفی تقسیم شده‌اند. این مدل (NARDL) مزایای زیادی نسبت به سایر مدل‌های هم‌انباشتگی سنتی دارد. به عنوان مثال، با یک نمونه کوچک و صرف نظر از اینکه متغیرها I(0) یا I(1) باشند، نتایج بهتری نسبت به سایر روش‌ها می‌توان از آن گرفت. همچنین درون‌زایی متغیرهای توضیحی در این روش خللی ایجاد نمی‌نماید. بدیهی است این مزایا برای مدل‌های تصحیح خطای آستانه‌ای غیر خطی[3] یا انتقال ملایم[4] نیز معتبر است. با این حال، آن‌ها ممکن است از مشکل همگرایی به دلیل افزایش تعداد پارامترها رنج ببرند (رحیم[5]، ۲۰۱۷: ۲۲).

---

1. Shin et al. (2014)
2. Pesaran et al. (2001)
3. Nonlinear Threshold Error Correction
4. Smooth Transition Models
5. Raheem (2017)

مراحل تحلیل تجربی در این مطالعه مطابق با فلوچارت ارائه شده در نمودار ۱ است:



نمودار ۱: مراحل روش‌شناسی تحقیق

منبع: یافته‌های تحقیق

– مرحله اول: تجزیه متغیرها به دو بخش روند و سیکل با استفاده از فیلتر توسعه‌یافته کالمن

فیلتر کالمن که توسط کالمن (۱۹۶۰) معرفی شد، مسئله تخمین وضعیت‌های لحظه‌ای یک سیستم دینامیکی خطی تحت تأثیر نویز سفید گوسی[1] را با استفاده از اندازه‌گیری‌هایی که توابع خطی از وضعیت سیستم هستند، اما تحت تأثیر نویز سفید افزایشی قرار دارند، حل می‌کند. بنابراین، این روش تخمین مناسب برای سیستم‌های فضای حالت است. با این حال، در شرایطی که متغیرهای حالت و پارامترهای متغیر زمانی نیاز به تخمین هم‌زمان دارند، مسئله غیر خطی بودن به وجود می‌آید که استفاده از فیلتر کالمن استاندارد را ناممکن می‌کند و نیاز به استفاده از فیلتر توسعه‌یافته کالمن را ضروری می‌سازد. این الگوریتم معادلات فیلتر کالمن استاندارد را برای تقریب مرتبه اول

1. Gaussian White Noise

مدل غیر خطی نسبت به آخرین تخمین آن اعمال می‌کند. الگوریتم فیلتر توسعه‌یافته کالمن و کاربرد آن در مدل‌های فضای حالت غیر خطی به تفصیل توسط چوی و چن[1] (۱۹۹۱) و چن[2] (۱۹۹۳) بررسی شده است. در مطالعه حاضر، از مدل فضای حالت معرفی‌شده توسط اوزبک و اوزلاله[3] (۲۰۰۵) که برای استخراج سیکل‌های تولید ناخالص داخلی استفاده شده است، برای استخراج سیکل‌های چهار متغیر سیاستی زیر استفاده می‌شود:

GE: مخارج مصرفی دولت به قیمت جاری

Tax: مجموع درآمدهای مالیاتی دولت به قیمت جاری

Liq: حجم نقدینگی (تعریف محدود: مجموع اسکناس‌ها، سکه‌ها و سپرده‌های دیداری)

Ex: نرخ ارز بازار آزاد

در این روش فرض بر این است که مقدار واقعی Y در زمان k به دو مؤلفه روند و سیکل تجزیه می‌شود، به‌گونه‌ای که:

$$Y_k = T_k + C_k \qquad (۳)$$

T_k و C_k به ترتیب روند و سیکل در زمان k را نشان می‌دهند. C_k به عنوان انحراف مقدار واقعی از روند خود، با نام سری شکاف متغیر مورد استفاده قرار می‌گیرد. این دو مؤلفه با رفتار متفاوت خود در سری‌های زمانی متمایز می‌شوند. مؤلفه چرخه‌ای C_k فرض می‌شود که از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه دوم با اختلالی با میانگین صفر و واریانس ثابت پیروی می‌کند. همچنین، پارامترهای خودرگرسیو برای چرخه اجازه دارند در طول زمان تغییر کنند؛ به طور مشخص، فرض می‌شود که این پارامترها از یک حرکت تصادفی مستقل پیروی می‌کنند:

$$C_K = g_{1,k}C_{k-1} + g_{2,k}C_{k-2} + e_k \qquad (۴)$$

$$g_{1,k} = g_{1,k-1} + z_{1,k}$$
$$g_{2,k} = g_{2,k-1} + z_{2,k}$$

فرض می‌شود که e_k، $z_{1,k}$ و $z_{2,k}$ همگی از یک توزیع مستقل و یکسان (i.i.d.) با میانگین

[1]. Choi & Chen (1991)
[2]. Chen (1993)
[3]. Ozbek and Ozlale (2005)

صفر و واریانس ثابت پیروی می‌کنند. در نهایت، مؤلفه روند به صورت یک حرکت تصادفی با رانش (drift) مشخص می‌شود:

$$T_k = M_k + T_{k-1} + W_k \quad (۵)$$
$$M_k = M_{k-1} + V_k$$

که در آن اختلالات W_k و V_k نیز i.i.d. با میانگین صفر و واریانس ثابت هستند. فرض حرکت تصادفی با رانش، که بیان می‌کند شوک‌های وارده به روند متغیر دائمی هستند، نیاز به توضیح دارد. این فرض به این دلیل اتخاذ شده که روند بلندمدت به عنوان یک مؤلفه پایدار با تغییرات دائمی مدل‌سازی شود.

- مرحله دوم: ترکیب نوسانات متغیرهای سیاستی و ساخت شاخص EPU با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی. در این مرحله ابتدا مقادیرسیکل ۴ متغیر سیاستی با استفاده از فرمول زیر نرمالایز می‌شود:

$$\frac{x - Min\ all\ x}{Max\ all\ x - Min\ all\ x} \quad (۶)$$

که در آن:

x مقدار یک سیکل معین در زمان مشخص است.

Min(x) و Max(x) به ترتیب کمینه و بیشینه مقادیر سیکل معین در کل دوره زمانی است. این فرآیند نرمال‌سازی تضمین می‌کند که مقادیر سیکل هر متغیر در بازه [۰ , ۱] قرار بگیرند و تأثیر مقیاس‌های مختلف متغیرها بر ترکیب آن‌ها از بین برود.

پس از نرمال‌سازی، مقادیر نرمال‌شده به عنوان ورودی مدل تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) استفاده می‌شوند. PCA روشی است که با کاهش ابعاد داده‌ها، ترکیبی خطی از متغیرها ایجاد می‌کند که بیشترین واریانس داده‌ها را توضیح دهد (جولیف[1]، ۲۰۰۲: ۱۰). در اینجا، هدف اصلی PCA ایجاد شاخصی است که نمایانگر تغییرات کلی و نوسانات مشترک میان متغیرهای سیاستی باشد.

[1]. Jolliffe (2002)

فرآیند به‌کارگیری PCA در این مطالعه شامل مراحل زیر است:

۱. محاسبه ماتریس کوواریانس برای مقادیر نرمال شده،

۲. استخراج مقادیر ویژه[1] و بردارهای ویژه[2] از ماتریس کوواریانس،

۳. جمع بارهای مؤلفه‌های اصلی ($PC_{i;}$ i=1,2,3,4) برای هر سیکل معین و محاسبه وزن آن سیکل،

٤. ایجاد شاخص EPU به‌صورت ترکیب خطی از مقادیر نرمال شده سیکل‌ها بر اساس وزن‌های به دست آمده از مرحله ۳،

شاخص EPU با استفاده از رابطه ۷ محاسبه می‌شود:

$$EPU=W_1\times X_{1,Norm}+W_2\times X_{2,Norm}+W_3\times X_{3,Norm}+W_4\times X_{4,Norm} \quad (۷)$$

که در آن:

- W_i ضرایب (مجموع بارهای مؤلفه‌های اصلی) برای هر متغیر سیاستی هستند.

$$Wi= W_{i,PC1}+W_{i,PC2}+W_{i,PC3}+W_{i,PC4} \quad (۸)$$

- $X_{i,norm}$ مقادیر نرمال‌شده سیکل متغیر i است.

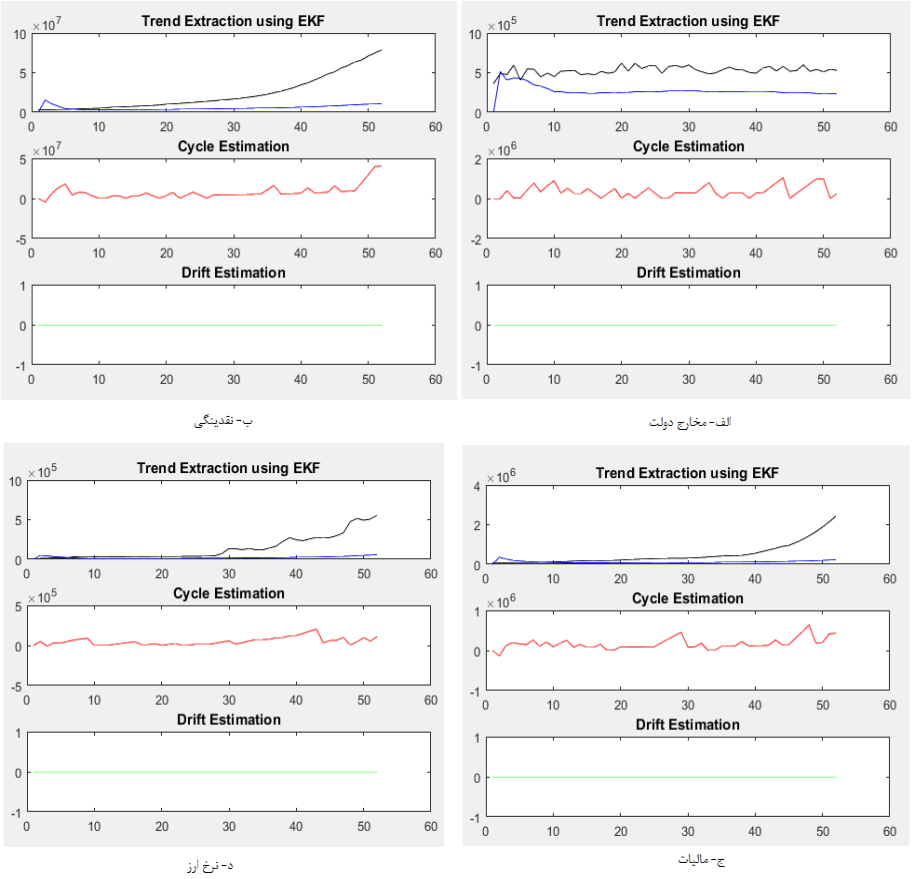
٤- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

٤-۱- محاسبه نوسانات متغیرهای سیاستی منتخب

در شکل ۱ نتایج حاصل از فیلتر توسعه‌یافته کالمن (EKF) برای چهار متغیر سیاستی این مطالعه شامل نقدینگی، مالیات، نرخ ارز و مخارج دولت، تغییرات روند و سیکل هر یک را به‌صورت جداگانه نشان می‌دهد. نمودارهای روند این متغیرها نمایانگر تغییرات پایدار و بلندمدت هستند که اغلب تحت تأثیر عوامل ساختاری و سیاست‌گذاری‌های بلندمدت قرار دارند. سیکل‌ها بیانگر نوسانات پیش‌بینی نشده و یا به عبارت دیگر نااطمینانی متغیرها هستند. سیکل نقدینگی و نرخ ارز نوسانات شدیدی را نشان می‌دهند که ناشی از واکنش سریع این متغیرها به تغییرات بازار،

[1]. Eigenvalues
[2]. Eigenvectors

سیاست‌های پولی و شوک‌های خارجی است.



شکل ۱: تجزیه متغیرهای سیاستی به سیکل و روند قطعی با استفاده از EKF

منبع: یافته‌های تحقیق

نقدینگی با نوسانات مثبت و منفی برجسته، نشان‌دهنده تأثیر سیاست‌های انبساطی و انقباضی بانک مرکزی است، در حالی که سیکل نرخ ارز بازتاب‌دهنده تغییرات ناگهانی در عرضه و تقاضای ارز و شوک‌های مرتبط با تراز تجاری یا تحریم‌ها است. در مقابل، سیکل مخارج دولت و مالیات نوسانات کمتری دارند و الگوی پایدارتری را نشان می‌دهند که بیشتر به سیاست‌های مالی

بلندمدت و تغییرات تدریجی در درآمدهای مالیاتی وابسته است. مخارج دولت عمدتاً تحت تأثیر سیاست‌های اضطراری و برنامه‌های حمایتی است، در حالی که سیکل مالیات حساسیت کمتری به شوک‌های ناگهانی دارد و به‌طور مستقیم از وضعیت فعالیت‌های اقتصادی تأثیر می‌پذیرد. این مقایسه نشان می‌دهد در حالی که نقدینگی و نرخ ارز ابزارهایی پویا و متأثر از تغییرات سریع اقتصادی هستند، مالیات و مخارج دولت رفتار آرام‌تر و پایدارتری را در دوره‌های کوتاه‌مدت نشان می‌دهند.

٤-۲- ترکیب نوسانات متغیرهای سیاستی و ساخت شاخص EPU با استفاده از PCA

در جدول ۱ تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) ارائه شده است. مجموع بارهای مؤلفه‌های اصلی نشان می‌دهد که **نرخ ارز** (**EXV**) با بالاترین مجموع بار ۱/۸۰۵۰۶۴، بیشترین تأثیر را در شکل‌دهی شاخص EPU دارد، که نشان‌دهنده نقش کلیدی نوسانات نرخ ارز در تبیین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی است. **مخارج دولت** (**GEV**) با مجموع بار ۰/۶۴۳۰۳۴، دومین متغیر تأثیرگذار است و نشان می‌دهد تغییرات سیاست مالی دولت به طور معنی‌داری بر شاخص EPU تأثیرگذار است. **مالیات** (**TAXV**) با مجموع بار ۰/۴۴۰۱۱۳، نقش متوسطی ایفا می‌کند و بیشتر بازتاب‌دهنده تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر نوسانات سیاستی است. در مقابل، **نقدینگی** (**LIQV**) با مجموع بار ۰/۳۶۶۸۱۳-، کمترین تأثیر را بر شاخص دارد و این تأثیر منفی ممکن است به دلیل رفتار ضد چرخه‌ای یا نقش تنظیمی نقدینگی در برابر نوسانات سیاستی باشد. به طور کلی، نرخ ارز و مخارج دولت عوامل کلیدی در تبیین نااطمینانی سیاستی هستند، در حالی که نقدینگی و مالیات نقش تعدیل‌کننده و مکملی دارند.

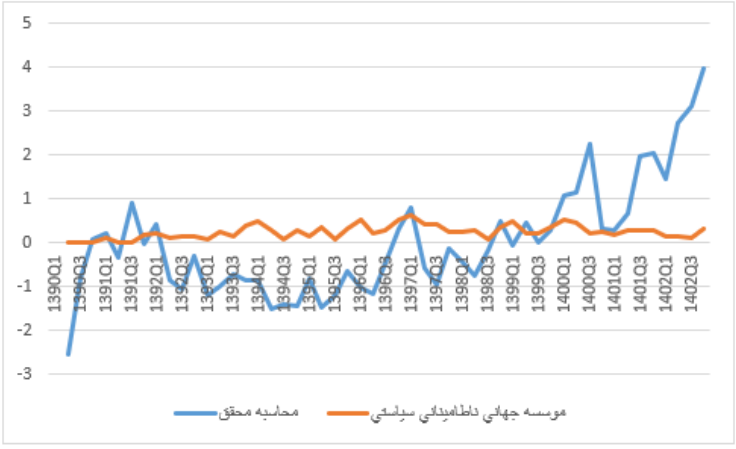
جدول ۱: تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)

شماره	مقدار ویژه	اختلاف	نسبت توضیح واریانس	مقدار تجمعی	نسبت تجمعی واریانس
۱	۱/۶۱۸۱۲۹	۰/۶۳۲۷۲۲	۰/۴۰۴۵	۱/۶۱۸۱۲۹	۰/۴۰۴۵
۲	۰/۹۸۵۴۰۷	۰/۰۸۹۴۹۹	۰/۲۴۶۴	۲/۶۰۳۵۳۶	۰/۶۵۰۹
۳	۰/۸۹۵۰۹۷	۰/۳۹۵۳۵۱	۰/۲۲۴۰	۳/۴۹۹۴۴۴	۰/۸۷۴۹
۴	۰/۵۰۰۵۵۶	---	۰/۱۲۵۱	۴/۰۰۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰

متغیر	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4
مالیات (TAXV)	۰/۵۷۶۲۵۹	-۰/۲۱۱۰۷۶	-۰/۵۱۹۵۶۵	۰/۵۹۴۴۹۵
نقدینگی (LIQV)	۰/۶۳۱۱۳۹	-۰/۳۳۳۰۹۶	۰/۰۳۴۷۸۷	-۰/۶۹۹۶۴۳
مخارج دولت (GEV)	۰/۲۶۱۳۶۱	۰/۸۹۲۲۶۲	-۰/۳۰۶۳۲۷	-۰/۲۰۴۲۶۲
نرخ ارز (EXV)	۰/۴۴۸۶۴۲	۰/۲۱۹۹۱۴	۰/۷۹۶۸۷۳	۰/۳۳۹۶۳۵

منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار ۲ شاخص EPU با استفاده از ترکیب سیکل‌های نرمال شده متغیرهای سیاستی محاسبه شده است. نمودار نشان می‌دهد که **شاخص EPU در ابتدا در دهه ۹۰ (سال‌های ۹۰ تا ۹۴) در سطح نسبی پایین و نزدیک به صفر قرار دارد.** این مقادیر نزدیک به صفر بیانگر نوسانات کمتر و ثبات نسبی در سیاست‌های اقتصادی است.



نمودار ۲: مقدار EPU محاسبه شده

منبع: یافته‌های تحقیق

با این حال، **از سال ۹۵ به بعد، شاخص EPU شروع به افزایش می‌کند** و در سال‌های ۹۶، ۹۷، ۹۸ و ۹۹ به اوج خود می‌رسد. این افزایش نشان‌دهنده **افزایش شدید نااطمینانی و نوسانات در سیاست‌های اقتصادی ایران** است. در این دوره زمانی، ایران با **چالش‌های اقتصادی عمده‌ای مانند تحریم‌های اقتصادی، کاهش شدید قیمت نفت، نوسانات ارزی و مشکلات اقتصادی داخلی** روبه‌رو بوده است که باعث افزایش نوسانات و بی‌ثباتی در

سیاست‌های اقتصادی کشور شد. **در سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱، شاخص EPU همچنان با شدت بیشتری به رشد خود ادامه می‌دهد** که نشان‌دهنده ادامه بی‌ثباتی و نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی ایران است. این وضعیت ممکن است با **مواجهه ایران با بحران‌های اقتصادی داخلی، تحریم‌های بیشتر و سیاست‌های ناپایدار اقتصادی** همراه باشد که باعث کاهش اعتماد فعالان اقتصادی و افزایش تردید در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی شده است.

٤-٣- نتایج آزمون‌های ریشه واحد

همان طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، در سطح معنی‌داری ۵ درصد تمامی متغیرها در سطح ناایستا هستند، روند ایستا نبوده و تفاضل مرتبه اول آن‌ها ایستا است. بنابراین می‌توان از روش ARDL استفاده کرد.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های ریشه واحد با عرض از مبدا

متغیر	در سطح بدون روند		در سطح و با روند		تفاضل مرتبه اول بدون روند	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
LSPI	-۰,۳۰۴۶	۰,۹۱۶۶	-۲.۰۱۴۶	۰.۵۷۹۲	-۵,۰۱۹۴	۰,۰۰۰۱
LCP	۱,۸۴۹۱	۰,۹۹۹۷	۰.۵۳۲۴	۰.۹۹۹۱	-۳,۶۷۴۵	۰,۰۰۷۵
GEPU	-۲,۶۱۷۲	۰,۰۹۶۲	-۳.۲۹۶۰	۰.۰۷۸۵	-۹,۴۳۴۷	۰,۰۰۰۰
EPU	-۱,۴۷۲۴	۰,۵۳۹۳	-۲.۴۴۴۸	۰.۳۵۳۱	-۸,۶۶۲۵	۰,۰۰۰۰
LGOLD	۰,۴۸۱۰	۰,۹۸۴۴	۲.۱۷۳۸	۰.۳۹۹۹	-۵,۳۸۸۰	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

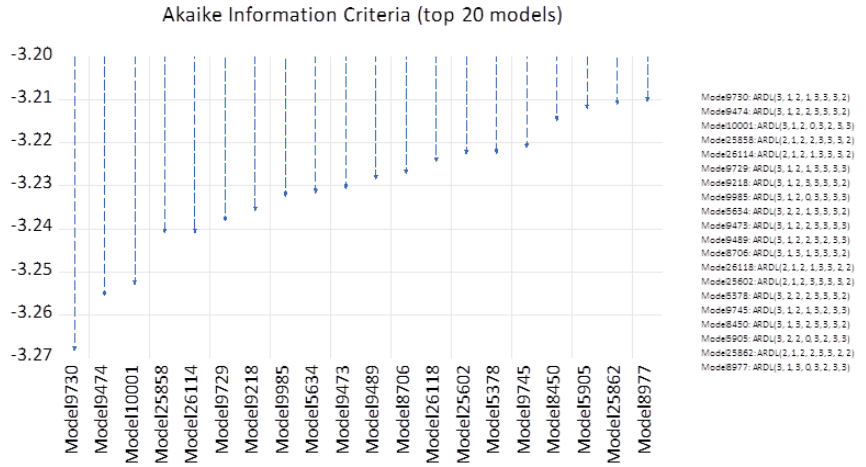
توضیح: در همه آزمون‌ها مقدار دوربین واتسون نزدیک به ۲ بوده و مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

٤-٤- تخمین مدل تصحیح خطای شرطی و آزمون هم‌انباشتگی باند

برای تخمین مدل تصحیح خطای شرطی نیاز است ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه مدل تعیین شود. در نمودار ۳ نتایج تعیین وقفه بهینه ارائه شده است. در این نمودار **معیار اطلاعات آکاییک (AIC)** برای ارزیابی بهترین مدل‌ها از لحاظ تعیین تعداد وقفه‌های بهینه گزارش شده و ۲۰ مدل مختلف با استفاده از معیار AIC رتبه‌بندی شده‌اند.

مطابق با نمودار ۳، ARDL(3, 1, 2, 1, 3, 3, 3, 2) به عنوان مدل بهینه انتخاب شده است.

نتایج تخمین این مدل در جدول ۳ ارائه شده است. در این جدول شوک‌های منفی با **NEG**_ نماد متغیر و شوک‌های مثبت با **POS** _ نماد متغیر نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت متغیر **LSPI(-1)** با ضریب مثبت و معنی‌دار ۰/۵۴۷ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مقدار فعلی خود دارد، به این معنی که تغییرات گذشته در **LSPI** بر میزان فعلی آن تأثیرگذار است. در مقابل، **LSPI(-2)** و **LSPI(-3)** تأثیر ضعیفی دارند و غیر معنی‌دار هستند. از سوی دیگر، متغیرهای **GEPU_NEG** و **GEPU_POS** (نااطمینانی‌های سیاست‌های اقتصادی جهانی) تأثیرات معنی‌داری بر **LSPI** دارند. به‌ویژه **GEPU_NEG** که نشان‌دهنده نااطمینانی منفی است، تأثیر مثبت معنی‌داری بر شاخص **LSPI** دارد، در حالی که **GEPU_POS** که به نوسانات مثبت سیاست‌های اقتصادی اشاره دارد، تأثیر منفی و معنی‌داری دارد. به این معنا که نوسانات منفی سیاست‌های اقتصادی جهانی به‌طور معکوس تأثیر بیشتری بر شاخص بازار سهام دارند.



نمودار ۳: معیار آکاییک برای تعیین وقفه‌های بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین، **EPU_NEG** (شوک منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی در دوره‌های

مختلف) تأثیر منفی و معنی‌داری بر **LSPI** دارد که نشان‌دهنده اثرات منفی شوک‌های سیاستی بر شاخص سهام است. در حالی که **EPU_POS** تأثیر معنی‌داری ندارد. در مورد شاخص قیمت مصرف‌کننده (**LCP**)، تنها **LCP(-2)** تأثیر منفی معنی‌داری بر **LSPI** دارد. همچنین، نوسانات قیمت طلا (**LGOLD**) اثرات معنی‌داری در مدل ندارد. در نهایت، **DCOVID**(COVID-19) تأثیر مثبت معنی‌داری بر **LSPI** در ابتدا دارد، اما در دوره‌های بعدی این تأثیرات منفی شده و نشان‌دهنده تغییرات طولانی‌مدت در اثرات بحران COVID-19 بر اقتصاد است. از نظر آماری، مدل به‌طور کلی دارای برازش بسیار خوبی است و با **R-squared** برابر ۰/۹۹ و **F-statistic** برابر ۴۵۶/۳۳۹۸ نشان‌دهنده تأثیر معنی‌دار متغیرهای مورد بررسی بر شاخص **LSPI** است.

جدول ۳: تخمین مدل تصحیح خطای شرطی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t-Statistic	Prob.
LSPI(-1)	۰/۵۴۷۳۸۱	۰/۱۴۴۹۲۴	۳/۷۷۷۰۲۲	۰/۰۰۱۱
LSPI(-2)	-۰/۱۹۹۲۸۷	۰/۱۷۸۰۰۶	-۱/۱۱۹۵۵۵	۰/۲۷۵۵
LSPI(-3)	-۰/۱۸۹۳۵۶	۰/۱۵۳۴۹۷	-۱/۲۳۳۶۱۹	۰/۲۳۱۰
GEPU_NEG	۰/۰۰۱۴۶۷	۰/۰۰۰۴۰۸	۳/۵۹۹۱۰۶	۰/۰۰۱۷
GEPU_NEG(-1)	-۰/۰۰۱۰۸۶	۰/۰۰۰۴۳۹	-۲/۴۷۶۳۱۴	۰/۰۲۱۹
GEPU_POS	-۰/۰۰۱۶۹۱	۰/۰۰۰۴۴۳	-۳/۸۱۳۵۲۷	۰/۰۰۱۰
GEPU_POS(-1)	۰/۰۰۱۱۶۳	۰/۰۰۰۴۷۹	۲/۴۲۷۸۹۸	۰/۰۲۴۳
GEPU_POS(-2)	۰/۰۰۰۵۹۹	۰/۰۰۰۳۹۹	۱/۵۰۱۳۸۳	۰/۱۴۸۱
EPU_NEG	-۰/۰۹۹۳۶۳	۰/۰۳۲۴۷۱	-۳/۰۶۰۰۷۹	۰/۰۰۵۹
EPU_NEG(-1)	-۰/۰۳۸۰۶۴	۰/۰۲۴۰۱۲	-۱/۵۸۵۲۰۶	۰/۱۲۷۹
EPU_POS	۰/۰۰۳۱۶۸	۰/۰۳۰۴۶۳	۰/۱۰۳۹۸۲	۰/۹۱۸۲
EPU_POS(-1)	-۰/۰۵۴۵۳۴	۰/۰۳۴۱۷۸	-۱/۵۹۵۵۸۱	۰/۱۲۵۵
EPU_POS(-2)	۰/۰۰۴۸۵۰	۰/۰۲۹۷۶۲	۰/۱۶۲۹۶۴	۰/۸۷۲۱
EPU_POS(-3)	-۰/۱۳۱۲۴۰	۰/۰۳۶۸۹۵	-۳/۵۵۷۱۴۲	۰/۰۰۱۹
LCP	۱/۱۱۳۲۷۲	۱/۲۶۷۶۳۳	۰/۸۷۸۲۲۹	۰/۳۸۹۸
LCP(-1)	۱/۹۳۷۶۲۹	۱/۴۵۵۹۳۲	۱/۳۳۰۸۵۱	۰/۱۹۷۵
LCP(-2)	-۳/۳۳۴۳۷۰	۱/۳۸۵۲۶۹	-۲/۴۱۵۶۸۳	۰/۰۲۴۹
LCP(-3)	۱/۸۹۲۳۳۳	۱/۰۱۲۳۱۸	۱/۸۶۹۳۰۷	۰/۰۷۵۶
LGOLD	۰/۳۹۳۴۲۵	۰/۲۵۹۹۷۶	۱/۵۱۳۳۰۹	۰/۱۴۵۱
LGOLD(-1)	-۰/۵۱۵۴۹۴	۰/۲۷۶۰۳۳	-۱/۸۶۷۵۰۸	۰/۰۷۵۹
LGOLD(-2)	۰/۳۱۷۲۶۶	۰/۲۲۳۳۸۵	۱/۴۲۰۲۶۲	۰/۱۷۰۲
LGOLD(-3)	۰/۲۴۵۹۸۸	۰/۱۵۲۶۴۴	۱/۶۱۱۵۱۳	۰/۱۲۲۰

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t-Statistic	Prob.
DCOVID	۰/۱۷۹۰۲۶	۰/۰۵۸۲۵۷	۳/۰۷۳۰۲۰	۰/۰۰۵۸
DCOVID(-1)	۰/۲۲۳۰۲۷	۰/۰۷۳۰۰۴	۳/۰۵۵۰۱۰	۰/۰۰۶۰
DCOVID(-2)	-۰/۲۰۴۴۱۲	۰/۰۵۱۴۱۳	-۳/۹۷۵۸۸۲	۰/۰۰۰۷
C	-۱/۵۹۵۷۰۳	۱/۵۷۵۳۹۷	-۱/۰۱۲۸۸۹	۰/۳۲۲۶
Adjusted R-squared	۰/۹۹			
F-statistic	۴۵۶/۳۳۹۸			
Prob(F-statistic)	۰/۰۰۰۰			
Durbin-Watson stat	۲/۱۱			

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس این تخمین، آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها به روش آزمون باند یا همان آزمون کرانه‌ای انجام شده است که نتایج آن در جدول ۴ گزارش شده و نشان می‌دهد که مقدار آماره F این آزمون (۵/۸۶۲) از حد بحرانی بالا (۴/۸۳۲) بزرگتر بوده و وجود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد.

جدول ٤: مقادیر F-Bounds Test آزمون وجود رابطه بلندمدت (برای ۱٪)

آزمون	F-statistic	I(0)	I(1)
Asymptotic (n=1000)	۵/۸۶	۲/۷۳	۳/۹۰
Actual Sample (n=47)	-	۳/۲۸	۴/۷۳

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-٥- تخمین رابطه بلندمدت

بعد از اطمینان از هم‌انباشتگی متغیرهای تحقیق، در جدول ۵ نتایج تخمین رابطه بلندمدت ارائه شده است. **بر اساس جدول ۵، GEPU_NEG (شوک منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی) دارای** ضریب ۰/۰۰۰۴۵ با مقدار **t-Statistic** برابر ۰/۸۸۵ است که نشان‌دهنده عدم معنی‌داری این متغیر است. بنابراین، شوک‌های منفی نااطمینانی سیاست اقتصادی جهانی در بلندمدت اثر قابل توجهی بر شاخص کل بازار سهام ایران ندارد. **GEPU_POS (شوک مثبت نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهانی)** نیز با ضریب ۰/۰۰۰۰۸ و مقدار **t-Statistic** برابر ۰/۲۳۵ معنی‌دار نیست (p-value =۰/۸۱۶). این نتیجه نشان می‌دهد که شوک‌های

مثبت نااطمینانی سیاست‌های جهانی تأثیر بلندمدتی بر شاخص کل سهام ایران ندارد. **EPU_NEG (شوک منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی) دارای** ضریب **۰/۱۶۳**- با مقدار **t-Statistic** برابر **٤/۲۲**- و **p-value = ۰/۰۰۰٤** معنی‌دار است. این نشان می‌دهد که شوک‌های منفی ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی داخلی تأثیر بلندمدت منفی و معنی‌داری بر شاخص سهام ایران دارند. **EPU_POS (نااطمینانی مثبت سیاست‌های اقتصادی داخلی)** ضریب **۰/۲۱۱**- با مقدار **t-Statistic** برابر **۳/٤**- و **p-value = ۰/۰۰۲۷** نیز معنی‌دار است. این نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت نااطمینانی داخلی نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص کل سهام ایران دارند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (چه مثبت و چه منفی) تأثیر منفی و معنی‌دار بر شاخص کل سهام ایران دارند. باتوجه به این که ضریب شوک مثبت بیشتر است، این رابطه منفی مطابق با انتظارات نظری فزاینده هم هست.

جدول ۵: ضرایب معادله بلندمدت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t-Statistic	Prob.
GEPU_NEG	۰/۰۰۰۴۵۳	۰/۰۰۰۵۱۲	۰/۸۸۵۲۴۹	۰/۳۸۶۰
GEPU_POS	۰/۰۰۰۰۸۴	۰/۰۰۰۳۵۸	۰/۲۳۵۴۳۳	۰/۸۱۶۲
EPU_NEG	-۰/۱۶۳۳۵۸	۰/۰۳۸۶۶۶	-۴/۲۲۴۸۰۸	۰/۰۰۰۴
EPU_POS	-۰/۲۱۱۲۹۷	۰/۰۶۲۰۷۴	-۳/۴۰۳۹۵۴	۰/۰۰۲۷
LCP	۱/۸۹۸۱۷۵	۰/۳۴۷۶۵۸	۵/۴۵۹۸۸۶	۰/۰۰۰۰
LGOLD	۰/۵۲۴۴۳۱	۰/۳۴۶۶۸۰	۱/۵۱۲۷۲۴	۰/۱۴۵۳
DCOVID	۰/۲۳۴۹۳۴	۰/۰۳۹۹۳۰	۵/۸۸۳۶۱۸	۰/۰۰۰۰
C	-۱/۸۹۶۷۹۶	۱/۹۳۷۱۶۹	-۰/۹۷۹۱۵۹	۰/۳۳۸۶

منبع: یافته‌های تحقیق

ضریب **LCP (شاخص قیمت مصرف‌کننده) ۱/۸۹۸** با مقدار **t-Statistic** برابر **۵/٤۵** و **p-value = ۰/۰۰۰۰** معنی‌دار است. این نشان می‌دهد که افزایش در شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیر مثبت و قابل توجهی بر شاخص کل سهام ایران دارد. **LGOLD (قیمت سکه طلا) دارای** ضریب **۰/۵۲٤** با مقدار **t-Statistic** برابر **۱/۵۱۲۷** و **p-value = ۰/۱٤۵۳** غیر معنی‌دار است. این نتیجه نشان می‌دهد که قیمت طلا تأثیر معنی‌داری در بلندمدت بر شاخص کل سهام ایران ندارد. علاوه بر این، ضریب **DCOVID (متغیر مجازی بحران COVID-19) ۰/۲۳٤۹** با مقدار **t-**

Statistic برابر **۵/۸۸۳۶** و **p-value = ۰/۰۰۰۰** معنی‌دار است. این نتیجه نشان می‌دهد که بحران کووید-۱۹ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص سهام ایران داشته است. این تأثیر ممکن است به دلیل مشوق‌ها و تدابیر دولت برای مشارکت بیشتر سرمایه‌گذاران در این دوران باشد.

۴-۶- تخمین مدل تصحیح خطا

در جدول ۶ نتایج تخمین مدل تصحیح خطا گزارش شده است. از آنجا که ضریب تصحیح خطا (**CointEq(-1)**) برابر ۰/۸۴- است، پس از هر انحراف از تعادل بلندمدت، سیستم با سرعت نسبی بالا و به صورت همگرا به تعادل باز می‌گردد.

جدول ٦: نتایج مدل ARDL Error Correction Regression

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	t-Statistic	p-value
D(LSPI(-1))	۰/۳۸۸۶	۰/۰۸۵۲	۴/۵۶۳۶	۰/۰۰۰۲
D(LSPI(-2))	۰/۱۸۹۴	۰/۰۹۵۸	۱/۹۷۵۹	۰/۰۶۱۵
D(GEPU_NEG)	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۳	۵/۳۲۹۲	۰/۰۰۰۰
D(GEPU_POS)	-۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۰۳	-۶/۱۵۱۸	۰/۰۰۰۰
D(GEPU_POS(-1))	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۳	-۲/۲۳۴۲	۰/۰۳۶۵
D(EPU_NEG)	-۰/۰۹۹۴	۰/۰۱۹۵	-۵/۱۰۷۱	۰/۰۰۰۰
D(EPU_POS)	۰/۰۰۳۲	۰/۰۱۷۹	۰/۱۷۶۸	۰/۸۶۱۳
D(EPU_POS(-1))	۰/۱۲۶۴	۰/۰۲۴۶	۵/۱۳۴۳	۰/۰۰۰۰
D(EPU_POS(-2))	۰/۱۳۱۲	۰/۰۲۰۲	۶/۴۹۸۶	۰/۰۰۰۰
D(LCP)	۱/۱۱۱۳۳	۰/۷۱۰۳	۱/۵۶۷۳	۰/۱۳۲۰
D(LCP(-1))	۱/۴۵۴۰	۰/۶۹۹۸	۲/۰۷۷۷	۰/۰۵۰۲
D(LCP(-2))	-۱/۸۹۲۳	۰/۶۲۸۴	-۳/۰۱۱۴	۰/۰۰۶۶
D(LGOLD)	۰/۳۹۳۴	۰/۱۴۷۳	۲/۶۷۰۳	۰/۰۱۴۳
D(LGOLD(-1))	-۰/۵۶۳۳	۰/۱۲۸۳	-۴/۳۹۰۷	۰/۰۰۰۳
D(LGOLD(-2))	-۰/۲۴۶۰	۰/۱۰۰۱	-۲/۴۵۶۶	۰/۰۲۲۸
D(DCOVID)	۰/۱۷۹۰	۰/۰۳۹۹	۴/۴۴۸۲۳	۰/۰۰۰۲
D(DCOVID(-1))	۰/۲۰۴۴	۰/۰۳۴۰	۶/۰۱۰۱	۰/۰۰۰۰
CointEq(-1)	-۰/۸۴۱۳	۰/۰۹۸۶	-۸/۵۳۶۱	۰/۰۰۰۰
Adjusted R-squared	۰/۸۱۷۶			
Durbin-Watson stat	۲/۱۱۱			

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-۷- آزمون‌های تشخیص

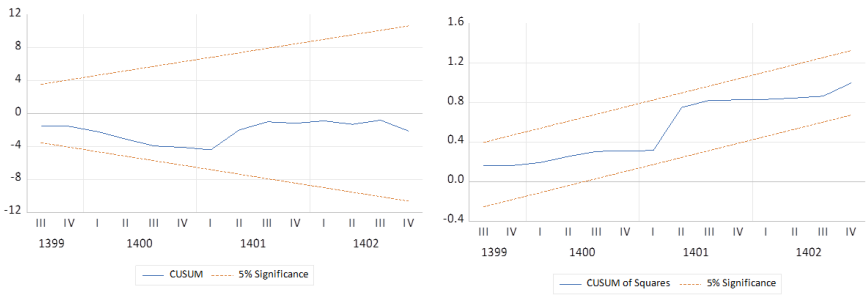
نتایج آزمون‌های تشخیص به صورت خلاصه در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون‌های تشخیص

آزمون	آماره آزمون	آماره مربوطه	p-value	نتیجه
آزمون خودهمبستگی (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)	F-statistic	۰/۹۳۳۳	۰/۴۱۰۵	عدم وجود خودهمبستگی
	Obs*R-squared	۴/۲۰۴۴	۰/۱۲۲۲	عدم وجود خودهمبستگی
آزمون ناهمسانی واریانس (Breusch-Pagan-Godfrey)	F-statistic	۰/۵۱۷۱	۰/۹۴۲۰	وجود همسانی واریانس
	Obs*R-squared	۱۷/۹۰۸۷	۰/۸۴۶۲	وجود همسانی واریانس
	Scaled explained SS	۳/۹۰۷۲	۰/۹۹۹۹	وجود همسانی واریانس
آزمون خطای تصریح رمزی	F-statistic	۲/۱۰۲۳	۰/۱۴۹۷	مدل به درستی تصریح شده است
آزمون نرمالیتی (Jarque-Bera)	Skewness	-۰/۱۳۴۲	۰/۹۰۰۹	داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند
	Kurtosis	۳/۱۸۵۷		
	Jarque-Bera	۰/۲۰۸۷	۰/۹۰۰۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر آماره‌های آزمون خودهمبستگی بروش-گادفری نشان می‌دهند **هیچ خودهمبستگی** قابل توجهی در مدل وجود ندارد. بنابراین، فرضیه صفر که بیان می‌کند هیچ خودهمبستگی‌ای تا دو وقفه وجود ندارد، رد نمی‌شود. **آزمون‌های ناهمسانی بروش-پاگان-گادفری نیز** نشان می‌دهند که **هیچ ناهمسانی واریانسی** در مدل وجود ندارد، بنابراین فرضیه صفر که بیان می‌کند داده‌ها همسانی واریانس دارند، رد نمی‌شود. آزمون رمزی حاکی از عدم وجود خطای تصریح است و**آزمون نرمالیتی جارگوا-برا** نشان‌دهنده این است که **باقیمانده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند**. در نمودار ۴ نیز نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUM of Squaresگزارش شده است که با توجه به عدم قطع خطوط بحرانی قرمز رنگ توسط مقادیر آماره آزمون، ثبات ضرایب قابل رد نیست. این نتایج به این معنی هستند که مدل فروض رگرسیون کلاسیک را دارا است و نتایج قابل اطمینان هستند.

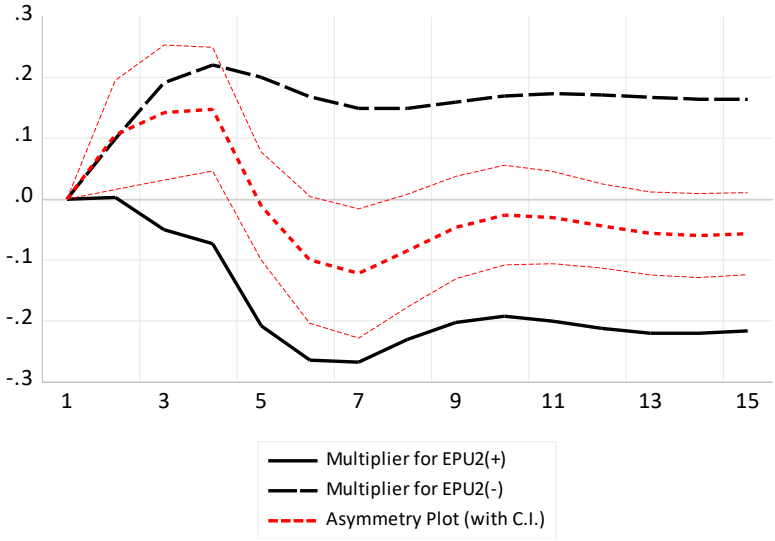


نمودار ٤: آزمون ثبات

منبع: یافته‌های تحقیق

٤-٨- آزمون عدم تقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت

در نمودار ۵ پویایی اثرات شوک‌های مثبت و منفی EPU ترسیم شده است. این نمودار به تحلیل **اثر نوسانات مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU)** بر شاخص سهام می‌پردازد. خط‌های سیاه پیوسته و منقطع در این نمودار به ترتیب نمایانگر **ضریب** برای **شوک‌های مثبت** ((+) EPU) و **منفی** ((-) EPU) هستند. در دوره ۴، اثر **شوک‌های منفی** به وضوح بیشتر از **شوک‌های مثبت** است و اثرات منفی آن در ابتدا نسبت به شوک‌های مثبت شدیدتر هستند، به‌طوری که در دوره‌های اولیه افزایش می‌یابد و سپس به تدریج کاهش می‌یابد. این نشان می‌دهد که **شوک‌های منفی** باعث کاهش بیشتر در شاخص سهام در کوتاه مدت (۴ فصل اول شوک) می‌شوند و پس از مدتی به تعادل می‌رسند. در مقایسه، **شوک‌های مثبت** اثر کمتری در کوتاه‌مدت دارند و در طول زمان اثرات بیشتر می‌شود.



نمودار ۵: پویایی اثرات شوک‌های منفی و مثبت

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۸ نتایج آزمون‌های والد (Wald tests) برای بررسی تقارن اثرات شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU) در بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان داده شده است. این آزمون‌ها بر اساس رویکرد شین و همکاران (۲۰۱۴) انجام شده‌اند، که فرضیه صفر آن‌ها بیانگر تقارن اثرات شوک‌های مثبت و منفی در هر دو دوره زمانی (کوتاه‌مدت و بلندمدت) است. نتایج مبین آن است که هیچ تفاوت معنی‌داری بین اثرات این شوک‌ها وجود ندارد. در هر دو حالت، فرضیه صفر که بیان می‌کند اثرات شوک‌های مثبت و منفی برابر هستند، رد نمی‌شود. به این معنا که در بازار سهام ایران، تفاوت قابل توجهی بین واکنش به شوک‌های مثبت و منفی سیاست‌های اقتصادی داخلی وجود ندارد و این شوک‌ها اثرات مشابهی بر شاخص سهام در هر دو دوره زمانی دارند. بنابراین، نتایج نشان می‌دهند که بازار سهام ایران به طور یکسان به تغییرات مثبت و منفی در سیاست‌های اقتصادی داخلی واکنش نشان می‌دهد.

جدول ۸: نتایج آزمون تقارن اثرات شوک مثبت و منفی EPU

آزمون	آماره آزمون	مقدار	درجه آزادی	p-value	نتیجه
آزمون تقارن اثرات شوک‌های مثبت و منفی EPU در بلندمدت	t-statistic	۱/۴۳۸۰	۲۱	۰/۱۶۵۲	عدم رد فرضیه صفر
	F-statistic	۲/۰۶۸۹	(۱،۲۱)	۰/۱۶۵۲	عدم رد فرضیه صفر
	Chi-square	۲/۰۶۸۹	۱	۰/۱۵۰۴	عدم رد فرضیه صفر
آزمون تقارن اثرات شوک‌های مثبت و منفی EPU در کوتاه‌مدت	t-statistic	-۱/۸۴۰۶	۲۱	۰/۰۷۹۹	عدم رد فرضیه صفر
	F-statistic	۳/۳۸۷۹	(۱،۲۱)	۰/۰۷۹۹	عدم رد فرضیه صفر
	Chi-square	۳/۳۸۷۹	۱	۰/۰۶۵۷	عدم رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی داخلی (EPU)، چه به‌صورت شوک‌های مثبت و چه منفی، تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص کل بازار سهام ایران دارد، در حالی که نااطمینانی جهانی (GEPU) در بلندمدت اثر معنی‌داری ندارد، اما در کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت آن ابتدا مثبت و سپس منفی و شوک‌های منفی آن مثبت است. این یافته‌ها با مطالعه نوسیر و الخسانه (۲۰۲۳) هم‌راستاست که رابطه نامتقارن EPU و بازده سهام را تأیید می‌کند، اما برخلاف بروگارد و دتزل (۲۰۱۵) است که اثر مثبت EPU بر بازده سهام را در برخی شرایط نشان داده‌اند. همچنین، تأثیر مثبت شاخص قیمت مصرف‌کننده و کووید-۱۹ در بلندمدت با نتایج فن و نارایان[1] (۲۰۲۰) هم‌خوانی دارد که به اثرات مثبت سیاست‌های حمایتی در بحران‌ها اشاره دارند. با این حال، عدم تأثیر بلندمدت GEPU با یافته‌های اردوغان و همکاران (۲۰۲۲) که اثر منفی GEPU بر بازده سهام ترکیه را نشان دادند، متفاوت است.

با در نظر گرفتن یافته‌های تحقیق، توصیه‌های سیاستی زیر را می‌توان ارائه کرد:

- با توجه به تاثیر منفی شوک‌های منفی EPU بر شاخص سهام، ضروری است دولت و نهادهای سیاست‌گذار با کاهش تغییرات ناگهانی، اعلام برنامه‌های بلندمدت شفاف، و جلوگیری از تصمیم‌های غیر قابل پیش‌بینی، فضای اطمینان را برای سرمایه‌گذاران فراهم کنند. از آنجا که حتی شوک‌های مثبت EPU می‌توانند در کوتاه‌مدت واکنش منفی بازار

[1] Phan & Narayan

را به دنبال داشته باشند، اجرای اصلاحات اقتصادی باید به‌صورت گام‌به‌گام و همراه با اطلاع‌رسانی دقیق به فعالان بازار باشد.

همچنین با توجه به تأثیر معنی‌دار شاخص قیمت مصرف‌کننده بر بازار سهام، سیاست‌گذاران باید با ابزارهای پولی و مالی، تورم را کنترل و از نوسانات شدید قیمت طلا جلوگیری کنند تا نوسانات و نااطمینانی در بازار سهام را نیز کنترل کنند.

References

Alaee, R., Salahmanesh, A., & Arman, S. A. (2019). Determining the Optimal Economic Uncertainty Index for Iran's Economy. *Economic Strategy Quarterly*, 28, 111–145 (In Persian).

Amiri, H., & Pirdadeh Biranvand, M. (2019). Economic Policy Uncertainty and the Iranian Stock Market: A Markov Regime-Switching Approach. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 44, 49–67 (In Persian).

Arbab, H., Amadeh, H., & Amini, A. (2021). The Impact of Economic Policy Uncertainty on the Performance of Petrochemical Companies under Different Market Conditions. *Iranian Economic Research*, 88, 191–221 (In Persian).

Ashena, M. and La'l Khezri, H. (2020). The Dynamic Correlation of Global Economic Policy Uncertainty Index with Stock, Exchange Rate and Gold Markets in Iran: Application of M-GARRCH and DCC Approach. *Journal of Econometric Modelling*, 5(2), 147-172. (In Persian).

Aydin, M., Pata, U. K., & Inal, V. (2022). Economic Policy Uncertainty and Stock Prices in BRIC Countries: Evidence from Asymmetric Frequency Domain Causality Approach. *Applied Economic Analysis*, 30(89), 114-129.

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

Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold. *The Financial Review*, 45(2), 217–229.

Bird, R., & Yeung, D. (2012). How Do Investors React Under Uncertainty? *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2), 310-327.

Bloom, N. (2014). Fluctuations in Uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-176.

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

Chen, G. (Ed.). (1993). *Approximate Kalman Filtering* (Vol. 2). World Scientific.

Choi, S., & Yoon, C. (2022). Uncertainty, Financial Markets, and Monetary Policy over the Last Century. *The BE Journal of Macroeconomics*, 22(2), 397–434.

Chui, C. K. & Chen, G. (1991). *Kalman Filtering with Real-Time Applications*. Springer Verlag.

Davis, S. J. (2016). An Index of Global Economic Policy Uncertainty (No. w22740). National Bureau of Economic Research.

Erdoğan, L., Ceylan, R., & Abdul-Rahman, M. (2022). The Impact of Domestic and Global Risk Factors on Turkish Stock Market: Evidence from the NARDL Approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(7), 1961–1974.

Fotourechi, Z., Farhang, A. A., & Mohammadpour, A. (2022). The Effect of Economic Policy Uncertainty on Renewable Energy Consumption: A Pooled Mean Group Panel Approach. *Industrial Economics*, 20, 41–57 (In Persian).

Ghani, M., & Ahmad, S. (2023). Economic Policy Uncertainty and Emerging Stock Market Volatility. *Emerging Markets Finance and Trade*, 59(5), 1234–1250.

Hoque, E., Zaidi, M., & Ahmed, S. (2019). The Impact of Global Economic Policy Uncertainty on Stock Market Returns in a Regime-Switching Environment: Evidence from Sectoral Perspectives. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(4), 991–1016.

Jolliffe, I. T. (2002). *Principal Component Analysis*. Springer.

Khezri, M., Safavi, B., & Hedayatpour, D. (2022). The Impact of Economic Instability on Iran's Stock Market with an Emphasis on the EPU Index of Economic Policy Uncertainty. *Journal of Economics and Business*, 25, 49–67 (In Persian).

Li, R., Tang, G., Hong, C., Li, S., Li, B., & Xiang, S. (2024). A Study on Economic Policy Uncertainty, Geopolitical Risk and Stock Market

Spillovers in BRICS Countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 73, 102134.

Li, T., Ma, F., Zhang, X., & Zhang, Y. (2020). Economic Policy Uncertainty and the Chinese Stock Market Volatility: Novel Evidence. *Economic Modelling*, 87, 24-33.

Liang, C. C., Troy, C., & Rouyer, E. (2020). US Uncertainty and Asian Stock Prices: Evidence from the Asymmetric NARDL Model. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51, 101046.

Nusair, S. A., & Al-Khasawneh, J. A. (2023). Changes in Oil Price and Economic Policy Uncertainty and the G7 Stock Returns: Evidence from Asymmetric Quantile Regression Analysis. *Economic Change and Restructuring*, 56(3), 1849–1893.

Ozbek, L., & Ozlale, U. (2005). Employing the Extended Kalman Filter in Measuring the Output Gap. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29(9), 1611-1622.

Pahlavan, S., Najafi Moghaddam, A., Emam-Verdi, G., & Darabi, R. (2022). The Impact of Financial, Economic, Political, and International Risks on the Tehran Stock Exchange Index Using the ARDL Method. *Investment Studies*, 11(41), 303–332 (In Persian).

Parashar, N., Sharma, R., Sandhya, S., & Joshi, A. (2024). Market Volatility vs. Economic Growth: The Role of Cognitive Bias. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(11), 479.

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

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Phan, D. H. B., & Narayan, P. K. (2020). Country Responses and the Reaction of the Stock Market to COVID-19: A Preliminary Exposition. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(10), 2138–2150.

Phan, D. H. B., & Narayan, P. K. (2021). Country Responses and the Reaction of the Stock Market to COVID-19—A Preliminary Exposition. In *Research on Pandemics* (pp. 6-18). Routledge.

Phan, T. C., Rieger, M. O., & Wang, M. (2018). What Leads to Overtrading and Under-Diversification? Survey Evidence from Retail Investors in an Emerging Market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 19, 39-55.

Racicot, F. É., & Théoret, R. (2010). Forecasting Stochastic Volatility Using the Kalman Filter: An Application to Canadian Interest Rates and Price-Earnings Ratio. *Aestimatio: The IEB International Journal of Finance*, (1), 28-47.

Raheem, I. D. (2017). Asymmetry and Break Effects of Oil Price-Macroeconomic Fundamentals Dynamics: The Trade Effect Channel. *The Journal of Economic Asymmetries*, 16, 12-25.

Shaikh, I., & Vallabh, P. (2024). Impact of Policy Uncertainty on Gold Price in India: Evidence from Multi Commodity Exchange (MCX) India and World Gold Council Prices. *Applied Economics*, 56(32), 3837-3855.

Simran, & Sharma, A. K. (2024). Asymmetric Nexus between Economic Policy Uncertainty and the Indian Stock Market: Evidence Using NARDL Approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 93, 91-101.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*, 281–314.

Svec, J., & Katrak, X. (2017). Forecasting Volatility with Interacting Multiple Models. *Finance Research Letters*, 20, 245-252.

Williams, C. D. (2009). *Asymmetric Responses to Earnings News: A Case for Ambiguity* (Doctoral Dissertation, The University of North Carolina at Chapel Hill).

Younis, I., Gupta, H., Shah, W. U., Sharif, A., & Tang, X. (2024). The Effects of Economic Uncertainty and Trade Policy Uncertainty on Industry-Specific Stock Markets Equity. *Computational Economics*, 64(5), 2909-2933.

Yu, H., Fang, L., & Sun, W. (2018). Forecasting Performance of Global Economic Policy Uncertainty for Volatility of Chinese Stock Market. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 505, 931-940.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 310-339

Investigating the potential contribution of intermediate inputs to welfare with the data-output method: A case study of Khuzestan Province

Sayed Amin Mansouri[1], Seyyed Morteza Afghah[*2], Yaghob Andayesh[3], Hassan Farazmand[4], Behrouz Sadeghi[5], Ali Bodaghi[6]

Received: 25-08-2023 Accepted: 05-04-2024

Extended Abstract

Purpose: One of the shortcomings of the value-added method in welfare estimation is that it only measures the final products without intermediate productions in a given province or outside that province and ignores the interaction of economic sectors in the province. Khuzestan Province ranks second in the country in terms of GDP, but most of its production is related to sectors such as oil, steel, petrochemicals, which are not converted into final products. Regarding agriculture, the products are mainly exported out of the province. Indeed, the production in this province has not been able to bring prosperity to all the citizens of there. Therefore, it should be carefully investigated to see why, even though the province has the second rank in creating added value, the feeling of well-being in this province is much lower than even the average of the country. This research seeks to analyze the entry and exit of intermediate goods by using the output data table, whether the province can increase the welfare by completing the value chain, and its potentials. In the following, we will first discuss whether GDP can be the basis for measuring well-being and when this added value can bring more well-being.

Methodology: The corresponding calculations are performed using the regional

[1]. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran sa.mansouri@scu.ac.ir
[2]. Corresponding Author. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran m.afghah@scu.ac.ir
[3]. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran andayesh230@scu.ac.ir
[4]. Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran h.farazmand@scu.ac.ir
[5]. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran b.sadeghi@scu.ac.ir
[6]. Assistant Professor of Sociology, Department of Sociology, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran a.boudaghi@scu.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 310-339

input-output table of Khuzestan Province in 2016. Then, the interactions of the economic sectors of the province together and with the sectors outside the province are analyzed.

Findings and Discussion: The results of the research show that, if all the export intermediate inputs are converted into final production and all the imported inputs are produced in the province, the added value of the entire province will increase by 63%. At the level of economic sectors, the added value of the industry sector will increase by 194%, the service sector by 102% and the agricultural sector by 74%. Also, considering the size of the link between the domestic economic sectors of the province, if the supply chain of intermediate goods is completed within the province, it can increase the GDP of the province by 37.8%.

Conclusions and Policy Implications: In order for the size of the gross domestic product (per capita income) of the province to be a good index of welfare, the following items must be measured or adjusted:
• Non-tradable goods and services produced in the measurement of GDP
• The items that are not imported
• The spillover effects of production, such as the social, economic, health and medical, environmental, and security issues pertaining to the GDP.
• A part of the added value created, such as the payment to the labor force or investors, belonging to owners outside the province
• The accumulation of physical capital over many years that can create prosperity for the citizens (Apart from the annual production that is included in the GDP, this important item should be considered in measuring the prosperity of the citizens.)
• Rial value units of government investment (This item cannot be a good measure of well-being.)
• The distribution of the GDP among the population groups (It is a determinant of the welfare of households. The more equitable the distribution is, the higher the welfare of households.)
• Many non-economic variables that affect the well-being of citizens such as security, respect, human and social capital, social relations, and social acceptance of norms
Therefore, based on the results, a part of the production of Khuzestan Province, which leads to a relative increase in added value compared to the other provinces, cannot bring prosperity to the province due to national effects. Based on the considerations raised here, the results of the current research can lead to a rise in the GDP of the province only if good links are established among the internal economic sectors of the province and the supply chain of intermediate goods are formed there. By examining the above seven cases, GDP can be made a more accurate measure of well-being.

Keywords: Intermediate Inputs, Data-Output, Added Value, Khuzestan.

JEL Classification: C67, R13.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۳۱۰-۳۳۹

بررسی پتانسیل سهم نهاده‌های واسطه‌ای بر رفاه با روش داده-ستانده: مطالعهٔ موردی استان خوزستان

سید امین منصوری[۱]، سید مرتضی افقه*[۲]، یعقوب اندایش[۳]، حسن فرازمند[۴]، بهروز صادقی[۵]، علی بوداقی[۶]

دریافت: ۰۳-۰۶-۱۴۰۲ **پذیرش: ۱۵-۰۲-۱۴۰۳**

چکیده

یکی از کاستی‌های روش ارزش‌افزوده در تخمین رفاه این است که بدون اینکه تولیدات واسطه را در نظر بگیرد، فقط به اندازه‌گیری تولیدات نهایی می‌پردازد و تعامل بخش‌های اقتصادی را نادیده می‌گیرد. در این تحقیق با محاسبه جدول داده ستانده منطقه‌ای استان خوزستان، به بررسی پتانسیل جریان ورود و خروج کالاهای واسطه‌ای و تاثیر آن بر رفاه پرداخته می‌شود. خوزستان یکی از استان‌هایی است که جریان ورود و صدور نهاده‌های واسطه‌ای زیادی دارد و در عین حال شهروندان آن رفاه پایینی دارند و انتخاب مناسبی برای این بررسی محسوب می‌شود. نتایج تحقیق بیانگر این است که در صورت تبدیل همه نهاده‌های واسطه‌ای صادراتی به تولید نهایی و تولید همه نهاده‌های وارداتی در استان، ارزش‌افزوده کل استان تا ۶۳ درصد افزایش می‌یابد. در سطح بخش‌های اقتصادی ارزش‌افزوده بخش صنعت تا ۱۹۴ درصد، بخش خدمات تا ۱۰۲ درصد و بخش کشاورزی تا ۷۴ درصد افزایش می‌یابد. همچنین در صورتی که اندازه پیوند بین بخش‌های اقتصادی داخلی استان در نظر گرفته شده و زنجیره تکمیل کالاهای واسطه‌ای در داخل استان تکمیل شود، می‌تواند تولید ناخالص داخلی استان را تا ۳۷/۸ درصد افزایش دهد.

واژگان کلیدی: نهاده‌های واسطه‌ای، داده-ستانده، ارزش افزوده، خوزستان.

طبقه‌بندی JEL: C67, R13

۱. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. sa.mansouri@scu.ac.ir

۲. نویسنده مسئول. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران m.afghah@scu.ac.ir

۳. استادیار اقتصاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران ndayesh230@scu.ac.ir

۴. استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران h.farazmand@scu.ac.ir

۵. استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران b.sadeghi@scu.ac.ir

۶. استادیار جامعه‌شناسی، گروه جامعه شناسی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران a.boudaghi@scu.ac.ir

۱- مقدمه

یکی از کاستی‌های روش ارزش‌افزوده در تخمین رفاه این است که بدون اینکه تولیدات واسطه در استان باشد یا در خارج استان، فقط به اندازه‌گیری تولیدات نهایی می‌پردازد و تعامل بخش‌های اقتصادی در استان را نادیده می‌گیرد. پس نمی‌تواند عقبه رفاه ایجاد شده را به خوبی در استان بررسی کند؛ بنابراین نیاز به تدوین یک جدول داده ستانده[1] است تا واردات کالاهای واسطه مشخص و تحلیل شود که آیا تولیدات نهایی ایجاد شده درون‌زا است یا وابستگی به خارج دارد و آیا کالاهای واسطه‌ای تولید شده در استان استفاده می‌شود و یا بدون ایجاد ارزش‌افزوده بیشتر به خارج استان صادر می‌شود. مساله دیگر در این مورد وجود شرکت‌های ملی در استان است که اساسا ارزش‌افزوده ایجادی آن‌ها به مردم استان تعلق ندارد و صاحبان آن‌ها مردم استان نیستند. این مورد سهم بالایی از ارزش‌افزوده استان را به خود اختصاص می‌دهد که رفاه را برای مردم استان ایجاد نمی‌کند.

مساله دیگر اندازه مشارکت دادن نیروهای کار بومی در شرکت‌های ملی و صنایع بزرگ است. اگر قسمتی از ارزش‌افزوده ایجاد شده به نیروی کار بومی تعلق نگیرد نمی‌تواند موجب رفاه مردم استان شود. همچنین اگر سرمایه مورد نیاز هم از بومی‌های استان تامین نشود قسمتی از ارزش‌افزوده در استان به گردش در نمی‌آید و رفاه برای مردم استان ایجاد نمی‌کند.

در نهایت فقط تولیدات یک سال خاص نیست که بر رفاه شهروندان اثر می‌گذارد. آن‌چه انباشت می‌شود و تبدیل به سرمایه‌های فیزیکی ثابت می‌شود و طی سالیان متمادی مورد استفاده مردم قرار می‌گیرد و یا تبدیل به امکانات عمومی در دسترس می‌شود بر رفاه آنان اثر می‌گذارد مثل: راه، پل، تونل، زیرساخت‌های شهری و روستایی، ساختمان‌ها، پارک و... . برای اندازه‌گیری رفاه اقتصادی باید این موارد نیز مد نظر قرار گیرد. لازم به ذکر است که شاید اندازه‌گیری آن‌ها با ارزش‌های پولی سرمایه‌گذاری شده نتواند به خوبی اندازه فیزیکی آن‌ها و اثر بر رفاه را نمایش دهد خصوصا اگر در فرآیند واگذاری پروژه‌ها فساد وجود داشته باشد و قیمت تمام شده یک واحد فیزیکی پروژه چند برابر استان‌های مشابه تمام شود. بنابراین بهتر است بر اساس اندازه‌گیری واحدهای فیزیکی سرانه جمعیت باشد تا بیان‌کننده اندازه رفاه باشد.

---

[1]. Input-Output Tables

استان خوزستان در اندازه تولید ناخالص داخلی در رتبه دوم کشوری جای دارد اما عمده تولید آن مربوط به بخش‌هایی مثل نفت، فولاد، پتروشیمی است که در استان به محصول نهایی تبدیل نمی‌شود و یا کشاورزی که عمده آن به خارج استان صادر می‌شود. از این رو اندازه تولید در این استان نتوانسته است برای همهٔ شهروندان استان، رفاه به ارمغان بیاورد. بنابراین باید با دقت بیشتری بررسی شود که چرا با وجود اینکه استان از رتبه دوم ایجاد ارزش‌افزوده برخوردار است اما سطح رفاه این استان بسیار پایین‌تر از حتی متوسط کشور است (شهیکی تاش و همکاران[1]، ۱۳۹۲؛ دلیری[2]، ۱۳۹۹). در این مورد باید تحلیل و کنکاش بیشتری در اجزای ارزش‌افزوده ایجاد شده در استان، بخش‌های تولیدی قوی و بزرگ در استان، جریان واردات و صادرات کالاهای واسطه‌ای که در جریان تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد و اثرات مخرب زیست‌محیطی تولید برخی بخش‌های اقتصادی، صورت گیرد تا اینکه به کیفیت و خصوصیت ارزش‌افزوده ایجاد شده، پی برد و تحلیل کرد چگونه این سطح از تولید می‌تواند رفاه بیشتری را برای استان ایجاد کند.

در این تحقیق سعی شده با استفاده از محاسبه جدول داده ستانده منطقه‌ای استان، به بررسی جریان ورود و خروج کالاهای واسطه‌ای پرداخت و تحلیل کرد آیا کالاها و خدمات مورد نیاز برای ایجاد ارزش‌افزوده استان، در داخل استان تامین می‌شود یا اینکه درصد بالایی از آن با واردات از سایر استان‌ها و دنیای خارج تامین می‌شود. به همین صورت آیا کالاهای واسطه‌ای تولید شده در استان، توسط بخش‌های تولیدی داخلی به کالای نهایی تبدیل می‌شوند و یا درصد بالایی از آن با صادرات به خارج از استان و کشور به کالای نهایی تبدیل می‌شوند؟ این جریان ورود و خروج کالاهای واسطه‌ای می‌تواند کیفیت زنجیره ارزش در استان خوزستان را تعیین کند. طبیعتا اگر زنجیره ارزش در داخل استان تکمیل و کالا و خدمات واسطه‌ای به کالا و خدمات نهایی تبدیل و عرضه شوند، در آن صورت میزان ارزش افزوده‌ی ایجاد شده در استان منجر به تولید رفاه خواهد شد؛ در غیر این صورت این ارزش‌افزوده منجر به صدور رفاه به سایر استان‌ها می‌شود.

بنابراین برای یک تحلیل کامل و دقیق نیازمند مطالعه موارد فوق است. این تحقیق فقط سعی می‌کند در زمینه ورود و خروج کالاهای واسطه‌ای با استفاده از جدول داده ستانده این مسئله را

[1]. Shahiki Tash et al. (2013)
[2]. Daliri (2020)

تحلیل کند که آیا استان می‌تواند با تکمیل زنجیره ارزش رفاه را افزایش دهد و پتانسیل موجود آن چه اندازه است. در ادامه ابتدا به اینکه آیا تولید ناخالص داخلی می‌تواند مبنای سنجش رفاه باشد پرداخته می‌شود. سپس به روش‌شناسی داده ستانده و محاسبه جدول داده ستانده منطقه‌ای استان خوزستان پرداخته می‌شود. در نهایت با استفاده از داده ستانده محاسبه شده به تحلیل تعامل بخش‌های اقتصادی استان با همدیگر و با بخش‌های خارج استان پرداخته می‌شود و سعی می‌شود به این پرسش‌ها پاسخ داده شود که چه میزان از تولیدات واسطه استان در خارج از استان تامین می‌شود؟ اگر این تولیدات در استان تامین می‌شد و زنجیره ارزش آن در استان موجود بود چقدر به ارزش‌افزوده تولیدی استان اضافه می‌نمود که طبق آن قاعدتا رفاه مردم استان را افزایش می‌دهد. همچنین چه مقدار از تولیدات واسطه استان برای بخش‌های تولیدی خارج استان و کشور صادر می‌شود و از تبدیل آن‌ها به ارزش‌افزوده و کالای نهایی پرهیز می‌شود؟ اگر زنجیره ارزش این کالاهای واسطه در استان تکمیل شود می‌تواند ارزش‌افزوده بیشتری ایجاد کند و منافع آن به رفاه مردم استان افزوده شود. نهایتا خالص ورود کالاهای واسطه و خروج کالاهای واسطه استان، چه میزان ارزش‌افزوده و رفاه برای استان به ارمغان می‌آورد؟ اگر مجموع این دو در استان تولید می‌شد هم بر ارزش‌افزوده و هم رفاه استان اثرگذار بود و همچنین اثرات سریز فراوان تکنولوژی، ایجاد بازار، کاهش قیمت‌ها و ... هم به همراه دارد که می‌تواند منافع آن به رفاه مردم استان کمک کند.

برای این منظور در این تحقیق سازماندهی مقاله در چند بخش انجام شده است. در بخش دوم ادبیات موضوع اشاره می‌شود. در بخش سوم به روش‌شناسی استفاده شده در تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش چهارم به معرفی داده‌های تحقیق پرداخته می‌شود. در نهایت نتایج تحقیق و یافته‌ها بیان خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- آیا تولید ناخالص داخلی معیاری برای سنجش رفاه است؟ کیفیت و اجزای آن چگونه می‌تواند در رفاه مردم اثر گذار باشند؟

مانند بسیاری از نوآوری‌ها که پیرامون ما به چشم می‌خورند، مفهوم امروزی تولید ناخالص

داخلی محصول جنگ است (کاپور و دبروی[1]، ۲۰۱۹). در حالی که ابداع تولید ناخالص داخلی اغلب به سیمون کوزنتس[2] نسبت داده می‌شود (به دلیل اینکه او تلاش کرد تا درآمد ملی ایالات متحده در سال ۱۹۳۲ را برای درک اندازه کامل رکود بزرگ، تخمین بزند)، تعریف امروزی تولید ناخالص داخلی توسط جان مینارد کینز[3] در طی جنگ جهانی دوم ارائه شد. در سال ۱۹۴۰، یک سال پس از آغاز جنگ جهانی دوم توسط آلمان، کینز، که در خزانه‌داری بریتانیا کار می‌کرد، مقاله‌ای را درباره عدم کفایت آمارهای اقتصادی برای محاسبه آن‌چه اقتصاد بریتانیا می‌توانست با منابع موجود تولید کند، منتشر کرد. او اظهار کرد که چنین کمبود داده‌ای، برآورد ظرفیت بریتانیا برای بسیج نیروها و جنگ را مشکل می‌کند. به گفته کینز، برآورد درآمد ملی باید جمع مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری و هزینه‌های دولت باشد. او دیدگاه کوزنتس را رد کرد که در آن درآمد دولت به عنوان یکی از اجزای اصلی به جای هزینه‌های دولت محاسبه می‌شد. کینز پی برد که اگر تامین نیازهای دولت در زمان جنگ به‌عنوان تقاضا برای محاسبه درآمد ملی در نظر گرفته نشود، تولید ناخالص داخلی با وجود رشد اقتصادی کاهش شدید پیدا می‌کند. روش او برای محاسبه تولید ناخالص داخلی، شامل هزینه‌های دولت نسبت به درآمد یک کشور، که صرف نیازهای زمان جنگ می‌شد، خیلی زود و پس از پایان جنگ مورد پذیرش تمام کشورها قرار گرفت (کاپور و دبروی، ۲۰۱۹: ۲۰-۱۵).

تولید ناخالص داخلی هم کل درآمد اقتصاد و هم کل مخارج اقتصاد برای کالاها و خدمات را اندازه‌گیری می‌کند. بنابراین، تولید ناخالص داخلی سرانه به منزله درآمد و هزینه یک فرد متوسط در اقتصاد است. از آن‌جایی که بیشتر مردم ترجیح می‌دهند درآمد بیشتری دریافت کنند و از مخارج بالاتری برخوردار شوند، تولید ناخالص داخلی به ازای هر نفر معیار طبیعی رفاه اقتصادی متوسط افراد است. با این حال، برخی از مخارجی که به یک زندگی خوب کمک می‌کند در تولید ناخالص داخلی محاسبه نمی‌شود؛ مانند اوقات فراغت. زیان ناشی از کاهش اوقات فراغت، سود حاصل از تولید و مصرف مقدار بیشتری از کالاها و خدمات را جبران می‌کند. از طرفی، از آن‌جایی که تولید ناخالص داخلی از قیمت‌های بازار برای ارزش‌گذاری کالاها و خدمات استفاده می‌کند، تقریباً تمام

[1]. Kapoor & Debroy (2019)
[2]. Kuznets (1932)
[3]. Keynes (1940)

فعالیت‌هایی را که خارج از بازار انجام می‌شود، حذف می‌کند. به ویژه، تولید ناخالص داخلی ارزش کالاها و خدمات تولید شده در خانه را حذف می‌کند. کار داوطلبانه همچنین به رفاه افراد جامعه کمک می‌کند، اما تولید ناخالص داخلی این مشارکت‌ها را منعکس نمی‌کند (منکیو[1]، ۲۰۲۰: ۱۵-۳). یکی دیگر از مواردی که تولید ناخالص داخلی از آن خارج می‌شود، کیفیت محیط زیست است. به‌عنوان مثال، تولید ناخالص داخلی، تعداد قطعی خودروهایی که تولید می‌کنیم را ثبت می‌کند اما میزان دی‌اکسید کربن خروجی خودروها را محاسبه نمی‌کند. تولید ناخالص داخلی، ارزش نوشیدنی‌های قندی که می‌فروشیم را محاسبه می‌کند اما نمی‌تواند مشکلات سلامتی ناشی از این نوشیدنی‌ها را در حساب بیاورد. تولید ناخالص داخلی شامل ارزش ساختمان شهرهای جدید است اما برای جنگل‌های حیاتی که شهرها جایگزین آن‌ها شده‌اند، ارزشی در نظر نمی‌گیرد (کاپور و دبروی، ۲۰۱۹). همچنین، تولید ناخالص داخلی نیز در مورد توزیع درآمد چیزی نمی‌گوید. به عبارتی بین جامعه‌ای که در آن ۱۰۰ نفر همگی به طور متوسط ۵۰ میلیون تومان درآمد دارند با جامعه‌ای که فقط ده نفر ۵۰۰ میلیون تومان درآمد دارند تفاوتی ایجاد نمی‌کند (منکیو، ۲۰۲۰).

بنابراین، برخی از افراد اعتبار تولید ناخالص داخلی را به‌عنوان معیاری برای رفاه زیر سئوال می‌برند. رابرت کندی در سال ۱۹۶۸، انتقاد شدیدی از چنین اقدامات اقتصادی کرد: "[تولید ناخالص داخلی] به سلامت فرزندانمان، کیفیت آموزش و لذت بازی آن‌ها رسیدگی نمی‌کند. این شامل زیبایی شعر ما یا استحکام ازدواج، هوشمندی در بحث یا صداقت مقامات عمومی نمی‌شود. نه شجاعت، نه خرد و نه فداکاری در کشور را محاسبه نمی‌کند. به طور خلاصه همه چیز را اندازه می‌گیرد، به جز آن چیزی که زندگی را ارزشمند می‌کند و می‌تواند همه چیز را در مورد آمریکا به ما بگوید، جز اینکه چرا ما به آمریکایی بودن خود افتخار می‌کنیم" (منکیو، ۲۰۲۰).

بنابراین، به طور خلاصه تولید ناخالص داخلی نمی‌تواند سلامت کودکان، کیفیت آموزش، هوش، صداقت، شجاعت، خرد، یا وفاداری به کشور را اندازه‌گیری کند، اما توانایی ما را برای به دست آوردن بسیاری از ورودی‌های یک زندگی ارزشمند اندازه‌گیری می‌کند. با وجود این، سیاست‌گذاران و اقتصاددانان، تولید ناخالص داخلی و یا در بعضی موارد سرانه تولید ناخالص داخلی را به‌عنوان یک واحد کلی برای نشان دادن پیشرفت یک کشور، با ترکیب رونق اقتصادی و رفاه

[1]. Mankiw (2020)

اجتماعی آن کشور، در نظر می‌گیرند. در نتیجه، سیاست‌هایی که منجر به رشد اقتصادی می‌شوند، در مورد جامعه نیز تعمیم داده می‌شوند. این مورد در سطح جغرافیای داخلی یک کشور (استان‌ها) باید با دقت بیشتری مد نظر قرار گیرد.

پس ماجرا به این سادگی نیست، تمرکز تمام و کمال روی تولید ناخالص داخلی و سود اقتصادی برای اندازه‌گیری توسعه، باعث نادیده گرفته شدن اثرات منفی رشد اقتصادی مانند تغییرات آب و هوائی و نابرابری درآمدی بر جامعه می‌شود. بنابراین، می‌بایست محدودیت‌های تولید ناخالص داخلی را شناخته و معیارهای توسعه را گسترش دهیم تا کیفیت زندگی یک جامعه را در بر بگیرد. در سطح یک استان، اجزای ارزش‌افزوده ایجادی، صاحبان این ارزش افزوده، تعامل بخش‌های اقتصادی داخل استان با هم و پرداختی به نیروی کار بومی و غیر بومی می‌تواند در رفاه و کیفیت زندگی شهروندان یک استان اثرگذار باشد که نیازمند توجه جدی به آن‌هاست. هنگامی که معیارهای توسعه فراتر از یک ثبات اولیه و به سمت تولید بیشتر برود، اقدامات سیاست‌گذاری با ابعاد مختلف زندگی که برای شهروندان واقعا ارزش دارد، هماهنگ خواهد شد و جامعه خدمات بهتری دریافت خواهد کرد.

بنابراین، اقتصادهای امروزی نیازمند معیار بهتری برای سنجش رفاه هستند تا این عوامل بیرونی را در نظر بگیرد که بتوانند نمایی واقعی‌تر از توسعه را به دست آورند. گسترش دامنه ارزیابی به عوامل بیرونی، به ایجاد تمرکز سیاست‌گذاری در پرداختن به این عوامل کمک می‌کند.

برای تکمیل تعریف تولید ناخالص داخلی به معیارهای دیگری نیاز است تا به دیدگاه جامع‌تری از توسعه رسید و اطمینان پیدا کرد که سیاست‌گذاری آگاهانه به جای رفاه، رشد اقتصادی را در اولویت قرار نمی‌دهد. شماری از کشورها شاخص‌های دیگری غیر از تولید ناخالص داخلی را تدوین کرده و با آن کیفیت زندگی مردم را سنجش می‌کنند. به‌عنوان مثال هند، در حال ایجاد شاخص سهولت زندگی است که کیفیت زندگی، توانایی اقتصادی و ثبات را اندازه‌گیری و محاسبه می‌کند. یا بوتان که شادی ناخالص داخلی[1] را محاسبه می‌کند، این مورد عواملی مانند توسعه اقتصادی اجتماعی عادلانه و حکمرانی خوب را در بر می‌گیرد و شاخص توسعه انسانی (HDI) برنامه توسعه سازمان ملل متحد که سلامت و دانش را از رشد اقتصادی جدا می‌کند (کاپور و دبروی،

[1]. Gross Domestic Happiness

(۲۰۱۹).

با توجه به آن‌چه گفته شد تولید ناخالص داخلی شاخص مناسبی برای اندازه‌گیری رفاه نیست. استان خوزستان نمونه‌ی خوبی برای ارزیابی این وضعیت است چون با وجود رتبه دوم تولید ناخالص داخلی، از رفاه پایینی برخوردار است. بر این اساس در این تحقیق سعی شده تا ارتباط و تعامل بخش‌های اقتصادی استان با همدیگر بررسی شود و نشان داده شود که چه پتانسیلی از تولید از استان خوزستان از دست می‌رود و به صورت رفاه به مردم این استان بر نمی‌گردد. این مورد می‌تواند به نحوی درون‌زایی اقتصاد استان را هم خصوصا در بخش صنعت و معدن و خدمات نشان دهد. از این رو در قسمت بعدی به روش‌شناسی داده ستانده پرداخته می‌شود.

۳- روش‌های برآورد جدول داده ـ ستانده منطقه‌ای

از مزایای مهم تحلیل داده ـ ستانده ایجاد رابطه‌ای بین برداشت نظری و عملی یعنی میان نظریه اقتصادی و داده‌های آماری است. مطالعات اولیه داده– ستانده منطقه‌ای[1] به ایزارد[2] (۱۹۵۳)، کیونه[3] (۱۹۵۳) و میلر[4] (۲۰۰۹) منتسب می‌شود. آن‌ها به عنوان بنیان‌گذاران استفاده از تحلیل داده– ستانده در برنامه‌ریزی منطقه‌ای به شمار می‌آیند، به طوری که نخستین جداول داده – ستانده منطقه‌ای توسط آنها تدوین شده است. برای تهیه و تنظیم یک جدول داده ـ ستانده منطقه‌ای می‌توان از سه روش آماری[5]، غیر آماری[6] و نیمه آماری[7] استفاده نمود:

در روش آماری کلیه آمار و اطلاعات مورد نیاز برای تدوین جدول به کمک نمونه‌گیری یا سرشماری در سطح منطقه جمع‌آوری شده و جدول بر اساس آمار و اطلاعات بدست آمده تنظیم می شود. این روش به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات منطقه‌ای و صرف هزینه و وقت و نیروی متخصص، عملاً کمتر مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش آماری پر استفاده‌ترین روش برای تهیه جدول داده – ستانده منطقه‌ای (استان) است که تاکنون با شیوه‌های مختلفی برآورد شده است. این روش با پایه قرار دادن جدول داده – ستانده ملی و با استفاده از یک ماتریس تعدیل ساخته

---

1. Regional Input Output Table
2. Izzard (1953)
3. Kivone (1953)
4. Miller (2009)
5. Survey Based Method
6. Non Survey Based Method
7. Partial Survey Method

می‌شود. این روش علی‌رغم غیر آماری بودن بسیار کم هزینه است و با در اختیار قرار گرفتن آمار کلی منطقه (مانند آمار ارزش افزوده، اشتغال یا ستانده) ساخته می‌شود (سازمان برنامه بودجه یزد، ۱۳۸۴).

منظور از روش‌های غیر آماری، استفاده از حداقل داده‌های منطقه با پایه قرار دادن جدول داده- ستانده ملی است. بدین صورت که یک ماتریس تعدیل با استفاده از داده‌های منطقه نظیر اشتغال و ستانده ساخته شده و با ضرب آن در ماتریس ضرایب فنی کشور، ماتریس ضرایب فنی منطقه ساخته می‌شود. جدول داده-ستانده غیر آماری به روش‌های گوناگونی تهیه می‌شود که می‌توان آن را به چهار گروه تقسیم کرد. روش سهم مکانی[۱]، تعادل کالایی[۲]، راس[۳] و اقتصادسنجی[۴].

بررسی روش‌های مورد استفاده در تحقیق‌های داخلی نشان می‌دهد که بیش‌تر، روش‌های سهم مکانی مورد توجه بوده است. دلیل این امر را می‌توان در وجود داده‌های موجود در حساب‌های منطقه‌ای ایران با توجه به روش‌های سهم مکانی جستجو کرد. آخرین روش سهم مکانی، AFLQ[۵] است که در آن نقش بخش تخصصی لحاظ می‌شود. به کارگیری این روش، مزایایی چون در نظر گرفتن اندازه منطقه، لحاظ کردن سهم بخش عرضه‌کننده و تقاضاکننده به طور هم زمان، و امکان برآورد جدول داده-ستانده دو منطقه‌ای را دارد. برای اینکه بتوان تعامل بخش‌های داخلی استان با همدیگر را بررسی کرد، این روش می‌تواند مفید باشد چرا که واردات واسطه‌ای از خارج از استان و کشور را از داده‌های واسطه‌ای داخل استان جدا در نظر می‌گیرد و می‌توان با استفاده از آن تحلیل کرد چه مقدار از واردات واسطه در خارج از استان و کشور تامین می‌شود. در این تحقیق از روش سهم مکانی استفاده شده است که در ادامه به بیان آن پرداخته می‌شود.

۳-۱- روش سهم مکانی

روش سهم مکانی به طور گسترده در اقتصاد منطقه‌ای از سال ۱۹۴۰ به کار گرفته شده است که در طول چند دهه به مرور کامل‌تر شده است. روش‌های سهم مکانی نوین که جزء تکنیک‌های

---

[1]. Location Quotient
[2]. Commodity Balance
[3]. Ras
[4]. Econometrics
[5]. Adjusted Flegg Location Quotient

جداول داده – ستانده منطقه‌ای هستند، بر اساس معیار فضایی است و ابتدا توسط روند[۱] (۱۹۷۸) و سپس توسط فلگ و وبر[۲] (۱۹۹۷) و فلگ و همکاران[۳] (۱۹۹۵)، بسط و گسترش یافت. از منظر ابعاد فضایی و تحلیل منطقه‌ای اقتصاد، بخش تخصصی یا بومی منطقه ابتدا توسط مک کان و دوهرست[۴] (۱۹۹۸) وارد ادبیات منطقه شده است، سپس فلگ و وبر[۵] (۲۰۰۰) و توهمو[۶] (۲۰۰۴) آن را به عنوان یک عامل فضا در کنار دیگر عوامل فضا برای مناطق انگلستان و فنلاند در نظر گرفته‌اند (رضایی[۷]، ۲۰۰۷).

یکی از پرکاربردترین روش‌های غیر آماری در تدوین جدول داده – ستانده استانی روش سهم مکانی است. ابتدا روش سهم مکانی عرضه یا تقاضا مطرح شدند. سهم مکانی ساده عرضه یا تقاضا فعالیت i در یک منطقه خاص (SLQ)[۸] به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$SLQ = \frac{(X_{ir}/X_r)}{(X_{in}/X_n)} = \frac{X_{ir}}{X_{in}} \times \frac{X_n}{X_r} \qquad (۱)$$

که X_{ir}، ارزش‌افزوده (تولید) فعالیت iام در منطقه r، X_r، کل ارزش‌افزوده (کل تولید) منطقه r، X_{in}، ارزش‌افزوده (تولید) فعالیت iام در کل کشور و X_n، کل ارزش‌افزوده (کل تولید) کشور است. سهم مکانی ساده نتایج مبهمی در برداشته و دارای نقایص گوناگونی بود، اما این روش مبنای شکل‌گیری روش سهم مکانی متقاطع عرضه و تقاضا شد (فلگ و همکاران، ۱۹۹۵).

۳-۲- سهم مکانی متقاطع عرضه و تقاضا

این روش که از تقسیم دو SLQ به دست می‌آید در زیر ارائه شده است:

$$CILQ = \frac{LQ_i}{LQ_j} = \frac{(X_{ir}/X_{in})}{(X_{jr}/X_{jn})} \times \frac{X_n/X_r}{X_n/X_r} = \frac{(X_{ir}/X_{in})}{(X_{jr}/X_{jn})} \qquad (۲)$$

سهم مکانی متقاطع معادله 0 یک ماتریس بوده که درآن i و jسطر و ستون ماتریس CILQ[۹] را تشکیل می‌دهند. با ضرب این ماتریس در ماتریس ضرایب فنی ملی ضرایب فنی منطقه ساخته می‌شود (فلگ و همکاران، ۱۹۹۵ و ۱۹۹۷).

---

1. Round (1978)
2. Flegg & Webber (1997)
3. Flegg et al. (1995)
4. McCann & Dewhurst (1998)
5. Flegg & Webber (2000)
6. Tohmo (2004)
7. Rezaei (2007)
8. Simple Location Quotient
9. Cross Industry Location Quotient

$$\begin{cases} R_{ij} = A_{ij} & \text{if } CILQ_{ij} \geq 1 \\ R_{ij} = CILQ_{ij} \times A_{ij} & \text{if } CILQ_{ij} < 1 \end{cases} \quad (۳)$$

تمام اعداد روی قطر به خاطر برابر شدن صورت و مخرج کسر CILQ یک شده، در نتیجه تعدیلی از ملی به منطقه صورت نمی‌گیرد. فلگ و همکاران پیشنهاد می‌دهند اعداد سهم مکانی، روی قطر ماتریس CILQ قرار گرفته و ماتریس ACILQ ساخته شود (فلگ و همکاران، ۱۹۹۵).

۳-۳- ضرایب فنی منطقه

ضرایب فنی منطقه از ضرایب فنی ملی به صورت زیر ساخته می‌شود:

$$R_{ij} = LQ_i \times A_{ij} \quad (۴)$$

که A_{ij} نشان دهنده ضرایب فنی ملی و R_{ij} بیانگر ضرایب فنی منطقه است. اگر $LQ>1$ بخش i در منطقه دارای مزیت بوده و فرض می‌شود که $LQ=1$ بوده و ضرایب فنی ملی در بخش i جایگزین ضرایب فنی منطقه در بخش i می‌شود. در این حالت فرض می‌شود که بخش i توانسته تمام نیازهای منطقه را پاسخ گفته و اضافه عرضه‌اش را به سایر مناطق صادر کند. در این حالت میزان صادرات مشخص نیست، ولی در صورتی که $LQ<1$ باشد، بخش i نیاز به واردات داشته و ضریب واردات بخش (Mij) برابر است با (فلگ و همکاران، ۱۹۹۵، ۱۹۹۷، ۲۰۰۰):

$$M_{ij} = (1 - LQ_i) \times A_{ij} = A_{ij} - R_{ij} \quad (۵)$$

۳-٤- سهم مکانی شبه لگاریتمی FLQ و AFLQ

در روش سهم مکانی متقاطع اندازه منطقه از بین می‌رود. روند (۱۹۷۸) یک رابطه‌ای که شامل سه جزء نسبت بخش خرید، نسبت بخش فروشنده و اندازه منطقه باشد، ارائه داد. رابطه‌ای که روند ارائه داد به این صورت است (روند، ۱۹۷۸).

$$RLQ_{ij} = \frac{LQ_i}{\log_2 1+LQ_j} \quad (۶)$$

وقتی $LQ_j=1$ باشد $\log_2 1 + LQ_j = 1$ آن‌گاه $RLQ_{ij}=LQ_i$.

رابطه‌ی روند اگرچه هر سه مزیت را داشت، ولی نتایج جالبی با تجربیات و واقعیات به دست نیاورد. فلگ و همکاران طی ارائه چند مقاله روش جایگزین بهتری پیشنهاد دادند که با واقعیت‌های آماری سازگاری بهتری دارد. روش آن‌ها به روش فلگ FLQ مشهور شد (فلگ و همکاران،

۱۹۹۵، ۱۹۹۷).

$$FLQ_{ij} = \lambda \times CILQ_{ij} \quad (۷)$$

که در این رابطه، $\lambda = \log_2(1 + \frac{Xr}{Xn})^{\delta}$ و δ عددی بین صفر و یک است.

مک کان و دوهرست (۱۹۹۸)، عبارت $R_{ij}<A_{ij}$ را زیر سوال بردند و دلیل آن‌ها این است که اگر ضرایب فنی ملی متوسط ضرایب فنی مناطق باشد، آن‌گاه در برخی از بخش‌ها و در بعضی مناطق ضرایب منطقه باید بزرگ‌تر از متوسط باشد، همان‌طوری که بعضی ضرایب مناطق کوچک‌تر از متوسط جامعه است (مک کان و دوهرست، ۱۹۹۸).

فلگ و وبر (۲۰۰۰)، سهم مکانی فلگ را با توجه به بخش‌های تخصصی منطقه (AFLQ) به دست آوردند. آن‌ها یک ویژگی خاصی را برای بخش‌های تخصصی یا بخش‌هایی که سهم مکانی آن‌ها بالای دو است، قائل شدند. این کارشان جواب به سوال مک کان و دوهرست بود که چرا ضرایب منطقه بزرگ‌تر از ضرایب ملی نیستند؟ روش آن‌ها که به AFLQ شهرت یافت و آخرین مرحله تکامل روش‌های سهم مکانی است، از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\begin{cases} AFLQ_{ij} = log_2(1 + LQ_{jr}) \times FLQ_{ij} & if \quad LQ_j > 2 \\ AFLQ_{ij} = FLQ_{ij} & if \quad LQ_j \leq 2 \end{cases} \quad (۸)$$

۳-۵- ضریب فزاینده تولید در جدول داده ستانده

۳-۵-۱- ماتریس ضرایب فنی

جدول ضرائب فنی یکی از ماتریس‌هایی است که هنگام تهیه جدول خالص به روش ریاضی در یکی از مراحل محاسبات، قبل از جدول خالص حاصل می‌شود، به طوری که از حاصل ضرب ماتریس ضرائب فنی در بردار ستانده‌ها جدول خالص منتج می‌شود. بدین ترتیب ممکن است قبل از تهیه جدول خالص به محاسبه جدول ضرائب فنی اقدام شود. لیکن این جدول مستقیما از حاصل تقسیم ارقام مندرج در ستون‌های جدول خالص به ستانده همان بخش نیز قابل محاسبه است.

ماتریس مبادلات بین بخشی به صورت زیر است:

$$T = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & \cdots & x_{nn} \end{bmatrix} \quad (۹)$$

ماتریس T جریان مبادله محصولات واسطه‌ای بین فعالیت‌های تولیدی را بیان می‌کند. هر

عنصر این ماتریس نشان‌دهنده خرید کالاهای واسطه‌ای توسط یک بخش از بخش دیگر است. به عبارت دیگر، X_{ij} برابر با خرید بخش j از بخش i برای تولید X_j است. برای بیان دقیق‌تری از مبادلات بین بخشی از ماتریس ضرایب فنی (A) استفاده می‌شود. برای بیان رابطه میان بخش i و j از نسبت $\frac{x_{ij}}{x_j}$ استفاده کرده و با a_{ij} نشان داده می‌شود:

$$a_{ij} = \frac{X_{ij}}{X_j} \qquad (۱۰)$$

a_{ij} نشان‌دهنده‌ی میزان نیاز تولید بخش j، برای تولید یک واحد کالا از بخش i است. هم‌چنین نشان‌دهنده این است که بخش j چه نسبتی از نیازهای خود را از بخش i تامین می‌کند. در این صورت برای بیان ماتریس ضرایب فنی به دست می‌آید:

$$A = TX^{-1} \qquad (۱۱)$$

X^{-1} ماتریس قطری است که عناصر آن نشان‌دهنده تولید کل بخش‌ها است. با جای‌گذاری مقادیر به دست می‌آید:

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & \cdots & x_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{x_1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \frac{1}{x_n} \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} \frac{x_{11}}{x_1} & \cdots & \frac{x_{1n}}{x_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{x_{n1}}{x_1} & \cdots & \frac{x_{nn}}{x_n} \end{bmatrix} \qquad (۱۲)$$

ماتریس A ماتریس ضرایب فنی یا ماتریس نیازهای مستقیم نامیده می‌شود. این ماتریس از یک طرف، بیان‌گر نیازهای هر بخش برای تولید یک ریال محصول و از طرف دیگر بیان‌گر تکنولوژی تولید است. تولید کل اقتصاد به شکل جریان کالا به داخل و خارج بخش توسط ماتریس ضرایب فنی تعریف می‌شود و محتوای داخلی مبادلات بین بخش‌های گوناگون را نشان می‌دهد.

به وسیله ماتریس ضرایب فنی، ماتریس معکوس لئونتیف محاسبه می‌شود:

$$(I - A)^{-1} = [S_{ij}] = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} m_{11} & \cdots & m_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ m_{n1} & \cdots & m_{nn} \end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

این ماتریس، ضرایب فزاینده تولید داخلی را نشان می‌دهد و به ماتریس نیازهای کل (مستقیم و غیر مستقیم) معروف است. به این دلیل m_{ij} را نیازهای کل (مستقیم و غیر مستقیم) بخش iام می‌دانند که اگر تقاضا برای محصولات بخش ۱ افزایش یابد تولید بخش ۱ نیز افزایش پیدا می‌کند، زیرا این بخش برای تامین تقاضای نهایی باید تولید خود را افزایش دهد اما برای افزایش تولید باید نهاده‌های بیش‌تری که یکی از آن‌ها محصولات بخش i است را خریداری کند.

مجموعه پیامدهایی که به طور مستقیم بر اثر تولید کالا یا خدمات در یک بخش ایجاد می‌شود، اثرات مستقیم هستند. هم‌چنین در اثر تولید یک بخش توسط شکل‌گیری تقاضاهای ثانویه برای تولیدات بخش‌های دیگر در اقتصاد، اثرات غیر مستقیم پدید می‌آید، بنابراین با افزایش تقاضای نهایی در یک بخش، اشتغال مستقیم و غیر مستقیم در کلیه‌ی بخش‌های اقتصاد نیز افزایش می‌یابد.

ماتریس معکوس لئونتیف، اثرات مستقیم و غیر مستقیم را بر داده‌ها و تولید بخش‌های اقتصاد در صورت تغییر تقاضای نهایی نشان می‌دهد. ضرایب این ماتریس در مقایسه با ضرایب ماتریس A، ارتباط بین بخش‌های مختلف اقتصاد را بهتر و جامع‌تر تحلیل می‌کند (بیدآباد، ۱۳۸۳).

۳-۵-۲- ضریب فزاینده تولید

برای رابطه اساسی داده- ستانده داریم:

$$X = (I - A)^{-1}Y \quad (۱۴)$$

اگر عناصر ماتریس معکوس لئونتیف با m_{ij} نشان داده شود، برای معادله تعیین تولید برای بخش iام داریم:

$$X_i = m_{i1}\,y_1 + m_{i2}y_2 + \cdots + m_{in}y_n = \sum_{j=1}^{n} m_{ij}y_j \quad (۱۵)$$

اگر برای هریک از بخش‌های تولیدی، تقاضای نهایی یک ریال افزایش یابد میزان افزایش در تولید بخش iام برابر است با:

$$\Delta x_i = \sum_{j=1}^{n} m_{ij} \quad (۱۶)$$

که این مقدار برابر با جمع سطری ماتریس لئونتیف است. اگر رابطه (۱۶) به شکل ماتریسی نوشته

شود:

$$\Delta X = (I - A)^{-1} \quad (۱۷)$$

ΔX بردار تغییرات تولید بخش‌ها است. اگر تقاضای نهایی برای محصولات بخش j یک ریال افزایش پیدا کند ولی تقاضای نهایی برای بخش‌های دیگر ثابت باشد، برای افزایش تولید بخش i داریم:

$$\Delta x_i = m_{ij} \quad (۱۸)$$

برای تولید کلیه بخش‌ها، افزایش برابر است با:

$$\sum_{i=1}^{n} \Delta x_i = \sum_{i=1}^{n} m_{ij} \quad (۱۹)$$

مطالعات داخلی و خارجی پر شماری در بررسی‌های خود از جدول داده ستانده استفاده کرده‌اند. از جمله‌ی این مطالعات می‌توان به ابراهیمی و همکاران[۱] (۱۴۰۳)، نصرالهی و اپرا جونقانی[۲] (۱۴۰۳)، منصوری و همکاران[۳] (۱۴۰۰، ۱۴۰۱، ۱۴۰۳)، حسین‌زاده و قرنجیک[۴] (۱۴۰۰)، افقه و منصوری[۵] (۱۳۹۹)، منصوری و آهنگری[۶] (۱۳۹۹)، براتی و رفیعی دارانی[۷] (۱۳۹۹)، یاری و اکبری مقدم[۸] (۱۳۹۹)، جواهری و همکاران[۹] (۱۳۹۹)، بانویی و شرکت[۱۰] (۱۳۹۸)، شاداب‌فر و بزازان[۱۱] (۱۳۹۷)، تهامی‌پور و همکاران[۱۲] (۱۳۹۴)، همایونی‌فر و همکاران[۱۳] (۱۳۹۳) اشاره کرد. از مطالعات خارجی نیز می‌توان به پریرا لوپز و همکاران[۱۴] (۲۰۲۱)، لامپاریز و همکاران[۱۵] (۲۰۲۰)، جان[۱۶]

1. Ebrahimi et al. (2024)
2. Nasrollahi & Opera Jounaghani (2024)
3. Mansouri et al. (2021, 2022, 2024)
4. Hosseinzadeh & Gharanjik (2021)
5. Afghah & Mansouri (2020)
6. Mansouri & Ahangari (2020)
7. Barati & Rafiei Darani (2020)
8. Yari & Akbari Mogadam (2020)
9. Javaheri et al. (2020)
10. Banouei & Sherkat (2019)
11. Shadabfar & Bazazan (2019)
12. Tahamipour et al. (2015)
13. Homayoni Far et al. (2016)
14. Pereira-López et al. (2021)
15. Lampiris et al. (2020)
16. Jahn (2017)

(۲۰۱۷)، فلگ و همکاران[1] (۲۰۱۶)، توبن و کرونبرگ[2] (۲۰۱۵)، ژائو و چوی[3] (۲۰۱۵)، و کائولسکی[4] (۲۰۱۵) اشاره کرد.

٤- پایه‌های آماری

همان‌طور که بیان شد تهیه جدول داده-ستانده منطقه‌ای از دو طریق آماری و غیر آماری انجام می‌شود. در جدول آماری ناحیه اول جدول بر اساس اطلاعات پرسشنامه و پیمایش گسترده بدست می‌آید و با ترکیب آمارهای تقاضای نهایی و ارزش‌افزوده که در حساب‌های منطقه‌ای یافت می‌شود به تدوین جدول منطقه‌ای پرداخت. اما برای اینکه در وقت و هزینه صرفه‌جویی شود به جای تدوین جدول به محاسبه آن از طریق غیر آماری پرداخته می‌شود. در رویکرد غیر آماری به صورت معمول جدول داده ستانده ملی مبنا قرار می‌گیرد و با روش‌های فنی متعددی که در روش‌شناسی منطقه‌ای کردن جدول داده ستانده آمده است و با ترکیب داده ستانده هزینه‌ها و تقاضای واسطه بخش‌های منطقه‌ای تدوین می‌شود. در این تحقیق با استفاده از جدول داده ستانده ملی سال ۱۳۹۵ که توسط مرکز آمار ایران تدوین شده و آمارهای منطقه‌ای استان خوزستان در سال ۱۳۹۵ و از طریق روش AFLQ جدول منطقه‌ای خوزستان برای سال ۱۳۹۵ محاسبه شده و مبنای تحلیل نتایج قرار می‌گیرد. جدول داده-ستانده منطقه‌ای محاسبه شده برای استان خوزستان چهار بخشی و شامل بخش‌های: ۱- کشاورزی ۲- معدن ۳- صنعت و ۴- خدمات است (جدول داده- ستانده ۱۳۹۶[5]، ۱۴۰۱).

شمول هر کدام از بخش‌های چهارگانه فوق را بر اساس فعالیت‌های اقتصادی و یا زیر بخش‌های آن‌ها نشان می‌دهد. جدول داده ستانده ملی دارای ۷۷ بخش اقتصادی بود که در استان به ۴ بخش عمده تجمیع‌سازی شده است و طبق می‌توان مشاهده نمود که کدام بخش‌ها در این ۴ بخش عمده تجمیع و طبقه‌بندی شده‌اند.

جدول ۱: ۷۷ زیر بخش مرتبط با ٤ بخش اصلی استان خوزستان در جدول داده ستانده

کشاورزی	زراعت، باغداری و خدمات کشاورزی	خدمات	سایر حمل و نقل زمینی

[1]. Flegg et al. (2016)
[2]. Többen & Kronenberg (2015)
[3]. Zhao & Choi (2015)
[4]. Kowalewksi (2015)
[5]. Iran 2015 Table of Input-Output (2022)

	دامداری صنعتی و سنتی		حمل و نقل از طریق لوله
	مرغداری		حمل و نقل آبی
	پرورش زنبور عسل، کرم ابریشم، شکار و سایر فعالیت‌های کشاورزی		حمل و نقل هوایی
	جنگلداری		انبارداری و فعالیت‌های پشتیبانی حمل و نقل
	ماهیگیری		فعالیت‌های پست و پیک
معدن	استخراج نفت خام، گاز طبیعی و خدمات پشتیبانی معادن		تأمین جا (اقامتگاه‌ها)
	استخراج سایر معادن		فعالیت‌های خدماتی مربوط به غذا و آشامیدنی‌ها (رستوران‌ها و ...)
صنعت	تولید محصولات غذایی		ارتباطات
	تولید انواع آشامیدنی‌ها		سایر فعالیت‌های اطلاعات و ارتباطات
	تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو		بانک و موسسات مالی
	تولید منسوجات		بیمه
	تولید پوشاک		سایر فعالیت‌های خدمات مالی و بیمه
	تولید چرم و فرآورده‌های وابسته		خدمات واحدهای مسکونی شخصی
	تولید چوب و محصولات چوبی به جز مبلمان، حصیر و مواد حصیربافی		خدمات واحدهای مسکونی اجاری
	تولید کاغذ و فرآورده‌های کاغذی،چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده		خدمات واحدهای غیر مسکونی
	تولید کک، فرآورده‌های حاصل از پالایش نفت		خدمات دلالان مستغلات
	تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی		تحقیق و توسعه
	تولید داروها و فراورده‌های دارویی و شیمیایی و گیاهی		سایر فعالیت‌های حرفه‌ای، علمی و فنی
	تولید فرآورده‌های لاستیکی و پلاستیکی		فعالیت‌های دامپزشکی
	تولید سایر فرآورده‌های معدنی غیر فلزی		فعالیت‌های اداری و خدمات پشتیبانی
	تولید فلزات پایه		امور عمومی و خدمات شهری
	تولید محصولات فلزی ساخته شده، به جز ماشین‌آلات و تجهیزات		امور دفاعی
	تولید محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری		امور انتظامی
	تولید تجهیزات برقی		تأمین اجتماعی اجباری

	تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر		آموزش ابتدائی دولتی
	تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم‌تریلر		آموزش ابتدائی خصوصی
	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل		آموزش متوسطه عمومی و متوسطه فنی و حرفه‌ای دولتی
	تولید مبلمان		آموزش متوسطه عمومی و متوسطه فنی و حرفه‌ای خصوصی
	تولید سایر مصنوعات		آموزش عالی دولتی
	تعمیر و نصب ماشین‌آلات و تجهیزات		آموزش عالی خصوصی
	تولید، انتقال و توزیع برق		سایر آموزش‌های دولتی و خصوصی
	تولید و توزیع گاز طبیعی		فعالیت‌های مربوط به سلامت انسان دولتی
	آبرسانی، مدیریت پسماند، فاضلاب و فعالیت‌های تصفیه		فعالیت‌های مربوط به سلامت انسان خصوصی
	ساختمان‌های مسکونی		مددکاری اجتماعی
	سایر ساختمان‌ها		هنر، سرگرمی و تفریح
خدمات	عمده فروشی، خرده فروشی به جز وسایل نقلیه موتوری و موتورسیکلت		سازمان‌های مذهبی و سازمان‌های دارای عضو
	عمده فروشی، خرده فروشی و تعمیر وسایل نقلیه موتوری و موتورسیکلت و تعمیر رایانه و کالاهای شخصی و خانگی		سایر فعالیت‌های خدماتی شخصی
	حمل و نقل از طریق راه‌آهن بین شهری		

منبع: محاسبات پژوهش

۵- نتایج و تحلیل یافته‌ها

بر پایه جدول داده ستانده منطقه‌ای استان خوزستان برای سال ۱۳۹۵ چند ردیف واردات و صادرات واسطه مورد محاسبه قرار گرفته است که در اینجا تحلیل می‌شود.

- ارزش تولیدات واسطه تولید شده در استان (داخلی استان) که برای تولید نهایی در استان بکار گرفته شده است؛
- ارزش واردات واسطه برای تولید کالا و خدمات در استان به تفکیک ۴ بخش اقتصادی استان؛

- تقاضای واسطه خارجی (سایر استان‌ها و دنیای خارج) برای تولید نهایی در استان.

آن‌چه که در داخل تولید شده و در فرآیند تولید کالاها و خدمات استان استفاده شده است، جزء ارزش‌افزوده داخلی قلمداد می‌شود. اما دو مورد واردات واسطه و تقاضای خارج از کالاها و خدمات واسطه تولید شده در استان به نحوی از ارزش‌افزوده استان خارج است.

اگر زنجیره ارزش کامل می‌شد به نحوی که مواد واسطه‌ای مورد نیاز در داخل استان تولید می‌شد و همچنین به شکل کالاهای نهایی صادر می‌شد در آن صورت ارزش‌افزوده ایجاد شده در استان افزایش می‌یافت. خصوصا واردات واسطه که از تولید ناخالص داخلی استان کسر می‌شود. در مورد صادرات واسطه دقیقا نمی‌توان گفت در تکمیل زنجیره ارزش، چه مقدار ارزش‌افزوده ایجاد می‌شود اما می‌توان سناریویی در نظر گرفت که اگر تکنولوژی داخلی با تکنولوژی خارجی همگن باشد (برآورد حداکثری) در آن صورت با آن صادرات واسطه می‌توان چه مقدار ارزش‌افزوده داخلی تولید کرد.

در اینجا به ساختار داخلی اقتصاد استان توجه شده است به طوری که اگر این ساختار با تکمیل زنجیره ارزش تغییر یابد چگونه می‌تواند ارزش‌افزوده بیشتری ایجاد کند و رفاه را به نسبت آن در استان افزایش دهد. ارقامی که ارائه خواهد شد حداکثر پتانسیل و امکان را ارائه می‌دهد و ممکن است استان نتواند در عمل کل آن را پوشش دهد اما تا این حد ظرفیت برای تغییر ارزش‌افزوده با درونی‌سازی اقتصاد استان وجود دارد. این مهم می‌تواند مورد بحث باشد و رویکردهای مختلفی از آن استخراج کرد که بتواند قسمتی از این امکان را پوشش دهد. همچنین به اینکه تولید ناخالص داخلی در سنجش رفاه دارای کاستی‌های فراوانی است، نقد وجود دارد و در این قسمت پژوهش آن نقدها در نظر گرفته نشده است. مثلا با افزایش تولیدات، آلودگی هم افزایش می‌یابد و باعث کاهش رفاه می‌شود.

در ادامه نسبت واردات واسطه صادرات واسطه به ارزش‌افزوده موجود استان که با استفاده از جدول داده ستانده محاسبه شده است، ارائه و مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

۱. نسبت ارزش واردات واسطه به ارزش‌افزوده موجود در سال ۱۳۹۵ و اثر تامین داخلی آن بر ارزش افزوده استان

با استفاده از ارزش واردات واسطه (واردات از سایر استان‌ها و دنیای خارج) در هر بخش،

می‌توان نسبت آن را با ارزش‌افزوده موجود استان بدست آورد. این نسبت در جدول نشان داده شده است.

این اعداد نشان می‌دهند که اگر همه واردات واسطه در داخل استان تولید و تامین می‌شد، ارزش‌افزوده موجود استان را چند درصد افزایش می‌داد. واردات واسطه بیش از ۲۷ درصد کل ارزش‌افزوده استان را به خود اختصاص داده است. صنعت، به نسبت وابستگی بالایی به خارج دارد به طوری که ارزش‌افزوده ایجاد شده بر روی کالاهای واسطه‌ای صنعتی بسیار کمتر از ارزش خود کالاهای صنعتی است. به عبارتی دیگر ارزش کالاهای واسطه‌ای صنعتی ۱۴۶ درصد از ارزش‌افزوده صنعت است. این مهم نشان دهنده آن است که استان وابستگی صنعتی بالایی به خارج دارد. اگر همه کالاهای واسطه صنعتی در استان تولید و تامین می‌شد ارزش‌افزوده بخش صنعت استان ۱۴۴.۶ درصد افزایش می‌یافت. لذا شکاف بسیار بزرگی در زنجیره ارزش داخلی بخش صنعت استان دیده می‌شود و سیاست‌گذاری برای توسعه صنعتی استان خصوصا برای تولید کالاهای واسطه‌ای صنعتی می‌تواند موجب افزایش اشتغال و افزایش ارزش‌افزوده بخش صنعت شود که به تبع آن می‌تواند رفاه را در استان افزایش دهد.

کشاورزی استان هم سهم بزرگی در واردات کالاها و خدمات واسطه‌ای دارد به طوری که حدود ۲۳ درصد از کل ارزش‌افزوده استان را به خود اختصاص داده است. اگر کالاها و خدمات واسطه‌ای کشاورزی در استان تولید می‌شد می‌توانست ارزش‌افزوده فعلی را ۱۹/۴ درصد افزایش دهد. طبیعتاً همه کالاهای واسطه‌ای و یا خدمات واسطه را نمی‌توان در داخل استان تولید کرد ولی می‌توان در این مورد بررسی و سیاست‌گذاری کرد که چگونه می‌توان زنجیره ارزش کشاورزی را در داخل استان تکمیل نمود.

نفت و گاز سهم بزرگی از بخش معدن دارند. هزینه‌های تولید بخش نفت در ایران حدود ۱۰ درصد از قیمت بین‌المللی نفت را به خود اختصاص می‌دهد و پس از عربستان دارای کمترین هزینه تولید است (وال استریت ژورنال، ۲۰۱۶). لذا باید هزینه‌های کل واسطه کمتر از ۱۰ درصد از ارزش‌افزوده نفت را به خود اختصاص دهند. در این میان حدود ۴۰ درصد از کالاها و خدمات واسطه‌ای نفت در خوزستان از خارج از استان و کشور تامین می‌شود. گرچه ممکن است تکنولوژی پیشرفته آن در کشور و استان وجود نداشته باشد اما می‌توان بررسی کرد که کدام کالاها و خدمات

واسطه‌ای که در سایر استان‌ها تولید می‌شود را می‌توان در خوزستان تولید کرد و موجب افزایش ارزش‌افزوده استان شد. کالاهای واسطه‌ای تولید شده در استان جزء درآمدهای ملی محسوب نمی‌شود؛ لذا استان‌ها از جمله استان خوزستان می‌تواند از آن بهره ببرد. چرا که ارزش‌افزوده نفت در استان جزء درآمدهای ملی است و عایدی بسیار پایینی برای شهروندان خوزستانی دارد ولی خوزستان می‌تواند با تولید نیازهای نفت آن قسمت از ارزش‌افزوده را از آن خود کند و رفاه شهروندان افزایش یابد. لذا باید در این مورد سیاست‌گذاری مناسب را اتخاذ کرد.

بخش خدمات نیز در استان ۱۱ درصد از کالا و خدمات واسطه‌ای خود را از خارج از استان تامین می‌کند. بخش خدمات شامل عمده فروشی، خرده فروشی، هتل، رستوران، حمل و نقل، آموزش، بهداشت، گردشگری و ... است. می‌توان با تولید این کالاهای واسطه‌ای در داخل استان به افزایش ۱۳ درصدی ارزش‌افزوده بخش خدمات کمک کرد.

۲. نسبت ارزش صادرات کالاها و خدمات واسطه به ارزش‌افزوده موجود در سال ۱۳۹۵ و اثر تکمیل زنجیره ارزش بر ارزش افزوده استان

پس از محاسبه صادرات کالاها و خدمات واسطه به سایر استان‌ها و خارج از کشور، این عدد با تقاضای واسطه‌ای که در استان انجام گرفته مقایسه شده است. با این فرض که تکنولوژی داخلی با دیگر استان‌ها همگن باشد می‌توان محاسبه کرد که اگر این صادرات واسطه در داخل استان به کالاهای نهایی تبدیل می‌شد چه مقدار بر ارزش‌افزوده موجود استان می‌افزود. برای این منظور باید دید با تقاضای داخلی موجود از کالا و خدمات تولید شده در داخل چقدر از ارزش‌افزوده داخلی شده است. حال اگر همه صادرات واسطه در داخل استان بکار گرفته می‌شد چه مقدار ارزش‌افزوده نسبت به قبل افزوده می‌شد. در اینجا باید دقت شود که کل ارزش‌افزوده موجود استان به واسطه استفاده هم تولیدات واسطه داخلی است و هم تولید واسطه‌ای که از سایر استان‌ها و خارج کشور وارد شده است. لذا باید نسبت آن را در نظر گرفت تا بتوان نسبت افزایش ارزش‌افزوده را پس از بکارگیری صادرات واسطه در داخل استان بدست آورد.

در کل استان خوزستان نمونه‌ی کوچکی از کشور در صادرات کالاهای واسطه است. همان‌طور که عمده صادرات کشور نیز صادرات مواد خام است و اگر به کالاهای نهایی تبدیل شوند ارزش‌افزوده را افزایش خواهد داد. اگر صادرات به سایر استان‌ها و صادرات به خارج از کشور از

هم جدا شود، با فرض همگنی تکنولوژی تولید در داخل کشور، می‌توان کالاهای واسطه‌ای صادراتی را در داخل استان بکار گرفت و به کالای نهایی تبدیل کرد سپس صادر کرد. به طور مثال بنا بر نتایج تحقیق، صادرات کالاهای واسطه کشاورزی به سایر استان‌ها ۹۳ درصد از کل صادرات واسطه را به خود اختصاص می‌دهد یعنی فقط ۷ درصد آن به‌عنوان کالای واسطه، به خارج از کشور منتقل شده است و ۹۳ درصد در فرآیند تولید کارخانجات سایر استان‌ها استفاده می‌شود. به عبارتی با توجه به جدول با بکارگیری صادرات واسطه کشاورزی در استان و تبدیل آن به کالای نهایی می‌توان به ارزش‌افزوده داخلی بخش کشاورزی ۵۵ درصد افزود که نیازمند سیاست‌گذاری برای سرمایه گذاری در ایجاد صنایع تبدیلی بخش کشاورزی است که بتواند رفاه را در استان خوزستان افزایش دهد.

بخش خدمات نیز ۹۸ درصد از صادرات خدمات واسطه‌ای را به سایر استان‌ها انجام می‌دهد و فقط ۲ درصد به خارج از کشور صادر می‌کند. طبیعتا می‌توان این خدمات واسطه را به یک کالا یا خدمت نهایی در استان تبدیل کرد. به عبارتی با توجه به جدول ، اگر خدمات واسطه صادراتی استان در استان به کالا و خدمت نهایی تبدیل می‌شد می‌توانست ارزش‌افزوده خدمات در داخل استان را ۸۹ درصد افزایش دهد.

در بخش صنعت نیز تقریبا شبیه به کشاورزی با استفاده از کالاهای صنعتی واسطه‌ای صادر شده در داخل استان می‌توان ارزش‌افزوده صنعت استان را تا ۴۹ درصد افزایش داد. با توجه به اینکه اکثر صادرات واسطه به سایر استان‌ها است می‌توان با یک برنامه‌ریزی مناسب قسمت اعظم این صادرات واسطه صنعتی را در استان بکار گرفت و صنایع را توسعه و زنجیره ارزش آن‌ها را در داخل استان تکمیل کرد و ارزش‌افزوده بیشتری از آن بدست آورد.

جدول نشان می‌دهد که اگر همه صادرات واسطه در داخل استان به کالای نهایی تبدیل می‌شد، در آن صورت با فرض همگنی تکنولوژی، حدود ۳۸ درصد به ارزش‌افزوده کل موجود استان افزوده می‌شد.

۳. اثر درونی سازی مجموع واردات واسطه و صادرات واسطه بر ارزش‌افزوده داخلی استان

در این سناریو فرض بر این است که اگر فقط واردات واسطه و صادرات واسطه در استان

تولید و بکار گرفته شود در آن صورت ارزش‌افزوده کل استان و بخش‌های اقتصادی را به چه میزان افزایش می‌دهد. نتایج در جدول بیان‌گر این است که در کل می‌توان ارزش‌افزوده استان را تا ۶۳ درصد افزایش داد. در این میان ارزش‌افزوده صنعت تا ۱۹۴ درصد، ارزش‌افزوده خدمات تا ۱۰۲ درصد و ارزش‌افزوده کشاورزی تا ۷۴ درصد افزایش می‌یابد.

البته همان‌طور که قبلا بیان شد نمی‌توان همه این‌ها را در فرآیند تولید بکار گرفت ولی می‌توان یک امکان‌سنجی روی آن‌ها انجام داد که بتوان از این پتانسیل استفاده کرد و درصدی از آن را پوشش داد به طوری که اگر حتی ۱۰ درصد آن پوشش داده شود می‌توان تا ۶/۳ درصد ارزش‌افزوده استان را افزایش داد. لذا قابل ملاحظه است و می‌توان با برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری از این امکان استفاده کرد.

جدول ۲: نتایج محاسبات تحقیق

شاخص/بخش	کشاورزی	معدن	صنعت	خدمات	کل استان
نسبت واردات واسطه به ارزش‌افزوده استان (درصد)	۲۳	۵	۱۴۶	۱۱	۲۷
درصد افزایش ارزش‌افزوده به واسطه تامین واردات واسطه در داخل استان (درصد)	۱۹	۲	۱۴۵	۱۳	۲۵
نسبت صادرات واسطه به ارزش‌افزوده استان (درصد)	۶۰	۷۳	۵۴	۵۰	۶۶
درصد افزایش ارزش‌افزوده به واسطه بکارگیری صادرات واسطه در داخل استان (درصد)	۵۵	۱۹	۴۹	۸۹	۳۸
نسبت واردات و صادرات واسطه به ارزش‌افزوده استان (درصد)	۸۳	۷۸	۲۰۱	۶۱	۹۳
درصد افزایش ارزش‌افزوده به واسطه بکارگیری واردات واسطه و صادرات واسطه در داخل استان (درصد)	۷۴	۲۱	۱۹۴	۱۰۲	۶۳

روش محاسبات:

-نسبت واردات واسطه به ارزش‌افزوده استان از تقسیم بردار واردات واسطه به بردار ارزش افزوده جدول داده ستانده استان خوزستان حاصل شده است.

-نسبت صادرات واسطه به ارزش‌افزوده استان از تقسیم بردار صادرات واسطه بر بردار ارزش افزوده جدول داده ستانده استان خوزستان بدست آمده است.

- درصد افزایش ارزش‌افزوده به واسطه تامین واردات واسطه در داخل استان از طریق بردار ضریب فزاینده تولید جایگزینی واردات ضرب در نسبت واردات واسطه به ارزش‌افزوده استان حاصل شده است.

-درصد افزایش ارزش‌افزوده به واسطه بکارگیری صادرات واسطه در داخل استان از حاصل ضرب ضریب فزاینده تولید صادرات ضرب در نسبت صادرات واسطه به ارزش‌افزوده استان بدست آمده است.

– درصد افزایش ارزش‌افزوده به واسطه بکارگیری واردات واسطه و صادرات واسطه در داخل استان حاصل جمع درصد افزایش ارزش‌افزوده به واسطه تامین واردات واسطه در داخل استان و درصد افزایش ارزش‌افزوده به واسطه بکارگیری صادرات واسطه در داخل استان است.

منبع: محاسبات تحقیق

٦- ملاحظات و نتیجه‌گیری

همان‌طور که در مقدمه اشاره شد برای اندازه‌گیری رفاه بر مبنای ارزش‌افزوده باید چند مورد مهم در نظر گرفته شود. یکی از موارد اندازه تولید کالا و خدمات واسطه مورد نیاز بخش‌های تولیدی در درون یک استان است که نشان می‌دهد پیوند درونی بین بخش‌های داخلی استان چه مقدار قوی است. اگر به واردات واسطه وابستگی داشته باشد و از طرفی کالاها و خدمات واسطه‌ای زیادی را به خارج استان صادر می‌کند، موید این است که پیوند قوی بین بخش‌های داخلی استان ایجاد نشده است و لازمه آن تکمیل زنجیره ارزش داخلی استان است تا بتواند موجب افزایش اشتغال و درآمد مردم استان و نهایتا افزایش رفاه شود. این مهم در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفت و نتایج تحلیل شد. اما برای اینکه اندازه تولید ناخالص داخلی استان (درآمد سرانه) بتواند معیار تقریب خوبی برای اندازه‌گیری رفاه باشد باید چند مورد تعدیل در آن صورت گیرد.

- کالا و خدمات غیر قابل مبادله تولیدی که در اندازه‌گیری تولید ناخالص داخلی موجود وارد نمی‌شود را باید برآورد کرد.
- اثرات سرریز تولید از قبیل اثرات اجتماعی، اقتصادی، سلامت و درمان، زیست‌محیطی، امنیت و ... باید برآورد و در تولید ناخالص داخلی وارد شود.
- قسمتی از ارزش‌افزوده ایجادی مثل پرداختی به نیروی کار یا سرمایه‌گذاران، به صاحبان آن‌ها در خارج از استان تعلق دارد و بنابراین به خارج از استان منتقل شده و در اقتصاد داخلی استان به گردش در نمی‌آید و اثرات رفاهی ناچیزی برای شهروندان استان دارد. این مورد باید از ارزش‌افزوده ایجادی توسط شهروندان بومی جدا شود.
- غیر از تولیدات سالانه که در تولید ناخالص داخلی وارد می‌شود، انباشت سرمایه فیزیکی طی سالیان متمادی می‌تواند رفاه برای شهروندان ایجاد کند که این مورد باید در اندازه‌گیری رفاه شهروندان در نظر گرفته شود. مثل امکانات زیر ساخت شهری و روستایی،

مسکن، سد، پارک، بیمارستان، مدرسه و سایر ساختمان‌ها و ... . این‌ها باید بر اساس واحد فیزیکی سرانه جمعیت در نظر گرفته شود و در اندازه‌گیری رفاه وارد شود.

- واحدهای ارزش ریالی سرمایه‌گذاری دولتی نمی‌تواند معیار خوبی برای اندازه‌گیری رفاه باشد چرا که در صورت وجود فساد در واگذاری‌ها، بهای تمام شده یک پروژه بسیار بیشتر از بهای واقعی است و بنابراین در ازای همان ارزش پول واحدهای فیزیکی کمتری ساخته می‌شود. پس تا جایی که امکان دارد باید این نوع سرمایه‌گذاری‌های سالانه بر اساس واحد فیزیکی سرانه جمعیت در نظر گرفته شوند و نه واحدهای ارزشی پولی.
- توزیع اندازه تولید ناخالص داخلی بین گروه‌های جمعیتی نیز مساله تعیین‌کننده در رفاه خانوارها است. هر چه توزیع عادلانه‌تر باشد، رفاه کل خانوارها نیز افزایش می‌یابد.
- غیر از متغیرهای اقتصادی، متغیرهای غیر اقتصادی زیادی هستند که بر رفاه شهروندان اثر می‌گذارند و باید آن‌ها نیز در اندازه‌گیری رفاه در نظر گرفته شوند. مثل امنیت، احترام، سرمایه انسانی و اجتماعی، روابط اجتماعی، پذیرش اجتماعی هنجارها و ...

بنابراین بر اساس نتایج به دست آمده بخشی از تولید استان خوزستان که منجر به افزایش نسبی ارزش‌افزوده نسبت به سایر استان‌ها می‌شود، به دلیل اثرات ملی نمی‌تواند برای استان خوزستان رفاه همراه داشته باشد. این در حالی است که با توجه به ملاحظات مطرح شده، نتایج تحقیق حاضر فقط در صورتی که اندازه پیوند بین بخش‌های اقتصادی داخلی استان در نظر گرفته شده و زنجیره تکمیل کالاهای واسطه‌ای در داخل استان تکمیل شود، می‌تواند تولید ناخالص داخلی استان منجر به رفاه را تا ۶۳ درصد افزایش دهد که جزئیات آن در قسمت تحلیل نتایج ارائه شده است. با بررسی موارد هفت‌گانه فوق می‌توان تولید ناخالص داخلی را به معیار دقیق‌تری برای برآورد رفاه تبدیل کرد.

سپاس‌گزاری

بدین وسیله از دانشگاه شهید چمران اهواز که در انجام این تحقیق نویسندگان را مساعدت کردند، قدردانی می‌شود.

تضاد منافع

نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

منابع مالی

این مطالعه بخشی از طرح پژوهشی ارتباط با صنعت بین دانشگاه شهید چمران اهواز و سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان خوزستان است که طی قرارداد شماره ۱۰۰ ض ۱۳۱۰۰۰۴ (۹۷۱۸۷۵) حمایت مالی شده است.

References

Afghah, M., & Mansouri, A. (2020). Ignoring Socio-Economic Resilience, is a Threat to Implementation of Islamic-Iranian Model of Progress: Case Study of Khuzestan Province. *Islamic Economics Studies Bi-quarterly Journal,* 12(2), 347-375. doi: 10.30497/ies.2020.2784 (In Persian).

Banouei, A. A., & Sherkat, A. (2019). Application of the FLQ–RAS Mixed Method for Estimating Multi-Regional Input–Output Table (MRIOT) in Iran. *Iranian Journal of Economic Research,* 24(81), 43-90. doi:10.22054/ijer.2019.11686 (In Persian).

Barati, J., & Rafiei Darani, H. (2020). An Analysis of Environmental Effects of Energy Intensive Economic Activities in Khorasan Razavi Province: Using RAS Regional Input-Output Model. *Quarterely Energy Economics Review,* 16(66), 219-248. Retrieved from http://iiesj.ir/article-1-1284-en.html (In Persian).

Daliri, H. (2020). Ranking of Production, Distribution, and Welfare Efficiency of Iranian Provinces and Identifying Factors Affecting on Efficiency. *Journal of Iranian Economic Issues,* 7(2), 151-178. doi:10.30465/ce.2020.6301 (In Persian).

Ebrahimi, M., Mansori, S., Afgah, S., & Mohammadi Dehchehshmeh, M. (2024). Investigating the Impact of Road Transport Infrastructure on the Spatio-temporal Development of the Cities of Khuzestan Province Based on the New Economic Geography Theory. *Applied Theories of Economics, 11*(3), 1-22. doi: 10.22034/ecoj.2024.61884.3318 (In Persian)

Flegg, A. T., & Webber, C. (1997). On the Appropriate Use of Location Quotients in Generating Regional Input-Output Tables: Reply. *Regional Studies,* 31(8), 795-805.

Flegg, A. T., & Webber, C. D. (2000). Regional Size, Regional Specialization and the FLQ Formula. *Regional studies,* 34(6), 563-569.

Flegg, A. T., Mastronardi, L. J., & Romero, C. A. (2016). Evaluating the FLQ and AFLQ Formulae for Estimating Regional Input Coefficients: Empirical Evidence for the Province of Córdoba, Argentina. *Economic Systems Research,* 28(1), 21-37.

Flegg, A. T., Webber, C. D., & Elliott, M. V. (1995). On the Appropriate Use of Location Quotients in Generating Regional Input–Output Tables. *Regional studies,* 29(6), 547-561.

Homayoni Far, M., Khodaparast Mashhadhi, M., Lotf Alipour, M., & Tarhami, F. (2016). Compare the Results of Input-Output Table of: Khuzestan Province, Estimated Two Methods: CHARM and AFLQ. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE),* 11(3), 1-26. Retrieved from https://jqe.scu.ac.ir/article_11853_761e1ba09757f4ed24c1cbc3ea9797a5.pdf (In Persian).

Hosseinzadeh, R., & Gharanjik, M. (2021). The Effect of Changing Interregional Relationships on Employment Changes: A Decomposition Analysis in Two-Regional Input- Output Model. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies,* 29(99), 357-383. doi:10.52547/qjerp.29.99.357 (In Persian).

Iran 2015 Table of Input-Output (2022). from Statistical Centre of Iran.

Jahn, M. (2017). Extending the FLQ Formula: A Location Quotient-Based Interregional Input–Output Framework. *Regional Studies,* 51(10), 1518-1529.

Javaheri, B., Habibi, F., & Arefi, E. (2020). Investigation of Job Creation in Economic Sectors of Ilam Using Input-Output Table. *Journal of Development and Capital,* 5(1), 51-65. doi:10.22103/jdc.2019.13810.1071 (In Persian).

Kapoor, A., & Debroy, B. (2019). GDP Is Not a Measure of Human Well-Being. *Harvard Business Review, 4*.

Keynes, J. M. (1940). The Concept of National Income: A Supplementary Note. *The Economic Journal,* 50(197), 60-65.

Kowalewksi, J. (2015). Regionalization of National Input–Output Tables: Empirical Evidence on the Use of the FLQ Formula. *Regional Studies,* 49(2), 240-250.

Kuznets, S. (1932). Seasonal Pattern and Seasonal Amplitude: Measurement of Their Short-Time Variations. *Journal of the American Statistical Association,* 27(177), 9-20.

Lampiris, G., Karelakis, C., & Loizou, E. (2020). Comparison of Non-Survey Techniques for Constructing Regional Input–Output Tables. *Annals of Operations Research,* 294(1-2), 225-266.

Mankiw, N. G. (2020). *Principles of Economics*: Cengage Learning.

Mansouri, A., & Ahangari, A. (2020). The Impact of Neighborhood on Iran's Intra-Industry Trade (A Spatial Panel Econometric Approach). *Iranian Economic Review,* 24(1), 19-39. doi: 10.22059/ier.2020.74473 (In Persian).

Mansouri, S. A., Afghah, S. M., Aghaei Jannat-Makan, H., & Sharifzadeh Ahvazi, S. (2022). Simulation of human development index in Khuzestan province with emphasis on healthy living and access to knowledge and comparison with Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE),* 19(1), 101-126. doi: 10.22055/jqe.2022.37537.2376 (In Persian).

Mansouri, S. A., Afghah, S. M., Sadeghi Amroabadi, B., Farazmand, H., Andayesh, Y., & Boudaghi, A. (2024). The Role of the Government and Large Local Companies in Income Distribution: A Case Study of Urban Areas of Khuzestan

Province. *Iranian Journal of Economic Research,* 29(98), 198-233. doi: 10.22054/ijer.2024.76813.1236 (In Persian).

Mansouri, S. A., Farazmand, H., & Afghah, M. (2021). Investigation of economic resilience in small and medium industries of Khuzestan province due to SARS-CoV-2 (Corona) Epidemic. *Stable Economy Journal, 2*(3), 1-30. doi: 10.22111/sedj.2021.40408.1153 (In Persian)

McCann, P., & Dewhurst, J. H. L. (1998). Regional Size, Industrial Location and Input-Output Expenditure Coefficients. *Regional Studies,* 32(5), 435-444.

Pereira-López, X., Sánchez-Chóez, N. G., & Fernández-Fernández, M. (2021). Performance of Bidimensional Location Quotients for Constructing Input–Output Tables. *Journal of Economic Structures,* 10(1), 1-16.

Rezaei, A. (2007). *Comparative Study of Traditional and Modern Methods in Estimating Data-Output Coefficients of Lorestan Province.* [Master's Thesis, Allameh Tabatabai University] (In Persian).

Round, J. I. (1978). An Interregional Input-Output Approach to the Evaluation of Nonsurvey Methods. *Journal of Regional Science,* 18(2), 179-194.

Shadabfar, E., & Bazazan, F. (2019). Estimation of Interregional Trade between Tehran and Isfahan Using Charm Method. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE),* 15(4), 85-112. doi:10.22055/jqe.2018.23614.1733 (In Persian).

Shahiki Tash, M. N., Molai, S., & Shivai, E. (2013). Cardinal Measurement of Welfare and Evaluation of Macroeconomic Variables Effect on Welfare Changes in Iran Based on Fuzzy Regression. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies,* 21(65), 165-182. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-619-en.html (In Persian).

Tahamipour, M., Salah, A., & Arabmazar, A. (2015). Pattern of Virtual Water Trade in the Economic Activities of Guilan Province: Application of an Extended Input-Output Table. *Environmental Sciences,* 13(3), 35-50. Retrieved from https://envs.sbu.ac.ir/article_97595_d36b18ecba7a8f2827de5f3bc6f21046.pdf (In Persian).

Többen, J., & Kronenberg, T. H. (2015). Construction of multi-Regional Input–Output Tables using the CHARM Method. *Economic Systems Research,* 27(4), 487-507.

Tohmo, T. (2004). New Developments in the Use of Location Quotients to Estimate Regional Input–Output Coefficients and Multipliers. *Regional studies,* 38(1), 43-54.

Yari, A., & Akbari Mogadam, B. (2020). Foresight Regional Economy Indicators Evaluation Based on Input-Output Table Coefficient. *Journal of Iran Futures Studies,* 5(1), 219-239. doi:10.30479/jfs.2020.11185.1093 (In Persian).

Zhao, X., & Choi, S.-G. (2015). On the Regionalization of Input–Output Tables with An Industry-Specific Location Quotient. *The Annals of Regional Science,* 54(3), 901-926.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 340-372

Investigating the impact of monetary policies on the optimal composition of the central bank of Iran's asset portfolio

Mahla Afsharpour[*1], Seyed Abdolmajid Jalaei[2], Hossein Akbarifard[3], Mehdi Nejati[4]

Received: 24-02-2025 Accepted: 11-06-2025

Extended Abstract

Purpose: This study aims to investigate the impact of monetary policies on the optimal composition of the asset portfolio of the Central Bank of Iran (CBI) over the period from 1971 to 2023. Monetary policies, as key instruments for managing the financial system and influencing macroeconomic outcomes, shape the allocation of the CBI's assets, including foreign currency reserves, gold, debt securities, and other financial instruments, through mechanisms such as interest rate adjustments, liquidity management, and inflation control. Given Iran's unique economic context, characterized by chronic inflation, significant currency fluctuations, and international sanctions, this research seeks to identify how these policies influence the asset portfolio of the CBI and to propose strategies for optimizing asset allocation so as to enhance monetary policy effectiveness and economic stability. By analyzing the economic data spanning over five decades, the study addresses how changes in interest rates, liquidity, and inflation affect the asset composition of the CBI. Additionally, by comparing Iran's asset portfolio with global trends, the research aims to identify approaches to mitigate geo-economic risks, such as currency volatility due to sanctions or shifts in global trade, and to strengthen the resilience of the CBI balance sheet. The ultimate objective is to provide policy recommendations to improve asset portfolio management, support macroeconomic goals such as preserving the national currency value, managing economic crises, and fostering public confidence in Iran's financial system.

Methodology: This study employs an optimal control model to analyze the impact of

[1]. Corresponding Author. PhD. Candidate, Department of Economic Sciences, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran. Email: afshar@aem.uk.ac.ir
[2]. Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran. Email: jalaee@uk.ac.ir
[3]. Associate Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran. Email: hakbarifard@uk.ac.ir
[4]. Associate Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran. Email: mnejati@uk.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 340-372

monetary policies on the asset portfolio of the CBI, utilizing the Particle Swarm Optimization (PSO) algorithm implemented in the Spyder environment, a Python-based integrated development platform. The PSO algorithm, inspired by collective behaviors in biological systems, optimizes asset allocation by maximizing expected returns while minimizing risk and transaction costs. The data covering 1971 to 2023 were derived from reputable institutions, including the Central Bank of Iran, the Statistical Center of Iran, the International Monetary Fund (IMF), and the World Bank. According to the CBI balance sheet report (2022), the financial components of Iran's national balance sheet include monetary gold, special drawing rights, currency in circulation, demand deposits, debt securities, and other financial items. The asset portfolio is defined as a combination of gold, currency, foreign reserves, and debt securities, based on variable structures and prior studies. The research adopts the generalized Markowitz (1952) model, which defines an efficient portfolio as the optimal combination of assets that minimizes variance for a given return (max-min or min-max criteria). The key variables include interest rates, inflation rates, liquidity imbalances (misalignment of money supply and demand), and asset categories such as gold, foreign currencies (USD, EUR, CHF), and debt securities. Transaction and shortage costs are modeled as functions of monetary policies, including interest rates, monetary imbalances, and inflation. The data were normalized, and cross-validation (70% training, 30% testing) yielded a mean squared error (MSE) of 0.012. Sensitivity analyses examined the policy variables within a normalized range of 0.5 (highly contractionary) to 1.5 (highly expansionary).

Findings and Discussion: The results indicate that monetary policies significantly influence the CBI's asset portfolio composition. Expansionary policies, marked by reduced interest rates, increase the share of debt securities by approximately 15% while decreasing foreign currency reserves, particularly USD and EUR, by about 10%, reflecting the CBI dependence on domestic instruments for liquidity management. Rising inflation drives the CBI toward safe-haven assets like gold and the Swiss Franc (CHF), with the share of gold rising by up to 20% during high-inflation periods, aligning with IMF (2024) reports confirming increased gold demand in inflationary conditions. Liquidity fluctuations, particularly during monetary imbalances, prompt portfolio adjustments, with gold and debt securities shares increasing by up to 25% in unstable scenarios. Compared to global central banks, Iran's portfolio exhibits higher dependence on USD and EUR (59% USD, 21% EUR, 10% gold globally), rendering it vulnerable to geo-economic risks. Countries like China and Russia have mitigated such risks through reserve diversification. The model aligns with the CBI balance sheet data (2023) and IMF reports, validating the accuracy of PSO algorithm's accuracy. These findings underscore the need to reassess the asset allocation strategies to reduce economic vulnerabilities, particularly given Iran's exposure to sanctions and currency fluctuations. The observed trends highlight the CBI adaptive responses to monetary policy shifts and the importance of balancing risk and return in portfolio management to enhance economic resilience.

Conclusions and Policy Implications: This study demonstrates that monetary

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 340-372

policies, through interest rates, inflation, and liquidity imbalances, significantly shape the asset portfolio of the CBI. Expansionary policies increase debt securities and reduce foreign currency holdings, while high inflation boosts demand for safe-haven assets like gold and CHF. Iran's heavy dependence on USD and EUR, compared to global benchmarks, heightens its exposure to geo-economic risks. To optimize the asset portfolio and enhance economic stability, the following policy recommendations are proposed:

- Diversification of foreign reserves: The CBI should reduce dependence on USD and EUR by incorporating currencies like the Chinese Yuan, despite trade constraints due to sanctions.
- Increasing gold reserves: Gradual increases in gold reserves during stable periods are recommended to hedge against inflation and currency depreciation risks.
- Liquidity management with debt securities: Targeted issuance of debt securities with competitive interest rates is advised to control liquidity and inflation, particularly in contractionary policy phases.

Gradual interest rate reforms: Phased adjustments to real interest rates are essential to balance inflation control and investment stimulation, addressing Iran's history of financial repression.

These recommendations consider Iran's structural constraints, such as sanctions and oil dependency, while aligning with global best practices. Future research could incorporate diversification indices to refine allocation strategies. By implementing these policies, the CBI can strengthen its balance sheet, enhance economic stability, and improve resilience against external shocks, supporting Iran's macroeconomic objectives effectively.

Keywords: Monetary Policy, Asset Portfolio, Central Bank, Optimization Algorithm.

JEL Classification: E02, E40, E5, E6.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۳۴۰-۳۷۲

بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب بهینه سبد دارایی بانک مرکزی ایران

مهلا افشارپور*[۱]، سید عبدالمجید جلائی[۲]، حسین اکبری فرد[۳]، مهدی نجاتی[۴]

دریافت: ۰۵-۱۲-۱۴۰۲ پذیرش: ۲۱-۰۳-۱۴۰۴

چکیده

سیاست‌های پولی از طریق تنظیم نرخ بهره، مدیریت نقدینگی و اثرگذاری بر تورم، ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی را تعیین می‌کند. این پژوهش به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب بهینه سبد دارایی بانک مرکزی ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲ پرداخته است. مدل کنترل بهینه با استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (*PSO*) در محیط *Spyder* برآورد شده و تحلیل حساسیت تغییرات نرخ بهره، نقدینگی و تورم بر سبد دارایی‌ها انجام گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که کاهش نرخ بهره موجب افزایش سهم اوراق بدهی و کاهش سهم ارزهای خارجی شده و افزایش نرخ تورم، بانک مرکزی را به سمت دارایی‌های با قابلیت پوشش ریسک تورمی مانند طلا و فرانک سوئیس سوق می‌دهد. همچنین، نوسانات نقدینگی باعث تغییر در سهم دارایی‌های مختلف شده و بانک مرکزی در شرایط بی‌ثباتی پولی، ترکیب دارایی‌های خود را متناسب با شرایط اقتصادی تنظیم می‌کند. در مقایسه با سایر بانک‌های مرکزی جهان، وابستگی ایران به دلار و یورو همچنان بالاست، درحالی‌که برخی کشورها با تنوع‌بخشی به ذخایر ارزی، ریسک‌های ژئواکونومیک (مانند نوسانات ارزی ناشی از تحریم‌ها یا تغییرات تجارت جهانی) را کاهش داده‌اند. برای مدیریت بهینه سبد دارایی‌های بانک مرکزی توصیه‌های سیاستی شامل تنوع‌بخشی محدود به ذخایر ارزی، افزایش ذخایر طلا به دلیل نقش آن در پوشش تورم، بهینه‌سازی استفاده از اوراق بدهی برای مدیریت نقدینگی و تنظیم نرخ بهره با حرکت تدریجی به سمت انعطاف‌پذیری ارائه می‌شود.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، سبد دارایی، بانک مرکزی، الگوریتم.

طبقه‌بندی JEL: E02, E40, E5, E6

---

[۱]. نویسنده مسئول. دانشجوی دکتری، گروه آموزشی علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران. afshar@aem.uk.ac.ir

[۲]. استاد گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران jalaee@uk.ac.ir

[۳]. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران hakbarifard@uk.ac.ir

[۴]. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران mnejati@uk.ac.ir

۱- مقدمه

مدیریت سبد دارایی‌های بانک مرکزی از ارکان اساسی سیاست‌گذاری اقتصادی کشورها محسوب می‌شود. بانک‌های مرکزی موظف‌اند با مدیریت بهینه منابع ارزی و مالی، اهداف کلان اقتصادی از جمله کنترل تورم، حفظ ثبات ارزی، مدیریت بحران‌های اقتصادی و تقویت اعتماد عمومی به نظام مالی کشور را دنبال کنند (فریدمن[1]، ۲۰۲۰: ۴۸). با توجه به نقش کلیدی بانک‌های مرکزی در حفظ ثبات اقتصادی، ترکیب بهینه دارایی‌ها و منابع ارزی آن‌ها تأثیر چشمگیری بر عملکرد اقتصادی کشور خواهد داشت (پتی پیلوهی[2]، ۲۰۱۶). گزارش‌های صندوق بین‌المللی پول و بانک تسویه بین‌المللی نشان می‌دهد که ترکیب سبد دارایی‌های بانک‌های مرکزی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه تفاوت معنی‌داری دارد. در کشورهای توسعه‌یافته‌ای مانند ایالات متحده، آلمان و ژاپن، ترکیب سبد دارایی‌ها عمدتاً شامل اوراق بدهی دولتی، ذخایر ارزی و طلا است (صندوق بین‌المللی پول[3]، ۲۰۱۶؛ بانک تسویه بین‌المللی[4]، ۲۰۲۰). این یافته‌ها با پژوهش‌های دیگر نیز تأیید شده است؛ به عنوان مثال، بساک و چابکاوری[5] (۲۰۱۹) در تحلیل خود نشان داده‌اند که بانک‌های مرکزی در اقتصادهای پیشرفته به طور متوسط بیش از ۶۰ درصد از دارایی‌های خود را به اوراق دولتی اختصاص می‌دهند (بساک و چابکاوری، ۲۰۱۹: ۶۶۷-۷۰۸). در مقابل، در کشورهای درحال‌توسعه، نسبت ذخایر طلا و ارزهای خارجی در سبد دارایی‌های بانک مرکزی بیشتر است. ایران، به‌ویژه در دوران تحریم‌ها، سهم بالاتری از طلا را در سبد دارایی‌های خود اختصاص داده است که این امر ناشی از شرایط اقتصادی خاص کشور، نوسانات ارزی و محدودیت‌های ناشی از تحریم‌های بین‌المللی است (بیرانوند و همکاران[6]، ۱۳۹۹: ۵۴). سبد دارایی‌های بانک مرکزی ایران متشکل از اقلام مختلفی نظیر ذخایر ارزی، طلا، اوراق بدهی و سایر دارایی‌ها است. بر اساس گزارش‌های صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۳)، ترکیب این سبد طی سال‌های اخیر به‌شدت تحت تأثیر نوسانات اقتصادی و سیاسی قرار گرفته است. در سال‌های گذشته، به دنبال اعمال تحریم‌های اقتصادی و کاهش صادرات نفت، میزان ذخایر ارزی بانک

---

1. Friedman (2020)
2. Pattipeilohy (2016)
3. International Monetary Fund (2016)
4. Bank for International Settlements (2020)
5. Basak & Chabakauri (2019)
6. Beiranvand et al. (2020)

مرکزی ایران کاهش یافته است. در عین حال، به دلیل ویژگی‌های منحصر به فرد طلا به عنوان یک دارایی امن در دوره‌های بحران اقتصادی، سهم این فلز در سبد دارایی‌های بانک مرکزی افزایش یافته است (رائو و باترا[1]، ۲۰۲۰: ۹۲). سیاست‌های پولی بانک مرکزی ایران تأثیر مستقیمی بر ترکیب سبد دارایی‌های آن دارد و عواملی نظیر شرایط اقتصادی داخلی، تحریم‌های بین‌المللی و نوسانات ارزی در تغییرات این سبد مؤثر بوده‌اند (فریدمن، ۲۰۲۰: ۵۱). ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی و ارتباط آن با سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران به دلیل ویژگی‌های خاص این اقتصاد، از جمله تورم مزمن، نوسانات شدید نرخ ارز و محدودیت‌های ناشی از تحریم‌ها، به یک مسئله کلیدی تبدیل شده است. در شرایطی که بانک مرکزی ایران طی دهه‌های گذشته با چالش حفظ ثبات ارزی و کنترل تورم مواجه بوده است، ترکیب نامناسب یا ناکارآمد سبد دارایی‌ها می‌تواند اثربخشی سیاست‌های پولی را تضعیف کند. با این حال، پژوهش‌های محدودی به بررسی تجربی این ارتباط در ایران پرداخته‌اند. از این رو، این پژوهش با تحلیل داده‌های اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲، به دنبال پاسخ به این مسئله است که چگونه سیاست‌های پولی بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی اثر می‌گذارد و چه دلالت‌هایی برای بهبود سیاست‌گذاری پولی وجود دارد. در ادامه، ابتدا پیشینه نظری و تجربی موضوع مرور می‌شود تا چارچوب مفهومی پژوهش تبیین شود. سپس، روش‌شناسی پژوهش شامل مدل آماری و داده‌های مورد استفاده تشریح می‌شود. در نهایت، یافته‌ها و تحلیل‌ها ارائه شده و دلالت‌های سیاستی برای بهینه‌سازی ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی پیشنهاد می‌شود.

۲- ادبیات نظری

سیاست‌های پولی از ابزارهای اصلی بانک‌های مرکزی برای تنظیم سطح تقاضای کل، کنترل تورم، مدیریت نرخ بهره و حفظ ثبات ارزی به شمار می‌روند. اتخاذ سیاست پولی مناسب علاوه بر اثرگذاری بر متغیرهای کلان، ساختار دارایی‌ها و بدهی‌های بانک مرکزی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ به‌ویژه از طریق عملیات بازار باز، نرخ‌های ذخیره قانونی و مدیریت ذخایر ارزی (برنانکه و گرتلر[2]، ۲۰۰۱: ۲۵۵). در این چارچوب، تغییر در سیاست‌های پولی می‌تواند منجر به

[1]. Rao & Batra (2020)
[2]. Bernanke & Gertler (2001)

جابجایی در ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی میان دارایی‌های خارجی (نظیر ذخایر ارزی و طلا) و دارایی‌های داخلی (مانند اوراق دولتی و تسهیلات به بانک‌ها) شود. در نتیجه، بررسی سازوکار تأثیر سیاست‌های پولی بر ساختار ترازنامه بانک مرکزی، یکی از مباحث کلیدی در سیاست‌گذاری اقتصادی است (میشکین[1]، ۲۰۲۲).

سبد دارایی بانک مرکزی، که شامل ذخایر ارزی، طلا، اوراق بدهی و پول پرقدرت است، تحت تأثیر مستقیم و غیرمستقیم سیاست‌های پولی قرار دارد و تغییرات در نرخ بهره، تورم و نقدینگی می‌تواند بر تخصیص بهینه این دارایی‌ها اثرگذار باشد. یکی از مبانی نظری مهم در این زمینه، تئوری پول و نقدینگی است که رابطه بین حجم پول در گردش و سطح قیمت‌ها را بررسی می‌کند. افزایش نقدینگی معمولاً موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و درنتیجه افزایش نرخ تورم می‌شود. در چنین شرایطی، بانک‌های مرکزی با اتخاذ سیاست‌های پولی انقباضی، مانند افزایش نرخ بهره، درصدد کنترل نقدینگی برمی‌آیند (بلانچارد[2]، ۲۰۲۱). این اقدامات می‌تواند به طور غیر مستقیم موجب تغییر در ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی شود، چراکه افزایش نرخ بهره باعث کاهش تقاضا برای پول پرقدرت شده و در مقابل، تقاضا برای دارایی‌هایی مانند اوراق بدهی افزایش می‌یابد. بر اساس نظریه تقاضای پول مارشال و پیگاو، در دوره‌های افزایش تورم، تمایل سرمایه‌گذاران به دارایی‌های امن نظیر طلا و ذخایر ارزی افزایش می‌یابد (مارشال[3]، ۱۹۲۳؛ پیگو[4]، ۱۹۱۷). در چنین شرایطی، بانک مرکزی برای جلوگیری از کاهش ارزش پول ملی ناگزیر به افزایش ذخایر ارزی خواهد بود (درنبوش و همکاران[5]، ۲۰۱۸). علاوه بر این، مدل عرضه پول و نرخ بهره نشان می‌دهد که افزایش نقدینگی معمولاً موجب کاهش نرخ بهره می‌شود که این مسئله تأثیر مستقیمی بر ترکیب اوراق بدهی و ذخایر ارزی بانک مرکزی خواهد داشت (میشکین، ۲۰۲۲). بانک‌ها و مؤسسات مالی تمایل کمتری به نگهداری ذخایر ارزی دارند و درعوض به سمت اوراق بدهی داخلی و سایر دارایی‌های مالی متمایل می‌شوند. همچنین، نظریه انتظارات عقلایی تأکید دارد که افراد و نهادهای اقتصادی بر اساس اطلاعات موجود و انتظارات خود از آینده، تصمیمات اقتصادی اتخاذ می‌کنند.

---

1. Mishkin (2022)
2. Blanchard (2021)
3. Marshall (1923)
4. Pigou (1917)
5. Dornbusch et al. (2018)

از این منظر، تغییرات در سیاست‌های پولی و به‌ویژه تغییر در نرخ بهره می‌تواند موجب تغییر در انتظارات اقتصادی شده و به‌طور غیرمستقیم بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی تأثیر بگذارد (درخشان[1]، ۱۳۹۰: ۷). به طوری که، افزایش انتظارات تورمی باعث افزایش تقاضا برای ذخایر ارزی و طلا به‌عنوان دارایی‌های امن می‌شود. از سوی دیگر، مدل IS-LM نیز نقش مهمی در تحلیل اثرات سیاست‌های پولی بر اقتصاد دارد. در این مدل، تغییرات نرخ بهره می‌تواند موجب تغییر در میزان تقاضا برای اوراق بدهی و ذخایر ارزی شود (هیکس[2]، ۲۰۱۹). چنانچه، کاهش نرخ بهره می‌تواند سرمایه‌گذاران را به خرید اوراق بدهی و ذخایر ارزی ترغیب کند، درحالی‌که افزایش نرخ بهره می‌تواند منجر به کاهش تقاضا برای این دارایی‌ها شود. در مجموع، تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب سبد دارایی بانک مرکزی از طریق تغییر در نرخ بهره، تورم و نقدینگی کاملاً مشهود است. افزایش نرخ بهره معمولاً باعث کاهش تقاضا برای نقدینگی و در نتیجه تغییر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی به نفع اوراق بدهی می‌شود (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۲۲). همچنین، تورم بالا باعث افزایش تقاضا برای ذخایر ارزی و طلا شده و بانک مرکزی را ملزم به نگهداری حجم بیشتری از این دارایی‌ها می‌کند (میشکین، ۲۰۲۲). از سوی دیگر، افزایش نقدینگی در اقتصاد می‌تواند موجب افزایش تقاضا برای اوراق بدهی و ذخایر ارزی شود، چرا که نهادهای اقتصادی ترجیح می‌دهند دارایی‌های امن‌تری را در اختیار داشته باشند (بلانچارد، ۲۰۲۱). از این رو، تنظیم بهینه سیاست‌های پولی و شناخت روابط میان این سیاست‌ها و اقلام مختلف سبد دارایی بانک مرکزی، برای ثبات اقتصادی و حفظ ارزش پول ملی از اهمیت بالایی برخوردار است.

بر مبنای نظریه تنوع دارایی در شرایط تورمی، دارایی‌هایی نظیر طلا و ارزهای معتبر جهانی، به‌ویژه دلار، به دلیل قابلیت نقدشوندگی و پذیرش عمومی بین‌المللی، به‌عنوان پناهگاه امن دارایی‌ها شناخته می‌شوند (باور و لوسی[3]، ۲۰۱۰: ۲۱۹). این ویژگی‌ها باعث می‌شود بانک‌های مرکزی در شرایط تورمی، برای حفظ ارزش واقعی ذخایر خود، تمایل بیشتری به نگهداری این اقلام داشته باشند. در اقتصاد ایران نیز، شواهد تجربی حاکی از آن است که در دوره‌های تورمی، به‌ویژه پس از شوک‌های ارزی یا بی‌ثباتی‌های اقتصادی، تمایل بانک مرکزی به افزایش ذخایر طلای رسمی یا

[1]. Derakhshan (2011)
[2]. Hicks (2019)
[3]. Baur & Lucey (2010)

تقویت نقش دلار در ذخایر بین‌المللی افزایش یافته است. به عنوان نمونه، گزارش "بررسی تحولات اقتصاد کلان و اقدامات بانک مرکزی" منتشرشده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (گزارش سالانه ۱۴۰۱)، افزایش سهم طلا و دلار در ذخایر ارزی کشور را در واکنش به نوسانات تورمی سال‌های اخیر مورد تأکید قرار داده است. گزارش‌های صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۴) نیز نشان می‌دهد که بانک‌های مرکزی در سطح جهانی در دوره‌های تورمی، سهم طلا و دلار را افزایش می‌دهند، و در کشورهایی با نرخ بهره بالا، اوراق بدهی داخلی نقش پررنگ‌تری در ترکیب ذخایر دارند. جدول۱ ترکیب ذخایر جهانی را نشان می‌دهد. از این رو، مطالعه حاضر می‌کوشد ترکیب بهینه سبد دارایی بانک مرکزی ایران را در پاسخ به سیاست‌های پولی تحلیل کرده و تفاوت‌های آن با میانگین جهانی، از جمله در سهم طلا و دلار، را مورد توجه قرار دهد.

جدول ۱: ترکیب ذخایر جهانی (۲۰۲٤)

دارایی	دلار	یورو	ین	پوند	یوان	فرانک	طلا
درصد	۵۹	۲۱	۶	۵	۳	۲	۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

ذخایر ارزی ایران (۸۰ میلیارد دلار معادل ۵/۳ درصد نسبت به GDP) نسبت به کشورهای دیگر به‌ویژه عربستان سعودی (۵۰۰ میلیارد دلار معادل ۳۵/۱ درصد نسبت به GDP) و هند (۶۵۰ میلیارد دلار معادل ۲۲/۵ درصد نسبت به GDP) از نظر نسبی کمتر است. تغییرات نرخ بهره و تورم در ایران تأثیر مستقیمی بر این نسبت دارد. در دوران تورم بالا و افزایش نرخ بهره، تقاضا برای ذخایر ارزی کاهش می‌یابد و بانک مرکزی برای جبران کسری بودجه و کنترل تورم به کاهش این ذخایر متوسل می‌شود. نسبت ذخایر ارزی به GDP در ایران تنها ۵/۳ ٪ است، در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته مانند آلمان (۳۰/۲٪) و ایالات متحده (۴۵/۶٪) نشان‌دهنده وابستگی کمتر بانک مرکزی ایران به ذخایر ارزی است (صندوق بین المللی پول، ۲۰۲۳). ایران تنها ۳۵ میلیارد دلار معادل ۲/۳درصد اوراق بدهی از GDP دارد که در مقایسه با کشورهای درحال‌توسعه مانند هند (۷۰۰ میلیارد دلار معادل ۲۴/۲ درصد) و ترکیه (۴۰۰ میلیارد دلار معادل ۴۵/۵ درصد از GDP) بسیار کمتر است. نرخ بهره بالا و تورم شدید در ایران هزینه‌های استقراض را افزایش داده و تقاضا برای اوراق بدهی داخلی را کاهش می‌دهد. این امر بانک مرکزی ایران را به استفاده از ذخایر ارزی و استقراض از منابع خارجی سوق می‌دهد. در مقابل، در کشورهای توسعه‌یافته مانند آلمان که نرخ

بهره پایین و تورم کنترل‌شده دارند، نسبت اوراق بدهی به GDP معادل ۲۵۱/۶ درصد، نشان‌دهنده نقش پررنگ این ابزار در سیاست‌های پولی است (بانک جهانی، ۲۰۲۳). ذخایر طلای ایران (۱۰۰ تن، معادل ۰/۰۷ درصد نسبت به GDP) در مقایسه با کشورهایی مانند هند و آلمان به طور نسبی کمتر است. افزایش تورم در ایران و دیگر کشورهای درحال‌توسعه تقاضا برای طلا به‌عنوان یک دارایی امن را افزایش می‌دهد. بر اساس مطالعه پناهی وهمکاران (۱۳۹۸)، در ایران طی دوره‌های تورمی شدید (مانند ۱۳۹۲-۱۳۹۰ و ۱۴۰۰-۱۳۹۷)، تقاضای خانوارها و سرمایه‌گذاران برای طلا به طور قابل توجهی افزایش یافته است، زیرا این دارایی به عنوان ابزاری برای حفظ ارزش در برابر کاهش قدرت خرید ریال عمل می‌کند. بنابراین، بانک مرکزی ایران ممکن است برای مقابله با نوسانات نرخ ارز و تورم، سهم طلا در سبد دارایی‌های خود را افزایش دهد (بانک مرکزی ایران، ۱۴۰۲). در کشورهای توسعه‌یافته مانند آلمان که تورم پایین و نرخ بهره پایین است، سیاست‌های پولی بیشتر بر تقویت اوراق بدهی و ذخایر ارزی متمرکز است. حجم پول پرقدرت در ایران (۴۰۰ میلیارد دلار معادل، ۲۶/۵ درصد نسبت به GDP) در مقایسه با کشورهایی مانند ترکیه، عربستان سعودی و ایالات متحده کمتر است، اما از هند و از آلمان به طور قابل توجهی کمتر است. سیاست‌های پولی انبساطی در ایران که منجر به افزایش نقدینگی و تورم می‌شود، بر ترکیب سبد دارایی بانک مرکزی تأثیر گذاشته و این نهاد را به استفاده از ذخایر ارزی و استقراض داخلی برای جبران کسری بودجه سوق داده است (بانک مرکزی ایران، ۱۴۰۲). در مقابل، در کشورهای توسعه‌یافته مانند ایالات متحده و آلمان، سیاست‌های پولی انبساطی از طریق کاهش نرخ بهره و برنامه‌های خرید دارایی‌ها بر اوراق بدهی و ذخایر ارزی متمرکز می‌شود. اطلاعات به‌دست‌آمده از منابع آماری جهانی نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی ایران، به‌ویژه تغییرات در نرخ بهره، تورم و حجم نقدینگی، تأثیر قابل توجهی بر ترکیب سبد دارایی بانک مرکزی ایران داشته است. در شرایط تورم بالا و نرخ بهره اسمی بالا، نرخ بهره واقعی منفی است که نشان‌دهنده سرکوب مالی شدید است. این وضعیت بانک مرکزی ایران را به کاهش ذخایر ارزی و استقراض داخلی سوق داده است. برخلاف کشورهای توسعه‌یافته که بر ابزارهای سیاست پولی مانند اوراق بدهی و ذخایر ارزی تأکید دارند، در ایران به دلیل مشکلات ساختاری، بانک مرکزی از ذخایر ارزی و تزریق نقدینگی برای تأمین مالی دولت استفاده کرده است. برای بهبود وضعیت، توصیه می‌شود سیاست‌های پولی ایران

به سمت کنترل تورم از طریق افزایش نرخ بهره واقعی (به جای کاهش اسمی)، تقویت ابزارهای بازار بدهی و کاهش وابستگی به تزریق نقدینگی سوق داده شود.

جدول ۲: تحلیل مقایسه‌ای با کشورهای منتخب

کشور	نسبت اوراق بدهی به GDP (٪)	نسبت میزان طلا به GDP (٪)	نسبت پول پرقدرت به GDP (٪)	تورم (٪)	نرخ بهره (٪)	نسبت ذخایر ارزی به GDP (٪)
ایران	۲/۳	۰/۰۷	۲۶/۵	۴۸/۵	۲۱	۵/۳
ترکیه	۴۵/۵	۰/۵۷	۶۸/۲	۵۵	۲۰	۱۰/۲
عربستان	۱۷/۵	۰/۲۳	۵۶/۱	۳/۱	۲/۵	۳۵/۱
هند	۲۴/۲	۰/۲۷	۴۱/۵	۷/۵	۶	۲۲/۵
آلمان	۲۵۱/۶	۰/۴۲	۱۸۸/۷	۱/۹	۰/۵	۳۰/۲
ایالات متحده	۳۰۰	۱/۱۴	۷۱/۴	۳	۳	۴۵/۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۳- پیشینه پژوهش

مطالعات متعددی به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی و ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی پرداخته‌اند که در ادامه بر اساس سیر تحول روش‌شناسی مرور می‌شوند:

عسکریان کاخ و همکاران[1] (۱۴۰۲) در پژوهشی به تحلیل محتوای چهار دهه پژوهش در سیاست‌های پولی بانک مرکزی: با نگاهی به عملیات بازار باز پرداخته‌اند. هدف این مطالعه، تحلیل محتوای بروندادهای علمی مرتبط با سیاست‌های پولی بانک مرکزی، با تمرکز بر «عملیات بازار باز» به‌منظور درک سیر تکاملی ساختار علمی و بهبود سیاست‌گذاری‌های آینده است. این پژوهش از نوع توصیفی و کاربردی بوده و با استفاده از روش تحلیل محتوای کیفی به بررسی مقالات و پژوهش‌های منتشر شده در این حوزه پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که در دهه‌های اخیر، توجه به عملیات بازار باز در پژوهش‌های داخلی افزایش یافته و این موضوع به‌عنوان یکی از ابزارهای مهم سیاست پولی مورد توجه قرار گرفته است. همچنین، پیشنهاد شده است که بانک مرکزی با بهره‌گیری از نتایج این پژوهش‌ها، در تدوین و اجرای سیاست‌های پولی خود دقت بیشتری کند.

پاشازده و همکاران[2] (۱۴۰۲) با هدف بررسی اثرات تعاملی سیاست‌های پولی و احتیاطی

[1]. Askariyan Kakh et al. (2023)
[2]. Pashazadeh et al. (2023)

کلان بر ثبات سیستم بانکی ایران، از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و داده‌های سری زمانی سالانه ۲۴ بانک خصوصی و دولتی طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۶ استفاده کردند و دریافتند که سیاست‌های پولی بی‌ثباتی بانکی را تشدید می‌کند، اما سیاست‌های احتیاطی کلان و تعامل این دو ثبات را تقویت می‌کند. بنابراین پیشنهاد داده‌اند که سیاست‌گذاران با ترکیب مناسب این سیاست‌ها ثبات سیستم بانکی را بهبود بخشند.

ناصرالهی و کیاءالحسینی[1] (۱۴۰۱) تأثیر هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی بر مؤلفه‌های اقتصاد کلان ایران را در فضای بازی همکارانه با فرض دولت به عنوان رهبر و بانک مرکزی به عنوان پیرو بررسی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از مدل بازی همکارانه و داده‌های اقتصادی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۵ نشان دادند که این هماهنگی تأثیر مثبتی بر تورم، بیکاری، رشد اقتصادی و شاخص بازار سهام دارد. نتایج نشان می‌دهد که هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی می‌تواند تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهبود شاخص‌های کلان اقتصادی داشته باشد. پیشنهاد شده است؛ که نهادهای سیاست‌گذار با همکاری و هماهنگی بیشتر، به بهبود وضعیت اقتصادی کشور کمک کنند و توصیه کردند که نهادهای سیاست‌گذار با همکاری بیشتر وضعیت اقتصادی را بهبود دهند.

شریفی‌نیا و همکاران[2] (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر قدرت رقابتی و سیاست پولی بر بازده دارایی در بانک‌های ایران پرداخته‌اند. هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر قدرت بازار بانکی و سیاست پولی بر بازده دارایی بانک‌های خصوصی و دولتی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ است. در این تحقیق، از شاخص لرنر به‌عنوان یکی از روش‌های ساختاری برای برآورد قدرت رقابتی استفاده شده و داده‌های ترازنامه‌ای و صورت سود و زیان ۳۳ بانک فعال دولتی و خصوصی مورد تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قدرت بازاری و اعمال سیاست‌های پولی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ بازده دارایی بانک‌های خصوصی و دولتی دارد. پیشنهاد می‌شود که بانک‌ها با تقویت قدرت بازار خود و هماهنگی با سیاست‌های پولی، بازده دارایی‌های خود را بهبود بخشند.

سوریانو و تورو[3] (۲۰۲۲) تأثیر سیاست‌های پولی بانک مرکزی اروپا بر قیمت نفت برنت را

---

1. Naserolahi & Kiaa al-Hosseini (2022)
2. Sharifinia et al. (2020)
3. Soriano & Torró (2022)

بررسی کرده‌اند. این تحقیق از روش مطالعه رویداد با استفاده از داده‌های لحظه‌ای در طول دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۲۰ بهره برده است. نتایج نشان داده که واکنش قیمت نفت برنت تنها در طول بحران مالی قابل توجه بود. افزایش غیرمنتظره نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و کاهش ریسک نرخ بهره در ایتالیا به‌عنوان نشانه‌های مثبت از پایان بحران مالی تلقی شدند. همچنین، واکنش قیمت نفت برنت به سیاست‌های پولی بانک مرکزی اروپا تحت تأثیر نرخ تبدیل ارز دلار-یورو قرار داشته است.

دوایر و همکاران[1] (۲۰۲۳) در پژوهشی تأثیر سیاست‌های غیرمتعارف پولی بانک مرکزی اروپا (ECB) از ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۸ بر دارایی‌های بانکی را بررسی کردند. هدف این تحقیق تحلیل اثرات پرداخت‌های انتقالی، برنامه‌های خرید دارایی و نرخ بهره سپرده‌گذاری بر وام‌ها، اوراق بهادار دولتی و موجودی‌های نقدی بانک‌ها بوده است. این مطالعه از مقایسه تأثیرات این سیاست‌ها در کشورهای بحران‌زده و غیر بحران‌زده استفاده کرده است. نتایج نشان داده که سیاست‌های غیرمتعارف بانک مرکزی منجر به افزایش وام‌دهی شده است. همچنین، این سیاست در کشورهای بحران‌زده، موجب کاهش نگهداری اوراق بهادار دولتی و افزایش وام‌ها شده است.

لیو و همکاران[2] (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای سیاست پولی مبتنی بر داده را مورد بررسی قرار داده و برنامه خرید سهام بانک ژاپن (BOJ) را تحلیل کرده‌اند. هدف این تحقیق ارزیابی پیامدهای سیاست‌های پولی و تأثیر آن‌ها بر بازارهای مالی است. روش تحقیق شامل طراحی یک مدل پیش‌بینی برای شناسایی الگوهای قابل پیش‌بینی در مداخلات BOJ بوده است. داده‌های مورد استفاده شامل اطلاعات تاریخی از قیمت سهام، سیاست‌های پولی و معاملات بازار بوده است. نتایج نشان داده که مداخلات BOJ تأثیر مثبتی بر قیمت سهام ریسک‌پذیر دارند و استراتژی‌های معاملاتی مبتنی بر پیش‌بینی‌های سیاست‌های بانک مرکزی می‌توانند بازده قابل توجهی ایجاد کنند. این مطالعه بر اهمیت استفاده از مدل‌های مبتنی بر داده برای بهینه‌سازی سیاست‌های پولی تأکید می‌کند. همچنین، پیشنهاد شده که سیاست‌گذاران در تنظیم سیاست‌های پولی به تحلیل داده‌محور بیشتر توجه داشته باشند.

لوین و همکاران[3] (۲۰۲۵) در پژوهشی به بررسی مشارکت محدود در بازار دارایی و تأثیر

---

1. Dwyer et al. (2023)
2. Liu et al. (2025)
3. Levine et al. (2025)

آن بر سیاست‌های پولی در یک اقتصاد کوچک و باز پرداخته‌اند. هدف اصلی مطالعه آن‌ها، بررسی تعیین تعادل و سیاست پولی بهینه در شرایطی است که برخی از عوامل اقتصادی امکان مشارکت کامل در بازار دارایی را ندارند. روش تحقیق بر مدل‌سازی تعادل اقتصادی و بررسی اثرات سیاست پولی در این شرایط متمرکز بوده است. یافته‌های مطالعه نشان داده که در شرایط مشارکت محدود، استفاده از قوانین سیاستی با تمایل به نرمی نرخ بهره ممکن است نامناسب باشد و سیاست‌های پولی بهینه به میزان قابل توجهی به درجه باز بودن تجارت وابسته است. این مطالعه بر اهمیت درک دقیق تأثیرات مشارکت محدود بر سیاست‌گذاری پولی تأکید کرده و توصیه می‌کند که بانک‌های مرکزی از ابزارهای انعطاف‌پذیرتری در تعیین نرخ بهره استفاده کنند.

مطالعات متعددی در ایران به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی و ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی پرداخته‌اند. پژوهش‌های داخلی عمدتاً بر اثر سیاست‌های پولی بر نقدینگی، نرخ بهره، تورم و برخی مؤلفه‌های کلان اقتصادی تمرکز داشته‌اند، اما کمتر به تحلیل دقیق ترکیب بهینه سبد دارایی‌های بانک مرکزی پرداخته‌اند. در این میان، برخی تحقیقات داخلی تأثیر سیاست‌های پولی بر اجزای خاصی از سبد دارایی‌ها، مانند ذخایر ارزی یا اوراق بدهی، را بررسی کرده‌اند، اما تحلیل یکپارچه و بهینه‌سازی کل سبد دارایی بانک مرکزی در پاسخ به تغییرات سیاست پولی کمتر مورد توجه بوده است. در مقابل، مطالعات خارجی دامنه گسترده‌تری در زمینه تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب دارایی‌های بانک‌های مرکزی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه دارند. این پژوهش‌ها عمدتاً از مدل‌های اقتصادسنجی، روش‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) و مدل‌های پیش‌بینی استفاده کرده‌اند و برخی از آن‌ها تأثیر سیاست‌های پولی بر نسبت دارایی‌های پرریسک و کم‌ریسک را بررسی کرده‌اند. با این حال، بسیاری از این مطالعات بر ساختارهای اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته تمرکز داشته و کمتر به بانک‌های مرکزی اقتصادهای درحال‌توسعه مانند ایران پرداخته‌اند. علاوه بر این، تحقیقات بین‌المللی عمدتاً به تحلیل تجربی مبتنی بر داده‌های تاریخی پرداخته‌اند و کمتر از رویکردهای کنترل بهینه و الگوریتم‌های بهینه‌سازی برای تعیین ترکیب بهینه دارایی‌ها بهره برده‌اند. از این رو، پژوهش حاضر از چند جنبه نوآوری دارد: نخست، برخلاف اکثر مطالعات داخلی، این پژوهش ترکیب بهینه سبد دارایی‌های بانک مرکزی ایران را به‌صورت جامع و با استفاده از رویکرد کنترل بهینه و الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات

(PSO) بررسی می‌کند. دوم، این مطالعه از طریق آنالیز حساسیت، تأثیر تغییرات سیاست‌های پولی، نرخ بهره، نقدینگی و تورم را بر ترکیب بهینه دارایی‌های بانک مرکزی تحلیل می‌کند، که در مطالعات پیشین کمتر مورد توجه قرار گرفته است. سوم، نوآوری اصلی این پژوهش نسبت به مطالعات بین‌المللی، پیاده‌سازی عملی مدل بهینه‌سازی سبد دارایی‌های بانک مرکزی در چارچوب یک اقتصاد درحال‌توسعه (مطالعه‌ی موردی: ایران) است؛ نتایج به‌دست‌آمده می‌تواند به سیاست‌گذاران در اتخاذ تصمیم‌های مؤثرتر در حوزه‌ی مدیریت سبد دارایی‌های بانک مرکزی کمک شایانی کند. در نهایت، این پژوهش می‌تواند چارچوبی کاربردی برای سایر کشورهای درحال‌توسعه ارائه دهد که با چالش‌های مشابهی در مدیریت دارایی‌های بانک مرکزی و اثرات سیاست‌های پولی بر آن مواجه هستند. به عبارت دیگر، پژوهش حاضر با هدف تعیین ترکیب بهینه سبد دارایی‌های بانک مرکزی ایران در پاسخ به سیاست‌های پولی، از رویکرد کنترل بهینه و الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO) و داده‌های اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۵۰ بهره گرفته است. این پژوهش ترکیب بهینه‌ی دارایی‌ها را تحت سناریوهای مختلف سیاست پولی تعیین کرده، حساسیت سبد به نرخ بهره، نقدینگی و تورم را تحلیل می‌کند و پیشنهاد می‌دهد که سیاست‌گذاران از این مدل برای شبیه‌سازی سناریوهای تخصیص منابع (ارز، طلا، اوراق بدهی) و کاهش ناپایداری مالی بهره گیرند؛ چارچوب ارائه‌شده برای سایر اقتصادهای درحال‌توسعه نیز قابل تعمیم و کاربرد است.

٤- الگو، داده‌ها و روش پژوهش

یک سبد کارا انتخاب بهترین ترکیبات دارایی‌ها است؛ که بازده انتظاری را با توجه به مقدار ریسک داده شده، حداکثر سازد. مارکوویتز[1] (۱۹۵۲) مجموعه کارا را تحت عنوان معیار "ماکسی-مین"[2] و معیار "مینی- ماکس"[3] یک مجموعه به عنوان بهترین ترکیبات دارایی‌هایی که واریانس را به ازای یک نرخ بازده داده شده حداقل می‌کند، معرفی کرده است. سهم بهینه دارایی i در سبد دارایی بانک مرکزی کشورها بر اساس نرخ بازدهی انتظاری روی پول‌های مختلف و ماتریس

[1]. Markowitz (1952)
[2]. Maximin Criterion
[3]. Minimax Criterion

واریانس- کوواریانس بازده آنان تعیین می‌شود. اگر x_i سهم دارایی i در پرتفوی و X بردار x_i بوده و R_i میزان بازدهی هرکدام یک از اقلام سبد دارایی و R بردار R_i باشد و m میانگین بازده انتظاری و σ^2 واریانس بازده روی وضعیت خالص اقلام سبد دارایی باشد، پس می‌توان نوشت:

$$m = x'R \quad (۱)$$

$$\sigma^2 = x'VX \quad (۲)$$

در این معادلات R بردار میانگین بازده انتظاری دارایی‌های مختلف و V ماتریس واریانس- کوواریانس بازده انتظاری واقعی دارایی‌های مختلف است. تحت این شرایط و در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تابع مطلوبیت مسئولین پولی کشورها به طور مثبت با بازده انتظاری پرتفوی و به طور منفی با ریسک بازده دارایی‌های مختلف رابطه دارد. در صورتی که تابع هدف مسئولین پولی به صورت زیر است:

$$U = m(r) - \left(\frac{b}{2}\right)\sigma^2 - E(TC) \quad (۳)$$

که در آن: $m(r)$ میانگین بازده انتظاری دارایی‌های پرتفوی، σ^2 واریانس بازده دارایی‌ها، $E(TC)$ هزینه‌های مرتبط با تبدیل دارایی‌ها و کمبود دارایی‌ها و F(R,CM,INF) تابعی از سیاست‌های پولی شامل نرخ بهره، عدم تعادل پولی و تورم است که به مدل اضافه می‌شود. سهم بهینه دارایی در سبد دارایی بانک مرکزی به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$\mathrm{x}^* = \frac{\mathrm{V}^{-1}\mathrm{e}}{\mathrm{e}'\mathrm{V}^{-1}\mathrm{e}} + \left(\frac{1}{\mathrm{b}}\right)\mathrm{V}^{-1}\left[\mathrm{R} - \left[\frac{\mathrm{R}'\mathrm{V}^{-1}\mathrm{e}}{\mathrm{e}'\mathrm{V}^{-1}\mathrm{e}}\mathrm{e}\right]\right] + \mathrm{F(R, CM, INF)} \quad (۴)$$

که در آن، V ماتریس واریانس-کوواریانس بازده دارایی‌ها، e بردار واحد، R بردار بازده انتظاری دارایی‌ها، b درجه گریز از ریسک و F(R,CM,INF) تأثیر سیاست‌های پولی بر انتخاب دارایی‌ها را نشان می‌دهد. از این رو، هزینه‌های تبدیل دارایی‌ها و کمبود دارایی‌ها به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$E(TC) = \sum_{i=1}^{9}\gamma_i x_i + ((1 - \sum\gamma_i)((\gamma_{10}H + \gamma_{11}BP + \gamma_{12}CM + \gamma_{13}ES + \gamma_{14}OPen)) \quad (۵)$$

که در این رابطه γ_i احتمال وجود دارایی i در موقعیتی است که سبد بهینه نیست و ضرایب آن‌ها هزینه فرصت یا هزینه تبدیل دارایی i به سایر دارایی‌ها است که از متوسط وزنی ارزش دارایی‌ها

بدست آمده است.

تخصیص سبد به دو نوع دارایی ریسکی و دارایی بدون ریسک بر مبنای مطالعات یه او[1] (۲۰۰۷) صورت می‌گیرد و نشان‌دهنده بازدهی حاصل از تسهیم همه دارایی‌های موجود در سبد دارایی است. به طوری که این دارایی‌ها می‌تواند بازدهی انتظاری داشته باشد که با $E_t(r_{i,t+1})$ نشان داده شده و یا متعلق به دارایی‌هایی است که بازدهی قطعی دارند و با r_f نشان داده شود. لازم به ذکر است در این مسئله بهینه‌سازی، ارزش کل سبد دارایی، بهینه فرض شده است و آنچه با حل مسئله بهینه‌سازی به‌دست می‌آید، ترکیب بهینه سبد یا سهم بهینه هر دارایی است.

$$E_t\left(R_{t+1}\sum_{i=1}^{N} x_{i,t}\, E_t(r_{i,t+1})\right) + x_{f,t} r_{f,t+1} \quad (۶)$$

$$x'_t \Omega_{t+1} x_t \le \sigma^2 \quad (۷)$$

$$\sum_{i=1}^{N} x_{i,t} + x_{f,t} = 1 \ , \forall\, t \quad (۸)$$

$$x_{i,t} \ge 0, \forall\, t, \forall\, i \quad (۹)$$

$E_t(R_{t+1})$ بازده انتظاری پرتفولیو ارزی در دوره t+1

$E_t(r_{i,t+1})$ بازده انتظاری برای ارز i در دوره بعدی یعنی دوره t+1

r_f بازده دارایی بدون ریسک

$x_{i,t}$ سهم دارایی i در پرتفولیو بانک مرکزی در سال t

$x_{f,t}$ دارایی بدون ریسک

X بردار سهم دارایی‌های با ریسک

Ω_{t+1} ماتریس واریانس- کواریانس بازدهی انتظاری دارایی‌ها

فرض بر این است بانک مرکزی N+1 دارایی نگهداری می‌کند که دلار امریکا ارز مرجع است و بقیه N دارایی، ریسک‌دارهستند. رابطه (۷) بیانگر محدودیت ریسک است. بدین معنا که بانک‌های مرکزی ریسک‌گریز هستند و تمایل دارند به ازای سطح معین ریسک بازده انتظاری پرتفولیو خود را حداکثر نمایند. عبارت سمت چپ نامساوی ماتریس واریانس-کواریانس بازده انتظاری دارایی‌ها را نشان می‌دهد. رابطه (۸)، نشان دهنده این است که مجموع سهم دارایی‌ها در پرتفولیو در هر سال باید برابر یک باشد. با توجه به سهم زیاد دارایی‌های مورد مطالعه در سبد

[1]. Yi Wu (2007)

دارایی‌های بانک مرکزی، اقتصادهای نوظهور و درحال‌توسعه مجموع سهم دارایی‌های مذکور را برابر واحد فرض کرده و دیگر دارایی‌ها را غیر مهم تلقی کرده و مجموع سهم آن‌ها برابر صفر فرض می‌شود. رابطه (۹)، نشان دهنده عدم وجود استقراض است. یعنی سهم بهینه هر دارایی مثبت است و استقراض از یک دارایی به منظور سرمایه‌گذاری در دارایی دیگر را شامل نمی‌شود. به عبارت دیگر، بانک مرکزی در وضعیت کسری نسبت به یک دارایی قرار نمی‌گیرد یا دارایی کمتر از آنچه که فروخته شده خریداری نمی‌شود. از این رو، برای بررسی و تعیین ترکیب بهینه سبد دارایی‌ها در ایران لازم است؛ به بررسی اقلام ترازنامه بانک مرکزی پرداخته شود. بر اساس گزارش حساب ترازنامه بانک مرکزی (۱۴۰۱)، اقلام مالی حساب ترازنامه ملی ایران شامل طلای پولی[1]، حق برداشت مخصوص[2]، پول در گردش و سپرده‌های دیداری، اوراق بدهی و سایر اقلام مالی حساب ترازنامه ملی ایران است. که با توجه به ساختار هر متغیر و مطالعات انجام شده در این زمینه ساختار اقلام سبد دارایی بانک مرکزی تعریف می‌شود. برای بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی، معادلات زیر معرفی می‌شوند:

$$X1=\beta_0+\beta_1 x1(-1)+\beta_2 y+\beta_3 e1+\beta_4 r+\beta_5 RB+\beta_6 GP+\beta_7 open+\beta_8 bp+\beta_9 Cm+\beta_{10} Tarif \quad (۱۰)$$

$$X2=\beta_{11}+\beta_{12} x2(-1)+\beta_{13} y+\beta_{14} e2+\beta_{15} r+\beta_{16} RB+\beta_{17} GP+\beta_{18} open+\beta_{19} bp+\beta_{20} Cm+\beta_{21} Tarif \quad (۱۱)$$

$$X3=\beta_{22}+\beta_{23} x3(-1)+\beta_{24} y+\beta_{25} e3+\beta_{26} r+\beta_{27} RB+\beta_{28} GP+\beta_{29} open+\beta_{830} bp+\beta_{31} Cm+\beta_{32} Tarif \quad (۱۲)$$

$$X4=\beta_{33}+\beta_{34} x4(-1)+\beta_{35} y+\beta_{36} e4+\beta_{37} r+\beta_{38} RB+\beta_{39} GP+\beta_{40} open+\beta_{41} bp+\beta_{42} Cm+\beta_{43} Tarif \quad (۱۳)$$

$$X5=\beta_{44}+\beta_{45} x5(-1)+\beta_{46} y+\beta_{47} e5+\beta_{48} r+\beta_{50} RB+\beta_{51} GP+\beta_{52} open+\beta_{53} bp+\beta_{54} Cm+\beta_{55} Tarif \quad (۱۴)$$

$$X6=\beta_{56}+\beta_{57} x6(-1)+\beta_{58} y+\beta_{59} e6+\beta_{60} r+\beta_{61} RB+\beta_{62} GP+\beta_{63} open+\beta_{64} bp+\beta_{65} Cm+\beta_{66} Tarif \quad (۱۵)$$

$$X7=\beta_{67}+\beta_{68} x7(-1)+\beta_{69} y+\beta_{70} e+\beta_{71} r+\beta_{72} RB+\beta_{73} GP+\beta_{74} inf+\beta_{75}$$

[1]. Monetary Gold
[2]. Special Drawing Right (SDR)

$$wGP+\beta_{76}\ oil+\beta_{77}\ open+\ \beta_{78}\ bp+\ \beta_{79}Cm \quad (۱۶)$$

$$X8=\beta_{80}+\beta_{81}x8(-1)\ +\beta_{82}\ y\ +\beta_{83}e+\beta_{84}r+\beta_{85}RB+\beta_{86}GP+\beta_{87}inf \quad (۱۷)$$

$$X9=\beta_{88}+\beta_{89}x9(-1)\ +\beta_{90}\ \ y\ \ +\beta_{91}e+\beta_{92}r+\beta_{93}RB+\beta_{94}GP+\beta_{95}Gini+\beta_{96}inf \quad (۱۸)$$

(جعفرپور و همکاران[1]، ۲۰۲۰: ۴)، (سلطانی و مولایی[2]، ۲۰۱۷: ۴۷)

$$C_t = \theta_0 C_{t-1} + \theta_1 y \quad (۱۹)$$

(واثق عباسی و اسفندیاری[3]، ۲۰۲۲: ۱۱)

$$TR_t = \theta_2 orr_t + \theta_3 y_{t-1} + \theta_4 y_t + \theta_5 M_t + \theta_6 TR_{t-1} \quad (۲۰)$$

(فیضی و همکاران[4]، ۲۰۱۸: ۴۳)

$$Tax_t = \theta_2 orr_t + \theta_3 R_t + \theta_4 y_t + \theta_5 C_t + \theta_6 I_t + \theta_7 Tax_{t-1} \quad (۲۱)$$

(دیوسالار و همکاران[5]، ۲۰۱۶: ۲۳)

$$I_t = \theta_8 R_t + \theta_9 Y_t + \theta_{10} K_t + \theta_{11} I_{t-1} \quad (۲۲)$$

(باقری عباس آبادی و همکاران[6]، ۲۰۱۸: ۱۷)

$$IM_t = \theta_{12} EX_t + \theta_{13} W_t + \theta_{14} Y_t + \theta_{15} L_t + \theta_{16} IM_{t-1} \quad (۲۳)$$

$$EX_t = \theta_{17} E_t + \theta_{18} Pt_t + \theta_{19} L_t + \theta_{20} EX_{t-1} \quad (۲۴)$$

$$H_t = \theta_{21} H_{t-1} + \theta_{22} G_t + \theta_{23} Y_t \quad (۲۵)$$

(جعفرپور و همکاران، ۲۰۲۰: ۴)، (فیضی و همکاران، ۲۰۱۸: ۴۳)

$$IM_t = \theta_{24} Y_t + \theta_{25} E_t + \theta_{26} IM_{t-1} + \theta_{27} Tarif_t \quad (۲۶)$$

(خشت‌زن عبدالله‌پور و همکاران[7]، ۲۰۱۹: ۱۲)

$$BD_t = \theta_{28} BD_{t-1} + \theta_{29} G_t + \theta_{30} TR_t + \theta_{31} orr_t + \theta_{32} Tax_t \quad (۲۷)$$

(موحد منش و عالی منش[8]، ۲۰۱۹: ۵۹)

$$BP_t = \theta_{33} BP_{t-1} + \theta_{34} Y_t + \theta_{35} R_t + \theta_{36} TOT_t \quad (۲۸)$$

(سلطانی و مولایی، ۲۰۱۷: ۴۷)

$$ES_t = \theta_{37} ES_{t-1} + \theta_{38} PHP_t + \theta_{39} UR_t \quad (۲۹)$$

---

1. Jafarpour et al. (2020)
2. Soltani & Molaei (2017)
3. Vasegh Abbasi & Esfandiari (2022)
4. Feizi et al. (2018)
5. Divsalar et al. (2016)
6. Bagheri Abbasabadi et al. (2018)
7. Kheshtzan Abdollahpour et al. (2019)
8. Movahedmanesh & Aalimanesh (2019)

(سلطانی و مولایی، ۲۰۱۷: ۴۷)، (واثق عباسی و اسفندیاری، ۲۰۲۲: ۱۱)

$$OPen_t = \theta_{40} OPen_{t-1} + \theta_{41} EX_t + \theta_{42} IM_t \quad (۳۰)$$

(جاوری و همکاران[1]، ۲۰۲۰: ۲۷) و (دیوسالار و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۳)

$$CM_t = \theta_{43} CM_{t-1} + \theta_{44} X9_t + \theta_{45} X9_{t-1} \quad (۳۱)$$

(باقری عباس آبادی و همکاران، ۲۰۱۸: ۱۷)

$$P1_t + P2_t + P3_t + P4_t + P5_t + P6_t + P7_t + P8_t + P9_t + P10_t \leq 1 \quad (۳۲)$$

(فیضی و همکاران، ۲۰۱۸: ۴۳)، (باقری عباس آبادی و همکاران، ۲۰۱۸: ۱۷)

$$X1_t + X2_t + X3_t + X4_t + X5_t + X6_t + X7_t + X8_t + X9_t = 1 \quad (۳۳)$$

(سلطانی و مولایی، ۲۰۱۷: ۴۷)

بنابراین، با استفاده از معادلات فوق، تغییرات ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی ایران با در نظر گرفتن سیاست‌های خزانه‌ای دولت بررسی می‌شود.

جدول ۳: فهرست نمادها و متغیرهای مورد استفاده در معادلات پژوهش

نماد	متغیر	نماد	متغیر	نماد	متغیر	نماد	متغیر
x1	دلار	E1	نرخ دلار	Gini	ضریب جینی	E	نرخ ارز موثر
x2	پوند	E2	نرخ پوند	GP	قیمت طلا	WGP	قیمت جهانی طلا
x3	یوان	E3	نرخ یوان	x9	تقاضای پول	x8	اوراق بدهی بانک مرکزی
x4	یورو	E4	نرخ یورو	C_t	مخارج مصرفی	CM_t	عدم تعادل پولی
x5	فرانک	E5	نرخ فرانک	BD_t	کسری بودجه	Open	درجه بازبودن اقتصاد
x6	ین	E6	نرخ ین	Oil	درامد نفتی	RB	نرخ بهره اوراق بدهی
X7	طلا	R	نرخ بهره	PHP_t	ریسک سلامتی	UR_t	ریسک بیکاری
EX_t	صادرات	Tax_t	مالیات	ES_t	امنیت اقتصادی	BP_t	تراز پرداخت خارجی
W_t	دستمزد	orr_t	درامد نفتی	H_t	اندازه دولت	TR_t	پرداخت‌های انتقالی
K_t	سرمایه	bp	ترازپرداخت	E_t	نرخ ارز موثر	I_t	سرمایه‌گذاری
IM_t	واردات	Cm	پایه پولی	G_t	مخارج دولتی	L_t	نیروی کار
Inf	تورم	TOT_t	نرخ مبادله	Y	درآمد	$Tarif_t$	تعرفه

منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. Javari et al. (2020)

۵- نتایج تجربی

این پژوهش به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب سبد دارایی بانک مرکزی ایران پرداخته است. در این پژوهش، داده‌های اقتصادی ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲ از منابع معتبری نظیر مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی جمع‌آوری شده است. پس از نرمال‌سازی داده‌ها به‌منظور یکسان‌سازی مقیاس‌ها، سه الگوریتم فراابتکاری شامل بهینه‌سازی ازدحام ذرات[۱]، الگوریتم ژنتیک[۲] و الگوریتم تفاوت متقابل پروانه-شعله[۳] برای بهینه‌سازی سبد دارایی‌های بانک مرکزی به کار گرفته شدند. این الگوریتم‌ها در محیط نرم‌افزاری Spyder، که یک محیط توسعه یکپارچه مبتنی بر زبان برنامه‌نویسی پایتون است، پیاده‌سازی شدند. الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO) روشی است که از رفتار جمعی گروه‌های زیستی الهام گرفته شده و از مجموعه‌ای از راه‌حل‌ها (ذرات) استفاده می‌کند که با بهره‌گیری از تجربیات فردی و گروهی به سمت بهینه‌ترین پاسخ حرکت می‌کنند (کندی و ابرهارت[۴]، ۱۹۹۵). این الگوریتم به دلیل سرعت همگرایی بالا، دقت در حل مسائل پیوسته چندبعدی، و سادگی محاسباتی برای این مطالعه انتخاب شد. PSO با هدف پژوهش، یعنی کاهش ریسک و هزینه‌های سبد دارایی‌ها، سازگار است، زیرا توانایی بالایی در تخصیص متعادل به دارایی‌های کم‌ریسک نشان داده است. شایان ذکر است؛ که در این مطالعه، ابتدا هر سه الگوریتم PSO، GA و MFO برای تخمین ترکیب بهینه سبد دارایی‌ها مورد ارزیابی قرار گرفتند. با این حال، PSO به دلیل کارایی محاسباتی بالاتر و تطابق بیشتر نتایج آن با داده‌های واقعی گزارش‌شده توسط منابع معتبر، نسبت به GA و MFO ترجیح داده شد. الگوریتم GA، به دلیل پیچیدگی محاسباتی و زمان‌بر بودن، و MFO، به دلیل تمایل به تخصیص نامتوازن به برخی دارایی‌ها، عملکرد کمتری نسبت به PSO از خود نشان دادند (شی و ابرهارت[۵]، ۱۹۹۸). پیاده‌سازی PSO در Spyder با استفاده از کتابخانه‌های پایتون نظیر NumPy و SciPy انجام شد و این روش به‌عنوان رویکرد بهینه برای تحلیل داده‌های این پژوهش انتخاب شده است.

---

1. Particle Swarm Optimization, PSO
2. Genetic Algorithm, GA
3. Moth-Flame Optimization, MFO
4. Kennedy & Eberhart (1995)
5. Shi & Eberhart (1998)

به‌منظور راستی‌آزمایی نتایج، خروجی‌های الگوریتم PSO با داده‌های واقعی ترازنامه بانک مرکزی ایران (تا سال ۱۴۰۱) و گزارش‌های صندوق بین‌المللی پول مقایسه شدند. این مقایسه نشان داد که تخصیص دارایی‌ها (مانند طلا و اوراق بدهی) با روندهای تاریخی هم‌راستاست (پناهی و همکاران[1]، ۱۳۹۸). همچنین، از روش اعتبارسنجی متقاطع استفاده شد که داده‌ها به دو بخش آموزش (۷۰٪) و آزمون (۳۰٪) تقسیم شدند و خطای میانگین مربعات (MSE) برابر با ۰/۰۱۲ به‌دست آمد، که دقت بالای مدل را تأیید می‌کند (علیزاده و همکاران[2]، ۱۳۹۸). برای تحلیل دقیق‌تر، حساسیت تغییرات نرخ بهره، عدم تعادل پولی (ناهم‌راستایی عرضه و تقاضای پول) و تورم بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی مورد ارزیابی قرار گرفته است. دامنه تغییرات سیاست‌های پولی به صورت یک شاخص نرمال‌شده از ۰/۵ (نشان‌دهنده سیاست پولی انقباضی شدید) تا ۱/۵ (نشان‌دهنده سیاست پولی انبساطی شدید) تعریف شده است. تأثیر تغییرات نرخ بهره بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی در جدول ۴ گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد؛ با افزایش نرخ بهره از ۰/۵ به ۱/۵، میزان تاثیرگذاری نرخ بهره در سبد دارایی افزایش می‌یابد که نشان‌دهنده تمایل بانک مرکزی به استفاده از ابزار نرخ بهره برای کنترل نقدینگی است. بر اساس خروجی‌های مدل، سهم دلار و پوند نوساناتی را نشان می‌دهد که به تغییرات نرخ ارز و سیاست‌های تجاری مرتبط است. سهم یوان و یورو کاهش می‌یابد، زیرا تقاضا برای ارزهای خارجی در این شرایط کم می‌شود. سهم فرانک سوئیس و طلا، به عنوان دارایی‌های امن (دارایی‌هایی با ریسک پایین و حفظ ارزش در بی‌ثباتی) افزایش می‌یابند. همچنین، سهم اوراق بدهی و تقاضای پول نیز بیشتر می‌شوند، زیرا اوراق بدهی نقدینگی را جذب می‌کند و تقاضای پول به دلیل افزایش هزینه فرصت نگهداری نقد افزایش می‌یابد. این یافته‌ها با گزارش سالانه اقتصادی بانک مرکزی ایران (۱۴۰۲) و گزارش ثبات مالی جهانی (۲۰۲۴) هم‌خوان است که نشان می‌دهد در سناریوهای انقباضی، سهم اوراق بدهی و دارایی‌های امن افزایش می‌یابد.

جدول ٤: تأثیر تغییرات نرخ بهره بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی

اقلام سبد دارایی	سبد بهینه	نرخ بهره ۰/۵	نرخ بهره ۰/۷۵	نرخ بهره ۱/۲۵	نرخ بهره ۱/۵
نرخ بهره	۰/۰۲۲	۰/۰۰۶	۰/۰۱۸	۰/۰۲۴	۰/۰۵۸
دلار	۰/۰۲۷	۰/۰۱۸	۰/۰۴۱	۰/۰۰۴	۰/۰۴۹
پوند	۰/۰۲۰	−۰/۰۰۹	۰/۰۲۱	−۰/۰۰۵	۰/۰۶۳

[1]. Panahi et al. (2019)
[2]. Alizadeh et al. (2019)

اقلام سبد دارایی	سبد بهینه	نرخ بهره ۰/۵	نرخ بهره ۰/۷۵	نرخ بهره ۱/۲۵	نرخ بهره ۱/۵
یوان	۰/۰۳۵	۰/۰۸۳	-۰/۰۰۳	-/۰۷۹	۰/۰۲۸
یورو	۰/۰۸۰	۰/۰۹۵	۰/۰۶۱	۰/۰۶۰	۰/۰۴۲
فرانک	۰/۰۸۷	۰/۱۳۰	۰/۱۱۷	۰/۱۱۴	۰/۰۸۸
ین	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۲	۰/۰۵۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳
طلا	۰/۰۶۶	۰/۰۹۵	۰/۰۳۰	۰/۰۳۰	۰/۰۵۴
اوراق بدهی بانک مرکزی	۰/۰۷۸	۰/۱۰۴	۰/۱۲۳	۰/۰۲۹	۰/۰۹۰
تقاضای پول	۰/۰۱۸	۰/۰۳۷	۰/۰۰۰	۰/۰۲۲	۰/۰۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

تحلیل تأثیر عدم تعادل پولی بر سبد دارایی‌ها در جدول ۵ گزارش شده است. با افزایش عدم تعادل پولی (ناهم‌راستایی عرضه و تقاضای پول، مانند شوک‌های نقدینگی)، سهم این عامل در تاثیرگذاری بر ترکیب سبد افزایش می‌یابد، اما در محدوده‌های مختلف شدت آن تغییر می‌کند. این نشان می‌دهد که سیاست‌های بانک مرکزی در جهت کاهش عدم تعادل پولی موجب افزایش سهم برخی دارایی‌های خاص در سبد می‌شود. دلار در سطوح پایین‌تر عدم تعادل پولی کاهش می‌یابد، اما با افزایش این متغیر، مجدداً سهم آن در سبد دارایی افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که در شرایط بی‌ثباتی پولی، تمایل به حفظ دلار به‌عنوان یک دارایی ایمن بیشتر می‌شود؛ به عبارت دیگر، در بی‌ثباتی پولی، دلار به عنوان دارایی امن ترجیح داده می‌شود. برای پوند نیز روند مشابهی مشاهده می‌شود. سهم یوان در برخی سناریوهای عدم تعادل پولی کاهش یافته و در برخی موارد افزایش یافته است؛ این امر ممکن است به دلیل سیاست‌های تجاری چین و تغییرات در روابط ارزی بین‌المللی باشد. در مورد یورو، سهم آن در سطح بالاتر عدم تعادل پولی افزایش می‌یابد که نشان‌دهنده نقش این ارز به‌عنوان یک دارایی معتبر در شرایط عدم تعادل اقتصادی است. فرانک سوئیس به‌عنوان یک دارایی امن، با افزایش عدم تعادل پولی، سهم بیشتری پیدا می‌کند، در حالی که سهم ین رفتار نوسانی دارد. طلا معمولاً در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی و عدم تعادل پولی یک دارایی محبوب است. در این تحلیل نیز مشاهده می‌شود که با افزایش عدم تعادل پولی، سهم طلا در سبد دارایی بانک مرکزی افزایش یافته است.

افزایش عدم تعادل پولی باعث افزایش سهم اوراق بدهی می‌شود، زیرا بانک مرکزی تلاش می‌کند نقدینگی مازاد را جذب کند و از بی‌ثباتی‌های پولی جلوگیری کند. درمورد تاثیرپذیری

تقاضای پول می‌توان بیان کرد؛ که در شرایط افزایش عدم تعادل پولی، تقاضای پول نیز افزایش می‌یابد، زیرا افراد تمایل بیشتری به نگهداری دارایی‌های نقدی پیدا می‌کنند. بررسی داده‌های بانک مرکزی ایران نشان می‌دهد که در شرایط عدم تعادل پولی (مانند شوک‌های اقتصادی و افزایش نقدینگی)، سهم دارایی‌های امن مانند طلا، یورو و فرانک در سبد دارایی بانک مرکزی افزایش یافته است. همچنین، در چنین شرایطی میزان اوراق بدهی منتشر شده توسط بانک مرکزی افزایش می‌یابد تا نقدینگی اضافی جذب شود. نتایج بدست آمده با گزارش سالانه اقتصادی بانک مرکزی ایران (۱۴۰۲) در دوره‌های شوک نقدینگی (۱۴۰۰-۱۳۹۷) هم‌راستاست.

جدول ۵: تحلیل تأثیر عدم تعادل پولی بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی

اقلام سبد دارایی	سبد بهینه	عدم تعادل پولی ۰/۵	عدم تعادل پولی ۰/۷۵	عدم تعادل پولی ۱/۲۵	عدم تعادل پولی ۱/۵
عدم تعادل پولی	۰/۰۸۸	۰/۱۲۷	۰/۰۶۷	۰/۰۵۸	۰/۰۸۶
دلار	۰/۰۲۷	-۰/۰۲۱	۰/۰۱۱	۰/۰۱۱	۰/۰۳۹
پوند	۰/۰۲۰	۰/۰۳۹	۰/۰۱۳	۰/۰۳۵	۰/۰۳۰
یوان	۰/۰۳۵	۰/۰۱۷	۰/۰۷۰	-۰/۰۰۸	۰/۰۳۴
یورو	۰/۰۸۰	۰/۰۳۶	۰/۰۶۷	۰/۱۲۰	۰/۰۸۳
فرانک	۰/۰۸۷	۰/۰۹۸	۰/۱۱۶	۰/۰۴۹	۰/۰۷۰
ین	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۸	۰/۰۶۲	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰
طلا	۰/۰۶۶	۰/۰۵۵	۰/۰۷۹	۰/۰۹۸	۰/۰۳۶
اوراق بدهی بانک مرکزی	۰/۰۷۸	۰/۰۳۶	۰/۱۰۲	۰/۰۹۰	۰/۰۸۸
تقاضای پول	۰/۰۱۸	۰/۰۲۸	۰/۰۱۲	۰/۰۲۱	۰/۰۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

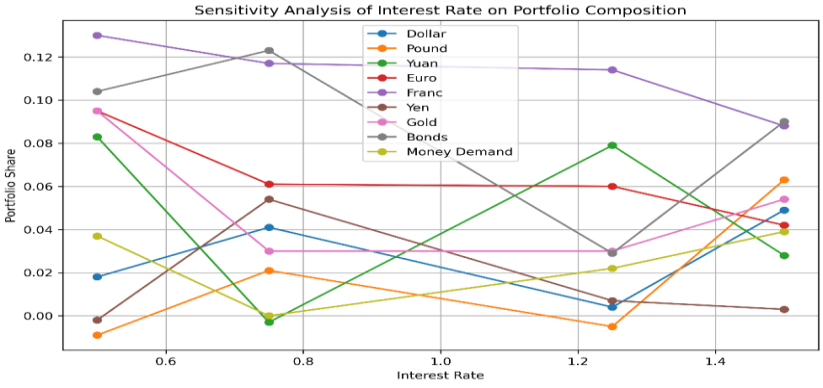
تحلیل تأثیر نرخ تورم بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی در جدول ۶ گزارش شده است. با افزایش تورم سهم اوراق بدهی، طلا و فرانک در سبد دارایی افزایش می‌یابد که نشان‌دهنده تلاش بانک مرکزی برای کنترل نقدینگی و حفظ ارزش دارایی‌ها است. بررسی گزارش‌های بانک مرکزی ایران نشان می‌دهد که در دوره‌های تورم بالا، سهم اوراق بدهی، طلا و دارایی‌های امن در سبد دارایی‌های بانک مرکزی افزایش یافته است. این نتایج با گزارش سالانه اقتصادی بانک مرکزی ایران (۱۴۰۲) در دوره‌های تورم بالا (۱۳۹۹-۱۳۹۷) همخوانی دارد.

جدول ٦: تحلیل تأثیر نرخ تورم بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی

اقلام سبد دارایی	سبد بهینه	تغییرات تورم ٪۵	تغییرات تورم ٪۱۰	تغییرات تورم ٪۱۵	تغییرات تورم ٪۲۰
دلار	۰/۰۲۷	۰/۰۱۹	۰/۰۴۰	۰/۰۵۸	۰/۰۶۵
پوند	۰/۰۲۰	-۰/۰۰۵	۰/۰۱۰	۰/۰۴۶	۰/۰۵۶
یوان	۰/۰۳۵	-۰/۰۶۰	۰/۰۳۲	۰/۰۱۶	۰/۰۰۹
یورو	۰/۰۸۰	-۰/۰۹۴	۰/۰۶۸	۰/۰۵۳	۰/۰۴۲
فرانک	۰/۰۸۷	۰/۱۰۸	۰/۱۲۱	۰/۱۳۴	۰/۱۴۱
ین	۰/۰۱۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۹	۰/۰۲۵	۰/۰۳۱
طلا	۰/۰۶۶	۰/۰۹۲	۰/۱۰۴	۰/۱۲۷	۰/۱۵۰
اوراق بدهی بانک مرکزی	۰/۰۷۸	۰/۱۰۲	۰/۱۲۱	۰/۱۳۶	۰/۱۴۵
تقاضای پول	۰/۰۱۸	۰/۰۳۲	۰/۰۴۳	۰/۰۵۷	۰/۰۶۹

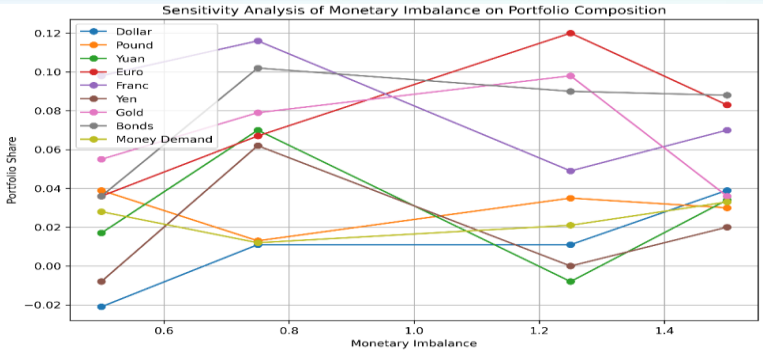
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودارهای تحلیل حساسیت نرخ بهره، عدم تعادل پولی و تورم از خروجی‌های Spyder در نمودارهای ۱ تا ۳ ارائه شده است.



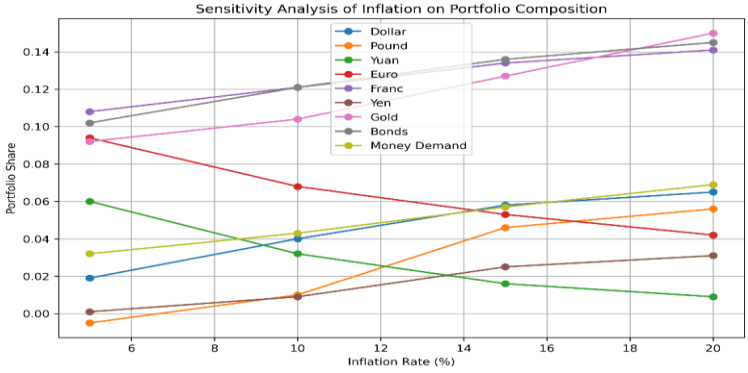
نمودار ۱: تحلیل حساسیت نرخ بهره

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲: تحلیل حساسیت عدم تعادل پولی

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۳: تحلیل حساسیت تورم

منبع: یافته‌های پژوهش

٦- نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی

سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای کلیدی بانک مرکزی در مدیریت سیستم مالی است که از طریق تغییر در نرخ بهره، نقدینگی و کنترل تورم بر متغیرهای اقتصادی تأثیر می‌گذارد. ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی، شامل ذخایر ارزی، اوراق بدهی، طلا و سایر دارایی‌های مالی، به شدت تحت تأثیر این سیاست‌ها قرار دارد. پژوهش حاضر به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی ایران طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲ پرداخته است. در این راستا، مدل

کنترل بهینه با استفاده از داده‌های اقتصادی و روش الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO) در محیط Spyder برآورد شده و حساسیت تغییرات نرخ بهره، نقدینگی و تورم بر ترکیب دارایی‌ها ارزیابی شده است. دامنه تغییرات سیاست‌های پولی از ۰/۵ (سیاست انقباضی شدید) تا ۱/۵ (سیاست انبساطی شدید) تعریف شده است. یافته‌های این پژوهش نشان داد که تغییرات در نرخ بهره، تورم و عدم تعادل پولی (به‌عنوان شکاف بین عرضه و تقاضای پول) نقش کلیدی در تخصیص دارایی‌های بانک مرکزی ایران دارد. کاهش نرخ بهره در سیاست‌های انبساطی منجر به افزایش سهم اوراق بدهی و کاهش سهم ارزهای خارجی (مانند دلار و یورو) می‌شود، که نشان‌دهنده تمایل بانک مرکزی به استفاده از ابزارهای داخلی برای مدیریت نقدینگی است. در مقابل، افزایش تورم با افزایش سهم دارایی‌های امن مانند طلا همراه است، هرچند در مقاطع کوتاه‌مدت (مانند اقدامات برای تثبیت بازار ارز از طریق فروش سکه)، ممکن است کاهش موقتی ذخایر طلا مشاهده شود که یک راهبرد عملیاتی محسوب می‌شود و با هدف بلندمدت حفظ ارزش دارایی‌ها متفاوت است. همچنین، افزایش عدم تعادل پولی با نوساناتی در سبد دارایی‌ها همراه است که طی آن سهم طلا و اوراق بدهی افزایش می‌یابد و بانک مرکزی از ابزارهای متنوع برای کاهش بی‌ثباتی استفاده می‌کند. از سویی، در مقایسه با روندهای جهانی، برخی کشورها مانند چین و روسیه به افزایش سهم طلا و تنوع‌بخشی به ذخایر ارزی خود پرداخته‌اند. در واقع، این مقایسه صرفاً برای نشان دادن الگوهای موفق جهانی است و تفاوت‌های ساختاری اقتصاد ایران، از جمله تحریم‌ها و وابستگی به درآمدهای نفتی، در تحلیل نتایج بدست آمده از مدل لحاظ شده است. داده‌های صندوق بین‌المللی پول حاکی از افزایش ذخایر طلای کشورهایی مانند آلمان و چین در سال‌های اخیر است که با یافته‌های این پژوهش در خصوص اهمیت سهم طلا در شرایط تورمی و عدم اطمینان هم‌راستا است. در ایران، وابستگی بالای ذخایر ارزی به دلار و یورو همچنان مشهود است، در حالی که، تنوع‌بخشی محدود به دلیل محدودیت‌های تجاری و ژئواکونومیکی با چالش مواجه است. افزون بر این، استفاده از اوراق بدهی در سیاست‌های انقباضی در ایران، مشابه اقتصادهای پیشرفته، نقش مهمی در مدیریت نقدینگی ایفا می‌کند. بنابراین، این پژوهش نشان داد که سیاست‌های پولی تأثیر قابل‌توجهی بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی ایران دارد. در شرایط تورم بالا، گرایش به دارایی‌های امن مانند طلا افزایش می‌یابد، در حالی که، در سیاست‌های انبساطی، سهم اوراق بدهی رشد می‌کند. شایان ذکر است؛ که

محدودیت‌هایی مانند عدم استفاده از شاخص تنوع‌بخشی در این مطالعه وجود دارد که در تحقیقات آتی قابل‌رفع است. نتایج این پژوهش بر ضرورت تنوع‌بخشی به ذخایر ارزی و کاهش وابستگی به دلار تأکید دارد. با توجه به شرایط خاص اقتصاد ایران، از جمله تحریم‌ها و ضعف بازار مالی، بانک مرکزی باید استراتژی‌هایی برای بهینه‌سازی سبد دارایی‌های خود طراحی کند تا ثبات اقتصادی را حفظ و مقاومت در برابر شوک‌های خارجی را تقویت کند. بر این اساس، دلالت‌های سیاستی زیر پیشنهاد می‌شود:

- تنوع‌بخشی به ذخایر ارزی: بانک مرکزی باید وابستگی به دلار و یورو را کاهش دهد و ترکیب متنوع‌تری از ارزها را در نظر گیرد. با این حال، محدودیت‌های تجاری ایران ممکن است افزایش سهم برخی ارزها را دشوار سازد که باید در سیاست‌گذاری مد نظر قرار گیرد.

- افزایش ذخایر طلا: در دوره‌های ثبات اقتصادی، افزایش تدریجی ذخایر طلا به‌عنوان ابزاری برای حفظ ارزش دارایی‌ها در شرایط تورمی توصیه می‌شود.

- مدیریت نقدینگی با اوراق بدهی: انتشار هدفمند اوراق بدهی با نرخ بهره مناسب می‌تواند به کنترل تورم و نقدینگی، به‌ویژه در سیاست‌های انقباضی کمک کند.

- اصلاح تدریجی نرخ بهره: با توجه به سابقه سرکوب نرخ بهره در ایران طی دهه‌های گذشته، تنظیم مرحله‌ای و کنترل‌شده نرخ بهره پیشنهاد می‌شود تا همزمان تورم مهار و سرمایه‌گذاری تحریک شود.

تامین مالی

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ حمایت مالی برای این پژوهش وجود ندارد و تمامی هزینه‌ها و فعالیت‌ها از منابع شخصی تأمین شده است.

تضاد منافع

نویسندگان تأکید می‌کنند که هیچ گونه تضاد منافع در ارتباط با این پژوهش وجود ندارد و کلیه موارد مرتبط با تحقیق به صورت شفاف و بدون تعارض منافع انجام شده است.

مشارکت نویسندگان

تمامی نویسندگان این اثر در مراحل مفهوم‌سازی و نگارش مقاله مشارکت فعال داشته‌اند. هر یک از نویسندگان ضمن تأکید بر محتوای مقاله، در خصوص تمامی جنبه‌های تحقیق توافق کامل دارند و مسئولیت کلی مقاله را بر عهده می‌گیرند.

References

Alizadeh, P., Mohammadi, H., Shahnoushi, N., Saghaiannejad, S. H., & Pouya, A. (2019). Dynamic Modeling of the Effect of Government Support Policies on the Red Meat Value Chain in Mashhad. Doctoral Dissertation, *Ferdowsi University of Mashhad, Faculty of Agriculture*. (In Persian)

Askariyan Kakh, E., Ghavidel, S., & Riahi Nia, N. (2023). Analysis of four decades of research on monetary policies of the Central Bank: A focus on open market operations. *Iranian Journal of Economic Studies*, 11(2), 45-67. https://doi.org/10.22096/esp.2023.522723.1468 (In Persian)

Bagheri Abbasabadi, S., Sattari, O., & Ansari, M. (2018). Monetary Shocks and Income Distribution Inequality. Master's Thesis, *Vali-e-Asr University of Rafsanjan.* (In Persian)

Bank for International Settlements (2020). Central Bank Asset Composition and Policy Frameworks. *BIS Quarterly Review*, September 2020. https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt2009.htm

Basak, S., & Chabakauri, G. (2019). Dynamic Mean-variance Asset Allocation. *The Review of Financial Studies*, 32(2), 667-708. https://doi.org/10.1093/rfs/hhy069

Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold. *Financial Review*, 45(2), 217-229. https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00244.x

Beiranvand, B., Ghasemi Sheshdeh, M., & Tavakolian, H. (2020). Investigating the Impact of Economic Sanctions on Economic Growth. Master's Thesis, *Allameh Tabataba'i University*, *Faculty of Economics*. (In Persian)

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (2001). Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? *American Economic Review*, 91(2), 253-257. https://doi.org/10.1257/aer.91.2.253

Blanchard, O. (2021). *Macroeconomics* (8th ed.). Pearson Education.

Central Bank of Iran. (2023). *Annual Economic Report 1402*. Central Bank of Iran. https://www.cbi.ir/page/AnnualReports.aspx (In Persian)

Central Bank of Iran. (2023). *Annual Report on Monetary and Banking Developments*. Central Bank of Iran. (In Persian)

Central Bank of the Islamic Republic of Iran (2023). *Report on the Review of Macroeconomic Developments and Actions of the Central Bank in 1401*. Department of Research and Economic Policies. https://www.cbi.ir

Derakhshan, M. (2011). Rational Expectations, the Lucas Critique and the Optimal Control of Macroeconomic Models: A Historical Analysis of Basic Developments in the 20th Century. *Iranian Economic Research*, 16(46), 1–30 (In Persian)

Divsalar, S., Tehranchian, A. M., & Karimi Moghari, Z. (2016). The Impact of Economic Openness on Government Size in Selected Countries. Master's Thesis, *Allameh Mohaddes Nouri University*, *Faculty of Economics and Administrative Sciences*. (In Persian)

Dornbusch, R., Fischer, S., & Startz, R. (2018). *Macroeconomics* (12th ed.). McGraw-Hill Education.

Dwyer, G. P., Gilevska, B., Nieto, M. J., & Samartín, M. (2023). The Effects of the ECB's Unconventional Monetary Policies from 2011 to 2018 on Banking Assets. *Journal of International Financial Markets*, Institutions and Money, 87, 101800. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2023.101800

Emadi, S. J., Elahi, N., Komijani, A., & Kia-al-Hosseini, S. Z. (2019). Investigating the Impact of Simultaneous Monetary and Fiscal Policies On Economic Growth In Iran. *Studies and Economic Policies*, 15(2), 45–70 (In Persian)

Feizi, R., Ahmadzadeh, K., & Javaheri, B. (2018). Investigating The Impact of Oil Price Shocks and Exchange Rate Fluctuations on Iran's Macroeconomic Variables: A General Equilibrium Model Approach. Master's Thesis, *University of Kurdistan, Faculty of Humanities and Social Sciences.* (In Persian)

Friedman, M. (2020). Monetary Policy and the Role of Central Banks. *Journal of Economic Perspectives*, 34(1), 45-68. https://doi.org/10.1257/jep.34.1.45

Hicks, J. R. (2019). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Harcourt Brace Jovanovich. (Original work published 1936)

International Monetary Fund (2023). *Global Financial Stability Report*.

International Monetary Fund (2023). *World Economic Outlook Database, October 2023*. https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2023/October

International Monetary Fund (2024). *Composition of Official Foreign Exchange Reserves (COFER)*. https://data.imf.org/

International Monetary Fund (2024). *Global Financial Stability Report, October 2024: Steadying the Course: Uncertainty, Artificial Intelligence, and Financial Stability*. https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2024/10/08/global-financial-stability-report-october-2024

International Monetary Fund. (2016). *Guidelines for Foreign Exchange Reserve Management*. https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2016/032316.pdf

International Monetary Fund. (2022). *World Economic Outlook: Inflation in the World Economy*. https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2022/10/11/world-economic-outlook-october-2022

Jafarpour, M., Haghighat, J., & Karimi, Z. (2020). Investigating the Asymmetric Effects of Real Exchange Rate Shocks and Oil Prices on the Sukuk Price Index in Iran. Master's Thesis, *University of Tabriz, Faculty of Economics and Management*. (In Persian)

Javari, F., Sameti, M., & Sadeghi, M. (2020). The Impact of Government Expenditure Financing Sources on Iran's Economic Growth (with An Emphasis on Tax Revenues). Master's Thesis, *University of Isfahan*, *Faculty of Administrative Sciences and Economics*. (In Persian)

Kennedy, J., & Eberhart, R. (1995). Particle Swarm Optimization. Proceedings of ICNN'95 - *International Conference on Neural Networks*, 4, 1942-1948. https://doi.org/10.1109/ICNN.1995.488968

Kheshtzan Abdollahpour, Z., Izadi, S. H., & Bahraminia, E. (2019). Investigating the Factors Affecting Income Distribution in Iran with an Emphasis on Government Transfer Costs. Master's Thesis, Payame *Noor University of Yazd Province*, *Payame Noor Center of Yazd*. (In Persian)

Levine, P., McKnight, S., Mihailov, A., & Swarbrick, J. (2025). Limited Asset Market Participation and Monetary Policy in A Small Open Economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 173, 105047. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2025.105047

Liu, Z., Sklibosios Nikitopoulos, C., Phua, K., & Wang, J. (2025). Data-Driven Monetary Policy: Evidence from the Bank of Japan's Equity Purchase Program. *Pacific-Basin Finance Journal*, 90, 102615.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91. https://doi.org/10.2307/2975974

Marshall, A. (1923). *Money, Credit and Commerce*. London: Macmillan.

Mishkin, F. S. (2022). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets (12th ed.)*. Pearson Education.

Movahedmanesh, S. A., & Aalimanesh, S. (2019). Investigating the Factors Affecting non-oil Exports on Iran's Economic Growth. *Economics and Islamic Banking*, 8(27), 55–78 [In Persian]

Moyo, C., & Phiri, A. (2024). Monetary Policy Spillovers between the US and African Central Banks: A Time- and Frequency-Varying Connectedness Study. *Central Bank Review*, 24(2), 100159. https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2024.100159

Mundell, R. A. (1961). A Theory of Optimum Currency Areas. *The American Economic Review*, 51(4), 657-665. https://www.jstor.org/stable/1812792

Naserolahi, S. J., & Kiaa al-Hosseini, S. Z. (2022). The Impact of Coordinated Monetary and Fiscal Policies on Macroeconomic Components in Iran. *Economic Research and Sustainable Development Journal*, 29(4), 112–132. https://doi.org/10.22096/esp.2020.127864.1347 (In Persian)

Panahi, N., Behnameh, M., & Razmi, S. M. J. (2019). Forecasting Gold Coin Price Volatility in Iran using Stochastic Volatility and Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. Master's Thesis, *Ferdowsi University of Mashhad*, *Faculty of Administrative and Economic Sciences*. (In Persian)

Pashazadeh, L., Asgarpour, H., Sajoodi, S., & Karimi Takalou, Z. (2023). Interactive Effects of Monetary and Macroprudential Policies on Banking System Stability: Evidence from Iran's Economy. *Economic Modeling,* 17(61), 1-26. https://ensani.ir/fa/article/author/266549 (In Persian)

Pattipeilohy, C. (2016). A Comparative Analysis of Developments in Central Bank Balance Sheet Composition (BIS Working Papers No. 559). Bank for International Settlements, *Monetary and Economic Department*. https://www.bis.org/publ/work559.pdf

Pigou, A. C. (1917). The value of money. *The Quarterly Journal of Economics, 32*(1), 38-65. https://doi.org/10.2307/1885078

Rao, S., & Batra, P. (2020). Emerging Economies and Central Bank Reserve Management. *World Bank Economic Review,* 34(2), 89-105.

Sharifinia, H., Momeni Vasalian, H., Daghi Asli, A., Daman-Keshideh, M., & Afshari-Rad, M. (2020). Evaluating the Impact of Competitive Power and Monetary Policy on Asset Returns in Iranian Banks: Structural Models Approach. *Economic Research Quarterly (Growth and Sustainable Development),* 20(78), 1-24. (In Persian)

Shi, Y., & Eberhart, R. (1998). A Modified Particle Swarm Optimizer. *1998 IEEE International Conference on Evolutionary Computation Proceedings*, 69-73. https://doi.org/10.1109/ICEC.1998.699146

Soltani, A., & Molaei, A. (2017). Investigating the Factors Affecting Gold Prices in Iran. Master's Thesis, *Bu-Ali Sina University, Faculty of Economics and Social Sciences*. (In Persian)

Soriano, P., & Torró, H. (2022). The Response of Brent Crude Oil to the European Central Bank Monetary Policy. *Finance Research Letters,* 46(A), 102353. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102353

Vasegh Abbasi, M., & Esfandiari, M. (2022). Investigating the Impact of Inflation on Household Expenditure Composition in Iran. Master's Thesis, *University of Sistan and Baluchestan*, *Faculty of Management and Economics.* (In Persian)

World Bank. (2023). *Global Economic Prospects, June 2023*. *Washington, DC: World Bank*. https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1966-7.

.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 373-403

Credit scoring of retail customers in neobanks: Developing a hybrid model using content analysis and multi-criteria decision-making

Hossein Seilsepoor*[1], Mohammad Javad Mohagheghnia[2]

Received: 06-06-2025 Accepted: 27-01-2026

Extended Abstract

Purpose: The primary objective of this study is to develop a robust and context-specific credit scoring model tailored for retail customers in neobanks, leveraging both traditional and non-traditional data sources. Considering the limitations inherent in conventional credit assessment frameworks, particularly for individuals lacking formal credit history, this research seeks to bridge the gap by integrating behavioral, legal, digital, and socio-demographic indicators into a comprehensive, data-driven model. The study adopts a mixed-method approach to first identify and classify the most relevant credit-related attributes through the qualitative content analysis of expert interviews. Subsequently, the Best-Worst Method (BWM), a multi-criteria decision-making technique, is employed to prioritize and assign relative weights to these attributes. The model aims to enhance the precision, inclusiveness, and efficiency of credit risk evaluation processes in neobanks, which operate in a fully digital environment and have access to real-time, high-volume user data. By focusing on retail customers, particularly those underserved or excluded from traditional financial systems, the proposed model contributes to improving financial inclusion and informed credit decision-making. The study not only offers theoretical contributions to the domain of fintech and risk modeling but also provides actionable insights for practitioners who develop AI-driven credit assessment tools in digital banking ecosystems.

Methodology: This study adopts a mixed-methods approach, combining qualitative and quantitative strategies to design and validate a comprehensive credit scoring model for retail customers in neobanks. The research is structured in two sequential phases, following the methodological framework of Saunders et al. (2016). In the first phase, qualitative data were collected through semi-structured interviews with 22 experts in digital banking and fintech. These interviews were analyzed using

[1]. Corresponding Author. PhD., Financial and Banking Department, Faculty of Management and Accounting , Allameh Tabatabi University, Tehran, Iran. Email: h_seilsepour@atu.ac.ir
[2]. Associate Professor, Financial and Banking Department, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran,Iran. Email: mohagheghnia@atu.ac.ir

Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 373-403

conventional content analysis (Hsieh & Shannon, 2005), employing open coding techniques to extract the key indicators influencing creditworthiness. The resulting codes were then grouped into thematic categories, ensuring data saturation and conceptual clarity (Glaser & Strauss, 1967).

In the second phase, the identified indicators were evaluated and prioritized using the Best-Worst Method (BWM), a robust multi-criteria decision-making tool introduced by Rezaei (2015). This method enables the systematic comparison of indicators based on expert preferences, while minimizing inconsistency and data redundancy. The integration of qualitative insights and quantitative weighting ensures that the proposed model is both empirically grounded and contextually relevant. This methodological design allows for a nuanced understanding of credit risk in a digital context, capturing both traditional financial behaviors and emerging digital signals relevant to neobank operations.

Findings and Discussion: This study presents a systematic and empirically grounded model for retail credit scoring in the context of neobanks, integrating traditional financial indicators with alternative digital and behavioral data. The findings, derived through a two-phase mixed-methods approach, reveal a hierarchy of influential credit risk factors, prioritized with the Best-Worst Method (BWM) based on expert judgment.

The most significant determinant identified is financial transactions and behavioral patterns, which received the highest weight (0.360). This dimension includes metrics such as payment history, spending behavior, savings consistency, and financial engagement across banking platforms. These variables offer a reliable proxy for financial stability and are readily accessible through the digital infrastructure of neobanks.

Ranked second, the legal and insurance profile (0.279) encompasses indicators such as criminal records, legal compliance, and insurance participation. These elements reflect the individual's commitment to formal institutional systems and their ability to manage unforeseen risks, namely the factors closely tied to credit reliability.

The digital activity and online behavior category ranks third (0.200), underscoring the growing significance of alternative data in digital banking. Variables such as online shopping patterns, social media behavior, and app usage frequency serve as behavioral proxies for risk tolerance and consumption consistency.

Demographic and household data (0.120), including marital status, education, employment history, and residence stability, were found to exert moderate influence. Finally, risk-taking and philanthropic behavior (0.039), while less impactful in isolation, provide complementary insight into personal values and crisis-time financial conduct.

These findings highlight the value of integrating multi-source data for more nuanced and inclusive credit evaluations. The proposed model enables neobanks to assess customers with limited or no formal credit histories, thereby advancing financial inclusion while enhancing the accuracy, speed, and transparency of credit decision-making processes in digital banking ecosystems

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 35, spring and summer 2026, P: 373-403

Conclusions and Policy Implications: The findings of this study underscore the transformative potential of integrating traditional and alternative data sources in retail credit scoring, particularly within the digital infrastructure of neobanks. Unlike conventional banks, which depend heavily on historical credit data, neobanks can leverage real-time transactional behavior, digital footprints, and behavioral analytics to evaluate customer creditworthiness with greater accuracy and inclusivity. The prioritization of factors such as financial transactions, legal and insurance records, and online activity suggests that dynamic, behavior-based indicators outperform static demographic variables in predicting credit risk.

Moreover, the use of the Best-Worst Method (BWM) ensures the structured, expert-driven weighting of indicators, enhancing model robustness and decision-making precision. Importantly, the model addresses the credit assessment challenges faced by underserved populations, particularly those without formal credit histories, by utilizing accessible, digital-first metrics.

In conclusion, this study contributes both theoretically and practically to the development of next-generation credit scoring models in fintech. For neobanks, adopting such hybrid frameworks offers a pathway toward data-driven lending strategies that are faster, fairer, and better aligned with the needs of digitally engaged consumers. Future research should explore the application of machine learning to further refine predictive accuracy and incorporate evolving forms of behavioral and contextual data.

Keywords: Credit Scoring Model, Neobank, Retail Customers, Content Analysis, Best-Worst Method.

JEL Classification: G21, G32, C83, D12.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و پنجم، بهار و تابستان ۱۴۰۵، ص: ۳۷۳-۴۰۳

اعتبارسنجی مشتریان خرد در نئوبانک‌ها: توسعه مدل ترکیبی با رویکرد تحلیل محتوا و تصمیم‌گیری چندمعیاره

حسین سیلسپور*[۱]، محمدجواد محقق‌نیا[۲]

دریافت: ۱۷-۰۳-۱۴۰۴ پذیرش: ۰۷-۱۱-۱۴۰۴

چکیده

این پژوهش با هدف طراحی و توسعه یک مدل اعتبارسنجی برای مشتریان خرد در نئوبانک‌ها انجام شده است. بدین منظور، با بهره‌گیری از تحلیل محتوای مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته با خبرگان صنعت بانکداری و از طریق کدگذاری باز، مؤلفه‌های مؤثر بر اعتبارسنجی شناسایی و دسته‌بندی شدند. سپس به‌منظور اولویت‌بندی و وزن‌دهی شاخص‌های استخراج‌شده، از روش تصمیم‌گیری چندمعیاره بهترین – بدترین استفاده شد. یافته‌ها نشان داد که تراکنش‌ها و رفتارهای مالی با ضریب اهمیت ۰/۳۶ بیشترین تأثیر را در مدل اعتبارسنجی دارند. سوابق قانونی و بیمه‌ای با ضریب اهمیت ۰/۲۷۹ و فعالیت‌های آنلاین مشتریان با ضریب اهمیت ۰/۲ به‌ترتیب در رتبه‌های دوم و سوم قرار گرفتند. همچنین، اطلاعات شخصی و خانوادگی و رفتارهای ریسک‌پذیر و خیریه‌ای از تأثیر کمتری برخوردار بودند. این مدل با تلفیق داده‌های سنتی و غیرسنتی، زمینه‌ساز افزایش دقت در ارزیابی ریسک اعتباری و بهینه‌سازی فرآیندهای تصمیم‌گیری اعتباری در نئوبانک‌ها است. از مهم‌ترین دستاوردهای این پژوهش، گسترش دامنه دسترسی به خدمات مالی برای گروه‌های فاقد سابقه اعتباری رسمی و فراهم‌سازی امکان ارائه خدمات مالی هدفمند و هوشمند بر پایه تحلیل‌های رفتاری است. نتایج این مطالعه می‌تواند مبنای تدوین سیاست‌های مؤثر در حوزه توسعه خدمات دیجیتال بانکداری و ارتقای نظام‌های اعتبارسنجی مشتریان خرد قرار گیرد.

واژگان کلیدی: مدل اعتبارسنجی، نئوبانک، مشتریان خرد، تحلیل محتوا، بهترین – بدترین.

طبقه‌بندی JEL: G21, G32, C83, D12

[۱]. نویسنده مسئول. گروه مالی بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی(ره)، تهران، ایران
h_seilsepour@atu.ac.ir

[۲]. گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی(ره)، تهران، ایران
mohagheghnia@atu.ac.ir

۱- مقدمه

تحولات فناورانه در دهه‌های اخیر، به‌ویژه گسترش زیرساخت‌های دیجیتال، منجر به بازتعریف ماهیت و عملکرد نظام‌های مالی شده و زمینه را برای ظهور نهادهای نوینی در عرصه بانکداری فراهم کرده است. یکی از این نهادها، نئوبانک‌ها هستند که با حذف کامل ساختارهای فیزیکی و اتکا به بسترهای دیجیتال، شکل تازه‌ای از ارائه خدمات مالی را معرفی کرده‌اند. نئوبانک‌ها نه‌تنها در تجربه کاربری، بلکه در فرآیندهای زیربنایی همچون مدیریت ریسک و ارزیابی اعتبار نیز با بانک‌های سنتی تفاوت‌های ماهوی دارند (براون و وایت[1]، ۲۰۱۹؛ لیو و همکاران[2]، ۲۰۲۵).

نئوبانک‌ها با بهره‌گیری از فناوری‌های پیشرفته نظیر کلان‌داده، یادگیری ماشین و هوش مصنوعی، قادر به جمع‌آوری، ذخیره‌سازی و تحلیل داده‌های متنوع و بلادرنگ هستند. داده‌هایی که این بانک‌ها پردازش می‌کنند، تنها محدود به سوابق مالی سنتی نیست، بلکه شامل الگوهای مصرف، زمان‌بندی پرداخت‌ها، تعاملات آنلاین، حضور در شبکه‌های اجتماعی، و سایر شاخص‌های رفتاری و غیر مالی نیز می‌شود (بهتانگر و همکاران[3]، ۲۰۲۵). چنین ظرفیتی، امکان طراحی مدل‌هایی را فراهم می‌کند که از طریق استخراج الگوهای پنهان رفتاری، تصویر دقیق‌تری از ریسک اعتباری مشتری ارائه می‌دهند.

با این حال، یکی از چالش‌های اساسی در ساختار نئوبانک‌ها، بازطراحی سیستم‌های اعتبارسنجی متناسب با ماهیت داده‌محور و دیجیتال آن‌هاست. در مدل‌های سنتی، ارزیابی ریسک اعتباری متکی بر شاخص‌هایی نظیر تاریخچه بازپرداخت وام، نسبت استفاده از اعتبار، و سوابق اعتباری رسمی است. شاخص‌هایی که برای بخش بزرگی از مشتریان جدید نئوبانک‌ها که فاقد پیشینه مالی سنتی هستند، کاربردی ندارند (هلونگوانه و همکاران[4]، ۲۰۲۴). این خلأ، ضرورت بازنگری در متغیرهای مؤثر بر اعتبارسنجی را آشکار می‌سازد.

---

1. Brown & White (2019)
2. Liu et al. (2025)
3. Bhatnagr et al. (2025)
4. Hlongwane et al. (2024)

مدل‌های اعتبارسنجی در نئوبانک‌ها باید توانایی بهره‌گیری از داده‌های غیر سنتی را داشته باشند؛ داده‌هایی که از طریق رفتار کاربران در فضای دیجیتال، سابقه تعامل با مؤسسات غیر بانکی، سوابق بیمه‌ای، موقعیت جغرافیایی، ثبات شغلی، و حتی سطح مشارکت در فعالیت‌های اجتماعی قابل استخراج‌اند (بردفورد[1]، ۲۰۲۰؛ تملکوف[2]، ۲۰۲۰). این مدل‌ها نه‌تنها باید بتوانند مخاطبان فاقد سابقه اعتباری را پوشش دهند، بلکه باید در شرایط پرریسک و پرنوسان اقتصادی، شاخص‌هایی برای سنجش تاب‌آوری و قابلیت بازپرداخت ایجاد کنند.

در کنار این فرصت‌ها، ریسک‌های نهفته‌ای نیز وجود دارد. وابستگی کامل نئوبانک‌ها به زیرساخت‌های دیجیتال، آن‌ها را در معرض تهدیدات سایبری، حملات فیشینگ و مخاطرات مربوط به حریم خصوصی داده‌ها قرار می‌دهد. از این رو، اطلاعات حقوقی، بیمه‌ای و امنیتی نیز در مدل‌سازی ریسک اعتباری این بانک‌ها نقش فزاینده‌ای یافته‌اند (کوییچوک و همکاران[3]، ۲۰۲۱). افزون بر این، درک و پذیرش نئوبانک‌ها از سوی کاربران، متأثر از عوامل فرهنگی، اجتماعی و روان‌شناختی است که می‌تواند رفتار مالی و الگوهای ریسک‌پذیری آن‌ها را دگرگون سازد (مایجر[4]، ۲۰۲۱).

این پیچیدگی‌ها به‌ویژه در بستر کشورهایی مانند ایران که در آن ساختار اقتصادی رسمی هم‌زمان با شبکه‌ای گسترده از مشاغل غیر رسمی وجود دارد، اهمیت بیشتری می‌یابد. بخش بزرگی از مشتریان بالقوه نئوبانک‌ها در ایران، فاقد سوابق بانکی قابل استناد هستند، اما از طریق داده‌های رفتاری، تراکنش‌های خرد، یا فعالیت در پلتفرم‌های دیجیتال، قابلیت تحلیل دارند. در چنین بستری، طراحی مدلی بومی که هم به ویژگی‌های بازار ایران توجه کند و هم با روش‌های علمی قابل اتکا توسعه‌یافته باشد، ضرورتی جدی تلقی می‌شود.

پژوهش حاضر در پاسخ به این ضرورت، با تکیه بر دیدگاه‌های خبرگان بانکی، مدیران ریسک، تحلیلگران داده و اعضای هیئت‌علمی دانشگاه‌های فعال در حوزه بانکداری دیجیتال و فین‌تک، به طراحی مدلی ترکیبی برای اعتبارسنجی مشتریان خرد نئوبانک‌ها می‌پردازد. این مدل،

---

[1]. Bradford (2020)
[2]. Temelkov (2020)
[3]. Koibichuk et al. (2021)
[4]. Meijer (2021)

ابتدا از طریق تحلیل محتوای کیفی مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته، مؤلفه‌های کلیدی مؤثر بر اعتبارسنجی را استخراج کرده و در مرحله بعد، با بهره‌گیری از روش تصمیم‌گیری چندمعیاره بهترین–بدترین[1] (رضایی[2]، ۲۰۱۵)، وزن نسبی و اولویت آن‌ها را تعیین می‌کند.

نوآوری پژوهش حاضر در سه بعد قابل تبیین است: نخست، تلفیق داده‌های سنتی و غیر استاندارد در مدل‌سازی اعتبار؛ دوم، ترکیب روش‌شناسی کیفی و کمی به‌صورت مرحله‌ای برای توسعه مدل؛ و سوم، توسعه چارچوبی بومی با قابلیت پیاده‌سازی در اکوسیستم بانکداری دیجیتال ایران.

انتظار می‌رود نتایج این تحقیق، نه‌تنها در بهینه‌سازی فرآیندهای اعتبارسنجی نئوبانک‌ها مؤثر واقع شود، بلکه به توسعه الگوریتم‌های هوشمند برای ارزیابی ریسک، کاهش نرخ نکول، و افزایش شمول مالی نیز کمک کند.

مقاله حاضر به‌صورت نظام‌مند در پنج بخش سامان‌دهی شده است. ابتدا در مقدمه، مساله پژوهش، ضرورت پرداختن به آن در بستر نئوبانک‌ها و اهداف مطالعه تبیین می‌شود. سپس در بخش مبانی نظری و پیشینه، چارچوب مفهومی تحقیق با اتکا بر ادبیات مرتبط و نتایج مطالعات داخلی و خارجی صورت‌بندی می‌شود. بخش روش‌شناسی، رویکرد ترکیبی پژوهش و مراحل اجرایی آن را از طراحی ابزار و گردآوری داده‌ها تا منطق اعتبارسنجی و رویه وزن‌دهی معیارها تشریح می‌کند. در بخش یافته‌ها، خروجی‌های مرحله کیفی و کمی به‌صورت یکپارچه گزارش می‌شود و وزن‌ها و اولویت‌های نهایی مقوله‌ها و معیارها ارائه می‌شود. در پایان، بخش نتیجه‌گیری با جمع‌بندی یافته‌ها، استخراج دلالت‌های کاربردی و ارائه پیشنهادهایی برای مطالعات آتی تکمیل می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

با گسترش فناوری‌های دیجیتال، بانکداری در حال گذار از ساختارهای سنتی به مدل‌های فناور محور است. یکی از مهم‌ترین نمودهای این تحول، ظهور نئوبانک‌ها است که به‌مثابه نهادهای

[1]. Best–Worst Method
[2]. Rezaei (2015)

مالی تمام دیجیتال، بدون شعب فیزیکی و بر بستر پلتفرم‌های فناورانه فعالیت می‌کنند. این نهادها نه‌تنها در نحوه ارائه خدمات، بلکه در سازوکارهای بنیادی مانند اعتبارسنجی مشتریان نیز تغییرات اساسی ایجاد کرده‌اند.

در چارچوب نظری سنتی بانکداری، اعتبارسنجی متکی بر رویکردهای آماری کلاسیک و داده‌های تاریخی مشتری است. مدل‌هایی نظیر رگرسیون لجستیک، تحلیل تمایزی خطی و مدل‌های نمره‌دهی اعتباری بر پایه داده‌هایی همچون تاریخچه بازپرداخت، نسبت بدهی، سابقه اعتباری و شاخص‌های مالی عمل می‌کنند (تملکوف، ۲۰۲۰؛ هند و هنلی[1]، ۱۹۹۷). این مدل‌ها گرچه در شرایط پایدار عملکرد قابل قبولی دارند، اما در مواجهه با مشتریانی فاقد سابقه رسمی یا فعال در اقتصاد غیر رسمی، با محدودیت مواجه‌اند (آلتمن[2]، ۱۹۶۸).

تحولات اخیر در علوم داده و هوش مصنوعی موجب شکل‌گیری نسل جدیدی از مدل‌های اعتبارسنجی شده است که مبتنی بر داده‌های جایگزین[3] و الگوریتم‌های پیشرفته یادگیری ماشین هستند. در این رویکرد، نئوبانک‌ها با استفاده از داده‌هایی همچون تراکنش‌های بلادرنگ، الگوهای مصرف دیجیتال، موقعیت جغرافیایی، فعالیت در شبکه‌های اجتماعی، رفتارهای تلفن همراه و سوابق پرداخت غیر رسمی، تصویری چندبعدی از ریسک اعتباری مشتریان ارائه می‌دهند (بردفورد، ۲۰۲۰؛ ابووومان و بوشایو[4]، ۲۰۲۲).

بر اساس مطالعات اخیر، مدل‌های هوشمند نظیر جنگل تصادفی[5]، تقویت گرادیانی[6]، ماشین بردار پشتیبان[7] و شبکه‌های عصبی[8] قابلیت استخراج الگوهای پیچیده و غیر خطی را از داده‌های متنوع فراهم می‌کنند (لسمن و همکاران[9]، ۲۰۱۵). این مدل‌ها، با اتکا بر معماری‌های یادگیرنده، توانایی خودبازنگری، پیش‌بینی پویا و تحلیل بلادرنگ دارند که برای اعتبارسنجی در محیط‌های دیجیتال و

1. Hand & Henley (1997)
2. Altman (1968)
3. Alternative Data
4. Eboowoman & Busayo (2022)
5. Random Forest
6. Gradient Boosting
7. Support Vector Machines
8. Neural Networks
9. Lessmann et al. (2015)

پرتلاطم مالی ضروری است (کوییپچوک و همکاران، ۲۰۲۱). علاوه بر آن، مدل‌های مبتنی بر هوش مصنوعی، برخلاف مدل‌های کلاسیک که بر تعادل داده‌ها تکیه دارند، می‌توانند با داده‌های ناقص، نامتوازن و رفتار محور نیز عملکرد مناسبی از خود نشان دهند.

از دیدگاه نظری، تغییر پارادایم از «تحلیل داده‌های مالی گذشته» به «تحلیل بلادرنگ داده‌های رفتاری» در نئوبانک‌ها، مستلزم بازتعریف مفاهیم ریسک اعتباری است. در مدل‌های جدید، ریسک نه صرفاً بر مبنای عدم بازپرداخت گذشته، بلکه بر اساس الگوهای رفتاری، ثبات درآمد غیر رسمی، اعتمادسازی دیجیتال و تعاملات شبکه‌ای تبیین می‌شود (مایجر، ۲۰۲۱). این تحول، مفهومی است که در ادبیات با عنوان رفتارشناسی اعتباری دیجیتال[1] شناخته می‌شود.

در کنار مزایای فناورانه، ادبیات اخیر بر اهمیت بومی‌سازی مدل‌های اعتبارسنجی نیز تأکید دارد. تحقیقات نشان می‌دهد که ساختارهای اجتماعی، الگوهای فرهنگی، سطح سواد دیجیتال و اعتماد به فناوری در کشورهای مختلف، بر نحوه تعامل کاربران با خدمات مالی تأثیرگذارند (ساستری و آنجاریا[2]، ۲۰۲۳؛ بانگا و همکاران[3]، ۲۰۲۳). در نتیجه، کارآمدی مدل‌های یادگیری ماشین در اعتبارسنجی، در گرو تنظیم آن‌ها با ویژگی‌های خاص بازار هدف است، به‌ویژه در کشورهایی نظیر ایران که بخش قابل توجهی از جمعیت فعال اقتصادی، فاقد سوابق بانکی معتبر هستند.

از این منظر، پژوهش حاضر در پی آن است تا با تکیه بر مبانی نظری نوین در حوزه اعتبارسنجی دیجیتال، رویکردی ترکیبی و بومی‌شده را ارائه دهد. رویکرد تلفیقی مورد استفاده در این تحقیق، با بهره‌گیری از تحلیل محتوای کیفی دیدگاه‌های خبرگان و مدل تصمیم‌گیری چندمعیاره بهترین– بدترین، تلاش دارد تا شاخص‌هایی متناسب با نیاز نئوبانک‌های ایرانی در حوزه تسهیلات خرد شناسایی و اولویت‌بندی کند (رضایی، ۲۰۱۵).

در نهایت، مرور مبانی نظری نشان می‌دهد که اعتبارسنجی در نئوبانک‌ها صرفاً نسخه دیجیتالی شده مدل‌های سنتی نیست، بلکه بازتعریفی بنیادی از داده، روش و منطق تحلیلی است. این

[1]. Digital Behavioral Credit Scoring
[2]. Sastry & Anjaria (2023)
[3]. Banga et al. (2023)

تحول، هم‌زمان نیازمند ابزارهای پیشرفته علمی و درک عمیق از ویژگی‌های اجتماعی-اقتصادی بومی است؛ مسیری که این پژوهش در چارچوب آن گام برمی‌دارد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

تحول دیجیتال در صنعت بانکداری منجر به ظهور نهادهای جدیدی همچون نئوبانک‌ها شده است؛ نهادهایی که به‌طور کامل بر زیرساخت‌های فناورانه مبتنی بوده و در پی ارائه خدمات مالی از طریق پلتفرم‌های دیجیتال هستند. یکی از مهم‌ترین تحولات در این زمینه، دگرگونی در روش‌های اعتبارسنجی است. اعتبارسنجی که در گذشته مبتنی بر داده‌های سنتی و تاریخی بود، اکنون با بهره‌گیری از کلان‌داده، هوش مصنوعی و یادگیری ماشین، به ابزاری پیشرفته و چند بعدی بدل شده است. در این بخش، به بررسی دقیق ادبیات پژوهش در دو بخش داخلی و خارجی پرداخته می‌شود.

الف) مطالعات داخلی

جیحونی‌پور و همکاران[1] (۱۴۰۳) در پژوهشی کاربردی، به مدل‌سازی روابط علّی بین عوامل اصلی ریسک اعتباری در نظام بانکی ایران پرداختند. آن‌ها با بهره‌گیری از روش تصمیم‌گیری چندمعیاره دیمتل، مجموعه‌ای از شاخص‌های مؤثر را استخراج و ساختار روابط میان آن‌ها را تحلیل کردند. نتایج نشان داد که برخی عوامل مانند نوع شغل، درآمد سالیانه و وضعیت تأهل به‌عنوان متغیرهای علّی، نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری ریسک اعتباری دارند. این پژوهش با ترسیم نقشه‌ای از تأثیرات متقابل شاخص‌ها، الگویی مفهومی برای تصمیم‌سازی اعتباری ارائه کرده است که می‌تواند در ساختاردهی مدل اعتبارسنجی بانک‌های دیجیتال نیز مورد استفاده قرار گیرد.

بهزادی‌راد و همکاران[2] (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای داده‌محور، با استفاده از مدل آماری رگرسیون گسسته به اعتبارسنجی مشتریان بانک صادرات پرداختند. آن‌ها با تحلیل اطلاعات بیش از دو هزار متقاضی تسهیلات، تأثیر متغیرهایی مانند سن، میزان وام، نوع وثیقه و نرخ سود را بر احتمال نکول بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که این متغیرها به‌صورت معنی‌دار با رفتار بازپرداخت مشتریان مرتبط هستند. این پژوهش نمونه‌ای از کاربرد روش‌های آماری کلاسیک در ارزیابی ریسک اعتباری در

[1]. Jeyhoonipour et al. (2024)
[2]. Behzadirad et al. (2024)

نظام بانکی سنتی ایران است و می‌تواند مبنایی برای مقایسه با مدل‌های ترکیبی نوین در بستر بانکداری دیجیتال قرار گیرد.

بهرامی‌فرد و پیربنیه[1] (۱۴۰۳) در مقاله‌ای نوین، به تحلیل فرصت‌ها و چالش‌های استفاده از یادگیری ماشین در بهبود خدمات مالی و اعتبارسنجی مشتریان پرداختند. آن‌ها با بررسی تجارب عملی و مروری بر ادبیات بین‌المللی، تأکید کردند که هوش مصنوعی می‌تواند به‌عنوان ابزار تصمیم‌یار، به ارتقای دقت و سرعت ارزیابی‌های مالی کمک کند؛ مشروط بر آنکه ملاحظات مربوط به شفافیت، تفسیرپذیری و کیفیت داده رعایت شود. این پژوهش راهکارهایی نیز برای نئوبانک‌ها با داده‌های محدود ارائه می‌دهد.

فقیه علی‌آبادی و قنبری‌زاده[2] (۱۴۰۲) در پژوهشی کاربردی، به بررسی استفاده از الگوریتم‌های یادگیری ماشین در اعتبارسنجی مشتریان بانکی پرداختند. آن‌ها با طراحی مدلی مبتنی بر شبکه‌های عصبی و داده‌کاوی، موفق شدند دقت پیش‌بینی نکول مشتریان را تا بیش از ۹۰ درصد افزایش دهند. یافته‌های این پژوهش تأکید دارد که بهره‌گیری از روش‌های پیشرفته یادگیری، به‌ویژه در صورت وجود داده‌های محدود، می‌تواند جایگزینی مؤثر برای روش‌های سنتی اعتبارسنجی باشد. این مطالعه همچنین با تأکید بر شفاف‌سازی تصمیم‌گیری الگوریتم‌ها، هم‌راستا با ادبیات جهانی در زمینه الگوریتم‌های توضیح‌پذیر قرار دارد.

حیدری و خادمی[3] (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای تجربی، به بررسی اثر داده‌های شبکه اجتماعی افراد بر امتیاز اعتباری در بانک‌ها پرداختند. آن‌ها با بهره‌گیری از روش‌های یادگیری عمیق و الگوریتم گرادیان، نشان دادند که داده‌های غیر مالی نظیر تعاملات دیجیتال و ساختار شبکه‌ای افراد، می‌تواند نقش تعیین‌کننده‌ای در پیش‌بینی رفتار اعتباری داشته باشد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مدل‌های مبتنی بر داده‌های غیر استاندارد، شکاف‌های موجود در الگوهای سنتی را به شکل قابل توجهی پوشش می‌دهند.

---

1. Bahramifard & Pirbanieh (2024)
2. Faghih Aliabadi & Ghanbarizadeh (2023)
3. Heydari & Khademi (2023)

اشرافی بفرویی و مجیدزاده[1] (۱۳۹۸) با رویکردی فناورانه، به طراحی چارچوبی برای ارتقای مدل‌های اعتبارسنجی با استفاده از فناوری بلاک‌چین پرداختند. آن‌ها با شناسایی چالش‌های موجود در فرآیندهای سنتی، همچون تمرکزگرایی، عدم شفافیت و آسیب‌پذیری امنیتی نشان دادند که بلاک‌چین می‌تواند بستر مناسبی برای بهبود شفافیت، قابلیت رهگیری و اعتماد در سیستم‌های اعتباری فراهم آورد. این مطالعه، الگویی از تلفیق فناوری‌های نوظهور با بانکداری دیجیتال ارائه کرده است.

ب) مطالعات خارجی

آسلام و آسلام[2] (۲۰۲۵) در پژوهشی نوآورانه، چارچوبی تحت عنوان اعتبار اجتماعی طراحی کردند که از داده‌های شبکه‌های اجتماعی، رفتارهای دیجیتال و تراکنش‌های روزمره برای ارزیابی اعتبار مشتریان استفاده می‌کند. این مدل با بهره‌گیری از الگوریتم‌های یادگیری ماشین قابل تبیین، توانست تصمیمات اعتباری را به شکلی قابل فهم برای مشتریان و نهادهای ناظر ارائه دهد. مطالعه مذکور تأکید دارد که تحلیل داده‌های غیر استاندارد، به‌ویژه داده‌های اجتماعی، می‌تواند شکاف‌های موجود در مدل‌های سنتی را پوشش دهد.

لیو و همکاران (۲۰۲۵) در مقاله‌ای با تمرکز بر مشکل عدم تعادل در داده‌های اعتباری، از روشی موسوم به تقطیر داده‌ها برای آموزش مدل‌های یادگیری استفاده کردند. آن‌ها نشان دادند که می‌توان با بهره‌گیری از نمونه‌های نماینده و آموزش فشرده، مدلی با دقت بالا طراحی کرد که حتی در داده‌های نامتوازن نیز عملکرد مطلوبی دارد. این مطالعه برای نئوبانک‌هایی که داده‌های محدود از مشتریان جدید در اختیار دارند، راهکارهای عملی ارائه کرده است.

سابرامانین و بیبی[3] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای کاربردی، به تلفیق شاخص‌های زیست‌محیطی، اجتماعی و حاکمیتی با مدل‌های اعتبارسنجی پرداختند. آن‌ها نشان دادند که در نظر گرفتن ارزش‌های اجتماعی و مسئولیت‌پذیری سازمانی، نه‌تنها دقت مدل را افزایش می‌دهد، بلکه مشروعیت آن را در نگاه مشتریان و نهادهای نظارتی ارتقا می‌دهد. این مطالعه الگویی نوین برای توسعه بانکداری پایدار ارائه کرده است.

---

1. Ashrafi Bafrouei & Majidzadeh (2019)
2. Aslam & Aslam (2025)
3. Subramanian & Baby (2024)

بانگا و همکاران (۲۰۲۳) در پژوهشی تجربی، به بررسی تجربه کاربران نئوبانک‌ها پرداختند و سه عامل دقت در ارزیابی ریسک، شفافیت در تصمیم‌گیری، و امنیت اطلاعات را به‌عنوان معیارهای کلیدی وفاداری مشتریان معرفی کردند. آن‌ها تأکید داشتند که الگوریتم‌های اعتبارسنجی باید به‌گونه‌ای طراحی شوند که علاوه بر عملکرد فنی، قابلیت تفسیر و شفاف‌سازی برای مشتریان داشته باشند.

ساستری و آنجاریا (۲۰۲۳) با استفاده از چارچوب فرهنگی هافستده[1]، به بررسی نقش ارزش‌های فرهنگی در پذیرش خدمات نئوبانک‌ها پرداختند. آن‌ها دریافتند که شاخص‌هایی نظیر فردگرایی، اجتناب از ابهام و فاصله قدرت، در شکل‌گیری نگرش به بانکداری دیجیتال مؤثرند. این پژوهش بر ضرورت بومی‌سازی مدل‌های اعتبارسنجی در بسترهای فرهنگی مختلف تأکید دارد.

مونس و پائی[2] (۲۰۲۳) با مطالعه تطبیقی عملکرد نئوبانک‌ها در چند کشور، نشان دادند که استفاده از ساختار سازمانی مسطح، حذف بوروکراسی و بهره‌گیری از داده‌های بلادرنگ، منجر به افزایش بهره‌وری، رضایت مشتریان و کاهش هزینه‌ها شده است. با این حال، آن‌ها هشدار دادند که نبود چارچوب‌های نظارتی شفاف، می‌تواند چالشی جدی برای توسعه این نهادها باشد.

ابوومان و بوشایو (۲۰۲۲) در پژوهشی میدانی در نئوبانک‌های نیجریه، با تحلیل داده‌های بلادرنگ مشتریان، نشان دادند که این داده‌ها می‌توانند الگوهای پنهان در رفتارهای مالی را آشکار کرده و در تصمیم‌گیری اعتباری اثربخش باشند. آن‌ها همچنین بر لزوم شفافیت الگوریتم‌ها و رعایت حریم خصوصی مشتریان تأکید داشتند.

کوییچوک و همکاران (۲۰۲۱) با تمرکز بر امنیت سایبری در نئوبانک‌ها، مخاطرات ناشی از تکیه صرف بر زیرساخت‌های دیجیتال را بررسی کردند. آن‌ها استفاده از فناوری‌هایی مانند رمزنگاری، بلاکچین و احراز هویت چند عاملی را به‌عنوان راهکارهایی مؤثر در مقابله با تهدیدات امنیتی معرفی کردند.

---

[1]. Hofstede
[2]. Monis & Pai (2023)

مایجر (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای جامعه‌شناختی، به بررسی تأثیر عوامل اجتماعی بر پذیرش بانکداری دیجیتال پرداخت و نتیجه گرفت که اعتماد عمومی، سرمایه اجتماعی و آشنایی با فناوری از مهم‌ترین پیش‌نیازهای موفقیت نئوبانک‌ها هستند.

بردفورد (۲۰۲۰) در مقاله‌ای مرجع، تفاوت‌های ساختاری میان مدل‌های سنتی و مدل‌های داده‌محور نئوبانک‌ها را بررسی کرد. وی نشان داد که مدل‌های سنتی مبتنی بر سابقه اعتباری، در ارزیابی مشتریان فاقد سابقه ناکارآمد بوده و استفاده از داده‌های رفتاری می‌تواند دقت پیش‌بینی را به‌طور چشمگیری افزایش دهد.

مطالعات داخلی و خارجی نشان می‌دهند که اعتبارسنجی در نئوبانک‌ها نیازمند رویکردی چندوجهی، داده‌محور، و شفاف است. طراحی مدل‌هایی که بتوانند داده‌های ساختاریافته و غیر استاندارد را ادغام کرده، با توجه به فرهنگ و بستر اجتماعی جامعه بومی‌سازی شوند و در عین حال از فناوری‌های پیشرفته برای تحلیل بهره گیرند، الزامی است. پژوهش حاضر با هدف طراحی مدلی بومی برای اعتبارسنجی مشتریان خرد نئوبانک‌ها، تلاش دارد با تلفیق نظریه‌ها و یافته‌های موجود، چارچوبی علمی، دقیق و کاربردی ارائه دهد.

بر پایه این مبانی، دو پرسش اصلی پژوهش به شرح زیر تدوین شده‌اند:

- مهم‌ترین مؤلفه‌های مؤثر در اعتبارسنجی مشتریان خرد نئوبانک‌ها کدام‌اند؟
- وزن و ضریب اهمیت هر یک از این مؤلفه‌ها چگونه قابل ارزیابی است؟

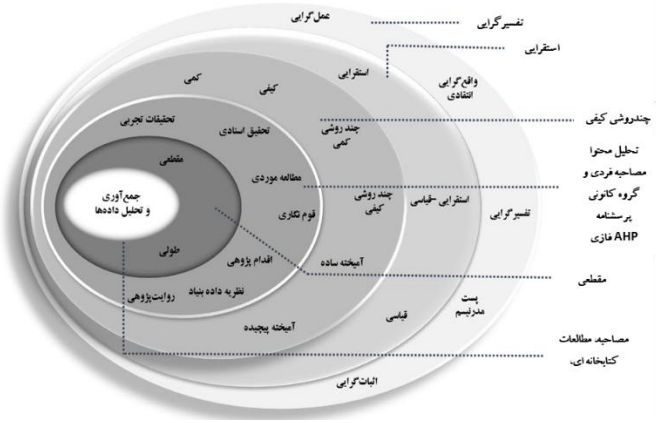
پاسخ به این پرسش‌ها می‌تواند مبنایی علمی برای طراحی مدل‌های اعتبارسنجی دقیق‌تر، عادلانه‌تر و بومی‌تر در صنعت بانکداری دیجیتال ایران فراهم آورد.

۳- روش‌شناسی تحقیق

در این بخش، مدل پیاز تحقیق ساندرز و همکاران[1] (۲۰۱۶) به‌عنوان چارچوب اصلی در نظر گرفته شده است. مطابق تصویر ۱، این مدل از چندین لایه تشکیل شده که هر لایه تحت تأثیر لایه بالایی قرار دارد. این لایه‌ها شامل مبانی فلسفی تحقیق، رویکرد تحقیق، روش‌شناسی، استراتژی

[1]. Saunders et al. (2016)

تحقیق، انتخاب روش، افق زمانی و تکنیک‌ها و رویه‌ها (روش‌های گردآوری و تحلیل داده‌ها) هستند (ساندرز و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۳۸).



تصویر ۱: شمای کلی روش‌شناسی پژوهش

منبع: ساندرز و همکاران (۲۰۱۶)

بر اساس جدول ۱، این پژوهش در دو مرحله طراحی شده است. مرحله اول شامل شناسایی و استخراج مؤلفه‌های اعتبارسنجی از طریق روش تحلیل محتوا بوده که با استفاده از مصاحبه‌ها و گروه‌های کانونی با خبرگان انجام شده است. در مرحله دوم، با استفاده از روش بهترین – بدترین، معیارهای شناسایی شده از مرحله اول اولویت‌بندی می‌شوند. در نتیجه، این پژوهش با استفاده از مدل پیاز تحقیق و ترکیب روش‌های کیفی و کمی، به شناسایی و اولویت‌بندی مؤلفه‌های کلیدی اعتبارسنجی مشتریان خرد نئوبانک‌ها پرداخته است.

جدول ۱: تشریح فازهای پژوهش

فازهای پژوهش	اهداف هر فاز	روش/ ابزار مورد استفاده	روش گردآوری	هدف
فاز اول	شناسایی و استخراج مؤلفه‌های اصلی اعتبارسنجی مشتریان خرد در نئوبانک‌ها	تحلیل محتوا	مصاحبه و گروه کانونی	توسعه‌ای
فاز دوم	تعیین ضریب اهمیت مؤلفه‌های اصلی اعتبارسنجی مشتریان خرد در نئوبانک‌ها	روش بهترین – بدترین	پیمایش	کاربردی

منبع: یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، از تحلیل محتوا به‌عنوان یک استراتژی پژوهشی کیفی بهره گرفته شده است؛ رویکردی که به‌طور خاص برای استخراج مفاهیم کلیدی، تکرارشونده و معتبر از داده‌های متنی به کار می‌رود. مطابق با دیدگاه کریپندورف[1]، تحلیل محتوا روشی علمی و نظام‌مند است که با هدف تولید دانش، ارائه تصویری دقیق از واقعیات و ایجاد بستر تصمیم‌سازی طراحی شده است (کریپندورف، ۱۳۸۸: ۲۶-۲۵). همچنین، هسیه و شانون[2] (۲۰۰۵) تحلیل محتوا را به‌عنوان ابزاری انعطاف‌پذیر در تحقیقات کیفی معرفی می‌کنند که طیف گسترده‌ای از رویکردهای تفسیری تا سازمان‌یافته را در بر می‌گیرد (هسیه و شانون، ۲۰۰۵: ۱۲۷۷). در همین راستا، داده‌های حاصل از مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته و نشست‌های گروه کانونی با خبرگان، مبنای اصلی تحلیل قرار گرفت.

جامعه هدف این مطالعه، شامل متخصصان دارای تجربه در حوزه بانکداری دیجیتال، مدیریت ریسک و اعتبارسنجی، به‌ویژه در زمینه نئوبانک‌ها است. انتخاب مشارکت‌کنندگان به‌صورت هدفمند انجام شد و ملاک‌هایی نظیر حداقل پنج سال تجربه حرفه‌ای یا دانشگاهی، آشنایی با زیرساخت‌های بانکداری دیجیتال و تسلط به مدل‌های نوین اعتبارسنجی در انتخاب آن‌ها لحاظ شد تا غنای تحلیلی پژوهش تضمین شود.

نمونه‌گیری با رویکرد هدفمند و مبتنی بر اشباع نظری صورت گرفته است. به بیان گلیزر و اشتراوس[3] (۱۹۸۶) زمانی که داده‌های جدید از مصاحبه‌ها دیگر به توسعه یا تعمیق مقوله‌های مفهومی کمک نمی‌کنند، فرایند نمونه‌گیری متوقف می‌شود. بر این اساس، پس از انجام ۱۷ مصاحبه نیمه‌ساختاریافته، اشباع نظری حاصل شد؛ ولی به‌منظور اطمینان فرآیند تا ۲۲ مصاحبه ادامه یافت.

جدول ۲ توزیع جنسیتی خبرگان مشارکت‌کننده در مصاحبه‌های پژوهش را نشان می‌دهد و ترکیب نمونه مورد استفاده در مرحله کیفی را به‌صورت خلاصه ارائه می‌کند.

جدول ۲: نمونه آماری مصاحبه‌شوندگان (جنسیت)

جنسیت	فراوانی	درصد فراوانی
مرد	۱۶	۷۲/۷
زن	۶	۲۷/۳
جمع	۲۲	۱۰۰

[1]. Krippendorff (2009)
[2]. Hsieh & Shannon (2005)
[3]. Glaser & Strauss (1986)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳ توزیع سابقه کاری خبرگان مصاحبه‌شونده را نشان می‌دهد و تصویری کلی از سطح تجربه حرفه‌ای مشارکت‌کنندگان در مرحله کیفی ارائه می‌کند.

جدول ۳: نمونه آماری مصاحبه‌شوندگان (سابقه کار)

سابقه کاری (سال)	فراوانی	درصد فراوانی
۵ تا ۱۰ سال	۵	۲۲/۷
۱۰ تا ۱۵ سال	۹	۴۰/۹
بیشتر از ۱۵ سال	۸	۳۶/۴
جمع	۲۲	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴ ترکیب تحصیلی و رشته‌های تخصصی مصاحبه‌شوندگان را نمایش می‌دهد و نشان می‌دهد خبرگان انتخاب‌شده از منظر سطح تحصیلات و تنوع رشته‌ای، پوشش لازم برای بررسی موضوع پژوهش را فراهم کرده‌اند.

جدول ٤: سطح تحصیلات مصاحبه‌شوندگان

مدرک تحصیلی	رشته تحصیلی	فراوانی	درصد فراوانی
کارشناسی ارشد	مدیریت مالی، فناوری اطلاعات، اقتصاد	۱۳	۵۹/۱
دکتری	مهندسی صنایع، علوم داده، علوم اقتصادی	۹	۴۰/۹
جمع	–	۲۲	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵ حوزه‌های فعالیت حرفه‌ای مشارکت‌کنندگان را ارائه می‌کند و بیانگر تنوع تخصصی نمونه در حوزه‌های مرتبط با ریسک، اعتبارسنجی و بانکداری فناورمحور است.

جدول ٥: حوزه فعالیت

حوزه شغلی / تخصصی	فراوانی	درصد
تحلیل ریسک اعتباری در بانک‌های دیجیتال	۷	۳۱/۸
مدیریت اعتبار و ریسک در سیستم‌های بانکی فناور محور	۵	۲۲/۷
مشاوره فین‌تک و طراحی مدل‌های اعتبارسنجی	۶	۲۷/۳
اعضای هیئت‌علمی در حوزه بانکداری و فین‌تک	۴	۱۸/۲
جمع	۲۲	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در این مطالعه، تمرکز اصلی بر کاوش عمیق در مصاحبه‌ها بوده است، بنابراین متن مصاحبه‌ها به طور مکرر مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در فرآیند کدگذاری باز، هنگام مطالعه مصاحبه‌ها، مشاهدات و یادداشت‌های متعددی ثبت شده‌اند. این یادداشت‌ها بارها مرور شده و بر اساس نیاز، دسته‌بندی‌ها و عناوین جدیدی تعریف شده‌اند تا تمامی جنبه‌های محتوایی را پوشش دهند. کدهای اولیه به طور مستمر بازبینی شده و در این مرحله، مقوله‌های پژوهش شکل گرفته‌اند (ایلو و کینگاس[1]، ۲۰۰۸). پس از اتمام فرآیند کدگذاری باز و شناسایی مقوله‌ها، مرحله دسته‌بندی مقوله‌های استخراج‌شده از مصاحبه‌ها آغاز می‌شود. این دسته‌بندی به منظور سازماندهی و ساده‌سازی داده‌ها بر اساس شباهت‌ها و تفاوت‌های بین مقوله‌ها انجام می‌شود که به نوبه خود به درک عمیق‌تری از مؤلفه‌های اعتبارسنجی مشتریان در بانکداری کمک می‌کند. این دسته‌بندی امکان تحلیل دقیق‌تر و فراگیرتری را فراهم می‌آورد و هدف نهایی آن شناسایی و تحلیل عمیق مؤلفه‌های اصلی مرتبط با اعتبارسنجی مشتریان در چارچوب بانکداری است. این فرآیند نه تنها به درک جامع‌تری از ساختار و عملکرد این مؤلفه‌ها منجر می‌شود، بلکه زمینه‌ساز توسعه رویکردهای نوآورانه در بهبود این مؤلفه‌ها نیز می‌شود.

روش تصمیم‌گیری چندمعیاره بهترین – بدترین که توسط رضایی (۲۰۱۵) معرفی شد، ابزاری است که برای انتخاب ایده‌آل‌ترین گزینه در میان گزینه‌های متعدد با توجه به شاخص‌های مختلف به کار می‌رود. این روش توسط متخصصین برای تعیین و مقایسه بهترین و بدترین شاخص‌ها و سپس ارزیابی زوجی آن‌ها با سایر شاخص‌ها استفاده می‌شود. ویژگی‌های برجسته این روش نسبت به دیگر روش‌های تصمیم‌گیری چندمعیاره شامل نیاز کمتر به داده‌های مستقیم و ارائه نتایج دقیق‌تر است. روش بهترین – بدترین به دلیل ساختار ساده و منطقی‌اش، فرآیند تصمیم‌گیری را ساده‌تر کرده و دقت بالایی در تعیین روابط و ترجیحات بین شاخص‌ها دارد و قابل ترکیب با سایر روش‌های تصمیم‌گیری است. این روش در تخصیص وزن به شاخص‌ها به منظور منعکس کردن دقیق دیدگاه‌ها و اولویت‌های تصمیم‌گیرندگان بسیار مؤثر است. استفاده از این روش به دلیل کاهش پیچیدگی و افزایش دقت در تصمیم‌گیری‌های چندمعیاره، بسیار ارزشمند است. در این پژوهش، برای طراحی شاخص اعتبارسنجی مشتریان خرد، دو فاز اساسی تعریف شده است که به استخراج و اولویت‌بندی

[1]. Elo & Kyngäs (2008)

مقوله‌ها و زیرمقوله‌های کلیدی می‌پردازد. در فاز اول، از مصاحبه‌های کیفی بهره گرفته شده تا مقوله‌های اصلی مورد نظر استخراج شوند. این داده‌ها از طریق بررسی مصاحبه‌ها و گفتگو با خبرگان جمع‌آوری شده‌اند که به فهم عمیق‌تری از ابعاد مختلف اعتبارسنجی منجر می‌شود.

فاز دوم به اولویت‌بندی مقوله‌های شناسایی شده اختصاص یافته است که با استفاده از پرسشنامه و رویکردهای ارزیابی مشارکتی انجام شده است. این فاز بر اساس چهار شیوه گردآوری اطلاعات در پژوهش‌های کیفی توسط (کرسول و کرسول[1]، ۲۰۱۷: ۲۱۸) مورد استفاده قرار گرفته و این امکان را فراهم کرده است تا وزن و اهمیت نسبی هر یک از مقوله‌ها را در شاخص کلی اعتبارسنجی مشخص کند. این اولویت‌بندی به طراحی شاخصی منجر می‌شود که نه‌تنها ابعاد نظری و عملیاتی شاخص اعتبارسنجی را در بر می‌گیرد، بلکه نظرات و ترجیحات خبرگان را نیز منعکس می‌کند.

٤- یافته‌های تحقیق

در این پژوهش، به‌منظور شناسایی مؤلفه‌های کلیدی اعتبارسنجی مشتریان در نئوبانک‌ها، از رویکرد تحلیل محتوای کیفی بهره گرفته شده است. داده‌ها از طریق مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته با ۲۲ نفر از خبرگان حوزه بانکداری دیجیتال، فین‌تک و اعضای هیئت‌علمی گردآوری شد. اگرچه اشباع نظری پس از مصاحبه هفدهم حاصل شد، اما به‌منظور افزایش اعتبار و پوشش جامع‌تر مؤلفه‌ها، فرایند مصاحبه تا ۲۲ نفر ادامه یافت. انتخاب مشارکت‌کنندگان به‌صورت هدفمند و بر اساس معیارهایی نظیر حداقل پنج سال سابقه تخصصی و آشنایی عمیق با موضوع انجام شد.

به‌منظور سنجش اعتبار مدل مفهومی پژوهش، فرایند اعتبارسنجی در دو سطح مکمل انجام پذیرفت. در مرحله نخست، اعتبار محتوایی از طریق بهره‌گیری از نظرات گروهی از صاحب‌نظران و خبرگان حوزه بانکداری نوین و فناوری‌های مالی مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور، شاخص‌های اولیه استخراج‌شده از پیشینه پژوهش، در قالب پرسشنامه‌ای تدوین و برای ارزیابی جامعیت، تناسب و روایی مفهومی در اختیار خبرگان قرار گرفت. بازخوردهای ارائه‌شده، مبنای اصلاح و نهایی‌سازی شاخص‌ها قرار گرفت تا اطمینان حاصل شود که شاخص‌های به‌کاررفته با

[1]. Creswell & Creswell (2017)

اهداف و زمینه پژوهش هم‌راستایی کافی دارند. در مرحله دوم، برای ارزیابی میزان هماهنگی و سازگاری میان داوری‌های ارائه‌شده توسط خبرگان، از شاخص نرخ سازگاری در چارچوب روش بهترین- بدترین بهره‌گیری شد. این شاخص میزان ثبات قضاوت‌ها را در مقایسات دوتایی اندازه‌گیری می‌کند و در صورت پایین بودن آن، می‌توان به انسجام منطقی داده‌ها اطمینان داشت. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که نرخ‌های سازگاری در محدوده قابل قبول قرار دارند. در مجموع، به‌کارگیری این دو رویکرد مکمل اعتبارسنجی، موجب افزایش اتکاپذیری مدل و تقویت انسجام ساختار آن شده است.

تحلیل داده‌ها از طریق کدگذاری باز انجام گرفت و کدهای خام حاصل از مصاحبه‌ها پس از چند مرحله بازبینی، در قالب پنج مقوله اصلی طبقه‌بندی شدند. این مقوله‌ها شامل تراکنش‌ها و رفتارهای مالی، فعالیت‌ها و تعاملات آنلاین، سوابق قانونی و بیمه‌ای، اطلاعات شخصی و خانوادگی و رفتارهای ریسک‌پذیری و خیریه هستند.

در ادامه، به‌منظور تعیین اولویت معیارهای شناسایی‌شده، از روش تصمیم‌گیری چندمعیاره بهترین– بدترین بهره گرفته شد. این فرآیند با مشارکت خبرگان و از طریق پرسشنامه ساخت‌یافته انجام شد تا چارچوبی دقیق برای اعتبارسنجی دیجیتال در نئوبانک‌ها فراهم شود.

جدول ۶ چارچوب مفهومی مقوله‌های اصلی مورد استفاده در مدل اعتبارسنجی مشتریان نئوبانک‌ها را ارائه می‌کند. این مقوله‌ها به‌منزله سطوح تحلیلی مکمل، ابعاد گوناگون رفتار و ویژگی‌های مشتریان را در بر می‌گیرند و امکان نگاه چندبعدی به ریسک اعتباری را فراهم می‌سازند. طبقه‌بندی ارائه‌شده، با هدف یکپارچه‌سازی داده‌های رفتاری، برخط و زمینه‌ای طراحی شده و مبنایی برای سازمان‌دهی شاخص‌ها و تفسیر نتایج مدل در محیط نئوبانک‌ها به شمار می‌آید.

جدول ٦: مقوله‌های اصلی در اعتبارسنجی مشتریان نئوبانک‌ها و تعریف آن‌ها

ردیف	مقوله اصلی	تعریف
۱	رفتارهای ریسک‌پذیری و خیریه	این مقوله به بررسی میزان تمایل مشتری به پذیرش ریسک در تصمیمات مالی و همچنین مشارکت در فعالیت‌های عام‌المنفعه می‌پردازد که نشانگر نگرش فرد به مسئولیت اجتماعی و ثبات اخلاقی در مدیریت منابع مالی است.
۲	فعالیت‌ها و تعاملات آنلاین	اشاره به فعالیت‌های دیجیتال مشتری در فضای مجازی، شبکه‌های اجتماعی و بسترهای آنلاین دارد که می‌تواند بازنمایی دقیق‌تری از سبک زندگی، اولویت‌ها و عادات مالی وی ارائه دهد.
۳	سوابق قانونی و بیمه‌ای	بررسی تعاملات مشتری با نهادهای قانونی و بیمه‌ای شامل سوابق جرائم مالی، تخلفات قانونی و بهره‌مندی از خدمات بیمه‌ای، به‌عنوان شاخصی از سلامت حقوقی و توان مدیریت ریسک‌های پیش‌بینی‌ناپذیر.
۴	تراکنش‌ها و رفتارهای مالی	شامل مجموعه‌ای از فعالیت‌های مالی روزمره، مانند مصرف، پس‌انداز، بازپرداخت وام و تعاملات با سایر بانک‌ها است که الگوی ثبات یا نوسان در وضعیت اعتباری فرد را مشخص می‌سازد.
۵	اطلاعات شخصی	این مقوله دربرگیرنده ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، خانوادگی، تحصیلی و شغلی مشتریان است که نقش غیر مستقیمی در ارزیابی ریسک اعتباری و قابلیت بازپرداخت ایفا می‌کنند.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷ فهرست معیارهای عملیاتی استخراج‌شده از فرآیند تحلیل محتوا را نشان می‌دهد که به‌عنوان ورودی‌های پایه در مرحله کمی پژوهش مورد استفاده قرار گرفته‌اند. این معیارها، پیش از وزن‌دهی و اولویت‌بندی، چارچوب مشترکی برای هم‌راستاسازی برداشت خبرگان فراهم می‌کنند و امکان انتقال مفاهیم کیفی به ساختاری قابل سنجش را مهیا می‌سازند. بدین ترتیب، جدول حاضر نقش پیونددهنده میان مرحله کیفی شناسایی مؤلفه‌ها و مرحله کمی تصمیم‌گیری چندمعیاره را ایفا می‌کند.

جدول ۷: معیارهای اعتبارسنجی مشتریان و تعاریف

ردیف	معیار	تعریف معیار
۱	تراکنش‌های مالی روزمره	میزان و الگوی جریان‌های ورودی و خروجی مالی مشتری در طول زمان که نشان‌دهنده ثبات مالی، نظم پرداخت و مدیریت جریان نقدی است.
۲	تعامل با بانک‌های دیگر	بررسی سطح تعاملات مالی مشتری با سایر مؤسسات مالی و اعتباری که نشان‌دهنده تنوع کانال‌های بانکی و اعتماد شبکه مالی به مشتری است.
۳	رفتارهای صرفه‌جویی	میزان خودکنترلی مالی و توانایی مشتری در کاهش هزینه‌ها و افزایش پس‌انداز که بازتابی از رفتار مالی منطقی و توان تاب‌آوری اقتصادی است.
۴	الگوهای پرداخت قبوض	نظم و زمان‌بندی پرداخت‌های جاری شامل آب، برق، اینترنت و سایر خدمات که می‌تواند نشانه‌ای از مسئولیت‌پذیری و تعهد مشتری به الزامات مالی باشد.
۵	الگوهای پس‌انداز	توانایی و نظم در ذخیره‌سازی منابع مالی با اهداف کوتاه‌مدت یا بلندمدت که نشان‌دهنده سطح ثبات مالی و ظرفیت برنامه‌ریزی اقتصادی است.

ردیف	معیار	تعریف معیار
۶	رفتار مصرفی	تحلیل الگوی هزینه‌کرد منابع مالی برای کالا و خدمات، به‌منظور شناسایی سبک زندگی و میزان ثبات مالی فرد در مقاطع مختلف زمانی.
۷	سوابق بازپرداخت وام‌ها	بررسی تعهدات مالی انجام‌شده در گذشته و نحوه ایفای آن‌ها، به‌عنوان شاخصی از قابلیت اعتماد و رفتار اعتباری مشتری در مواجهه با بدهی‌ها.
۸	اطلاعات مالیاتی	ثبت‌نام، اظهارنامه و پرداخت مالیات توسط مشتری که بیانگر شفافیت مالی و تبعیت از مقررات اقتصادی کشور است.
۹	تاریخچه بیمه	ارزیابی بهره‌مندی مشتری از خدمات بیمه‌ای در حوزه‌های مختلف مانند درمان، خودرو و زندگی که نشان‌دهنده آگاهی از مدیریت ریسک و آینده‌نگری است.
۱۰	سوابق جرایم و تخلفات	ثبت جرائم مالی یا غیر مالی مشتری در سیستم‌های قانونی که می‌تواند خطرپذیری بانک را در ارائه اعتبار افزایش دهد.
۱۱	فعالیت آنلاین	میزان مشارکت مشتری در بسترهای دیجیتال که می‌تواند نشان‌دهنده انس با فناوری و همچنین رفتارهای مالی در فضای مجازی باشد.
۱۲	عادات خرید آنلاین	میزان و نوع تراکنش‌های مالی انجام‌شده در فروشگاه‌های اینترنتی که بازتابی از الگوهای مصرف و اولویت‌های اقتصادی مشتری است.
۱۳	اطلاعات شبکه‌های اجتماعی	تحلیل داده‌های رفتاری و ارتباطی در بستر شبکه‌های اجتماعی به‌منظور درک بهتر نگرش‌ها، اولویت‌ها و میزان تعهد مشتری.
۱۴	اطلاعات جغرافیایی	موقعیت مکانی محل سکونت مشتری که می‌تواند بر هزینه‌های زندگی، دسترسی به منابع مالی و حتی میزان ثبات مالی تأثیر بگذارد.
۱۵	سوابق مهاجرت	جابه‌جایی‌های مکانی و تغییرات محل اقامت در طول زمان که می‌تواند نشانه‌ای از ناپایداری اقتصادی یا فرصت‌جویی مالی باشد.
۱۶	الگوهای مسافرت	بررسی دفعات و مقاصد سفرهای داخلی و بین‌المللی که می‌تواند سطح رفاه، ریسک‌پذیری یا ثبات مالی فرد را روشن سازد.
۱۷	وضعیت خانوادگی و تأهل	وضعیت ازدواج، تعداد اعضای خانواده و نوع مسئولیت‌های اجتماعی که می‌تواند بر توان مالی و برنامه‌ریزی اقتصادی مشتری اثرگذار باشد.
۱۸	سوابق تحصیلی	بررسی سطح و نوع تحصیلات مشتری به‌عنوان شاخصی از پتانسیل درآمدی، سطح دانش مالی و مهارت تصمیم‌گیری در زمینه‌های اقتصادی.
۱۹	سوابق شغلی	نوع شغل، مدت اشتغال، ثبات شغلی و نوسانات درآمدی که ارتباط مستقیمی با قابلیت بازپرداخت وام دارد.
۲۰	تاریخچه اجاره و رهن	بررسی تعهدات و سوابق پرداخت در حوزه اجاره مسکن به‌عنوان معیاری از مسئولیت‌پذیری مالی در قبال بدهی‌های غیر بانکی.
۲۱	نمره اعتباری جایگزین	شاخصی مبتنی بر داده‌های غیر سنتی مانند رفتارهای دیجیتال و تعاملات مالی جدید برای سنجش اعتبار مشتریان فاقد سابقه بانکی.
۲۲	رفتار مالی در بحران‌ها	ارزیابی عملکرد مشتری در شرایط اقتصادی بحرانی نظیر رکود یا بیکاری که میزان انعطاف‌پذیری مالی او را نشان می‌دهد.
۲۳	رفتار ریسک‌پذیری	میزان تمایل فرد به اتخاذ تصمیمات مالی با سطح بالای ریسک که می‌تواند نقش مهمی در شناسایی مشتریان پرریسک ایفا کند.

ردیف	معیار	تعریف معیار
۲۴	مشارکت در امور خیریه	مشارکت فعال یا دوره‌ای در فعالیت‌های اجتماعی و انسان‌دوستانه که می‌تواند نشان‌دهنده سطح مسئولیت‌پذیری اجتماعی و ثبات شخصیت فرد باشد.
۲۵	داده‌های تلفن همراه	اطلاعات مربوط به نحوه استفاده از اپلیکیشن‌ها و خدمات مالی موبایلی که بازنمایی دقیق‌تری از رفتارهای تراکنشی روزمره مشتری ارائه می‌دهد.
۲۶	سوابق اعتباری و خانوادگی	اطلاعاتی درباره تعاملات اعتباری خانوادگی نظیر دریافت وام مشترک، ضمانت یا اعتبار مبتنی بر پیوندهای خویشاوندی.
۲۷	اطلاعات کسب‌وکارهای کوچک	داده‌های مالی مربوط به فعالیت‌های کارآفرینانه فردی یا خانوادگی که می‌تواند ظرفیت بازپرداخت و درآمد مستقل مشتری را نشان دهد.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۸ وزن و اولویت نهایی مقوله‌های اصلی مدل اعتبارسنجی را نشان می‌دهد و سهم نسبی هر مقوله را در چارچوب تصمیم‌گیری مشخص می‌کند.

جدول ۸: وزن مقوله‌های مدل اعتبارسنجی

طبقه‌بندی	ضریب اهمیت	اولویت
تراکنش‌ها و رفتارهای مالی	۰/۳۶	۱
سوابق و اطلاعات قانونی و بیمه‌ای	۰/۲۷۹۰	۲
فعالیت‌ها و تعاملات آنلاین	۰/۲۰۰۰	۳
اطلاعات شخصی و خانوادگی	۰/۱۲۰۰	۴
رفتارهای ریسک‌پذیری و خیریه	۰/۰۳۹۰	۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۹ وزن‌ها و اولویت نهایی معیارها را در سطح مقوله و زیرمقوله نشان می‌دهد و مبنای رتبه‌بندی نهایی مدل است.

جدول ۹: وزن مقوله‌ها و زیر مقوله‌های مدل اعتبارسنجی

مؤلفه	معیار	وزن نسبی زیر مقوله	وزن نهایی	اولویت نسبی	اولویت نهایی
تراکنش‌ها و رفتارهای مالی	سوابق شغلی	۰/۲۷۲۰	۰/۰۹۷۹	۱	۳
	سوابق تحصیلی	۰/۲۴۲۰	۰/۰۸۷۱	۲	۵
	وضعیت خانوادگی و تأهل	۰/۱۸۱۰	۰/۰۶۵۱	۳	۷
	اطلاعات جغرافیایی	۰/۱۵۱۰	۰/۰۵۴۳	۴	۸
	سوابق مهاجرت	۰/۱۲۱۲	۰/۰۴۳۶	۵	۹
	اطلاعات شبکه‌های اجتماعی	۰/۰۶۶۰	۰/۰۱۸۴	۳	۱۳
	الگوهای مسافرت	۰/۰۳۰۰	۰/۰۱۰۸	۶	۱۸
سوابق قانونی و بیمه‌ای	سوابق جرایم و خلافی‌ها	۰/۶۰۰۰	۰/۱۲۰۰	۱	۲

مؤلفه	معیار	وزن نسبی زیر مقوله	وزن نهایی	اولویت نسبی	اولویت نهایی
	عادات خرید آنلاین	۰/۶۰۰۰	۰/۱۶۷۴	۱	۱
	فعالیت آنلاین	۰/۳۳۳۰	۰/۰۹۲۹	۲	۴
	تاریخچه بیمه	۰/۰۶۶۰	۰/۰۱۳۲	۳	۱۶
فعالیت‌ها و تعاملات آنلاین	سوابق بازپرداخت وام‌ها	۰/۲۲۲۰	۰/۰۰۸۶	۱	۲۰
	اطلاعات مالیاتی	۰/۳۳۳۰	۰/۰۶۶۶	۲	۶
	الگوهای پس‌انداز	۰/۱۳۸۰	۰/۰۰۵۴	۳	۲۳
	رفتار مصرفی	۰/۰۸۳۰	۰/۰۰۳۲	۴	۲۵
اطلاعات شخصی	رفتار مالی در بحران‌ها	۰/۲۰۱۰	۰/۰۲۴۱	۱	۱۰
	نمره اعتباری جایگزین	۰/۱۸۶۰	۰/۰۲۲۳	۲	۱۱
	رفتار ریسک‌پذیری	۰/۱۷۰۰	۰/۰۲۰۴	۳	۱۲
	تاریخچه اجاره و رهن	۰/۱۳۹۰	۰/۰۱۶۶	۴	۱۴
	اطلاعات کسب‌وکارهای کوچک	۰/۱۱۶۰	۰/۰۱۳۹	۵	۱۵
	سوابق اعتباری و خانوادگی	۰/۰۹۳۰	۰/۰۱۱۱	۶	۱۷
	داده‌های تلفن همراه	۰/۰۶۹۰	۰/۰۰۸۲	۷	۲۱
	مشارکت در امور خیریه	۰/۰۲۳۰	۰/۰۰۲۷	۸	۲۶
رفتارهای ریسک‌پذیری و خیریه	تراکنش‌های مالی روزمره	۰/۲۵۰۰	۰/۰۰۹۷	۱	۱۹
	تعاملات با بانک‌های دیگر	۰/۱۶۰۰	۰/۰۰۶۲	۲	۲۲
	الگوهای پرداخت قبوض	۰/۱۱۱۰	۰/۰۰۴۳	۳	۲۴
	رفتارهای صرفه‌جویی	۰/۰۲۷۰	۰/۰۰۱۰	۴	۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های به‌دست‌آمده از تحلیل داده‌ها به روش تصمیم‌گیری چندمعیاره بهترین– بدترین نشان می‌دهد که در چارچوب طراحی‌شده برای اعتبارسنجی مشتریان خرد در نئوبانک‌ها، مقوله‌های مختلف نقش‌ها و اولویت‌های متمایزی در ارزیابی ریسک اعتباری ایفا می‌کنند. این چارچوب با بهره‌گیری از داده‌های حاصل از مصاحبه با خبرگان و وزن‌دهی دقیق معیارها، به ارائه مدلی نوین و داده‌محور در حوزه اعتبارسنجی دیجیتال منجر شده است.

در میان پنج مقوله اصلی شناسایی‌شده، تراکنش‌ها و رفتارهای مالی با ضریب اهمیت ۰/۳۶۰۰ بالاترین وزن را در مدل نهایی به خود اختصاص داده است. این مؤلفه، به دلیل ماهیت کمّی، قابلیت اندازه‌گیری بالا و ارتباط مستقیم با رفتار اعتباری مشتریان، نقشی محوری در ساختار مدل ایفا می‌کند. شاخص‌های کلیدی این مقوله شامل سوابق شغلی با وزن نهایی ۰/۰۹۷۹، سوابق تحصیلی با ۰/۰۸۷۱،

اطلاعات جغرافیایی با ۰/۰۵۴۳ و وضعیت تأهل و خانوادگی با ۰/۰۶۵۱ هستند. این متغیرها نه‌تنها بازتاب‌دهنده توان بازپرداخت، ثبات درآمد و سطح تعهد مالی فرد هستند، بلکه به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده‌هایی معتبر در تحلیل ریسک نکول نیز شناخته می‌شوند. به‌ویژه، ثبات شغلی و تحصیلات آکادمیک به‌طور قابل‌توجهی با رفتار مسئولانه مالی مرتبط بوده و در الگوریتم‌های اعتبارسنجی نوین، جایگاه ویژه‌ای دارند.

مقوله دوم با بالاترین اهمیت، سوابق و اطلاعات قانونی و بیمه‌ای است که ضریب اهمیت آن ۰/۲۷۹۰ محاسبه شده است. این مقوله بر اطلاعات رسمی ثبت‌شده در مراجع حقوقی، انتظامی و بیمه‌ای تکیه دارد و به‌عنوان شاخصی از تعهد به قانون، سلامت مالی و رفتار پیشگیرانه در برابر ریسک شناخته می‌شود. سه زیرمؤلفه کلیدی در این بخش عبارت‌اند از: عادات خرید آنلاین با وزن ۰/۱۶۷۴ که در رتبه نخست کل مدل نیز قرار دارد، سوابق جرایم و تخلفات با ۰/۱۲۰۰ و فعالیت آنلاین با ۰/۰۹۲۹. داده‌های این مقوله به‌ویژه در نظام‌های دیجیتال‌محور نئوبانک‌ها حائز اهمیت دوچندان هستند، زیرا با تجزیه‌وتحلیل رفتارهای گذشته، امکان پیش‌بینی رفتارهای آتی در تعامل با خدمات مالی را فراهم می‌کنند.

در رتبه سوم، فعالیت‌ها و تعاملات آنلاین قرار دارد که ضریب اهمیت آن برابر با ۰/۲۰۰۰ است. این مقوله، ناظر بر رفتارهای دیجیتال مشتریان در بسترهای اینترنتی و شبکه‌های اجتماعی بوده و توانایی آشکارسازی سبک زندگی، ثبات رفتاری و عادات مالی را دارد. زیرمعیارهای مهم در این حوزه شامل اطلاعات مالیاتی با وزن ۰/۰۶۶۶، سوابق بازپرداخت وام‌ها با ۰/۰۰۸۶، الگوهای پس‌انداز با ۰/۰۰۵۴ و رفتار مصرفی دیجیتال با ۰/۰۰۳۲ هستند. داده‌های این بخش، به‌ویژه برای مشتریانی که فاقد سابقه اعتباری سنتی هستند، ابزاری جایگزین برای سنجش ریسک و رفتار مالی فراهم می‌سازد. رفتارهای دیجیتال، نظیر خریدهای منظم، پرداخت‌های موبایلی یا تعامل در بسترهای مالی دیجیتال، نشانه‌هایی از تعهد مالی، شفافیت اقتصادی و انس با فناوری‌های بانکی را به نمایش می‌گذارند.

چهارمین مقوله، اطلاعات شخصی و خانوادگی است که ضریب اهمیت آن ۰/۱۲۰۰ محاسبه شده است. این مؤلفه، شامل داده‌هایی با ماهیت اجتماعی–جمعیت‌شناختی است که اگرچه کمتر مورد استفاده مستقیم در اعتبارسنجی سنتی بوده‌اند، اما در ارزیابی‌های مکمل ریسک اعتباری، اهمیت قابل توجهی دارند. شاخص‌هایی نظیر رفتار مالی در بحران‌ها با وزن ۰/۰۲۴۱ و نمره اعتباری

جایگزین با ۰/۰۲۲۳، اطلاعاتی درباره توان تطبیق مشتری با شرایط بحرانی و انعطاف‌پذیری در برابر تکانه‌های اقتصادی ارائه می‌کنند. علاوه بر آن، داده‌هایی نظیر تاریخچه اجاره، سوابق اعتباری خانوادگی و اطلاعات مربوط به کسب‌وکارهای کوچک نیز در تحلیل زمینه‌ای رفتار مشتری مفید واقع می‌شوند، هرچند سهم کمتری در مدل نهایی دارند.

در انتهای رتبه‌بندی، مقوله رفتارهای ریسک‌پذیری و خیریه با ضریب اهمیت ۰/۰۳۹۰ کم‌اثرترین مؤلفه در مدل اعتبارسنجی نئوبانک‌ها محسوب می‌شود. زیرمؤلفه‌هایی نظیر تراکنش‌های مالی روزمره با وزن ۰/۰۰۹۷، تعامل با بانک‌های دیگر با ۰/۰۰۶۲، الگوهای پرداخت قبوض با ۰/۰۰۴۳، و رفتارهای صرفه‌جویانه با وزن ۰/۰۰۱۰ نشان‌دهنده این نکته هستند که اگرچه این داده‌ها می‌توانند بازتابی از نگرش فرد به مسئولیت مالی یا مشارکت اجتماعی باشند، اما در تحلیل‌های کمّی و الگوریتمی، نقش حداقلی دارند. در واقع، نئوبانک‌ها به دلیل ساختار تمام دیجیتال خود، بیش از آنکه به شاخص‌های ذهنی یا نگرشی متکی باشند، به داده‌های عینی و رفتاری رجوع می‌کنند.

با تجزیه‌وتحلیل دقیق زیرمعیارها، مشخص شد که عادات خرید آنلاین در صدر اولویت‌ها قرار دارد که این مسئله از اهمیت فزاینده تعاملات دیجیتال در سنجش ریسک اعتباری حکایت دارد. همچنین، شاخص‌هایی همچون سوابق شغلی، سوابق جرایم و فعالیت آنلاین نیز از تأثیرگذاری بالایی برخوردارند. این ترکیب از داده‌های مالی و دیجیتال، الگویی چندبُعدی از رفتار اعتباری مشتریان ترسیم می‌کند که نسبت به مدل‌های سنتی از دقت و جامعیت بالاتری برخوردار است.

در جمع‌بندی، یافته‌های پژوهش گویای آن است که استفاده از داده‌های دیجیتال، رسمی و رفتار محور در مدل اعتبارسنجی نئوبانک‌ها، می‌تواند به ایجاد چارچوبی نوین، قابل اعتماد و متناسب با نیازهای اکوسیستم مالی دیجیتال منجر شود. تمرکز مدل پیشنهادی بر داده‌های غیر سنتی و رفتاری، امکان سنجش ریسک در میان گروه‌هایی از مشتریان را فراهم می‌سازد که به دلیل نداشتن سابقه اعتباری رسمی، در مدل‌های مرسوم بانکی نادیده گرفته می‌شوند. همچنین، الگوریتم‌های مبتنی بر این مدل، با بهره‌گیری از فناوری‌های هوش مصنوعی و تحلیل داده‌های بزرگ، می‌توانند فرآیند اعتبارسنجی را به‌صورت هوشمند، پویا و بسیار دقیق هدایت کنند.

۵- نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف شناسایی، ارزیابی و اولویت‌بندی متغیرهای مؤثر در مدل اعتبارسنجی مشتریان خرد در نئوبانک‌ها انجام شده است. در این راستا، رویکردی ترکیبی اتخاذ شد که در آن از مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته و پرسشنامه‌های تخصصی برای گردآوری داده‌ها بهره گرفته شد. ابتدا در مرحله کیفی، شاخص‌های کلیدی با تحلیل محتوای مصاحبه‌ها استخراج شد و سپس در فاز کمی، با استفاده از روش تصمیم‌گیری چندمعیاره بهترین – بدترین، وزن و اهمیت هر یک از این شاخص‌ها مشخص شد. هدف نهایی پژوهش، ارائه مدلی کارآمد و دقیق برای ارزیابی اعتبار در بستر دیجیتال نئوبانک‌هاست که بتواند تصمیم‌گیری در خصوص اعطای تسهیلات خرد را به‌صورت هدفمند، سریع و با خطای کمتر ممکن سازد.

یافته‌های تحلیل‌ها حاکی از آن است که مقوله تراکنش‌ها و رفتارهای مالی با ضریب اهمیت ۰/۳۶ بالاترین تأثیر را در مدل اعتبارسنجی دارد. متغیرهایی مانند نظم در پرداخت قبوض، سوابق بازپرداخت وام‌ها و الگوهای هزینه‌کرد، به‌عنوان نماینده‌های شاخصی از ثبات مالی و تعهدات فردی، نشانگر وفاداری اعتباری مشتریان تلقی می‌شوند. این اطلاعات که در محیط دیجیتال نئوبانک‌ها به‌صورت خودکار قابل جمع‌آوری هستند، از ارزش تحلیلی بالایی برخوردارند و می‌توانند به‌عنوان مبنای تصمیم‌گیری سریع و دقیق استفاده شوند.

در رتبه دوم، سوابق و اطلاعات قانونی و بیمه‌ای با ضریب اهمیت ۰/۲۷۹ قرار دارد. داده‌هایی نظیر پیشینه جرایم مالی، تخلفات قانونی و سوابق بیمه‌ای، نشان‌دهنده میزان مسئولیت‌پذیری و انضباط حقوقی مشتریان هستند. این مقوله می‌تواند در شناسایی مشتریانی با ریسک پایین نقش کلیدی ایفا کند و در غربال‌گری اعتباری، مبنای قابل اعتمادی فراهم آورد.

مقوله سوم یعنی فعالیت‌ها و تعاملات آنلاین با ضریب اهمیت ۰/۲۰۰، نمایانگر رفتار دیجیتال و الگوهای مصرف کاربران است. اطلاعاتی از قبیل الگوهای خرید اینترنتی، تعامل در شبکه‌های اجتماعی و رفتار در فضای مجازی، ظرفیت شناسایی ویژگی‌های روان‌شناختی و سبک زندگی مشتریان را فراهم می‌آورد. این متغیرها در عصر بانکداری دیجیتال، نقشی فزاینده در اعتبارسنجی ایفا می‌کنند.

مقوله چهارم، اطلاعات شخصی و خانوادگی با ضریب اهمیت ۰/۱۲ شامل عواملی نظیر

وضعیت تحصیلات، اشتغال، محل سکونت، تأهل و سوابق مهاجرت است. این متغیرها اگرچه تأثیر مستقیمی به‌اندازه مقولات قبلی ندارند، اما به‌عنوان عوامل زمینه‌ای مکمل، به تحلیل دقیق‌تر کمک می‌کنند و در تمایزگذاری میان مشتریان با ریسک مشابه سودمند هستند.

در پایین‌ترین سطح، مقوله رفتارهای ریسک‌پذیری و خیریه با ضریب اهمیت ۰/۰۳۹ قرار گرفته است. این شاخص‌ها شامل نحوه عملکرد مالی مشتریان در شرایط بحرانی، میزان مشارکت در امور عام‌المنفعه و نمرات جایگزین اعتباری است. با اینکه این عوامل از لحاظ اجتماعی و اخلاقی حائز اهمیت‌اند، اما در مدل‌سازی کمی ریسک اعتباری، وزن نسبتاً اندکی دارند.

با وجود تلاش در پوشش‌دهی کامل، این پژوهش با محدودیت‌هایی مواجه بوده است. نخست، نمونه‌گیری هدفمند و محدودیت در تعداد مصاحبه‌ها، قابلیت تعمیم نتایج را تحت تأثیر قرار داده است. دوم، وابستگی به داده‌های کیفی ممکن است تحت تأثیر ذهنیت پاسخ‌دهندگان یا تحلیل‌گران قرار گیرد. همچنین به دلیل گستردگی موضوع، امکان بررسی جامع تمامی متغیرهای مؤثر، از جمله عوامل کلان اقتصادی و روان‌شناختی، فراهم نبوده است.

با توجه به نتایج، به نئوبانک‌ها توصیه می‌شود تمرکز خود را بر داده‌های تراکنشی و سوابق قانونی– دیجیتال مشتریان معطوف کنند، زیرا این اطلاعات قابلیت پیش‌بینی‌پذیری بالاتری در ارزیابی ریسک اعتباری دارند. افزون بر این، بهره‌برداری از داده‌های نوظهور مانند الگوهای رفتاری در فضای مجازی، امکان توسعه خدمات هدفمندتر را برای گروه‌های فاقد سوابق رسمی فراهم می‌سازد و سطح دسترسی به خدمات مالی را برای طیف وسیع‌تری از جمعیت افزایش می‌دهد.

پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی از الگوریتم‌های یادگیری ماشین و تحلیل‌های مبتنی بر کلان‌داده‌ها برای بهبود دقت و سرعت مدل‌های اعتبارسنجی بهره گیرند. همچنین، توجه به متغیرهای روان‌شناختی، سرمایه اجتماعی و تأثیرات سیاست‌های اقتصادی بر رفتار اعتباری می‌تواند مسیرهای تازه‌ای را در حوزه بانکداری دیجیتال بگشاید. یافته‌های این مطالعه می‌توانند مبنایی برای تدوین سیاست‌های داده‌محور و توسعه مدل‌های تصمیم‌یار در نئوبانک‌ها فراهم آورند، به‌گونه‌ای که هم‌زمان دقت ارزیابی را ارتقا داده و دامنه خدمات اعتباری را به صورت هوشمندانه گسترش دهند.

References

Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589–609. https://doi.org/10.2307/2326758.

Ashrafi Bafrouei, M., & Majidzadeh, M. (2019). Development and enhancement of a social credit scoring model based on blockchain. *In Proceedings of the 8th Conference on Electronic Banking and Payment Systems (Tehran, Iran)*. Monetary and Banking Research Institute. [In Persian]

Aslam, T., & Aslam, A. (2025). SocialCredit+: An AI-powered explainable credit scoring model leveraging social media and multimodal data. arXiv. https://doi.org/10.48550/arXiv.2506.12099.

Bahramifard, M., & Pirbanieh, M. (2024). Application of machine learning in enhancing financial services and credit scoring in banking: Challenges and opportunities. *In Proceedings of the 10th National Conference on Interdisciplinary Research in Engineering and Management Sciences (Tehran, Iran)*. Permanent Secretariat of the Conference. [In Persian]

Banga, C., Beena, F., & Manchandani, P. (2023). Growth and future of neobanks – A survey. *In 2023 International Conference on Advanced Computing and Intelligent Engineering*. https://essay.utwente.nl.

Behzadirad, M., Mahmoudzade, M., Heidari, A., & Sofi Majidpor, M. (2024). Validation of SADERAT Bank customers: Discrete regression scoring approach. *Journal of Economic Policy*, 16(32), 145–172. https://doi.org/10.22034/epj.2024.20513.2479. [In Persian]

Bhatnagr, P., Rajesh, A., & Misra, R. (2025). Neobank adoption: Integrating the information systems effectiveness framework with the innovation resistance model. *Management Decision*, 62(2). https://doi.org/10.1108/MD-06-2023-0977.

Bradford, T. (2020). Neobanks: Banks by any other name. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Payments System Research Briefings*. https://www.kansascityfed.org.

Brown, J., & White, S. (2019). The impact of big data and machine learning on banking. *Journal of Financial Innovation*, 10(2), 123–135. https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-573323/v1.

Creswell, J. W., & Creswell, J. D. (2017). *Research design: Qualitative, quantitative, and mixed methods approaches (5th ed.)*. SAGE Publications.

Elo, S., & Kyngäs, H. (2008). The qualitative content analysis process. *Journal of Advanced Nursing*, 62(1), 107–115.

https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2007.04569.x.

Evbuomwan, O. O., & Bosha, E. O. (2022). Fintech and credit risk in Nigeria: A case study of neobanks. *Journal of Banking*. https://www.cibng.org.

Faghih Aliabadi, H., & Ghanbarizadeh, A. (2023). Application of machine learning algorithms for bank customer credit evaluation. *In Proceedings of the 22nd International Conference on Information Technology, Computer and Telecommunications (Tehran, Iran)*. International Conference Center. [In Persian]

Glaser, B., & Strauss, A. (1967). *The discovery of grounded theory: Strategies for qualitative research*. Mill Valley, CA: Sociology Press.

Hand, D. J., & Henley, W. E. (1997). Statistical classification methods in consumer credit scoring: A review. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 160(3), 523–541. https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.1997.00078.x.

Heydari, R., & Khademi, S. M. (2024). Evaluating the effect of social network on credit score with deep machine learning. *Journal of Monetary & Banking Researches*, 16(57), 409–437. https://doi.org/10.22034/jifb.2023.184063. [In Persian]

Hlongwane, R., Ramaboa, K. K. K. M., & Mongwe, W. (2024). Enhancing credit scoring accuracy with a comprehensive evaluation of alternative data. *PLOS ONE*. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0303566.

Hsieh, H. F., & Shannon, S. E. (2005). Three approaches to qualitative content analysis. *Qualitative Health Research*, 15(9), 1277–1288. https://doi.org/10.1177/1049732305276687.

Jeyhoonipour, M., Azami, S., & Delangizan, S. (2025). Modeling and identification of causal relationships between the main factors of credit risk in the banking system using the DEMATEL decision-making technique. *Journal of Economic Policy*, 17(33), 180–211. https://doi.org/10.22034/epj.2024.20992.2544. [In Persian]

Koibichuk, V., Ostrovska, N., & Kashiyeva, F. (2021). Innovation technology and cyber frauds risks of neobanks: Gravity model analysis. *Marketing I Menedžment Innovacij*, 1–15. https://doi.org/10.21272/mmi.2021.1-19.

Krippendorff, K. (2009). *Content analysis: An introduction to its methodology* (H. Naibi, Trans.). Tehran: Ney Publishing. [In Persian]

Lessmann, S., Baesens, B., Seow, H.-V., & Thomas, L. C. (2015). Benchmarking state-of-the-art classification algorithms for credit scoring: An update of research. *European Journal of Operational Research,* 247(1), 124–136. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2015.05.030.

Liu, Y., Rahman, A. A., Amin, S. I. M., & Ja'afar, R. (2025). Navigating fintech and banking risks: insights from a systematic literature review. *Humanities and Social Sciences Communications*. https://doi.org/10.1057/s41599-025-05055-9.

Meijer, K. P. (2021). Customer acceptance of neobanks: What role does national culture play? *[Master's thesis, University of Twente*]. https://purl.utwente.nl/essays/87910.

Monis, E., & Pai, R. (2023). Neo banks: A paradigm shift in banking. *International Journal of Case Studies in Business, IT, and Education (IJCSBE)*, **7**(2), 318–332. https://doi.org/10.5281/zenodo.8011125.

Rezaei, J. (2015). Best-worst multi-criteria decision-making method. *Omega*, 53, 49–57. https://doi.org/10.1016/j.*omega*.2014.11.009.

Sardar, S., & Anjaria, K. (2023). The future of banking: How neo banks are changing the industry. *International Journal of Management, Public Policy and Research*. https://doi.org/10.55829/ijmpr.v2i2.153.

Saunders, M., Lewis, P., & Thornhill, A. (2016). *Research methods for business students* (7th ed.). Pearson Education.

Subramanian, U., & Baby, M. K. (2024). Debunking Indian neo-banks' customer effort score and ESG values. *ASEAN Journal on Science and Technology for Development*, 41(2), 1–15. https://doi.org/10.61931/2224-9028.1565.

Temelkov, Z. (2020). Differences between traditional bank model and fintech-based digital bank and neobanks models. *International Scientific Refereed Online Journal*, 1–15.

The Journal of
Economic Policy

Yazd University

Vol. 18 No. 35 Spring and Summer 2026 ISSN: 2645-3967

Comparing the effect of monetary and financial policy in the currency regimes of Iran's… 1
Roya Atefimanesh, Morteza Tahamipour, Hossein Samsami, Anooshirvan Taghipour

Estimation of utilizing the output capacity of the manufacturing sector in Iran… 41
Ali Ajdari, Sahar Bashiri, Hasan Heydari

The effects of macro-prudential policies on wealth inequality in Iran: An analysis… 76
Masoud Abdollahi, Mohammad Noferesti

Cyclical behavior of public debt in Iran considering the role of natural resource… 110
Abolghasem Golkhandan

Analyzing the state-dependent relationships of money multipliers: A new look at the… 155
Negin Heidarizadeh, Sayed Yahya Abtahi, Zohre Tabatabaeinasab, Mohamadali Dehghan Tafti

Using the machine learning algorithms to predict inflation expectations with regard to… 182
Zahra Mokhtari, Jalil Totonchi, Abbas Alavi Rad

Studying the role of the government in the successful transfer of technology: A case … 211
Mahdia Sadat Mousavi, Farshad Momeni, Ruholah Abu Jaafari, Seyyed Mohammad Bagher Najafi

Explanation of the dynamic model of systemic risk contagion of cryptocurrency in… 247
Reza Karimi, Shadi Shahverdiani, Mirfeiz Falah Shams, Gholamreza Zomorodian

Exploring the asymmetric impact of domestic and global economic policy… 272
Sakineh Sojoodi, Parisa Yousefi, Elmira Azizi Norouzabadi

Investigating the potential contribution of intermediate inputs to welfare with the... 310
Sayed Amin Mansouri, Seyyed Morteza Afghah, Yaghob Andayesh, Hassan Farazmand, Behrouz Sadeghi, Ali Bodaghi

Investigating the impact of monetary policies on the optimal composition of the… 340
Mahla Afsharpour, Seyed Abdolmajid Jalaei, Hossein Akbarifard, Mehdi Nejati

Credit scoring of retail customers in neobanks: Developing a hybrid model using… 373
Hossein Seilsepoor, Mohammad Javad Mohagheghnia