دانشگاه یزد

نشریه علمی

سیاست‌گذاری اقتصادی

سال شانزدهم- شماره سی و ششم- پاییز و زمستان ۱۴۰۵

شاپا: ۳۹۶۷-۲۶۴۵

بررسی تکانه‌های درآمدهای دولت و اثرات آن بر متغیرهای کلان به روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) ۱
سمانه جواهردهی، حسین صمصامی

طراحی مکانیزم رفتاری برای مدیریت تورم انتظاری در شرایط عقلانیت محدود: شواهدی از اقتصاد ایران... ۳۹
علیرضا عرفانی، نیما جهانی

برآورد شاخص نااطمینانی بازار انرژی و تحلیل اثرات آن بر رشد اقتصادی در ایران ۷۶
ثنا حسینی، خالد احمدزاده، رامین امانی

بررسی و ارزیابی مشارکت نیروی کار ایران تا سال ۱۴۴۰ با استفاده از رویکرد پویایی‌های سیستم ۱۲۳
حمیده نظری ندوشن، ملیحه علی مندگاری، سیده زهرا کلانتری بنادکی

ارتباط چرخهٔ سیاست پولی با چرخهٔ مالی و ادوار تجاری در ایران ۱۶۲
روزبه بالونژاد نوری، امیرعلی فرهنگ، رضا شمس اللهی

تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر کیفیت افشای اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق ... ۲۰۴
مجتبی محمدیان

پول به‌مثابهٔ پیش‌شرط تولید: نظریهٔ پولی تولید کینز و اقتصاد ایران ۲۳۵
علیرضا رعنائی، سید عقیل حسینی

ارائه الگوی تحلیلی-تبیینی عوامل موثر بر پیدایش و توسعه شهرهای مرکز مالی ۲۷۵
فرزانه جندقی اردکانی، حبیب انصاری سامانی، داریوش فرید، سید حیدر میرفخرالدینی

اثر همگرایی حقوق مالکیت بر تغییرات ساختاری در اقتصادهای درحال‌توسعه: یک تحلیل غیر خطی ۳۲۰
ابوالفضل شاه‌آبادی، فاطمه به‌فرین

تحلیل آستانه‌ای اثر رانت نفت بر رشد اقتصادی غیرنفتی در سطوح مختلف توسعه مالی در ایران ۳۶۱
عبیده عامر خضیر البازی، سید کمال صادقی، رضا رنج‌پور، الهام نوبهار

بررسی نقش چرخه عمر شرکت و درماندگی مالی در تعیین استراتژی‌های تجدید ساختار مالی شرکت‌های... ۴۰۴
نیایش قاسمی سلیمان آبادی، داریوش دموری، محمدحسن زارع

واکنش بازار سهام به شوک سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی با الگوی TVP-QVAR ۴۴۵
محمدرضا بیات، سجاد برخورداری دورباش، یزدان گودرزی فراهانی

نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی

صاحب امتیاز

معاونت پژوهشی دانشگاه یزد

مدیر مسئول

زهرا نصراللهی

سر دبیر

کاظم یاوری

مدیر داخلی

مهدی حاج‌امینی

ویراستار انگلیسی

احمدرضا اسلامی‌زاده

ویراستار فارسی

مرضیه غفاری

صفحه‌آرایی

حسین امامعلیزاده

روابط عمومی و ارتباطات: **سعید دشتی‌زاد**

آماده سازی، چاپ و صحافی: انتشارات دانشگاه یزد

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

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

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

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

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

هیأت تحریریه

مجید احمدیان (استاد دانشگاه تهران)

مصیب پهلوانی (استاد دانشگاه سیستان و بلوچستان)

امیرمحمد حاج یوسفی (دانشیار دانشگاه شهید بهشتی)

امیر منصور طهرانچیان (استاد دانشگاه مازندران)

سید نظام‌الدین مکیان (دانشیار دانشگاه یزد)

میثم موسایی (استاد دانشگاه تهران)

نادر مهرگان (استاد دانشگاه بوعلی سینا)

زهرا نصراللهی (استاد دانشگاه یزد)

کاظم یاوری (استاد دانشگاه یزد)

فهرست

بررسی تکانه‌های درآمدهای دولت و اثرات آن بر متغیرهای کلان به روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) ۱
سمانه جواهردهی، حسین صمصامی

طراحی مکانیزم رفتاری برای مدیریت تورم انتظاری در شرایط عقلانیت محدود: شواهدی از اقتصاد ایران... ۳۹
علیرضا عرفانی، نیما جهانی

برآورد شاخص نااطمینانی بازار انرژی و تحلیل اثرات آن بر رشد اقتصادی در ایران ۷۶
ثنا حسینی، خالد احمدزاده، رامین امانی

بررسی و ارزیابی مشارکت نیروی کار ایران تا سال ۱۴۴۰ با استفاده از رویکرد پویایی‌های سیستم ۱۲۳
حمیده نظری ندوشن، ملیحه علی مندگاری، سیده زهرا کلانتری بنادکی

ارتباط چرخهٔ سیاست پولی با چرخهٔ مالی و ادوار تجاری در ایران ۱۶۲
روزبه بالونژاد نوری، امیرعلی فرهنگ، رضا شمس اللهی

تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر کیفیت افشای اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق ... ۲۰۴
مجتبی محمدیان

پول به‌مثابهٔ پیش‌شرط تولید: نظریهٔ پولی تولید کینز و اقتصاد ایران ۲۳۵
علیرضا رعنائی، سید عقیل حسینی

ارائه الگوی تحلیلی-تبیینی عوامل موثر بر پیدایش و توسعه شهرهای مرکز مالی ۲۷۵
فرزانه جندقی اردکانی، حبیب انصاری سامانی، داریوش فرید، سید حیدر میرفخرالدینی

اثر همگرایی حقوق مالکیت بر تغییرات ساختاری در اقتصادهای درحال‌توسعه: یک تحلیل غیر خطی ۳۲۰
ابوالفضل شاه‌آبادی، فاطمه به‌فرین

تحلیل آستانه‌ای اثر رانت نفت بر رشد اقتصادی غیرنفتی در سطوح مختلف توسعه مالی در ایران ۳۶۱
عبیده عامر خضیر البازی، سید کمال صادقی، رضا رنج‌پور، الهام نوبهار

بررسی نقش چرخه عمر شرکت و درماندگی مالی در تعیین استراتژی‌های تجدید ساختار مالی شرکت‌های... ۴۰۴
نیایش قاسمی سلیمان آبادی، داریوش دموری، محمدحسن زارع

واکنش بازار سهام به شوک سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی با الگوی TVP-QVAR ۴۴۵
محمدرضا بیات، سجاد برخورداری دورباش، یزدان گودرزی فراهانی

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 1-38

Examining government revenue shocks and their effects on macroeconomic variables Using DSGE Model

Samaneh Javaherdehi[1], Hossein Samsami*[2]

Received: 24-01-2024 Accepted: 12-05-2025

Abstract

The present study investigates government revenue shocks including oil revenues, tax revenues, and revenues arising from an increase in the exchange rate (exchange-rate shock) as well as their effects on macroeconomic variables. To this end, a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model was developed for the Iranian economy under open-economy conditions using the data covering the period from 1989 to 2021. According to the simulation results, an increase in the exchange rate raises the marginal costs of domestic firms, thus reducing the imports of intermediate, capital, and consumer goods as compared to their steady-state paths. The output also exhibits a decreasing and subsequently increasing pattern as compared to the steady-state path. A positive oil shock, through its effects on the monetary base and government expenditures, increases aggregate demand and inflation, which, in turn, leads to an increase in non-oil output as compared to its steady-state path. Following a positive oil shock, non-oil exports decrease, while imports of all the three categories of goods, namely intermediate, capital, and consumer goods, increase.. A positive tax shock reduces households' disposable income, leading to a decline in household consumption of both domestic and imported goods. Consequently, aggregate demand decreases, and output follows a downward trajectory. Furthermore, all the three shocks result in a reduction in the government budget deficit and government debt. According to the results obtained from the welfare loss function, the exchange-rate shock generates the greatest welfare loss compared to oil-revenue and tax shocks.

Extended Abstract

Purpose: Statistical and historical evidence shows that the Iranian government utilizes three main channels to increase its resources. These three scenarios are taxes, oil revenues, and an exchange rate increase. Each of the financing scenarios affects the nominal and real variables of the economy through different channels. The purpose of this study is to examine government revenue shocks and their impacts on macroeconomic variables.

[1]. PhD. Candidate in Economics, Faculty of Economics and Political Scienc, Shahid Beheshti University of Tehran, Tehran, Iran. Email: s.javaherdehi69@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University of Tehran, Tehran, Iran. Email: h-Samsami@sbu.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 1-38

Methodology: This study utilizes the stochastic dynamic general equilibrium method to analyze the effects of shocks originating from three government income sources. Furthermore, the losses resulting from these shocks are compared. The model considers six agents including household, intermediate goods-producing firms, the trade sector in both non-oil exports and imports, the oil sector, government, and the central bank. The data used in the simulation, covering the period from 1989 to 2022, were obtained from the Time Series Information Database of CBI and the Data and Statistical Information of the Statistical Center of Iran. The parameters have been calibrated by previous studies and by considering geometric means of variables.

Findings and Discussion: Macroeconomic effects of an exchange rate shock: The initial consequence of the exchange rate increase is a decrease in the import of consumption goods, investment goods, and intermediate inputs. The reduction in the import of these goods is not uniform. The decrease in the import of intermediate goods and intermediate inputs is less pronounced than that of consumption goods. This is because, when the exchange rate increases, the production sector cannot immediately and fully reduce its orders for intermediate inputs. As time passes and the price of domestic goods rises, leading to an increase in consumer prices, the value of all types of imported goods tends to be stabilized. Additionally, the rise in the relative price of imported goods contributes to an increase in inflation from its equilibrium level. Also, the positive exchange rate shock increases the competitiveness of export goods by reducing the export price index and leads to an increase in non-oil exports from the equilibrium level. Production also decreased initially due to the increase in the marginal cost of firms. But over time, it increased due to the increasing demand of domestic and foreign households for domestic goods. The foreign exchange reserves of the Central Bank initially increased by 4%, which resulted in an expansion of the monetary base. However, over time, the monetary base gradually declines and returns to its equilibrium level. In addition, this shock leads to a reduction in the government budget deficit and a reduction in government debts.

Macroeconomic effects of oil revenue shock: As oil revenues increase, with a significant portion of this income being sold to the central bank, the foreign reserves of the central bank initially rise by 3% from its equilibrium level. An increase in the net foreign assets of the Central Bank leads to an increase in the monetary base. Additionally, an increase in the net foreign assets of the central bank also results in a reduction in the nominal exchange rate. Inflation also increases due to an increase in the monetary base, and the real exchange rate decreases due to thea decrease in the nominal exchange rate. The decrease in the real exchange rate also leads to a decrease in non-oil exports and an increase in imports. Therefore, the import of consumption goods, investment goods, and intermediate inputs increases.

The positive effect of the oil shock on the supply side causes prices to rise and creates an incentive to increase production in the non-oil sector, so intermediate goods-producing firms tend to use more labor and capital. Due to a limited labor force, firms offer higher wages, leading to increases in both wages and capital rents. Because the government budget is dependent on oil, an increase in oil revenues reduces the government budget deficit. Additionally, a positive oil shock leads to the increase of the government's investment expenditure. The investment increases due to the increase in the government's investment expenditure and the increase in imports.

Macroeconomic effects of tax shock: An increase in taxes results in a reduction in household income, leading to decreased consumption of both domestic and imported

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 1-38

goods. This, in turn, causes a decline in aggregate demand, resulting in lower output and employment. Reducing production means reducing the utilization of production factors, including capital, labor, and intermediate inputs. Also, with a decrease in production, inflation increases, which leads to a decrease in the real rental rate of capital. The increase in taxes has resulted in reduced motivation and labor supply, leading to a 0.15% increase in wages. This shock will also boost government revenues, reduce the budget deficit, and decrease government debts. In response to the increase in revenues, the government raises its consumption expenditures.

Conclusions and Policy Implications: Based on the model's results and the more volatile effects of the exchange rate on macro variables, it is advisable for the government to refrain from implementing policies that increase the exchange rate in pursuit of more revenues and decrease the budget deficit.

Keywords: Dynamic stochastic general equilibrium Model, Taxes, Exchange rate, Oil, Inflation

JEL Classification: E32،O24 ،E01،E20،P28 ،E31

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۱-۳۸

بررسی تکانه‌های درآمدهای دولت و اثرات آن بر متغیرهای کلان به روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[۱]

سمانه جواهردهی[۲]، حسین صمصامی*[۳]

دریافت: ۱۷-۱۰-۱۴۰۲ پذیرش: ۲۲-۰۲-۱۴۰۴

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تکانه‌های درآمدهای دولت شامل منابع نفت، مالیات و درآمدهای ناشی از افزایش نرخ ارز (شوک ارزی) بر متغیرهای کلان است. برای این منظور یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز برای اقتصاد ایران با استفاده از اطلاعات مربوط به سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۴۰۰ طراحی شده است. براساس نتایج شبیه‌سازی پژوهش، با افزایش نرخ ارز، به دلیل افزایش هزینه نهایی بنگاه‌های داخلی، میزان واردات کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی از مسیر تعادلی کاهش یافت. تولید نیز نسبت به مسیر تعادلی به ترتیب کاهشی و افزایشی بوده است. تکانه مثبت نفتی با اثرگذاری بر پایه پولی و مخارج دولتی منجر به افزایش تقاضا و تورم شد که خود منجر به افزایش تولید در بخش غیرنفتی نسبت به مسیر تعادلی شد. با تکانه مثبت نفتی صادرات غیرنفتی کاهشی و واردات هر سه کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی نسبت به مسیر تعادلی افزایشی بوده است. با تکانه مثبت مالیات، درآمد قابل تصرف خانوارها کاهش یافت و منجر به کاهش مصرف خانوار از کالاهای داخلی و وارداتی شد و در نتیجه تقاضای کل کاهش یافت و تولید با روند نزولی از مسیر تعادلی مواجه شد. همچنین هر سه تکانه، کاهش کسری بودجه دولت و کاهش بدهی دولت را در پی داشتند. طبق نتایج بدست آمده از تابع هزینه رفاهی نیز، تکانه نرخ ارز بیشترین زیان رفاهی را نسبت به تکانه درآمد نفتی و مالیات ایجاد می‌کند.

واژگان کلیدی: تعادل عمومی پویای تصادفی، مالیات، نرخ ارز، نفت، تورم.

طبقه‌بندی JEL: E32, O24, E01, E20, P28, E31

---

[۱]. این مقاله مستخرج از پایان‌نامه دکتری نویسنده اول در دانشگاه شهید بهشتی است.

[۲]. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران s.javaherdehi69@gmail.com

[۳]. نویسنده مسئول. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران h-Samsami@sbu.ac.ir

۱- مقدمه

در کشورهای وابسته به نفت، به دلیل وابستگی زیاد بودجه دولت به درآمد نفتی و تولیدات صنعتی به ارز برای واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، هرگونه تکانه‌های درآمدهای ارزی و نفتی می‌تواند اثرات مهمی بر عملکرد اقتصاد داشته باشد. ایران نیز به عنوان یکی از صادرکنندگان نفت جهان، از این قضیه مثتثنی نیست و یکی از ویژگی‌های آن، وابستگی مخارج و فعالیت‌های دولت به درآمدهای نفت و گاز، علاوه بر درآمدهای مالیاتی است. نفت و مالیات به عنوان دو منبع درآمدی مهم دولت تلقی می‌شوند. در سال‌های اخیر به دلیل تورم بالا، مخارج دولت به خصوص در بخش حقوق و مزایا و حقوق بازنشستگان رشد بالایی را تجربه کرده است. این در حالی است که به دلایلی چون شرایط رکودی و محدودیت پایه‌های مالیاتی، درآمدهای مالیاتی رشد پایینی داشته‌اند و همگام با مخارج دولت افزایش نیافته‌اند. این نابرابری در درآمد و مخارج در دوره‌هایی که درآمدهای نفتی دستخوش کسری شدید شده تاثیرات به مراتب مخرب‌تری بر متغیرهای اقتصادی به خصوص تورم و رشد تحمیل کرده است.

از طرفی یکی از منابعی که به خصوص در سال‌های اخیر بیش از پیش مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گرفته را می‌توان به افزایش نرخ ارز ربط داد؛ با توجه به اینکه بخش مهمی از منابع مالی دولت مربوط به درآمدهای نفتی است و تحت تاثیر نرخ تسعیر ارز قرار دارد، در سال‌هایی که دولت با کسری بودجه مواجه شده است، افزایش نرخ ارز، به عنوان یکی از سناریوهای تامین مالی آن بوده است. یکی از ابعاد اثرگذاری نرخ ارز در اقتصاد ایران مربوط به ظرفیت‌های تولیدی است که تحت تاثیر کالاهای وارداتی واسطه‌ای و سرمایه‌ای است. مطابق با آمار، ترکیب واردات کالاها به گونه‌ای است که به طور متوسط بیش از ۸۰ درصد از آن به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای مربوط می‌شود که کالای جانشین داخلی کمی برای آن وجود دارد. از این رو هرگونه محدودیت در واردات این کالاها، تولید داخلی را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

بنابراین تغییرات در هریک از منابع درآمدی دولت از کانال‌های متفاوتی، بر متغیرهای اسمی و حقیقی اقتصاد اثرگذار هستند و می‌توانند همسو یا خلاف جهت اهداف اقتصاد کلان، آثار خود را آشکار سازند و متغیرهای اقتصادی را تحت تاثیر خود قرار دهند. پس در این مقاله به منظور بررسی دقیق آثار شوک‌های ارزی، نفت و مالیاتی، تلاش شده است تقریبا تمام کانال‌های مهم در هر دو سمت تقاضا و عرضه اقتصاد مد نظر قرار بگیرد و کمبودهای سایر مطالعات در این بخش را

پوشش دهد. همچنین در این تحقیق یکی از سوالات اصلی که بدان پاسخ داده شده است، آثار رفاهی (یا زیان اجتماعی) هریک از سناریوها است. چنین موضوعی به سیاست‌گذار این امکان را می‌دهد تا قبل از اجرای سیاست، تا حد زیادی اطلاعات مفیدی را در زمینه اینکه کدام سناریو آثار زیانی (رفاهی) کمتری (بیشتری) از محل تورم و رشد تولید خواهد داشت، بدست آورد. در این راستا، در بخش دوم و سوم به طور خلاصه مبانی نظری و پیشینه تحقیق بیان می‌شود. سپس مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مناسب برای اقتصاد ایران با توجه به ساختارهای اقتصاد کشور ارائه می‌شود. در بخش پنجم، داده‌های مورد استفاده در پژوهش و نتایج حاصل از شبیه‌سازی متغیرها بیان می‌شود. در بخش ششم تحلیل توابع عکس‌العمل آنی نسبت به تکانه‌های نفتی، مالیاتی و ارزی و زیان رفاهی آن‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. همچنین، خلاصه و جمع‌بندی نیز بخش پایانی مقاله را تشکیل می‌دهد.

۲- مبانی نظری

نفت، مالیات و درآمدهای ناشی از افزایش نرخ ارز (شوک ارزی) سه منبع مهم درآمدی دولت در کشورهای وابسته به نفت هستند که وقوع تکانه در هریک از این سه منبع می‌تواند آثار متفاوتی بر اقتصاد این کشورها داشته باشد. مطابق با رابطه تقاضای کل کالاها و خدمات، افزایش نرخ مالیات به معنای کاهش درآمد قابل تصرف و در نتیجه کاهش مصرف و کاهش تقاضای کل و در نهایت کاهش تولید است. کاهش مصرف خانوارها از کالا و خدمات منجر به کاهش مطلوبیت آن‌ها می‌شود. کاهش نرخ مالیات، با اثر عکس آن‌چه گفته شد، درآمد قابل تصرف و مخارج مصرفی و مطلوبیت خانوار را افزایش می‌دهد (غفاری و همکاران[1]، ۱۳۹۵: ۱۶۰). علاوه بر این افزایش مالیات‌ها، منجر به افزایش درآمد دولت می‌شود و با تخصیص مجدد این درآمدها توسط دولت در تولید کالاهای عمومی یا پرداخت یارانه، امکان افزایش مطلوبیت خانوار فراهم می‌شود. پس اخذ مالیات هم دارای اثر مثبت بر مطلوبیت است و هم آثار منفی بر مطلوبیت دارد. از سوی دیگر مطابق با نظریه لافر، افزایش بیش از حد مالیات، انگیزه کار و تلاش را برای افراد کاهش می‌دهد و در نتیجه اثر منفی بر سطح تولید و درآمد ملی می‌گذارد و این عامل موجب می‌شود درآمد

[1]. Ghafari et al. (1395)

مالیاتی دولت نیز کاسته شود (یونسی و همکاران[۱]، ۱۳۹۴: ۸۲؛ مظهر و دهالان[۲]، ۲۰۲۰: ۲۸۹۵).

در حالی که مالیات‌ها مهمترین منبع درآمدی دولت‌های توسعه‌یافته هستند، دولت‌های درحال‌توسعه عمدتاً بر درآمدهای حاصل از فروش محصولی خاص (عمدتاً مواد اولیه و ذخایر معدنی فرآوری‌نشده) تکیه دارند. این مسئله سبب می‌شود که تکانه‌های خارجی و نوسانات موجود در سطح اقتصاد جهانی به‌راحتی به بودجهٔ این دولت‌ها و اقتصاد داخلی‌شان سرایت کند (هاشمی دیزجی[۳]، ۱۳۸۸: ۵۷). در این شرایط، دولت‌ها نه تنها توانایی و انعطاف‌پذیری کافی برای تخفیف این تکانه‌ها را ندارند، بلکه ممکن است به بی‌ثباتی اقتصاد دامن هم بزنند. تکانه قیمت نفت از دو طریق، فعالیت‌های اقتصادی یک کشور را می‌تواند تحت تاثیر قرار دهد. یکی از طریق تاثیر بر طرف عرضه اقتصاد و دیگری از طریق تاثیر بر تقاضای کل (بالی و همکاران[۴]، ۲۰۲۱: ۲؛ پونزی[۵]، ۲۰۱۹: ۱۳۰۸؛ ژائو و همکاران[۶]، ۲۰۱۶؛ امامی و ادیب‌پور[۷]، ۲۰۱۲: ۱۷۷۵؛ میلانی[۸]، ۲۰۰۹: ۸۲۸). اولین اثر درآمدهای نفتی، استفاده دولت از جهت تامین مالی خود است. بنابراین دولت از طریق اعمال سیاست‌های مالی، درآمد مذکور را به اقتصاد تزریق می‌کند. در این شرایط اگر مخارج دولت صرف ایجاد کالاهای عمومی و بهبود زیرساخت‌ها شود، سرمایه‌گذاری و تولید را تحت تاثیر قرار می‌دهد (بارو و سالای مارتین[۹]، ۱۹۹۲: ۶۴۶). از طرف دیگر، افزایش مخارج دولت به‌واسطه امکان بروز عدم کارایی در تخصیص منابع و یا ایجاد فساد، از طریق اثر برون‌رانی می‌تواند سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را کاهش و در نهایت موجب کاهش رشد اقتصادی نیز شود (دار و امیرخلخالی[۱۰]، ۲۰۰۲: ۶۸۳). دومین کانال اثر شوک‌های درآمد نفتی بر تولید، اثر بر عرضه پول است. با افزایش درآمدهای نفتی، ابتدا ارزهای حاصل از فروش نفت به پول داخلی کشور تبدیل می‌شود. در این وضعیت اگر بانک مرکزی تمامی ارزها را به فروش برساند، منجر به کاهش نرخ ارز و ارزان شدن قیمت کالاهای وارداتی برای مصرف‌کنندگان داخلی و افزایش واردات خواهد شد. این امر در نهایت موجب ورشکستگی بنگاه‌های تولیدی و افزایش بیکاری در داخل کشور می‌شود. بنابراین برای جلوگیری

---

1. Younessi et al. (1394)
2. Mazhar & Dahalan (2020)
3. Hashemi Dizaji (1388)
4. Balli et al. (2021)
5. Punzi (2019)
6. Zhao et al. (2016)
7. Emami & Adibpour (2012)
8. Milani (2009)
9. Barro and Sala-i-Martin (1992)
10. Dar and Amirkhalkhali (2002)

از این اتفاق، بخشی از ارزهای حاصل از فروش نفت، در بازار ارز به فروش نخواهد رسید. در این حالت، ذخایر خارجی بانک مرکزی افزایش یافته و در نتیجه افزایش پایه پولی و عرضه پول را نیز به دنبال خواهد داشت (برنانکه و گرتلر[1]، ۱۹۹۵: ۳۰). یکی دیگر از کانال‌های انتقال شوک‌های درآمد نفتی بیماری هلندی است، افزایش ارزش نرخ حقیقی ارز، موجب کاهش صادرات تولیدات صنعتی و کاهش انگیزه سرمایه‌گذاران می‌شود. با کاهش تولید، به منظور کاهش هزینه‌های تولید، میزان به کارگیری منابع تولید از جمله سرمایه و نیروی کار نیز کاهش خواهد یافت (جعفری صمیمی و همکاران[2]، ۱۳۹۵: ۵).

نوسانات نرخ ارز نیز، هم بخش عرضه و هم تقاضای کل اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهد (صیقلانی و همکاران[3]، ۱۴۰۱: ۵؛ غفاری و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۴). بر اساس چارچوب اقتصاد کینزی، کاهش ارزش پول ملی از طریق افزایش خالص صادرات و افزایش تقاضای کل باعث افزایش تولید می‌شود. اما این مساله تنها یک شرط لازم برای انبساطی بودن کاهش قدرت پول ملی است و شرط کافی نیست. برای اینکه کاهش ارزش پول ملی یک کشور بتواند در تراز تجاری اثری مثبت ایجاد کند، مجموع کشش قیمتی صادرات و واردات از لحاظ قدر مطلق باید از یک بزرگ‌تر باشد. تا زمانی که کاهش ارزش پول ملی، به دلیل ارزان شدن کالاهای داخلی، دلالت بر افزایش حجم صادرات داشته باشد، در همان لحظه به دلیل بالا بودن هزینه واردات، تقاضای کمی واردات نیز کاهش خواهد یافت. اثر این دو پدیده افزایش حجم صادرات و کاهش حجم واردات گران شده، بستگی به کشش قیمتی صادرات و واردات دارد. اگر کالاهای صادراتی نسبت به قیمت با کشش باشد، حجم صادرات بیشتر از کاهش قیمت‌ها (ارزش صادرات) افزایش خواهد یافت و درآمد کل صادراتی نیز به تبع آن افزایش خواهد یافت. به طور مشابه، اگر واردات نیز نسبت به قیمت‌ها با کشش باشد، کاهش حجم واردات نسبت به افزایش قیمت (هزینه) واردات بیشتر بوده و مخارج کل واردات ناشی از افزایش نرخ ارز کاهش خواهد یافت؛ در نتیجه، با فرض با کشش بودن صادرات و واردات نسبت به تغییرات قیمت‌ها (تغییرات نرخ ارز) تراز تجاری در اثر کاهش ارزش پول ملی بهبود می‌یابد (هاکت و کورینک[4]، ۲۰۱۱: ۳؛ کهو[5]، ۲۰۲۱: ۳، اکیقیر[6]، ۲۰۲۳: ۳۴۲). در ارتباط با نقدینگی می‌توان

[1]. Bernanke and Gertler (1995)
[2]. Jafari Samimi et al. (1401)
[3]. Seighalani et al. (1392)
[4]. Huchet & Korinek (2011)
[5]. Keho (2021)
[6]. Akighir (2023)

گفت با افزایش نرخ ارز، ارزش درآمدهای ارزی به پول داخلی افزایش می‌یابد که خود سبب منبسط شدن ترازنامه بانک مرکزی و پایه پولی می‌شود. از سوی دیگر با کاهش ارزش پول ملی، تقاضای نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی افزایش یافته و این امر موجب افزایش تقاضای پول نیز می‌شود. البته در نظریه‌های اقتصادی، رشد نقدینگی در یک کشور از طریق انبساط در طرف تقاضای اقتصاد، تورم‌زا بوده و این تورم نیز از طریق تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها که یکی از عوامل مهم تعیین نرخ واقعی ارز است، نرخ واقعی ارز را نیز تحت تاثیر قرار می‌دهد (گولاگلو و ایورندی[1]، ۲۰۱۰: ۳۸۲). از طرف دیگر تورم نیز مقام‌های پولی را ناگزیر به رشد حجم نقدینگی برای پاسخ‌گویی به تقاضای معاملاتی پول از جانب مردم می‌کند. بنابراین بین متغیرهای فوق در اقتصاد کلان، حلقه‌های بازخوردی تقویتی وجود دارد (میشکین[2]، ۲۰۰۷: ۳۸۶). در بخش عرضه اقتصاد نیز در کشورهای درحال‌توسعه شوک‌های مثبت نرخ ارز، سبب افزایش هزینه‌های وارداتی کالاهای واسطه‌ای و در نتیجه گران‌تر شدن کالاهای واسطه‌ای وارداتی و متعاقب آن باعث افزایش هزینه‌های تولید و سطح قیمت‌ها می‌شود (لندن و اسمیت[3]، ۲۰۰۶: ۲۴۰؛ توگرال و باری[4]، ۲۰۲۱: ۱۰۹۸، تلیک و همکاران[5]، ۱۴۰۲: ۱۶۶).

۳- پیشینه تحقیق

صیقلانی و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی تکانه‌های منفی خارجی (تحریم‌های اقتصادی) و اثرات افزایش نرخ ارز بر تورم، هزینه نهایی بنگاه و شکاف تولید برای اقتصاد ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) و داده‌های فصلی ۱۳۶۷ الی ۱۳۹۹ پرداختند. آن‌ها یافتند که با افزایش نرخ ارز مصرف کالای داخلی خانوار افزایش و مصرف کالای وارداتی کاهش می‌یابد و بنگاه‌های داخلی کالاهای واسطه‌ای داخلی را جایگزین نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی می‌کنند، همچنین تولید کاهشی بوده است. آن‌ها از پارامتر سهم کالاهای واسطه وارداتی در مقایسه با کالای واسطه داخلی برای تعیین شدت تغییرات تولید و تورم استفاده کردند و به این نتیجه دست یافتند که هرچه سهم کالاهای واسطه وارداتی از کل نهاده واسطه‌ای تولید بیشتر باشد، میزان کاهش

1. Guloglu & Ivrendi (2010)
2. Mishkin (2007)
3. Landon & Smith (2006)
4. Tuğral & Bari (2021)
5. Tlik et al. (1402)

تولید و افزایش تورم در پی تکانه‌های منفی خارجی بیشتر خواهد بود.

برومند و همکاران[1] (۱۳۹۹) اثر تکانه‌های خارجی نظیر افزایش قیمت جهانی نفت، نرخ ارز و تورم جهانی را بر متغیرهای کلان اقتصادی طی سال‌های ۱۳۶۹ الی ۱۳۹۵ با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) با رویکرد کینزی جدید بررسی کردند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که پس از یک شوک مثبت قیمت نفت، تولید ناخالص داخلی و تولید غیر نفتی، مصرف و تورم افزایش می‌یابد و تکانه نرخ ارز موجب کاهش تورم وارداتی و افزایش مصرف شد و تکانه تورم خارجی نیز تاثیر اندکی بر متغیرهای داخلی داشته است.

اکبرپور روشن[2] (۱۳۹۷) به بررسی اثرگذاری ابزارهای مالی دولت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و داده‌های فصلی ۱۳۷۲ الی ۱۳۹۵ پرداخت. نتایج برآورد الگو نشان داد که از بین ابزارهای مالی دولت نرخ مالیات بر مصرف مهم‌ترین نقش را در تنظیم بدهی‌های دولت بازی می‌کند و مالیات بر مزد بیشترین واکنش را به تغییرات تولید دارد. در کوتاه‌مدت، افزایش نرخ مالیات بر مصرف نسبت به مالیات بر مزد اثر انقباضی بزرگتر اما کم دوام‌تری بر اقتصاد دارد، ولی در بلندمدت اثر مالیات بر مزد بیشتر از مالیات بر مصرف است؛ اثر انبساطی مخارج سرمایه‌ای دولت در بلندمدت بزرگتر و بادوام‌تر از مخارج مصرفی دولت است؛ دورهٔ اثرگذاری تکانهٔ مخارج دولت بیشتر از درآمدهای دولت است.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر شیوه تأمین مالی دولت بر رشد اقتصادی ایران (با تاکید بر درآمدهای نفتی و مالیاتی دولت) با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) و داده‌های سالیانه ۱۳۵۰ الی ۱۳۹۱ پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد هنگامی که سهم سرمایه‌گذاری از GDP کمتر از ۲۸/۰۱ درصد است، تامین مالی از طریق درآمدهای نفتی اثر منفی و تامین مالی از طریق درآمدهای مالیاتی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است. اما هنگامی که سهم سرمایه‌گذاری از GDP بیشتر از ۲۸/۰۱ درصد است، تامین مالی از هر دو روش درآمدهای نفتی و مالیاتی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است.

صمصامی و همکاران[3] (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای به مقایسه تأثیر تأمین مالی دولت از طریق افزایش نرخ ارز و استقراض از بانک مرکزی بر تولید و تورم با استفاده از دستگاه معادلات همزمان طی

---

1. Boroumand et al. (1399)
2. Akbarpoor Roshan (1397)
3. Samsami et al. (1393)

سال‌های ۱۳۵۷ الی ۱۳۸۸ پرداختند. نشان می‌دهد که تأمین مالی دولت از طریق افزایش نرخ ارز نسبت به استقراض از بانک مرکزی، تولید را بیشتر کاهش می‌دهد. همچنین تأمین مالی دولت از طریق افزایش نرخ ارز نسبت به استقراض از بانک مرکزی اثرات تورمی بیشتری دارد.

بامایی[1] (۲۰۲۴) تاثیر شوک‌های قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور نیجریه را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR[2]) و علیت گرنجر طی سال‌های ۱۹۹۰ الی ۲۰۲۱ بررسی کرد. یافته‌های وی حاکی از آن است که شوک‌های قیمت نفت به طور قابل‌توجهی بر نرخ بیکاری و تراز پرداخت‌ها، تأثیر می‌گذارد. مطالعه وی اقدامات سیاستی نظیر تنوع‌بخشی تولید، تشویق تولید داخلی و ایجاد یک محیط مساعد برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را برای مصون نگه داشتن اقتصاد از شوک‌های بین‌المللی قیمت نفت توصیه می‌کند.

بن-طاهر[3] (۲۰۲۴) در مطالعه خود به بررسی بحران بخش نفت بر اقتصاد لیبی با استفاده از داده ماهانه ۲۰۱۲ الی ۲۰۲۲ و مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR[4]) پرداخت. نتایج توابع واکنش ضربه‌ای وی نشان داد که شوک وارده به درآمد نفتی تاثیر منفی قابل ملاحظه‌ای بر عرضه پول و نرخ ارز داشته است. همچنین درآمد نفت، به ترتیب تقریبا ۱۶ درصد، ۱۳ درصد و ۱۶ درصد از تجزیه واریانس عرضه پول، نرخ ارز و نرخ تورم را تشکیل می‌دهد.

رامونی پرازی و رومرو[5] (۲۰۲۲) تاثیر نوسانات نرخ ارز را بر رشد اقتصادی ۱۹۴ کشور برای دوره ۱۹۹۵ الی ۲۰۱۹ با استفاده از مدل‌های داده پانل پویا[6] بررسی کردند. آن‌ها کشورها را بر اساس میزان فساد دولت‌ها تقسیم‌بندی کردند. نتایج آن‌ها اثر منفی قابل توجهی از نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی نشان داد، این اثرات منفی با توسعه سیستم مالی کاهش یافت. همچنین بر اساس یافته‌های آن‌ها، تاثیر نوسانات ارزی بر اقتصاد کشورهای با فساد، پایین‌تر است چون این کشورها عادت کرده‌اند با سطوح پایین بی‌ثباتی مقابله کنند و آن را به عنوان بخشی از هزینه‌های خود بگنجانند.

دانگ و همکاران[7] (۲۰۲۰) در مقاله‌شان تأثیر نوسانات نرخ ارز (RMB[8]) و شوک بین‌المللی قیمت نفت بر اقتصاد منطقه‌ای چین با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا چند

---

1. Bamaiyi (2024)
2. Vector Autoregression
3. Ben-Taher (2024)
4. Structural Vector Autoregressive Model
5. Ramoni-Perazzi & Romero (2022)
6. Dynamic Panel Data Models
7. Dong et al. (2020)
8. Renminbi

منطقه‌ای (CGE) را بررسی کردند. نتایج آن‌ها بیان می‌کند که کاهش قیمت‌های بین‌المللی نفت و تضعیف RMB هر دو برای رشد اقتصادی مناسب هستند، اگرچه تأثیر کاهش ارزش RMB آشکارتر است و افزایش قیمت‌های بین‌المللی نفت شکاف تولید بین مناطق ثروتمند و فقیر را بیشتر گسترش می‌دهد. همچنین کاهش نرخ ارز و کاهش قیمت‌های بین‌المللی نفت به افزایش نرخ اشتغال در بیشتر مناطق کمک می‌کند.

مورینا و همکاران[1] (۲۰۲۰) برای کشورهای اروپای مرکزی و شرقی (CEE[2]) و اهیکیویا[3] (۲۰۱۹)، ازء و همکاران[4] (۲۰۲۴) برای کشور نیجریه و آهیابور و آمواه[5] (۲۰۱۹) برای کشور غنا، اثر نوسانات نرخ ارز را بر رشد اقتصادی ارزیابی کردند. نتایج برآورد آن‌ها نشان می‌دهد نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی تأثیر منفی و قابل توجهی دارد. همچنین رابطه منفی و معنی‌داری بین تورم و رشد اقتصادی وجود دارد.

باتارای و ترزسیاکیویز[6] (۲۰۱۷) به بررسی اثرات کیفی و کمی مالیات‌ها (شامل مالیات بر مصرف و مالیات بر درآمد و کار و سرمایه) بر متغیرهای مهم اقتصاد بریتانیا با استفاده از مدل DSGE پرداختند. نتایج نشان داد تکانه مثبت مالیات بر ارزش افزوده، مالیات بر درآمد، کار و سرمایه، بر متغیرهای کلان شامل مصرف و رشد اثر منفی دارد. زمانی که نرخ بهره اسمی به صفر میل می‌کند، مالیات بر مصرف، سرمایه‌گذاری و مصرف عمومی به عنوان موثرترین ابزار مالی هستند و مالیات بر درآمد نیروی کار و سرمایه،کمترین تاثیرگذاری را دارند. چسبندگی‌های اسمی منجر به تقویت اثرات مخارج عمومی و مالیات‌های مصرف می‌شود در حالی که مالیات بر درآمد را کاهش می‌دهد.

فرجی دیزجی[7] (۲۰۱۴) به اثر شوک‌های نفتی بر رابطه مخارج و درآمد دولت با لحاظ تحریم با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و تصحیح خطای برداری (VEC[8]) پرداخت. نتایج وی نشان داد تحریم‌هایی که هدف‌شان محدودکردن درآمدهای صادراتی نفتی ایران است، به طور بالقوه می‌تواند بر کل مخارج دولت اثر بگذارد. همچنین علیت قوی از درآمدهای دولت به مخارج دولت (جاری و عمرانی) وجود دارد و علیت معکوس بسیار ضعیف است.

---

1. Morina et al. (2020)
2. Central and Eastern Europe
3. Ehikioya (2019)
4. Eze et al. (2024)
5. Ahiabor & Amoah (2019)
6. Bhattarai & Trzeciakiewicz (2017)
7. Faraji Dizaji (2014)
8. Vector Error Correction

همان‌طور که سابقه تحقیق نشان می‌دهد مطالعه‌ای که به بررسی و قیاس آثار شوک‌های منابع مالی دولت در یک الگوی واحد بپردازد انجام نشده است. پس در این مطالعه با طراحی یک الگوی جامع و متناسب با اقتصاد ایران، آثار بالقوه شوک‌های نفتی، مالیاتی و نرخ ارز مورد کنکاش قرار گرفته و تلاش شده است هریک از آن‌ها به کمک یک تابع زیان رفاهی مقایسه شوند.

٤- تصریح الگوی تحقیق

الگوی مورد نظر در این پژوهش از بخش‌هایی شامل: خانوار، بنگاه‌ها، تجارت خارجی، دولت، بانک مرکزی و سیاست‌گذار پولی و ارزی تشکیل شده است.

٤-١- خانوارها

فرض می‌شود خانوار از مصرف کالا (c_t) و نگهداری تراز حقیقی پول داخلی ($m_t = \frac{M_t}{P_t}$) و نگهداری تراز حقیقی پول خارجی ($m_t^s = \frac{M_t^s}{P_t^*}$) مطلوبیت کسب می‌کند و به واسطه عرضه کار l_t مطلوبیت از دست می‌دهد (توکلیان و جلالی نائینی[1]، ۱۳۹۵: ۳۹). ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار نماینده در طول زندگی خود کسب می‌کند به شکل رابطه (۱) است:

$$max\ E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(c_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{{m_t}^{1-b_m}}{1-b_m} + \frac{(m_t^s)^{1-b_s}}{1-b_s} - \frac{l_t^{1+\eta}}{1+\eta}\right] \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، E_t عملگر انتظارات، $\beta \in (0,1)$ عامل تنزیل بین دوره‌ای، $1/\sigma \geq 0$، $1/b_m \geq 0$، $1/b_s \geq 0$ و $1/\eta \geq 0$ به ترتیب کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، کشش تراز حقیقی پول داخلی، کشش تراز حقیقی پول خارجی، عکس کشش عرضه نیروی کار هستند. همچنین تراز حقیقی پول خارجی بر حسب شاخص قیمت کالاهای خارجی، P_t^* است و تراز حقیقی پول داخلی بر حسب شاخص کل قیمت مصرف‌کننده، P_t است.

هدف خانوارها این است که تابع مطلوبیت مورد انتظار خود را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر کنند. خانوار در هر دوره علاوه بر مصرف و نگهداری اسکناس و مسکوک داخلی و خارجی، مازاد درآمد حاصل از عرضه نیروی کار ($w_t l_t^p$) را صرف سرمایه‌گذاری (I_t) و نگهداری اوراق قرضه ($b_t = \frac{B_t}{P_t}$) می‌کند. همچنین نرخ بازدهی اوراق (r_t^b) و خالص مالیات‌های پرداختی حقیقی (T_t) است.

[1]. Tavakolian & Jalali Naeeni (1395)

$$c_t + \mathcal{P}_t^I I_t + m_t + e_t . m_t^s + b_t^B + T_t = w_t l_t + (1 + r_{t-1}^b)\frac{b^B{}_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + e_{t-1}\frac{m_{t-1}^s}{\pi_t^*} + r_t^k k_{t-1} \quad (۲)$$

در رابطه فوق e_t، π_t، π_t^* و $\mathcal{P}_t^I$ به ترتیب معادل $(\frac{S_t P_t^*}{P_t})$ نرخ ارز حقیقی، $(\frac{P_t}{P_{t-1}})$ نرخ تورم داخلی، $(\frac{P_t^*}{P_{t-1}^*})$ نرخ تورم ناخالص خارجی و $(\frac{P_t^I}{P_t})$ نسبت شاخص قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری به شاخص کل قیمت مصرف‌کننده است.

مطابق با مطالعات رتمبرگ[1] (۱۹۸۲) و استاهلر و توماس[2] (۲۰۱۲) که هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری را به صورت $j(\frac{I_t}{I_{t-1}})$ لحاظ کردند، قاعده حرکت سرمایه از رابطه (۳) تعیین می‌شود.

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

با فرض همگن بودن رفتار خانوارها و از طریق حداکثرسازی تابع مطلوبیت خانوار، روابط اقتصادی مصرف، تقاضای مانده حقیقی پول داخلی، تقاضای مانده حقیقی پول خارجی، عرضه نیروی کار، سرمایه‌گذاری و معادله پویایی‌های قیمت‌گذاری سرمایه به ترتیب روابط (۴) الی (۹) بدست می‌آید.

$$c_t^{-\sigma} = \beta(1 + r_t^b)E_t\frac{c_{t+1}^{-\sigma}}{\pi_{t+1}} \quad (۴)$$

$$m_t^{-b_m} = c_t^{-\sigma}(\frac{r_t^b}{1+r_t^b}) \quad (۵)$$

$$m_{st}^{-b_s} = c_t^{-\sigma}.\left[e_t - E_t\frac{e_{t+1}\pi_{t+1}}{(1+r_t^b)\pi_{t+1}^*}\right] \quad (۶)$$

$$w_t = \frac{l_t^\eta}{c_t^{-\sigma}} \quad (۷)$$

$$\mathcal{P}_t^I = q_t\left[1 - j\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - j'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + E_t\left(\frac{\pi_{t+1}}{1+r_t^b}q_{t+1}j'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2\right) \quad (۸)$$

$$q_t = E_t\left(\frac{\pi_{t+1}}{1+r_t^b}\right)[r_{t+1}^k + (1 - \delta_k)q_{t+1}] \quad (۹)$$

٤-۲- تقاضای واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری

فرض می‌شود مصرف کل خانوارها برحسب قیمت حقیقی (c_t)، از ترکیب کالاهای مصرفی تولید داخل (c_t^d) و کالاهای مصرفی وارداتی (c_t^m) تشکیل شده است که از طریق یک جمعگر دیگسیت_استیگلیتز به شکل زیر با هم ترکیب می‌شوند (توکلیان و جلالی نائینی، ۱۳۹۵: ۴۵):

[1]. Rotemberg (1982)
[2]. Stähler & Thomas (2012)

$$c_t = \left[\alpha_c^{\frac{1}{\theta_c}}(c_t^d)^{\frac{\theta_c-1}{\theta_c}} + (1-\alpha_c)^{\frac{1}{\theta_c}}(c_t^m)^{\frac{\theta_c-1}{\theta_c}}\right]^{\frac{\theta_c}{\theta_c-1}} \quad (۱۰)$$

که در آن α_c سهم کالاهای مصرفی تولید داخل در کل مصرف و θ_c کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی داخلی و مصرفی وارداتی است. مخارج کل مصرفی خانوار عبارت است از:

$$P_t c_t = P_t^d c_t^d + P_t^{cm} c_t^m \quad (۱۱)$$

که در آن، P_t شاخص کل قیمت مصرف‌کننده، P_t^d شاخص قیمت کالاهای تولید داخل و P_t^{cm} شاخص قیمت کالاهای مصرفی وارداتی است. از حل شرایط مرتبه اول، توابع تقاضا برای کالاهای مصرفی داخلی و مصرفی وارداتی به صورت رابطه (۱۲) و (۱۳) تعیین می‌شود:

$$c_t^d = \alpha_c\left(\frac{P_t^d}{P_t}\right)^{-\theta_c} c_t \quad (۱۲)$$

$$c_t^m = (1-\alpha_c)\left(\frac{P_t^{cm}}{P_t}\right)^{-\theta_c} c_t \quad (۱۳)$$

اکنون با استفاده از تقاضای مصرفی خانوارها، شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (P_t) مطابق رابطه (۱۴) بدست می‌آید:

$$P_t = \left[\alpha_c\, P_t^{d\,1-\theta_c} + (1-\alpha_c) P_t^{cm\,1-\theta_c}\right]^{\frac{1}{1-\theta_c}} \quad (۱۴)$$

با تکرار این فرآیند برای سرمایه‌گذاری، توابع تقاضا برای کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی (I_t^d) و وارداتی (I_t^m) نیز استخراج می‌شود.

٤-۳- بنگاه‌ها

به طور کلی در چارچوب اقتصاد باز سه دسته از بنگاه‌ها فعالیت می‌کنند؛ بنگاه‌های داخلی، وارداتی و صادراتی. بنگاه‌های داخلی خود به دو دسته تولیدکنندگان نهایی و تولیدکنندگان واسطه‌ای تقسیم می‌شوند.

٤-۳-۱- بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی

بنگاه نماینده،کالاهای متمایز عرضه شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای ($y_t(i), i \in (0,1)$) را با قیمت $P_t^d(i)$ خریداری کرده و با ترکیب آن‌ها کالای نهایی (y_t) تولید کرده و با قیمت P_t^d به متقاضیان مختلف به فروش می‌رساند. تولیدکننده کالای نهایی، کالاهای واسطه‌ای را بر اساس یک جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز به شکل رابطه (۱۵) ترکیب می‌کند (اکبرپور

روشن، ۱۳۹۷: ۹۷).

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

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در یک بازار رقابت کامل فعالیت کرده و در تلاش است تا با توجه به قیمت کالاهای واسطه‌ای، مقداری از کالاهای واسطه‌ای را تقاضا کند که سودش را حداکثر می‌نماید.

$$\max_{y_t(i)} \pi_t: \; P_t^d \left[\int_0^1 (y_t(i))^{\frac{\theta-1}{\theta}} di\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \int_0^1 P_t^d y_t(i) di \quad (۱۶)$$

می‌توان شرط مرتبه اول این مساله را به صورت تابع تقاضای کالای واسطه $y_t(i)$ بیان کرد:

$$y_t(i) = \left(\frac{P_t^d(i)}{P_t^d}\right)^{-\theta} y_t \quad (۱۷)$$

با لحاظ رابطه (۱۷) در رابطه (۱۶) و ساده‌سازی آن، شاخص قیمت کالاهای تولید داخل به صورت زیر است:

$$P_t^d = \left(\int_0^1 (P_t^d(i))^{1-\theta} di\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۱۸)$$

٤-۳-۲- تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. این بنگاه‌ها برای تولید کالای متمایز علاوه بر بکارگیری نیروی‌کار ($l_{i,t}$)، سرمایه ($k_{i,t}$) و نهاده وارداتی ($f_{i,t}^m$)، با ترکیب آن‌ها تحت تکنولوژی مشخصی (a_t) طبق رابطه (۱۹) به تولید $y_{i,t}$ می‌پردازند (هادیان و درگاهی، ۱۳۹۶).

$$y_{i,t} = a_t \left[\left(k_{i,t-1}\right)^{\alpha} \left(l_{i,t}\right)^{1-\alpha}\right]^{1-\chi} \left(f_{i,t}^m\right)^{\chi} \quad (۱۹)$$

فرض می‌شود سطح تکنولوژی از فرآیند AR(1) به صورت رابطه (۲۰) تبعیت می‌کند.

$$Loga_t = \rho_a log a_{t-1} + u_t^a \quad , \quad u_t^a \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (۲۰)$$

در مرحله اول، مسئله پیش‌روی این بنگاه حداقل‌سازی هزینه‌ی تولید با توجه به تابع تولید است. تابع لاگرانژ این مسئله عبارت است از:

$$\min_{l_{i,t}, k_{i,t-1}, f_{i,t}^m} \mathcal{B}_t(i): \; w_t l_{i,t} + r_t^K k_{i,t-1} + P_t^{fm} f_{i,t}^m + \psi_{i,t}\Big\{ \; y_{i,t} - a_t \left[\left(k_{i,t-1}\right)^{\alpha} \left(l_{i,t}\right)^{1-\alpha}\right]^{1-\chi} \left(f_{i,t}^m\right)^{\chi}\Big\} \quad (۲۱)$$

P_t^{fm} نسبت شاخص قیمت نهاده‌های وارداتی به شاخص قیمت مصرف‌کننده است. از حل

مسئله حداقل‌سازی هزینه برای بنگاه i، توابع تقاضا برای نهاده کار و سرمایه و نهاده وارداتی به صورت رابطه (۲۲)، (۲۳)، (۲۴) استخراج می‌شوند:

$$w_t = (1-\alpha)(1-\chi)mc_t \frac{y_{i,t}}{l_{i,t}} \quad (۲۲)$$

$$r_t^K = \alpha(1-\chi)mc_t \frac{y_{i,t}}{k_{i,t-1}} \quad (۲۳)$$

$$\mathrm{P}_t^{fm} = \chi mc_t \frac{y_{i,t}}{f_{i,t}^m} \quad (۲۴)$$

با جایگذاری توابع تقاضا برای نهاده در تابع تولید i رابطه (۱۹) تابع هزینه نهایی به صورت رابطه (۲۵) استخراج می‌شود:

$$mc_t = \left(\frac{r_t^K}{\alpha(1-\chi)}\right)^{\alpha(1-\chi)} \frac{1}{a_t} \left(\frac{w_t}{(1-\alpha)(1-\chi)}\right)^{(1-\alpha)(1-\chi)} \left(\frac{\mathrm{P}_t^{fm}}{\chi}\right)^{\chi} \quad (۲۵)$$

هدف بعدی بنگاه‌های واسطه‌ای، تعیین سطحی از قیمت است که جریان سود آن را در طول یک دوره زمانی حداکثر کند. در این مرحله بنگاه‌ها با مسئله‌ای به عنوان چسبندگی قیمت مواجه هستند که برای لحاظ کردن آن از روش کالوو[1] (۱۹۸۳) استفاده می‌شود. کالوو بنگاه‌های واسطه‌ای اقتصاد را به دو دسته تقسیم می‌کند. دسته‌ای از بنگاه‌ها با احتمال ω درصد ($\omega\epsilon[0,1]$) قیمت خود را ثابت نگه می‌دارند و بقیه بنگاه‌ها با احتمال $1-\omega$ درصد دوباره قیمت بهینه جدید انتخاب می‌کنند (توکلیان و صارم[2]، ۱۳۹۶). بنابراین، برای ω درصد از بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند، قیمت در هر دوره با توجه به تورم دوره قبل به صورت رابطه زیر شاخص‌بندی می‌شود:

$$P_{t+1}^d(i) = (\pi_t^d)^{\tau_d} P_t^d(i) \quad (۲۶)$$

که در آن $\pi_t^d = \frac{\mathrm{P}_t^d}{\mathrm{P}_{t-1}^d}$ نرخ ناخالص تورم کالاهای واسطه‌ای (نرخ تورم داخلی) و τ پارامتر درجه شاخص‌بندی قیمت را مشخص می‌کند. مساله بنگاه‌هایی که در دوره t قادر به تعدیل قیمت خود هستند، انتخاب قیمت $\mathrm{P}_t^{*d}(i)$ به نحوی است که جمع انتظاری و تنزیل شده سود با توجه به تابع تقاضای کالای واسطه به وسیله تولیدکنندگان نهایی حداکثر شود. مسئله حداکثرسازی سود تنزیل شده انتظاری بنگاه واسطه‌ای به صورت رابطه (۲۷) است:

$$Max\ P_t^d(i):\ E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\omega)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[\prod_{s=1}^{k} (\pi_{t+s-1}^d)^{\tau_d} \frac{P_t^d(i)}{P_{t+k}^d} - mc_{t+k}\right] \left(\prod_{s=1}^{k} (\pi_{t+s-1}^d)^{\tau_d} \frac{P_t^d(i)}{P_{t+k}^d}\right)^{-\theta} y_{t+k} \quad (۲۷)$$

[1]. Calvo (1983)
[2]. Tavakolian & Sarem (1396)

$\prod_{s=1}^{k}(\pi_{t+s-1}^{d})^{\tau_d}\frac{P_t^d(i)}{P_{t+k}^d})^{-\theta}y_{t+k}(i)$ نشان‌دهنده‌ی درآمد واقعی بنگاه است و $mc_{t+k}y_{t+k}(i)$ نیز هزینه واقعی تولید در بنگاه را نشان می‌دهد. با انجام برخی عملیات ریاضی رابطه مربوط به قیمت بهینه به شکل رابطه (۲۸) استخراج می‌شود:

$$P_t^{*d}=\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right)\frac{E_t\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\omega)^k\frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t}mc_{t+s}\left(\frac{P_{t+k}^d}{\prod_s^k(\pi_{t+s-1}^d)^{\tau_d}}\right)^{\theta}y_{t+k}}{E_t\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\omega)^k\frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t}\left(\frac{P_{t+k}^d}{\prod_s^k(\pi_{t+s-1}^d)^{\tau_d}}\right)^{\theta-1}y_{t+k}} \quad (۲۸)$$

با توجه به اینکه در هر دورهٔ زمانی ω_d درصد مابقی بنگاه‌ها قیمت‌های خود را از رابطه (۲۶) و $1-\omega_d$ درصد از بنگاه‌های باقی‌مانده نیز قیمت بهینه خود (P_t^{*d}) را از رابطه (۲۷) تعیین می‌کنند، می‌توان شاخص قیمت کالای داخلی را به صورت رابطه (۲۹) بیان کرد.

$$P_t^d=\left[(1-\omega_d)(P_t^{*d})^{1-\theta}+\omega_d((\pi_{t-1}^d)^{\tau_d}p_{t-1}^d)^{1-\theta}\right]^{1/1-\theta} \quad (۲۹)$$

با لگاریتم- خطی کردن رابطه (۲۸) و لحاظ رابطه (۲۹) منحنی فلیپس کینزی جدید به شکل زیر بدست می‌آید:

$$\hat{\pi}_t^d=\frac{\tau_d}{1+\beta\tau_d}\hat{\pi}_{t-1}^d+\frac{\beta}{1+\beta\tau_d}E_t\hat{\pi}_{t+1}^d+\frac{(1-\omega_d)(1-\beta\omega_d)}{(1+\beta\tau_d)\omega_d}\widehat{mc}_t \quad (۳۰)$$

٤-٤- بخش تجارت خارجی

بخش تجارت خارجی از دو بخش صادرات و واردات تشکیل شده است و فرض می‌شود صادرات شامل صادرات نفتی و غیرنفتی است و کالاهای وارداتی نیز به سه گروه: کالاهای وارداتی مصرفی، کالاهای وارداتی سرمایه‌ای و نهاده‌های واسطه‌ای دسته‌بندی می‌شود.

٤-٤-١- بنگاه واردکننده

فرض می‌شود تعداد زیادی از بنگاه‌های وارداتی وجود دارد که کالاهای مصرفی (c_t^m)، کالاهای سرمایه‌ای (i_t^m) و نهاده‌های واسطه‌ای (f_t^m) را با قیمت دلاری $p_t^{*,\Xi m}$ از بازارهای جهانی خریداری می‌کنند. واردکنندگان کالاهای متفاوت وارداتی آن‌ها را با قیمت ریالی $P_t^{\Xi m}(i)=s_tp_t^{*,\Xi m}$ به بنگاه جمع‌گر کالای وارداتی می‌فروشند. بنگاه جمع‌گر با ترکیب آن‌ها طبق تابع دیگسیت- استیگلیتز در رابطه (۳۱) کالاهای نهایی وارداتی را با قیمت $P_t^{\Xi m}$ به متقاضیان عرضه می‌کند (نخلی و همکاران[1]، ۲۰۲۰: ۵۰).

[1]. Nakhli et al. (2020)

$$\Xi_t^m = \left[\int_0^1 (\Xi_t^m(i))^{\theta_\Xi - 1/\theta_\Xi}\, di\right]^{\theta_\Xi/\theta_\Xi - 1} \qquad \Xi = c, i, f \tag{۳۱}$$

θ_Ξ کشش قیمتی تقاضا برای کالاهای وارداتی است. مشابه بنگاه داخلی، بنگاه جمع‌گر ترکیب کالاهای وارداتی از بنگاه‌های مختلف را به نحوی انتخاب می‌کند که سودش حداکثر شود.

$$\max_{y_t(i)}: \quad P_t^{\Xi m}\left[\int_0^1 (\Xi_t^m(i))^{\theta_\Xi - 1/\theta_\Xi}\, di\right]^{\theta_\Xi/\theta_\Xi - 1} - \int_0^1 P_t^{\Xi m}(i)\Xi_t^m(i)\, di \tag{۳۲}$$

با حل رابطه (۳۲)، تابع تقاضای کالاهای مصرفی که هر یک از بنگاه‌های واردکننده با آن مواجه هستند و شاخص قیمت کالای وارداتی به صورت رابطه (۳۳) و رابطه (۳۴) حاصل می‌شود.

$$\Xi_t^m(i) = \left(P_t^{\Xi,m}(i)/P_t^{\Xi,m}\right)^{-\theta_\Xi} \cdot \Xi_t^m \tag{۳۳}$$

$$P_t^{\Xi,m} = \left(\int_0^1 (P_t^{\Xi,m}(i))^{1-\theta_\Xi}\, di\right)^{1/1-\theta_\Xi} \tag{۳۴}$$

مطابق آن‌چه در بخش بنگاه تولیدکننده واسطه‌ای در خصوص چسبندگی قیمت‌ها بیان شد، فرض می‌شود طبق روش کالوو (۱۹۸۳)، در هر دوره، تنها $1 - \omega_\Xi$ درصد از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت بهینه محصول خود را با توجه به تقاضای آن تعیین کنند و مابقی بنگاه‌ها (ω_Ξ درصد) قیمت کالاهای وارداتی خود را بر اساس شاخص تورم و به صورت رابطه زیر تعیین می‌کنند.

$$P_{t+1}^{\Xi m}(i) = (\pi_t^{\Xi m})^{\tau_{\Xi m}} P_t^{\Xi m}(i) \tag{۳۵}$$

که در آن $\pi_t^{\Xi m} = \frac{P_t^{\Xi m}}{P_{t-1}^{\Xi m}}$ نرخ تورم بر اساس شاخص قیمت واردات است. $\tau_{\Xi,m}$ درجه شاخص‌بندی قیمت کالاهای وارداتی است. بنگاه‌هایی که فرصت تعدیل قیمت برای آن‌ها پیش می‌آید، برای تعیین قیمت بهینه خود، ارزش حال جریان سود انتظاری آتی خود را حداکثر می‌کنند.

$$Max\ P_t^{\Xi,m}(i):\ E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\omega_m)^k \frac{\lambda_{t+k}^{\Xi,m}}{\lambda_t^{\Xi,m}} \left[\prod_{s=1}^{k} (\pi_{t+s-1}^{\Xi m})^{\tau_{\Xi m}} \frac{P_t^{\Xi,m}(i)}{P_{t+k}^{\Xi,m}} - mc_{t+k}^{\Xi m}\right] \left(\prod_{s=1}^{k} (\pi_{t+s-1}^{\Xi m})^{\tau_{\Xi m}} \frac{P_t^{\Xi m}(i)}{P_{t+k}^{\Xi m}}\right)^{-\theta_{\Xi m}} \Xi_{t+k}^m \tag{۳۶}$$

در رابطه (۳۶) هزینه نهایی بنگاه‌های وارداتی بر حسب قیمت‌های حقیقی ($mc_{t+k}^{\Xi m}$) برابر است با:

$$mc_{t+k}^{\Xi m} = {}^{s_t p_{t+k}^{*,\Xi}}/_{p_{t+k}^{\Xi m}} \qquad \Xi = c, i, f \tag{۳۷}$$

همانند آن‌چه برای بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای انجام شد، شاخص قیمت کالای وارداتی به صورت رابطه (۳۸) تعیین می‌شود:

$$P_t^{\Xi m} = \left[(1-\omega_\Xi)(\bar{P}_t^{\Xi m})^{1-\theta_\Xi} + \omega_\Xi((\pi_{t-1}^{\Xi m})^{\tau_{\Xi m}} p_{t-1}^{\Xi m})^{1-\theta_\Xi}\right]^{1/1-\theta_\Xi} \quad (۳۸)$$

رفتار بهینه‌یابی بنگاه واردکننده کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای در تعیین قیمت بهینه همراه با در نظرگرفتن شاخص کلی قیمت کالاهای وارداتی رابطه (۳۸)، منجر به استخراج منحنی خطی شده فیلیپس نیوکینزی تورم کالاهای وارداتی به صورت رابطه (۳۹) خواهد شد:

$$\hat{\pi}_t^{\Xi m} = \frac{\tau_{\Xi m}}{1+\beta\tau_{\Xi m}}\hat{\pi}_{t-1}^{\Xi m} + \frac{\beta}{1+\beta\tau_{\Xi m}}E_t\hat{\pi}_{t+1}^{\Xi m} + \frac{(1-\omega_\Xi)(1-\beta\omega_\Xi)}{(1+\beta\tau_{\Xi m})\omega_\Xi}\widehat{mc}_t^{\Xi m} \quad (۳۹)$$

٤-٤-٢- بنگاه‌های صادرکننده

٤-٤-٢-١- صادرات غیر نفتی

بنگاه‌های صادراتی، کالاهای همگن داخلی را با قیمت (P_t^d) از بازارهای داخلی خریداری کرده و با متمایز نمودن،آن‌ها را در بازارهای صادراتی به قیمت دلاری (P_t^x) می‌فروشند. از آن‌جا که ایران، یک کشور باز و کوچک است، سهم کوچکی از بازار مصرف جهانی کالاها را در اختیار دارد. تابع تقاضا برای کالاهای داخلی (ایران) توسط خارجیان (بدست آمده از شرط مرتبه اول مسئله حداقل‌سازی هزینه)، به شرح رابطه (۴۰) بدست می‌آید (هادیان و درگاهی، ۱۳۹۶: ۵۷۴).

$$x_t = \left(P_t^x / P_t^*\right)^{-\theta_x} y_t^* \quad (۴۰)$$

مطابق با رابطه (۴۰) تقاضا برای صادرات ایران x_t به درآمد جهانی (y_t^*)، کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و صادراتی (θ_x) و همچنین نسبت قیمت کالای صادراتی ایران (P_t^x) به جهان (P_t^*)، بستگی خواهد داشت.

قیمت دلاری کالای صادراتی ایران با توجه به قیمت داخلی آن (P_t^d) و نرخ ارز اسمی (s_t)، طبق رابطه (۴۱) خواهد بود.

$$P_t^x = P_t^d / s_t \quad (۴۱)$$

٤-٤-٢-٢- صادرات نفتی

با توجه به ویژگی اقتصاد ایران مبنی بر وجود درآمدهای صادراتی حاصل از تولید نفت خام و اثرگذاری تکانه درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان، وارد کردن بخش نفت در این مدل ضروری به نظر می‌رسد. از آن‌جا که جریان تولید نفت به ذخایر نفتی یک کشور وابسته بوده و نمی‌توان با

افزایش سرمایه و کار آن را تغییر داد، در این مطالعه تولید نفت به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. به دلیل آن‌که قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین می‌شود و سهمیه صادراتی ایران نیز از طریق اوپک مشخص می‌شود درآمد ارزی حاصل از فروش نفت، به شکل رابطه (۴۲) در قالب یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه اول در نظر گرفته می‌شود (مهینی زاده و همکاران[1]، ۱۳۹۸: ۲۵۳).

$$logO_t = \rho_O . logO_{t-1} + (1-\rho_{or})log\bar{O} + u_t^O \qquad u_t^O \sim (0, \sigma_{or}^2) \qquad (۴۲)$$

در اینجا o_t درآمد حقیقی نفت که از حاصل ضرب قیمت جهانی نفت در مقدار صادرات نفت در کشور بدست می‌آید. $\bar{o}$ سطح باثبات جریان درآمدهای نفتی است.. همچنین درآمدهای حاصل نیز با توجه به نرخ ارز تعیین شده توسط بانک مرکزی، به درآمد ریالی تبدیل خواهد شد.

٤-٥- دولت

رابطه (۴۳)، کل مخارج دولت بر حسب مقادیر واقعی را نشان می‌دهد که شامل مخارج جاری (c_t^g) و عمرانی (I_t^g) می‌شود. این مخارج باید از محل مالیات‌ها (T_t)، فروش نفت و نرخ ارز ($\omega_g^o . e_t . O_t$) تامین شود. بدین ترتیب اگر کل مخارج دولت با ge_t و کل درآمدهای دولت با gr_t نشان داده شود، روابطه (۴۳) و (۴۴) قابل تعریف است.

$$ge_t = c_t^g + I_t^g \qquad (۴۳)$$

$$gr_t = \omega_g^o . e_t . o_t + T_t \qquad (۴۴)$$

که در آن e_t نرخ ارز حقیقی است. فرض می‌شود دولت ω_g^o درصد از درآمد نفت را از طریق بودجه خرج می‌کند، مابقی $1 - \omega_g^o$ به صندوق توسعه ملی واریز می‌شود. همچنین مخارج عمرانی (رابطه ۴۵) از طریق درآمدهای نفتی و مخارج جاری (رابطه ۴۶) عمدتا از طریق درآمدهای مالیاتی و انتشار اوراق قرضه تامین می‌شود.

$$logI_t^g = (1-\rho_{Ig})log\bar{I^g} + \rho_{Ig} logI_{t-1}^g + v_o^{Ig} logo_t + \qquad (۴۵)$$

$$u_t^{Ig} \quad , u_t^{Ig} \sim (0, \sigma_{Ig}^2)$$

$$logc_t^g = (1-\rho_{cg})log\overline{c^g} + \rho_{cg} logc_{t-1}^g + v_t^{cg} logT_t + v_b^{cg} logb_t + u_t^{cg} \quad , u_t^{gc} \sim (0, \sigma_{cg}^2) \qquad (۴۶)$$

همچنین مالیات‌ها تابعی از درآمدها و به صورت رابطه (۴۷) است که در آن τ_t^r نرخ مالیات و به صورت برون‌زا و بر اساس رابطه (۴۸) از یک فرآیند AR(1) تبعیت می‌کند.

[1]. Mahinizadeh et al. (1398)

$$T_t = \tau_t^r . y_t \quad (۴۷)$$

$$log\tau_t^r = (1-\rho_{\tau^r})log\overline{\tau^r} + \rho_{\tau^r} log\tau_{t-1}^r + u_t^{\tau_t} \qquad ,u_t^{\tau_t} \sim (0, \sigma_{\tau_t}^2) \quad (۴۸)$$

با توجه به اینکه دولت در بیشتر سال‌ها با کسری بودجه مواجه بوده است، کسری بودجه واقعی از تفاضل هزینه‌ها از درآمدهای دولت مطابق معادله (۴۹) تعریف می‌شود:

$$bd_t = ge_t - gr_t \quad (۴۹)$$

فرض می‌شود دولت کسری خود را از طریق انتشار اوراق[۱] تامین می‌کند و همچنین مبلغی را برای پرداخت اصل و فرع بدهی دوره قبل خود صرف می‌نماید. در این صورت می‌توان کسری بودجه دولت را معادل رابطه (۵۰) دانست:

$$bd_t = b_t^T - {}^{(1+r_{t-1}^b)}/_{\pi_t}\, b_{t-1}^T \quad (۵۰)$$

٤-٦- ترازنامه بانک مرکزی

پایه پولی (M_t) بر حسب منابع شامل خالص دارایی‌های خارجی (FR_t)، خالص بدهی دولت (d_t^g) به صورت حقیقی عبارت است از:

$$m_t = e_t fr + d_t^g \quad (۵۱)$$

با فرض آنکه تمام بدهی دولت به بانک مرکزی از طریق اوراق پوشش داده شود، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی طبق رابطه زیر خواهد بود:

$$d_t^g = b_t^{CB} + {}^{d_{t-1}^g}/_{\pi_t} \quad (۵۲)$$

خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (به صورت ارزی) از رابطه زیر تبعیت می‌کند (نخلی و همکاران، ۲۰۲۰: ۵۵):

$$fr_t - \frac{fr_{t-1}}{\pi_t^*} = \omega_g^o . o_t + \frac{P_t^x}{P_t^*}(x_t) - m_t^s - \frac{\left(P_t^{cm} c_t^m + P_t^{im} i_t^m + P_t^{fm} f_t^m\right)}{s_t P_t^*} \quad (۵۳)$$

[۱]. b_t^T اوراق کل است، برابر با جمع اوراق نگهداری شده توسط خانوار و بانک مرکزی.

٤-۷- سیاست‌گذار پولی و ارزی

فرض می‌شود ابزار سیاست‌گذاری پولی نرخ رشد حجم پول است[1]. بنابراین بانک مرکزی جهت سیاست‌گذاری پولی، شکاف تورم (اختلاف نرخ ناخالص تورم داخلی از نرخ تورم هدف ($\hat{\pi}_t^T$)) و شکاف تولید (اختلاف تولید از وضعیت پایدار بلندمدت آن) را مورد توجه قرار می‌دهد (منظور و تقی‌پور[2]، ۱۳۹۴: ۲۵). بنابراین تابع سیاست‌گذاری پولی به‌صورت خطی شده برابر است با:

$$\widehat{m}_t = \rho_{\dot{m}}\widehat{\dot{m}_{t-1}} + \rho_\pi(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^T) + \rho_y\hat{y}_t + u_t^m \qquad (۵۴)$$

که در آن $\dot{m}_t = \frac{m_t\pi_t}{m_{t-1}}$ نرخ رشد حجم پول است. نرخ تورم هدف از یک فرآیند AR(1) به صورت زیر پیروی می‌کند.

$$log\pi_t^T = \rho_{\pi_t^T} log\pi_{t-1}^T + u_t^{\pi_t^T} \qquad u_t^{\pi_t^T} \sim N\left(0, \sigma_{\pi_t^T}^2\right) \qquad (۵۵)$$

با توجه به نظام شناور مدیریت شده برای نرخ ارز در ایران، بانک مرکزی، به منظور قدرت رقابت‌پذیری تولیدات داخلی و نگهداری درصد مناسبی از ذخایر خارجی، با استفاده از رشد نرخ ارز اسمی به سیاست‌گذاری ارزی اقدام می‌کند. بنابراین بانک مرکزی با توجه به انحراف نرخ تورم از نرخ مورد هدف و نسبت ذخایر خارجی به پایه پولی به تغییرات نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد (منظور و تقی‌پور، ۱۳۹۴: ۲۵).

$$\frac{\Delta s_t}{\Delta s} = \left(\frac{\Delta s_{t-1}}{\Delta s}\right)^{k_0}\left(\frac{\pi_t}{\pi_t^T}\right)^{k_1}\left(\frac{\frac{e_t * fr_t}{m_t}}{\frac{e * fr}{m}}\right)^{k_2} u_t^s \qquad u_t^s \sim N(0, \sigma_s^2) \qquad (۵۶)$$

برای اینکه الگو تکمیل شود، فرض می‌شود تورم شاخص قیمت خارجی و تولید خارجی از فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کنند:

$$log\pi_t^* = \rho_{\pi_t^*} log\pi_{t-1}^* + u_t^{\pi_t^*} \qquad u_t^{\pi_t^*} \sim N\left(0, \sigma_{\pi_t^*}^2\right) \qquad (۵۷)$$

$$logy_t^* = \rho_{y_t^*} logy_{t-1}^* + u_t^{y_t^*} \qquad u_t^{y_t^*} \sim N\left(0, \sigma_{y_t^*}^2\right) \qquad (۵۸)$$

در نهایت برای بررسی و مقایسه اثر تکانه‌های مختلف، تابع زیان رفاهی تعریف می‌شود تا بر اساس آن بتوان اثرات هر تکانه را ارزیابی کرد. این تابع معیاری برای اندازه‌گیری میزان ثبات اقتصاد خواهد بود. تابع زیان رفاهی تابعی از مقادیر میزان انحراف معیار تورم و تولید از مقدار تعادلی آن‌ها

---

[1]. در مدل حاضر به دلیل نبود بخش بانکی، خلق پول فقط توسط بانک مرکزی صورت می‌گیرد، پس رشد پایه پولی برابر با رشد حجم پول است.

[2]. Manzoor & Taghipour (1394)

در وضعیت پایدار است (بختیاری[1]، ۱۴۰۲: ۱۲۶؛ نخلی و همکاران، ۲۰۲۰: ۶۴). این تابع به صورت رابطه زیر بیان می‌شود.

$$L = \lambda_1 var(\hat{\pi}_t) + \lambda_2 var(\hat{y}_t) \quad (۵۹)$$

٤-٨- تسویه‌ی بازارها و تجمیع

با مشخص شدن ساختار و اجزاء مدل، آخرین رابطه در الگو DSGE در خصوص نحوه تسویه بازارها است که طبق رابطه (۶۰) تعیین می‌شود. شرط تسویه بازار دلالت بر این دارد که تولید برابر تقاضای خانوارها برای مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، خالص صادرات باشد. در رابطه (۶۲) اوراق کل برابر با جمع اوراق نگهداری شده توسط خانوار و بانک مرکزی است.

$$y_T = c_t + c_t^g + I_t^T + \frac{s_t(P_t^x x_t + O_t)}{P_t} - \frac{P_t^{cm} c_t^m + P_t^{im} i_t^m + P_t^{fm} f_t^m}{P_t} \quad (۶۰)$$

$$I_t^T = I_t + I_t^g \quad (۶۱)$$

$$b_t^T = b_t^B + b_t^{CB} \quad (۶۲)$$

$$y_T = y_t + e_t O_t \quad (۶۳)$$

۵- وضعیت پایدار و پارامترهای الگو

در این پژوهش ۵۷ معادله و ۵۷ متغیر در الگو مشخص شد. داده‌ها نیز مربوط به سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۴۰۰ هستند که از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذ شده‌اند. نسبت‌ها و پارامترهای الگوی پیشنهادی در جدول (۱) بیان شده است.

جدول ۱: مقادیر وضعیت پایدار و پارامترها

ردیف	نام متغیر	نماد نسبت	مقدار	روش برآورد
۱	تولید ناخالص داخلی	$\bar{y}^T$	۱	یافته‌های پژوهش
۲	نسبت مصرف به تولید	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}^T}$	۰/۴۷	یافته‌های پژوهش
۳	نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید	$\frac{\bar{c}^g}{\bar{y}^T}$	۰/۱۴	یافته‌های پژوهش
۴	نسبت کل سرمایه‌گذاری به تولید	$\frac{\bar{I}^T}{\bar{y}^T}$	۰/۲۴	یافته‌های پژوهش
۵	نسبت کل واردات مصرفی به تولید	$\frac{\bar{c}^m}{\bar{y}^T}$	۰/۰۲	یافته‌های پژوهش
۶	نسبت کل واردات سرمایه‌ای به تولید	$\frac{\bar{\imath}^m}{\bar{y}^T}$	۰/۰۴	یافته‌های پژوهش

[1]. Bakhtiari (1402)

ردیف	نام متغیر	نماد نسبت	مقدار	روش برآورد
۷	نسبت کل واردات واسطه‌ای به تولید	$\frac{\bar{f}^m}{\bar{y}^r}$	۰/۱۱	یافته‌های پژوهش
۸	نسبت صادرات نفتی به تولید	$\frac{\bar{o}}{\bar{y}^r}$	۰/۲۵	یافته‌های پژوهش
۹	نسبت صادرات غیرنفتی به تولید	$\frac{\bar{x}}{\bar{y}^r}$	۰/۰۸	یافته‌های پژوهش
۱۰	نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به کل سرمایه‌گذاری	$\frac{\bar{I}}{\bar{I}^r}$	۰/۷۲	یافته‌های پژوهش
۱۱	نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به کل سرمایه‌گذاری	$\frac{\bar{I}^g}{\bar{I}^r}$	۰/۲۸	یافته‌های پژوهش
۱۲	سهم درآمدهای نفت در بودجه دولت	$\bar{\omega}_g^{or}$	۰/۶۵	هادیان و درگاهی (۱۳۹۶)
۱۳	نسبت مخارج جاری به کل مخارج دولت	$\frac{\bar{c}^g}{\bar{g}}$	۰/۷۹	یافته‌های پژوهش
۱۴	نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج دولت	$\frac{\bar{I}^g}{\bar{g}}$	۰/۲۱	یافته‌های پژوهش
۱۵	نسبت خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی به پایه پولی	$\bar{d}^g/\overline{mb}$	۰/۳۵	یافته‌های پژوهش
۱۶	نسبت صادرات نفتی به خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی	$\frac{\bar{o}}{\overline{fr}}$	۱/۰۱۷	یافته‌های پژوهش
۱۷	نرخ استهلاک سرمایه	δ_k	۰/۰۱۴	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
۱۸	نسبت شاخص قیمت مصارف داخلی خانوار به شاخص قیمت مصرف	$\mathcal{P}_t^{cd} = \frac{P_t^d}{P_t}$	۰/۹۹۵	یافته‌های پژوهش
۱۹	سهم مصرف کالای داخلی در سبد مصرفی خانوار	α_c	۰/۹۴	یافته‌های پژوهش
۲۰	سهم سرمایه‌گذاری داخلی در سبد سرمایه‌گذاری خانوار	α_i	۰/۷۸	یافته‌های پژوهش
۲۱	نسبت شاخص قیمت سرمایه‌گذاری داخلی به شاخص قیمت کل سرمایه‌گذاری	$\mathcal{P}_t^{Id} = \frac{P_t^{Id}}{P_t^I}$	۱/۰۲۹	یافته‌های پژوهش
۲۲	نرخ ترجیح زمانی خانوار	β	۰/۹۶	توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۵)
۲۳	کشش جانشینی بین کالای مصرفی داخلی و وارداتی سبد خانوار	θ_c	۲/۱۶	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
۲۴	کشش جانشینی بین کالای سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی سبد خانوار	θ_I	۱/۵۴	نخلی و همکاران (۲۰۲۰)
۲۵	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد حقیقی	η	۲/۲۲	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
۲۶	سهم سرمایه در تولید	α	۰/۴۲	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴) و فرزین وش و دیگران (۱۳۹۳)
۲۷	معکوس کشش مانده حقیقی پول در گردش در دست اشخاص نسبت به نرخ بهره	b_m	۱/۰۹۶	توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۵)
۲۸	معکوس کشش مانده حقیقی پول خارجی در دست اشخاص نسبت به نرخ بهره	b_s	۰/۸	توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۵)
۲۹	درجه شاخص‌بندی قیمت کالاهای تولیدی داخلی	τ_d	۰/۵۲	مهنی‌زاده و یاوری (۱۳۹۷)
۳۰	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه تولید خارجی	$\rho_{y_t^*}$	۰/۸	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)

منبع: یافته‌های پژوهش

به منظور ارزیابی میزان موفقیت الگو در شبیه‌سازی واقعیت‌های اقتصادی، گشتاورهای تعدادی از متغیرهای درون‌زا با گشتاورهای دنیای واقعی مطابق جدول (۲) مورد بررسی قرار گرفت. ابتدا معادلات به صورت لگاریتم خطی[1] نوشته شده‌اند که در آن تمام متغیرها به صورت تفاضل لگاریتمی از مقدار بلندمدت‌شان[2] در نظر گرفته شده‌اند. برای استخراج گشتاورهای داده‌های واقعی متغیرها، تمام متغیرها به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شد و با استفاده از روش هدریک-پرسکات[3] روندزدایی شده‌اند. نتایج حاکی از موفقیت نسبی در شبیه‌سازی اطلاعات متغیرها در اقتصاد ایران است.

جدول ۲: مقایسه گشتاورهای واقعی و شبیه‌سازی متغیرهای منتخب

متغیر	انحراف معیار		میانگین	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده
تولید	۰/۰۶۲۷	۰/۰۲۸۸۴	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۷
مصرف	۰/۰۳۹۸	۰/۰۳۳۸	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۴
مخارج عمرانی دولت	۰/۱۷۷۷	۰/۱۳۱۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۲
رشد شاخص قیمت	۰/۰۹۰۱	۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱
صادرات نفتی	۰/۲۱۶۸	۰/۱۱۰۵	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- تحلیل آثار تکانه‌های نرخ ارز و درآمد نفتی و مالیات

۶-۱- تحلیل توابع عکس‌العمل آنی نسبت به تکانه ارزی

در این قسمت، توابع عکس‌العمل آنی نسبت به تکانهٔ رشد نرخ ارز اسمی به اندازهٔ یک انحراف معیار بر روی متغیرهای مهم اقتصاد در شکل (۱) نمایش داده شده است.

مطابق با مبانی نظری، در بخش عرضه، افزایش نرخ ارز هزینه نهایی بنگاه‌های داخلی تولیدکننده کالاهای نهایی را از طریق نهاده کالای واسطه‌ای، سرمایه‌گذاری و مصرفی به عنوان بخشی از زنجیره عرضه افزایش می‌دهد. همان‌طور که در شکل (۱) ملاحظه می‌شود واردات هر سه

[1]. Log- Linearized
[2]. $\hat{x}_t = \log x_t + \log \bar{x}$
[3]. Hodrick-Prescott Filter

کالای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای در ابتدا کاهش[۱] می‌یابد. شدت کاهش واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای یکسان نیست و شدت کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای نسبت به مصرفی کمتر است؛ زیرا با افزایش نرخ ارز بخش تولید به سرعت نمی‌تواند خود را تعدیل کرده و سفارش مواد اولیه خود را کاهش دهد، بلکه بخشی از آن را تعدیل می‌کند[۲]. در طول زمان به جهت افزایش قیمت کالاهای داخلی و به تبع آن افزایش قیمت مصرف‌کننده، افزایش نرخ ارز جبران شده و ارزش انواع کالاهای وارداتی به سمت مقدار باثبات خود میل می‌کند. همچنین افزایش قیمت نسبی کالاهای وارداتی، منجر به افزایش تورم از مسیر تعادلی می‌شود.

سیاست کاهش ارزش پول ملی، قدرت رقابت کالاهای صادراتی را از طریق کاهش شاخص قیمت صادرات و به دنبال آن افزایش در نرخ ارز حقیقی، افزایش داده و منجر به افزایش صادرات غیرنفتی از وضعیت تعادلی می‌شود. اثرات این شوک بر این متغیر بعد از بیست دوره میرا می‌شود. به عبارت دیگر در میان‌مدت این سیاست باعث انحراف دائمی در صادرات غیرنفتی نمی‌شود.

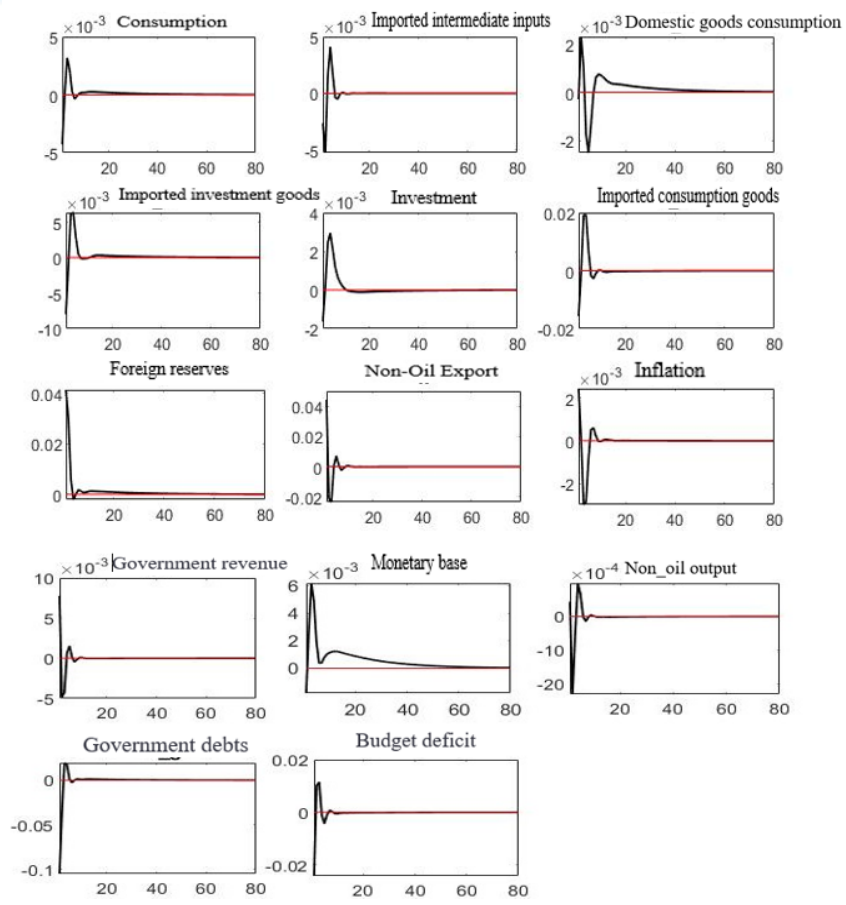
با تکانه مثبت نرخ ارز، خانوار در ابتدا مصرف کالاهای داخلی را افزایش داده و آن‌ها را با کالاهای مصرفی خارجی جایگزین کرده است. مصرف کل خانوار نیز که ترکیبی از مصرف کالاهای داخلی و وارداتی است، به دلیل کاهش مصرف کالای وارداتی کاهش می‌یابد. با افزایش تقاضای داخلی و خارجی برای کالاهای داخلی، تولید (غیر نفتی) افزایش می‌یابد. از طرفی دیگر، افزایش هزینه نهایی تولید داخلی، باعث کاهش تولید می‌شود که برآیند این دو اثر در ابتدا با غلبه اثر دوم همراه بوده و تولید را کاهش داده است. اما در ادامه، با افزایش قدرت رقابت‌پذیری کالاهای داخلی و کاهش اثر تکانه مذکور تولید افزایش می‌یابد.

تکانه ارزی همچنین بر خالص ذخایر ارزی بانک مرکزی تأثیر مثبت داشته است که این امر ناشی از آن است که این بخش از دارایی بانک مرکزی به نرخ ارز که بر اساس آن درآمدهای ارزی به ریال تبدیل می‌شود، بستگی دارد. ذخایر ارزی بانک مرکزی ۴ درصد افزایش یافته است. پایه پولی در ابتدا با افزایش همراه است اما به مرور شروع به کاهش می‌کند. همچنین این تکانه، کاهش کسری بودجه دولت و کاهش بدهی دولت را در پی دارد.

---

[۱]. در تفسیر نمودارها مراد از هرگونه تغییرات (افزایش / کاهش) نسبت به وضعیت تعادلی است.

[۲]. این امر نیاز وارداتی کشور را به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای منعکس می‌کند.



شکل ۱: واکنش متغیرها به تکانه نرخ ارز به اندازه یک انحراف معیار

منبع: نتایج تحقیق

۶-۲- تحلیل توابع عکس‌العمل آنی نسبت به تکانه نفتی

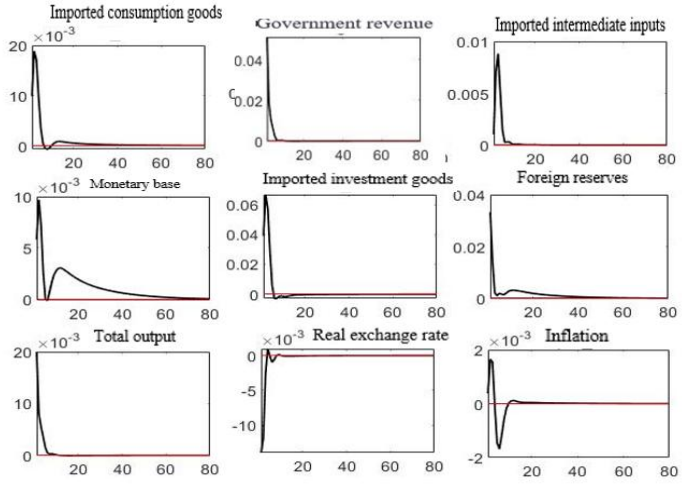
در شکل (۲)، با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی آثار شوک درآمدهای نفتی دولت بر متغیرهای مهم ارائه شده است.

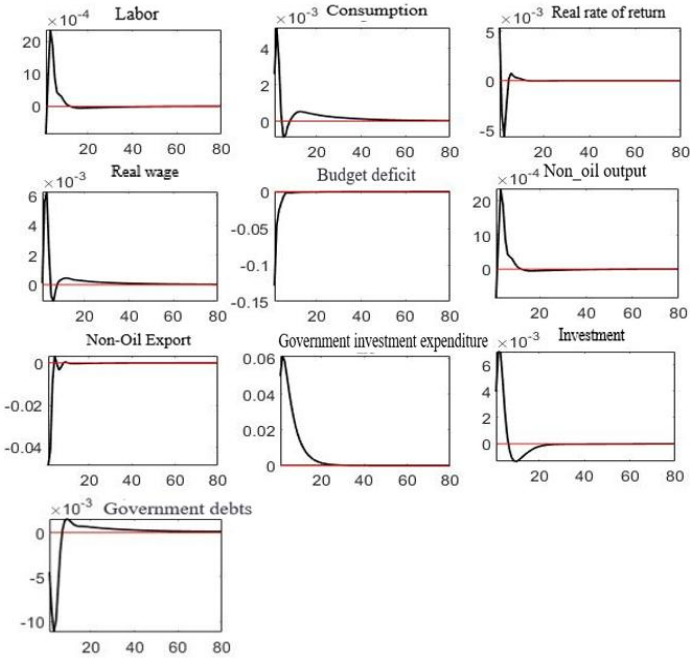
با افزایش درآمدهای حاصل از نفت، چون بخش عظیمی از این درآمد به بانک مرکزی فروخته می‌شود، باعث افزایش ذخایر خارجی بانک مرکزی می‌شود. به تبع افزایش خالص دارایی‌های خارجی، پایه پولی نیز به تدریج افزایش می‌یابد. همچنین افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به کاهش نرخ ارز اسمی منتهی می‌شود. تورم نیز به دلیل افزایش پایه پولی

افزایش می‌یابد و با توجه به افت نرخ ارز اسمی، نرخ ارز حقیقی کاهش می‌یابد. کاهش نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش صادرات غیرنفتی و افزایش واردات شده است. پس مطابق با شکل (۲) واردات مصرفی و هم واسطه‌ای و سرمایه‌ای افزایش می‌یابد به گونه‌ای که در نتیجه تکانه نفتی، واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای افزایش می‌یابد. افزایش واردات منجر به افزایش مصرف می‌شود.

اثر تکانه مثبت نفتی بر طرف عرضه، سبب افزایش سطح قیمت‌ها و ایجاد انگیزه برای افزایش تولید در بخش غیرنفتی می‌شود، از این رو بنگاه‌های بخش غیرنفتی تمایل دارند نیروی کار و سرمایه بیشتری را به کارگیرند، با توجه به محدود بودن نیروی کار، بنگاه‌ها دستمزد بالاتری به نیروی کار پیشنهاد می‌دهند، پس دستمزد و اجاره سرمایه افزایش می‌یابد.

باتوجه به وابستگی بودجه دولت به نفت، با افزایش درآمدهای نفتی،کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد. مطابق شکل (۲)، با وقوع تکانه نفتی، مخارج عمرانی نیز افزایش می‌یابد که خود سبب افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود.



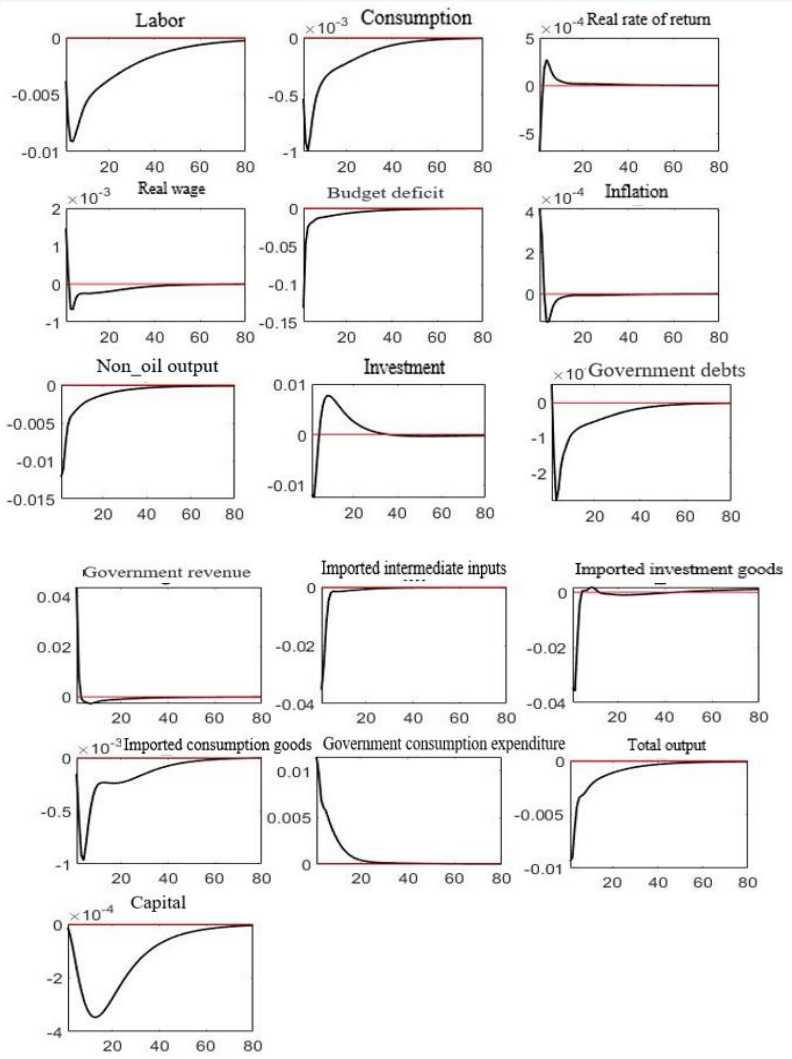


شکل ۲: واکنش متغیرها به تکانه درآمد نفتی به اندازه یک انحراف معیار

منبع: نتایج تحقیق

۶-۳- تحلیل توابع عکس‌العمل آنی نسبت به تکانه مالیات

همان‌طور که در شکل (۳) ملاحظه می‌شود، با تکانه مثبت مالیات، درآمد خانوارها کاهش می‌یابد و منجر به کاهش مصرف خانوار از کالاهای داخلی و وارداتی می‌شود در نتیجه تقاضای کل کاهش می‌یابد و تولید با روند نزولی مواجه می‌شود. کاهش تولید به معنای کاهش استفاده از عوامل تولید، شامل سرمایه و نیروی کار و نهاده‌های واسطه‌ای است. همچنین با کاهش تولید، سطح قیمت‌ها و تورم افزایش می‌یابد که منجر به کاهش نرخ اجاره واقعی سرمایه می‌شود. افزایش مالیات منجر به کاهش انگیزه و عرضه نیروی کار شده و به همین دلیل نرخ دستمزد نیز افزایش می‌یابد. این تکانه همچنین، سبب افزایش درآمدهای دولت، کاهش کسری بودجه و بدهی دولت می‌شود. دولت با افزایش مخارج جاری خود نسبت به افزایش درآمدهایش واکنش نشان می‌دهد.



شکل ۳: واکنش متغیرها به تکانه مالیات به اندازه یک انحراف معیار

منبع: نتایج تحقیق

پس از بررسی آثار هریک از شوک‌های مورد نظر و تحلیل کانال‌های اثرگذاری، لازم است تابعی در نظر گرفته شود که به کمک آن بتوان این آثار را به صورت کمی با یکدیگر مقایسه نمود. از این رو یک تابع زیان رفاهی به صورت جمع وزنی واریانس تولید و تورم ناشی از هریک از سناریوها در نظر گرفته شده است.

جدول ۳: مقایسه زیان رفاهی ناشی از تکانه‌های درآمد نفتی، مالیات و نرخ ارز

تکانه	واریانس تورم	واریانس تولید	زیان
تکانه درآمد نفتی	۰/۰۰۰۱۸۹۰	۰/۰۰۰۴۳۸۹	۰/۰۰۰۶۲۷۹
تکانه نرخ ارز	۰/۰۰۰۳۵۷۶	۰/۰۰۶۸۳۵۲	۰/۰۰۷۱۹۲۸
تکانه مالیات	۰/۰۰۰۰۰۱۸	۰/۰۰۱۰۱۷۵	۰/۰۰۱۰۱۹۳

منبع: نتایج تحقیق

طبق نتایج بدست آمده، تکانه نرخ ارز نسبت به تکانه مالیاتی و تکانه درآمد نفتی دارای بیشترین زیان رفاهی است زیرا همان‌طور که بیان شد، نرخ ارز هم از کانال تقاضا و هم از کانال عرضه بر تمام متغیرهای اقتصاد به صورت مستقیم و غیر مستقیم اثر می‌گذارد.

۷- خلاصه و جمع‌بندی

در مقاله حاضر با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و لحاظ بخش‌های خانوار، بنگاه‌ها، تجارت خارجی، دولت، بانک و سیاست‌گذار پولی و ارزی، اثرات تکانه افزایش درآمد نفتی، مالیات و نرخ ارز و اثرات آن بر متغیرهای کلان نظیر تولید، تورم، مصرف، سرمایه‌گذاری، واردات و صادرات مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نتایج پژوهش، هر سه تکانه، کاهش کسری بودجه دولت و کاهش بدهی دولت را در پی داشتند. با افزایش نرخ ارز، به دلیل افزایش هزینه نهایی بنگاه‌های داخلی، میزان واردات کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی کاهش یافت. خانوار از مصرف کالاهای وارداتی کاست و به مصرف کالاهای داخلی روی آورد. با تغییر ترکیب مصرف خانوار مصرف کل خانوار کاهش پیدا کرد. صادرات غیرنفتی به دلیل افزایش نرخ ارز حقیقی افزایش یافت. تولید نیز در ابتدا به واسطه افزایش هزینه نهایی بنگاه کاهشی بوده است اما به مرور زمان به دلیل افزایش تقاضای داخلی و خارجی برای کالاهای داخلی، افزایش یافت. تکانه مثبت ارز همچنین بر خالص ذخایر بانک مرکزی تاثیر مثبت داشته و منجر به افزایش پایه پولی شد.

تکانه مثبت نفتی، از مجرای افزایش پایه پولی، نرخ تورم را افزایش داد و با توجه به افت نرخ ارز اسمی، نرخ ارز حقیقی کاهش یافت. کاهش نرخ ارز حقیقی منجر به کاهش صادرات غیرنفتی و افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی شد. این افزایش در واردات منجر به افزایش مصرف شد. همچنین افزایش سطح قیمت‌ها، انگیزه افزایش تولید در بخش غیرنفتی را زیاد کرده است. از این رو اشتغال و دستمزد افزایش یافت. همچنین با افزایش درآمد نفتی، مخارج عمرانی دولت افزایش یافته و منجر به افزایش سرمایه‌گذاری شده است. با تکانه مثبت مالیات، درآمد

خانوارها کاهش یافت و منجر به کاهش مصرف خانوار از کالاهای داخلی و وارداتی شد در نتیجه تقاضای کل کاهش می‌یابد و تولید با روند نزولی مواجه می‌شود. کاهش تولید به معنای کاهش استفاده از عوامل تولید، شامل سرمایه و نیروی کار و نهاده‌های واسطه‌ای است. همچنین با کاهش تولید، تورم افزایش یافت که منجر به کاهش نرخ اجاره واقعی سرمایه شد. دستمزد به دلیل کاهش عرضه نیروی کار افزایش یافت.

همچنین شاخص زیان رفاهی به صورت جمع وزنی واریانس تولید و تورم در ازای تکانه‌های نفتی، مالیات و نرخ ارز، در این الگو بکار گرفته شد. بر اساس این شاخص، تکانه نرخ ارز نسبت به تکانه مالیاتی و تکانه نفتی دارای زیان رفاهی بیشتری است. با توجه به نتایج الگو و اثرات نوسانی بیشتری که نرخ ارز بر متغیرهای کلان دارد توصیه می‌شود از سیاست‌های افزایشی نرخ ارز به منظور تامین درآمدهای دولت جلوگیری شود. زیرا با توجه به اینکه نرخ ارز بر هزینه‌های تولید، انتظارات تورمی و همچنین پایه پولی اثرگذار است اثرات سوء بیشتری بر متغیرهای کلان خواهد داشت.

پیوست ۱

جدول ۱: تجزیه واریانس شبیه‌سازی یک شوک در یک زمان (بر حسب درصد)

متغیر	شوک				متغیر	شوک			
	u_t^S	u_t^O	$u_t^{\tau_t}$	کل		u_t^S	u_t^O	$u_t^{\tau_t}$	کل
$\hat{l}_t$	۱۲/۰۳	۷/۱۴	۸۰/۶۶	۱۰۰	$\widehat{mc}_t^{\mathrm{fm}}$	۴۴/۴۱	۳۹/۰۱	۱۶/۵۱	۱۰۰
$\hat{c}_t$	۳۲/۷۸	۴/۰۴	۶۳/۱۸	۱۰۰	$\hat{\pi}_t^*$	_	_	_	_
$\hat{r}_t^b$	۲۲/۹۹	۱۲/۳۹	۶۴/۵۲	۹۰/۹۹	$\hat{\mathcal{P}}_t^{*x}$	۳۸/۹۹	۵۴/۷۵	۶/۲۶	۱۰۰
$\widehat{w}_t$	۲۶/۳۸	۴/۱۶	۶۹/۴۶	۱۰۰	$\hat{a}_t$	-	_	_	_
$\widehat{bd}_t$	۱۱/۹۰	۴۵/۳۰	۴۲/۸۰	۱۰۰	$\hat{k}_t$	۱۶/۸۹	۱۹/۴۶	۶۳/۶۵	۱۰۰
$\hat{\pi}_t^c$	۴۲/۶۷	۲۶/۳۵	۳۰/۹۸	۱۰۰	$\hat{f}_t^m$	۴۸/۳۲	۱۸/۹۴	۳۲/۷۴	۱۰۰
$\hat{\pi}_t^{fm}$	۶۳/۷۳	۲۵/۵۰	۱۰/۷۷	۱۰۰	$\hat{c}_t^d$	۲۰/۲۵	۲۶/۶۳	۵۳/۱۲	۱۰۰
$\hat{b}_t^T$	۲۵/۷۶	۱۵/۲۶	۵۸/۹۸	۱۰۰	$\hat{c}_t^m$	۴۴/۵۶	۳۷/۲۹	۱۸/۱۵	۱۰۰
$\hat{t}_t$	۲۰/۰۹	۱۴/۲۹	۶۵/۶۲	۱۰۰	$\hat{l}_t^d$	۱۶/۹۲	۴۶/۰۴	۳۷/۰۴	۱۰۰
$\widehat{gr}_t$	۲۱/۹۹	۵۳/۵۹	۱۸/۴۸	۱۰۰	$\hat{l}_t^m$	۳۷/۹۹	۴۴/۸۲	۱۷/۱۹	۱۰۰
$\hat{b}_t^c$	۷۹/۶۵	۱۰/۳۹	۹/۸۱	۹۹/۸۵	$\hat{\mathcal{P}}_t^d$	۲۸/۷۷	۱۹/۵۶	۵۱/۶۷	۱۰۰
$\hat{\pi}_t^l$	۲۵/۳۰	۲۹/۷۹	۴۴/۹۱	۱۰۰	$\hat{\pi}_t^T$	_	_	_	_
$\widehat{fr}_t$	۵۴/۳۰	۳۲/۱۲	۱۳/۵۸	۱۰۰	$\hat{t}_t^r$	۰	۰	۱۰۰	۱۰۰
$\widehat{m}_t^s$	۶۰/۰۷	۱۳/۱۸	۲۶/۱۳	۱۰۰	$\widehat{m}_t$	۲۹/۱۶	۲۰/۳۰	۵۰/۵۴	۱۰۰
$\hat{\pi}_t^{cm}$	۱۸/۴۶	۳۴/۷۱	۴۶/۸۳	۱۰۰	$\hat{\mathcal{P}}_t^{cm}$	۱۴/۷۰	۵۱/۱۵	۳۴/۱۵	۱۰۰
$\hat{\pi}_t^{lm}$	۲۲/۹۴	۳۷/۳۳	۳۹/۷۳	۱۰۰	$\hat{\mathcal{P}}_t^{ld}$	۱۵/۹۶	۶۰/۳۹	۲۳/۵۳	۹۹/۸۸
$\hat{\pi}_t^x$	۶۴/۷۶	۳۴/۴۶	۰/۷۷	۹۹/۹۹	$\hat{\mathcal{P}}_t^{lm}$	۱۷/۴	۴۴/۸۳	۳۷/۷۱	۹۹/۹۴
$\hat{r}_t^k$	۱۰/۳۹	۱۴/۵۱	۷۵/۱۰	۱۰۰	$\hat{\mathcal{P}}_t^{fm}$	۲۴/۲۳	۴۹/۱۷	۲۶/۶۰	۱۰۰
$\hat{q}_t$	۱۶/۴۰	۲۰/۳۰	۶۳/۳۰	۱۰۰	$\hat{\pi}_t^d$	۲۴/۵۰	۲۷/۵۶	۴۷/۹۴	۱۰۰
$\widehat{mc}_t$	۳۰/۲۷	۲۴/۶۰	۴۵/۱۳	۱۰۰	$\hat{y}_.$	۲۹/۳۸	۲۲/۷۶	۴۷/۸۶	۱۰۰
$\hat{d}^g$	۳۹/۰۸	۱۷/۲۵	۴۳/۶۷	۱۰۰	$\hat{\imath}_t$	۲۲/۲۵	۲۴/۱۹	۵۳/۵۶	۱۰۰
$\hat{y}_t$	۵۰/۲۳	۳۱/۰۱	۱۸/۷۶	۱۰۰	$\hat{x}_t$	۳۸/۹۹	۵۴/۹۵	۶/۰۶	۱۰۰
$\hat{y}_t^*$	_	_	_	_	$\hat{\imath}_t^g$	۰	۱۰۰	۰	۱۰۰
$\hat{\imath}_t^T$	۲۶/۵۲	۵۳/۹۹	۱۹/۴۹	۱۰۰	$\hat{c}_t^g$	۱۰/۳۹	۸/۹۹	۸۰/۶۲	۱۰۰
$\hat{e}_t$	۴۸/۹۹	۴۴/۷۵	۶/۲۶	۱۰۰	$\widehat{ge}_t$	۸/۴۰	۳۱/۹۹	۵۹/۶۱	۱۰۰
$\widehat{mc}_t^{\mathrm{cm}}$	۴۳/۲۱	۴۰/۱۲	۱۶/۶۸	۱۰۰	$\hat{o}_t$	۰	۱۰۰	۰	۱۰۰
$\widehat{mc}_t^{\mathrm{Im}}$	۵۳/۶۱	۳۵/۶۶	۱۰/۶۰	۹۹/۸۶	$\hat{b}_t^B$	۰	۱۲/۲۶	۸۷/۷۴	۱۰۰
$\widehat{m}_t$	۲۹/۱۷	۱۲/۱۸	۵۸/۵۶	۱۰۰	$\varepsilon_t^{\hat{m}}$	_	_	_	_
$\hat{y}_T$	۲۷/۱۸	۴۹/۲۹	۲۳/۵۳	۹۹/۶۳					

منبع: یافته‌های پژوهش

References

Ahiabor, G., & Amoah, A. (2019). Examining the Effect of Real Effective Exchange Rate Volatility on Economic Growth: Evidence from Ghana. *Journal of Economics and Economic Education Research*, **20**(1), 1-14.

Akbarpoor Roshan, N. (2018). The Effectivity of Government Fiscal Instruments on Macroeconomic Variables in Iran: An Application of Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE). PhD Dissertation, *The University of Mazandaran*. [In Persian].

Akighir, D. T. (2023). Foreign Exchange Market Pressure, Exchange Rate and Trade Balance in Nigeria: Is There Evidence of the J-Curve Effect?. *Journal of Developing Economies (JDE)*, **8**(2), 340-363.

Bakhtiari, A. (2023). Investigating the Impact of the Growth of the Components of Liquidity Resources on the Real and Nominal Values of Iran's Economy, Evidences of the Random Dynamic General Composition Model. PhD Dissertation, *Shahid Beheshti University.* [In Persian].

Balli, E., Çatık, A. N., & Nugent, J. B. (2021). Time-varying Impact of Oil Shocks on Trade Balances: Evidence using the TVP-VAR Model. *Energy*, ***217***, 119377.

Bamaiyi, G. (2024). Effect of Oil Price Shocks on Selected Macroeconomic Variables in Nigeria (1990-2021). *International Journal of Development and Economic Sustainability*, **12**(1), 12-25.

Barro, R.J., & Sala-i-Martin, X., (1992). Public Finance in Models of Economic Growth. *Review of Economic Studies*, **59**(4), 645–661.

Ben-Taher, H. A. (2024). The Macroeconomic Effect of Oil Sector Crisis in Libya. *Studies in Business and Economics*, **27**(1), 22-43.

Bernanke, B.S., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives,* **9**, 27–48.

Bhattarai, K., & Trzeciakiewicz, D. (2017). Macroeconomic Impacts of Fiscal Policy Shocks in the UK A DSGE Analysis, *Economic Modelling*, **61**(C): 321-338.

Bofah, K. (2003). The Impact of Tax on Investment and Business Decisions. *Int. Res. J. Fin. Eco*, **63**, 99-116.

Boroumand, S. Mohamadi, T. Memar Nejad, A. & Baghfalaki, A. (2020). The Effect of External Shocks on Macroeconomic Variables for the Iranian Economy in the form of New Keynesian DSGE Model. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, **28**(93), 93-121.

Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.

Dar, A., Amirkhalkhali, S., (2002). Government Size, Factor Accumulation, and Economic Growth: Evidence from OECD Countries. *Journal of Policy Modeling,* **24**, 679–692.

Dargahi, H., & Hadian, M. (2016). Evaluation of Fiscal and Monetary Shocks with Emphasis on the Interactions of Banking System Balance Sheet and the Real Sector of Iran's Economy: A DSGE Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, **3**(1), 1-28. [In Persian].

Dong, B., Ma, X., Wang, N., & Wei, W. (2020). Impacts of Exchange Rate Volatility and International Oil Price Shock on China's Regional Economy: A dynamic CGE Analysis. *Energy Economics*, **86**, 103762.

Ehikioya, B. I. (2019). The Impact of Exchange Rate Volatility on the Nigerian Economic Growth: An Empirical Investigation. *Journal of Economics & Management*, **37**, s-45.

Emami, K., & Adibpour, M. (2012). Oil Income Shocks and Economic Growth in Iran. *Economic Modelling*, **29**(5), 1774-1779.

Eze, N. B., Nnenna, A. A., & Ifeanyi, I. M. (2024). Exchange Rate and National Output Performances: The Implication on Nigeria's Economy. *Global Journal of Social Sciences*, **23**(1), 25-42.

Faraji Dizaji, S. (2014). The Effects of Oil Shocks on Government Expenditures and Government. *Economic Modelling*, **40**, 299-313.

Farzin Vash A, Ehsani M A, Keshavarz H. (2015). The Impact of Financial Shocks on the Labour Market Fluctuations in a Barter Economy. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, **22**(72), 49-76. [In Persian].

Ghafari, H., Noori, M., & Younessi, A. (2016). Evaluating the Efficiency of the Tax System and its Impact on Economic Growth. *Macroeconomics Research Letter*, **11**(21): 155-177. [In Persian].

Ghaffari, H., Jalouli, M., & Ashtiani, A. C. (2014). Investigation and Forecasting of the Effects of Exchange Rate Increase on Economic Growth of Major Economic Sectors of Iran, *Applied Economics Studies Iran*, **8**(8), 91-113. [In Persian].

Hadian, M., & Dargahi, H. (2018). The Role of Macroprudential Policies in the Financial Stability of the Iranian Economy, *Iranian Economic Research Quarterly,* **22**(73), 45-82. [In Persian].

Hashemi Dizaj, A. (2009). Financial and Monetary Policies (Vol.2). Tehran, *Academic Jihad Publications*. [In Persian].

Huchet-Bourdon, M., & Korinek, J. (2011). To What Extent Do Exchange Rates and Their Volatility Affect Trade? *OECD Trade Policy Working Papers*, **10**(119), 1-44.

Jafari Samimi, A., Balounejad Nouri. R., & Tranchian, A M. (2016). An Investigation of the Impact of Oil Revenue Shocks on Output and Inflation under Conditions of Price and Wage Stickines, *Quarterly Energy Economics Review*, **12**(48): 1-32. [In Persian].

Jafari Samimi, A., Montazeri Shoorekchali, J., & Khazaei A. (2016). Impact of Methods of Financing Government Expenditures on Economic Growth in Iran (Emphasizing the Oil and Tax Revenues). *The Journal of Planning and Budgeting.* **21**(1), 3-21. [In Persian].

Landon, S., & Smith, C. E. (2006). Exchange Rates and Investment Good Prices: A cross-industry Comparison. *Journal of International Money and Finance,* **25**(2), 237-256.

Mahinizadeh, M., Yavare, K., Valibeigi, H., & Shafiei, A. (2019). An Analysis of the Rate of Interest and Inflation in the Banking System Based on Asymmetric Information. *Iranian Journal of Trade Studies*, **23**(92), 231-269. [In Persian].

Manzoor, D., & Taghipour, A. (2016). A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for an Oil-Exporting and Small Open Economy: The Case of Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, **23**(75), 7-44. [In Persian].

Mazher, M. A., & Dahalan, J. (2020). Existence of Debt Laffer curve in Malaysian Economy–A Cointegration VECM Analysis. *Journal of the Social Sciences*, **48**(3).2892-2906.

Milani, F. (2009). Expectations, Learning, and the Changing Relationship between Oil Prices and the Macroeconomy. *Energy Economics*, **31**(6), 827-837. [In Persian].

Mishkin, F. S. (2007). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Pearson Education.

Montazeri Shoorekchali, J. (2022). Investigating the Effect of Government Financing Methods on Economic Growth in Iran: Markov-Switching (MS) Approach. *The Journal of Economic Policy*, **14**(27), 113-153. [In Persian].

Morina, F., Hysa, E., Ergün, U., Panait, M., & Voica, M. C. (2020). The Effect of Exchange Rate Volatility on Economic Growth: Case of the CEE Countries. *Journal of Risk and Financial Management*, **13**(8), 177.

Nakhli, S. R., Rafat, M., Bakhshi Dastjerdi, R., & Rafei, M. (2020). A DSGE Analysis of the Effects of Economic Sanctions: Evidence from the Central Bank of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, **9**(1), 35-70.

Punzi, M. T. (2019). The Impact of Energy Price Uncertainty on Macroeconomic Variables. *Energy Policy*, **129**, 1306-1319.

Ramoni-Perazzi, J., & Romero, H. (2022). Exchange Rate Volatility, Corruption, and Economic Growth. *Heliyon*, **8**(12), 1-11.

Rotemberg, J. J. (1982). Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output. *The Review of Economic Studies*, **49**(4), 517-531.

Samsami H, Ahmadloo F, & Azimi A. (2014). The Comparison of the Influence of Government Financing through Increase of Exchange rate and Borrowing from the Central Bank on Production and Inflation. *Theories of Financial Economics*, **2**(3), 11-36. [In Persian].

Seighalani, S., Jalali-Naini, S. A., & Khiabani, N. (2022). External Shocks, Exchange Rate Changes, and Intermediate Goods: Explanation of Stagflation in Iranian Economy. *Planning and Budgeting*, **27**(2), 3-50. [In Persian].

Keho, Y. (2021). Determinants of Trade Balance in West African Economic and Monetary Union (WAEMU): Evidence from Heterogeneous Panel Analysis. *Cogent Economics & Finance*, **9**(1), 1-16.

Komijani, A., & Tavakolian, H. (2012). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE approach. *Journal of Research in Economic Modeling*, **3**(8), 87-117. [In Persian].

Tavakolian, H., & Ghiaie, H. (2019). Optimal Inflation Targeting in a Dual-Exchange Rate Oil Economy (No. 2019-09). THEMA (THéorieEconomique, Modélisation et Applications), *Université de Cergy-Pontoise*.

Tavakolian, H., & JalaliNaeeni, A. (2017). Optimal and Discretionary Monetary and Exchange Policies in Iran: A DSGE Approach. *Iran Economic Research*, **22**(70), 33-98. [In Persian].

Tavakolian, H., & Sarem, M. (2017). DSGE Models in DYNARE. Tehran, *Monetary and Banking Research Institute*. [In Persian].

Tlik, R., Najafzade, A., Fakhr Hosseini, F., & Sarlak, A. (2023). Utilization of Mixed Data Sampling Model in Identifying the Effects of Monthly Exchange Rate Changes on Seasonal GDP of Iran. *Financial Economics,* **17**(62), 161-184. [In Persian].

Tuğral, A., & Bari, B. (2021). Asymmetric Effects of Exchange Rate on Inflation in Turkey: What Aggregated and Disaggregated Data Reveal. *Erciyes Akademi*, **35**(3), 1095-1115.

Younessi, A., Ghafari, H., & Pourkazemi, M. (2016). Financial Policies and Household Utility: a Mathematical Model Approach, *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, **3**(12), 79-104. [In Persian].

Zhao, L., Zhang, X., Wang, S., & Xu, S., (2016). The Effects of Oil Price Shocks on Output and Inflation in China. *Energy Econ*, **53**, 101–110.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 39-75

The Designing a Behavioral Mechanism for Managing Inflation Expectations under Bounded Rationality: Evidence from Iran (2016–2024)

Alireza Erfani*[1], Nima Jahani[2]

Received: 14-07-2025 Accepted: 12-04-2025

Abstract

In economies with chronic instability, the formation of inflation expectations does not rely solely on macroeconomic variables; it is also strongly influenced by behavioral factors, media signals, and collective psychological reactions. This article aims to design a behavioral policy mechanism for managing inflation expectations in Iran, using monthly data from March 2016 to December 2024. In the first step, employing an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model and a Random Forest algorithm, the existence of a long-run relationship between inflation expectations and a set of macroeconomic and behavioral variables, as well as their relative importance, is examined. Then, a Time-Varying Parameter Vector Autoregressive (TVP-VAR) model is used to estimate these relationships dynamically. The TVP-VAR estimates show that the average coefficient of the free-market exchange rate over the entire period is about 0.25 and is significantly larger than the coefficient of the monetary base, which is found to be about 0.05. Moreover, the inflation search index and public trust have coefficients of approximately 0.15 and 0.10, respectively. These results indicate that inflation expectations are influenced more by exchange-rate shocks and informational and perceptual stimuli than by traditional monetary variables, and that the strength of this effect increases during episodes of exchange-rate surges. Based on this evidence, a behavioral mechanism is proposed for the monetary policymaker, including targeted publication of inflation forecasts, structured intervention in the information environment, use of financial instruments to align expectations, and continuous monitoring of behavioral indicators.

Extended Abstract

Purpose: The purpose of this study is to design a behavioral mechanism for managing inflation expectations in Iran where bounded rationality, information frictions, and credibility deficits shape how the public forms beliefs about future inflation. Specifically, the research aims to (i) quantify the relative roles of nominal fundamentals (inflation, monetary base, liquidity, interest rate) versus salient behavioral-information signals (search intensity, negative news, consumer confidence) to explain inflation expectations, (ii) assess whether these effects are

[1]. Corresponding Author. Professor, Department of Economics, Semnan University, Semnan, Iran. Email: Aerfani@semnan.ac.ir
[2]. PhD Student in Monetary Economics, Semnan University, Semnan, Iran. Email: N_jahani@semnan.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 39-75

stable or time-varying across periods of relative stability and crisis, and (iii) translate the empirical findings into an operational policy framework that complements conventional monetary policy with communication and behavioral monitoring tools. The study is motivated by the observation that, in Iran's recent macroeconomic history, sharp shifts in expectations often occur even without proportional changes in traditional monetary indicators, suggesting that expectation formation is partly driven by salience, heuristics, and social-information channels.

Methodology: The study uses monthly Iranian data from March 2016 to December 2024. The dependent variable is an inflation expectations index constructed from domestic survey-based and institutional measures reported by national research and monetary-policy institutions. The explanatory variables are organized into two sets.

The first set includes standard macroeconomic and the nominal variables of monthly CPI inflation (and/or point-to-point inflation), the free-market exchange rate, the monetary base, broad money and liquidity aggregates, and the interbank interest rate. Inflation is obtained from official statistical sources, monetary aggregates and the interest rate are taken from central bank data, and the free-market exchange rate is collected from widely used domestic market sources as a proxy for the most salient nominal anchor in public perception.

The second set includes behavioral and information variables that proxy bounded rationality and attention allocation an inflation-related Google Trends search index, a consumer confidence (or public trust) index, and an economic negative-news intensity index constructed from Persian-language media coverage. These indicators are compiled at monthly frequencies to match the macro data and to capture the shifts in salience and sentiment.

Data preprocessing involves harmonization to a common monthly frequency and transformations to improve comparability and statistical properties. The variables with strong trends are log-transformed and converted into growth rates when appropriate. Stationarity is assessed using standard unit-root procedures, and model specifications avoid retaining non-stationary levels where this could generate spurious relationships.

Empirically, the paper follows a three-step approach. First, ARDL is used to test for long-run relationships between expectations and the combined macro-behavioral set, providing evidence on long-run associations and error-correction dynamics. Second, Random Forest regression is used as a complementary nonlinear approach to evaluate variable importance rankings and detect potential nonlinearities without imposing strong parametric restrictions. Third, to capture the core contribution of this study, a TVP-VAR framework is employed to estimate the time-varying coefficients and dynamic responses. This approach allows the sensitivity of expectations to exchange-rate shocks, monetary disturbances, and behavioral-information signals to evolve over time, which is essential for crisis-prone economies with structural change and credibility fluctuations.

Findings and Discussion: The results consistently indicate that inflation expectations in Iran are shaped primarily by the free-market exchange rate and behavioral-information variables rather than by conventional monetary aggregates alone. In the TVP-VAR estimates, the average coefficient on the free-market exchange rate in the expectations equation is about 0.25, and it rises over time. This implies that exchange-rate movements increasingly act as the dominant nominal anchor. By contrast, the

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 39-75

monetary base coefficient is roughly 0.05 on average and varies little, indicating weaker direct salience of monetary fundamentals in expectation formation as compared to exchange-rate signals.

Behavioral indicators also display economically meaningful and strengthening effects. The inflation-search index has an average coefficient of about 0.15, and the public trust/consumer confidence index is about 0.10 (with the sign depending on index definition), both increasing in later years. This pattern suggests that attention, salience, and credibility perceptions have become more central to expectation dynamics. ARDL estimates corroborate a long-run relationship between expectations and the combined macro-behavioral set; the error-correction term implies rapid adjustment after short-run deviations, which is consistent with fast reactions to salient disturbances.

Random Forest results reinforce this interpretation by ranking the free-market exchange rate and negative news intensity as the most important predictors of expectations, while monetary aggregates and the interest rate receive substantially lower importance. Overall, the evidence supports bounded rationality. That is, under high uncertainty and information costs, agents rely on salient, easily observable signals such as the exchange rate and negative news rather than complex monetary indicators. Time variation further suggests that the expectation channel intensifies during exchange-rate stress, when credibility is questioned and heuristic-based updating becomes stronger.

Conclusions and Policy Implications: The findings imply that managing inflation expectations in Iran requires moving beyond a purely fundamentals-based framework. Conventional tools (e.g., interest-rate adjustments and balance-sheet control) remain relevant, but they are unlikely to suffice when the public anchors expectations on the exchange rate and information sentiment. The study, therefore, proposes a behavioral mechanism on three bases.

First, exchange-rate anchoring and stabilization should be treated as a core expectation-management instrument. This does not require a rigid peg, but it does call for a transparent, rule-like approach to limiting excessive volatility and avoiding contradictory signals. Second, cognitive-aligned communication should be institutionalized. Inflation reports and forward guidance should be more frequent and predictable. Also, they should be designed for interpretability through clear scenarios, consistent messaging, and salient framing to reduce uncertainty-driven overreactions. Third, behavioral monitoring should become operational. A “behavioral dashboard” based on search trends, confidence measures, and negative-news indicators can provide early warnings of de-anchoring. When thresholds are crossed, the central bank should activate complementary interventions such as targeted communication, clarification of policy stance, and timely disclosure of exchange-rate and inflation outlook assumptions. Overall, the study supports a dual-track approach in which managing perceptions is assumed to be as important as managing nominal fundamentals.

Keywords: Inflation expectations, Bounded rationality, Behavioral monetary policy, Exchange rate pass-through, TVP-VAR

JEL Classifications: E31; E52; E58; D84; F31; C32

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۳۹-۷۵

طراحی مکانیزم رفتاری برای مدیریت تورم انتظاری در شرایط عقلانیت محدود: شواهدی از اقتصاد ایران (۱۳۹۵-۱۴۰۳)

علیرضا عرفانی*[۱]، نیما جهانی[۲]

دریافت: ۱۴۰۴-۰۴-۲۳ پذیرش: ۱۴۰۴-۰۱-۲۳

چکیده

در اقتصادهایی با ناپایداری مزمن، شکل‌گیری انتظارات تورمی فقط بر متغیرهای کلان تکیه ندارد و به‌شدت تحت تأثیر عوامل رفتاری، سیگنال‌های رسانه‌ای و واکنش‌های ذهنی جمعی قرار می‌گیرد. در این مقاله با هدف طراحی یک سازوکار سیاستی رفتاری برای مدیریت انتظارات تورمی در ایران، از داده‌های ماهانه فروردین ۱۳۹۵ تا اسفند ۱۴۰۳ استفاده‌شده است. در گام نخست، با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و الگوریتم جنگل تصادفی، وجود رابطه بلندمدت میان انتظارات تورمی و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان و رفتاری و نیز اهمیت نسبی آن‌ها احراز می‌شود، سپس، مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان برای برآورد پویای این روابط به کار گرفته می‌شود. برآوردهای مدل TVP-VAR نشان می‌دهد میانگین ضریب نرخ ارز آزاد در کل دوره حدود ۰/۲۵ است و به‌طور معنی‌داری از ضریب پایه پولی، که حدود ۰/۰۵ برآورد شده، بزرگ‌تر است؛ در حالی که شاخص جستجوی تورم و اعتماد عمومی به‌ترتیب ضرایبی در حدود ۰/۱۵ و ۰/۱۰ دارند. این نتایج بیانگر آن است که انتظارات تورمی بیش از آن‌که به متغیرهای پولی سنتی واکنش نشان دهد، از شوک‌های ارزی و محرک‌های اطلاعاتی و ادراکی اثر می‌پذیرد و شدت این اثر در دوره‌های جهش ارزی افزایش می‌یابد. بر مبنای این شواهد، سازوکاری رفتاری شامل انتشار هدفمند پیش‌بینی تورم، مداخله ساختاریافته در فضای اطلاع‌رسانی، استفاده از ابزارهای مالی هم‌سوکننده انتظارات و پایش مستمر شاخص‌های رفتاری برای سیاست‌گذار پولی پیشنهاد می‌شود.

واژگان کلیدی: تورم انتظاری، رفتار غیرعقلانی، مکانیزم سیاست پولی، تحلیل پویای ضرایب، متغیرهای رفتاری اقتصاد.

طبقه‌بندی JEL: E31, E52, D84, C32, D91

[۱] نویسنده مسئول. استاد، گروه آموزشی اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. aerfani@semnan.ac.ir

[۲] دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. n_jahani@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

در دهه‌های اخیر، انتظارات تورمی به عنوان یک عامل مهم در تعیین رفتارهای کلان اقتصادی و اثربخشی سیاست‌های پولی مورد توجه قرار گرفته است. مطالعات نشان می‌دهد که انحراف انتظارات عمومی از مسیر هدف‌گذاری‌شده تورم می‌تواند به تهدید پایداری قیمت‌ها و کاهش اثربخشی سیاست‌های پولی مانند نرخ بهره و عملیات بازار باز منجر شود (برنانکه، ۲۰۰۷)[1]. در اقتصادهای با بی‌ثباتی ساختاری، تورم مزمن و نوسانات شدید ارز، انتظارات تورمی تحت تأثیر عوامل مختلف از جمله دسترسی محدود به اطلاعات و سوگیری‌های رفتاری شکل می‌گیرد؛ وضعیتی که با فرض عقلانیت کامل ناسازگار است و بیشتر با چارچوب «عقلانیت محدود» هم‌خوانی دارد (سیمز، ۲۰۰۳؛ گابایکس، ۲۰۲۰). اقتصاد ایران از سال ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۳ با جهش‌های مکرر نرخ ارز، تورم دو رقمی، شوک‌های ناشی از تحریم‌ها و کاهش ارزش پول ملی مواجه بوده است. بررسی داده‌ها نشان می‌دهد که واکنش مردم به نشانه‌های بیرونی مانند اخبار رسانه‌ای و نوسانات کوتاه‌مدت بازار ارز در شکل‌گیری انتظارات تورمی نقش زیادی داشته است (بانک مرکزی، ۱۴۰۳؛ مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۴۰۲). این الگوها با یافته‌های نظریه‌های مبتنی بر عقلانیت محدود هم‌راستاست که تأکید دارند افراد در شرایط اطلاعاتی مبهم به نشانه‌های ساده‌شده تکیه می‌کنند (سیمز، ۲۰۰۳؛ گابایکس، ۲۰۲۰).[2] مطالعات اخیر نشان داده‌اند که در چنین محیط‌هایی، تصمیم‌گیری اقتصادی بیشتر تحت‌تأثیر محرک‌های غیررسمی مانند اخبار منفی و نوسانات نرخ ارز است، تا شاخص‌های رسمی مانند نرخ بهره (جنایولی و شلیفر، ۲۰۱۰)[3]. شواهد حاصل از داده‌های جستجوهای اینترنتی در ایران نیز نشان می‌دهد که جستجوهای مربوط به "گرانی" و "قیمت دلار" پیش از جهش‌های تورمی و ارزی افزایش می‌یابد و هم‌زمان، شاخص اعتماد مصرف‌کننده کاهش می‌یابد (پژوهشکده پولی و بانکی، ۱۴۰۱). هدف این مقاله تحلیل پویای نقش متغیرهای کلان و رفتاری در شکل‌گیری انتظارات تورمی در ایران است و استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری با ضرایب متغیر در زمان را برای بررسی این روابط پیشنهاد می‌دهد. یافته‌ها مبنای طراحی ابزارهای مکمل سیاست پولی با تأکید بر مدیریت کانال‌های اطلاعاتی و رفتاری است.

[1] Bernanke (2007)
[2] Sims (2003); Gabaix (2020)
[3] Gennaioli & Shleifer (2010)

این مقاله در شش بخش سازمان‌دهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم پیشینه پژوهش‌های داخلی و خارجی در زمینه انتظارات تورمی و متغیرهای رفتاری مرور می‌شود. بخش سوم به تبیین مبانی نظری مرتبط با عقلانیت محدود و سازوکار شکل‌گیری انتظارات تورمی اختصاص دارد. در بخش چهارم، روش‌شناسی پژوهش و مشخصات مدل خودرگرسیونی برداری با ضرایب متغیر در زمان تشریح می‌شود. بخش پنجم، به یافته‌های تجربی و دلالت‌های سیاستی و تحلیل آن‌ها اختصاص دارد و در بخش پایانی، جمع‌بندی و پیشنهادهایی برای سیاست‌گذاری و پژوهش‌های آینده ارائه می‌شود.

۲- پیشینه پژوهش

موضوع انتظارات تورمی در ایران، به‌ویژه در دهه‌های اخیر، با توجه به نوسانات شدید قیمتی و ارزی به یکی از محورهای اصلی تحلیل‌های اقتصاد کلان و سیاست‌گذاری پولی تبدیل شده است؛ با این حال، بخش عمده مطالعات داخلی همچنان در چارچوب مدل‌های کلاسیک و خطی باقی مانده و کمتر به ابعاد رفتاری و شناختی عاملان اقتصادی و نقش اخبار، فضای رسانه و ذهنیت جمعی پرداخته است. در این میان، در برخی پژوهش‌ها تلاش شده تا این خلأ تا حدی پر شود. از جمله، باستانی‌فر و صمدی (۱۳۹۷) با تمرکز بر اثر تحولات سیاسی و تغییرات نقدینگی بر شکل‌گیری انتظارات تورمی نشان می‌دهند که تورم با وقفه و نقدینگی می‌تواند اثر افزایشی بر انتظارات داشته باشد و تحولات سیاسی نیز با وقفه‌های متفاوت بر مسیر انتظارات اثرگذار است. خضرزادگان و حیدری (۱۴۰۲) با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده غیرخطی، آثار نامتقارن نرخ ارز بر انتظارات تورمی را در اقتصاد ایران بررسی کرده و نشان می‌دهند کاهش ارزش پول ملی به‌طور معنی‌داری انتظارات تورمی را افزایش می‌دهد، در حالی که افزایش نرخ ارز اثر کوچک‌تر و ضعیف‌تری دارد؛ نتیجه‌ای که فرضیه رفتار خطی و عقلانیت کامل را به چالش می‌کشد. در گزارش پژوهشکده پولی و بانکی (۱۴۰۱) درباره شاخص اعتماد مصرف‌کننده، با تکیه بر داده‌های پیمایشی و سری‌های زمانی CCI نشان داده می‌شود که اعتماد به آینده اقتصاد در دوره‌های نوسانات شدید ارزی و تورمی به‌سرعت کاهش یافته و در بسیاری موارد هم‌زمان یا پیش‌نگر افزایش انتظارات تورمی بوده است؛ بنابراین، این شاخص به‌عنوان یک متغیر واسط میان شرایط واقعی اقتصاد و ذهنیت مردم

پیشنهاد می‌شود. در تکمیل بعد نظریِ بحث انتظارات، کانور و همکاران (۱۳۹۸) با تأکید بر ناهمگنی کارگزاران و شکل‌گیری متفاوت انتظارات نشان می‌دهند ورود ناهمگنی انتظارات می‌تواند پیامدهای سیاست پولی را تغییر دهد؛ نکته‌ای که از منظر طراحی سازوکار سیاستی، بر اهمیت مدیریت انتظاراتِ ناهمگن و کانال‌های شکل‌دهی باورها دلالت دارد. حسینی و محتشمی (۱۳۸۷) نیز در مطالعه‌ای بلندمدت درباره رابطه تورم و رشد نقدینگی، با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و مدل‌های بلندمدت نشان می‌دهند که رشد نقدینگی در بلندمدت از عوامل کلیدی تعیین سطح عمومی قیمت‌هاست و نتیجه‌گیری می‌کنند که در کوتاه‌مدت، عوامل واسطی مانند انتظارات می‌توانند مسیر انتقال اثرات پولی را دچار تغییر کنند.

در ادبیات بین‌المللی، انتظارات تورمی در اقتصادهای نوظهور و دارای تورم مزمن بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است. همتی، تبریزی و طروردی (۲۰۲۳)[1] با بهره‌گیری از مدل ARDL برای دوره ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۹، نشان می‌دهند رشد پایه پولی، کاهش ارزش پول ملی، کسری بودجه و تحریم‌های خارجی از مهم‌ترین عوامل تورم در ایران‌اند و در کنار آن به نقش انتظارات و شوک‌های روانی ناشی از اخبار اقتصادی در انتقال اثر سیاست‌های پولی اشاره می‌کنند. توره و خزاعی (۲۰۲۲)[2] در قالب یک مقاله کاری صندوق بین‌المللی پول، با استفاده از مدل VECM برای داده‌های فصلی ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۱، رابطه هم‌انباشتگی میان تورم، نقدینگی، نرخ ارز و کسری بودجه را بررسی کرده و نشان می‌دهند که در کوتاه‌مدت، انتظارات، تحولات بازار ارز و شوک‌های سیاسی نقش تعیین‌کننده‌ای در مسیر تورم دارند و به‌طور مشخص به نقش رسانه‌ها و فضای اطلاعاتی عمومی در شکل‌گیری این انتظارات اشاره می‌کنند.

مرزا، نقوی، رضوی و بوباکر (۲۰۲۳)[3] در مطالعه‌ای درباره انتقال نرخ ارز به تورم در رژیم‌های هدف‌گذاری تورم تحت شوک‌های قیمتی انرژی، با استفاده از داده‌های ماهانه و رویکرد ساختاری، نشان می‌دهند شوک‌های قیمت انرژی از کانال افزایش انتظارات تورمی، به‌ویژه در کشورهای واردکننده انرژی، به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها منجر می‌شود و بر ضرورت مدیریت

[1] Hemmati et al. (2023)
[2] Ture et al. (2022)
[3] Mirza et al. (2023)

انتظارات در کنار ابزارهای پولی تأکید می‌کنند. مقاله فوربز، هورتسو و ننوا (۲۰۱۷)[1]، منتشرشده توسط بانک مرکزی انگلستان، نیز تفاوت‌های انتقال نرخ ارز به تورم میان کشورها را در چارچوب تفاوت ساختار بازار کار، سیاست‌های پولی، درجه رقابت و میزان شفافیت سیاست‌گذار تحلیل کرده و نشان می‌دهد در اقتصادهایی با اعتماد عمومی پایین و نهادهای ضعیف، انتظارات تورمی نقش پررنگ‌تری در تشدید تورم دارند و مداخلات صرفاً پولی کفایت نمی‌کند.

در مجموع، مطالعات داخلی و خارجی یادشده نشان می‌دهند که در اقتصادهای با تورم مزمن و محیط‌های اطلاعاتی پرریسک، انتظارات تورمی به‌شدت تحت تأثیر نرخ ارز، متغیرهای پولی، شوک‌های سیاسی و فضای اطلاعاتی و رسانه‌ای قرار دارد. با این حال، در مورد ایران هنوز پژوهش‌های اندکی به‌طور هم‌زمان از متغیرهای رفتاری مبتنی بر داده‌های جستجوی اینترنتی، شاخص‌های اعتماد مصرف‌کننده و شدت اخبار منفی، در کنار متغیرهای کلان و در قالب مدل‌های پویای ضرایب متغیر در زمان استفاده کرده‌اند. پژوهش حاضر در امتداد این ادبیات، تلاش می‌کند با ترکیب شاخص‌های رفتاری و کلان در چارچوب مدل TVP-VAR ، تصویر دقیق‌تری از سازوکار شکل‌گیری انتظارات تورمی در اقتصاد ایران ارائه دهد.

۲-۱- ادبیات موضوع

در رویکردهای سنتی اقتصاد کلان، فرض بر این است که عاملان اقتصادی با عقلانیت کامل و دسترسی به اطلاعات جامع تصمیم‌گیری می‌کنند و انتظارات آن‌ها بر اساس تحلیل منطقی داده‌ها شکل می‌گیرد (موت، ۱۹۶۱؛ فریدمن، ۱۹۶۸)[2]. این فرض‌ها، پایه‌گذار مدل‌های سیاست پولی و تحلیل تورم بوده‌اند، اما تجربه کشورهایی با تورم بالا نشان می‌دهد که انتظارات تورمی پیچیده‌تر از این چارچوب است. در این اقتصادها، حتی بدون تغییرات بنیادی، انتظارات تحت تأثیر عوامل ذهنی، اطلاعات ناقص و رفتار اجتماعی شکل می‌گیرد و بازتابی از برداشت عمومی نسبت به شرایط اقتصادی است که تحت تأثیر نرخ ارز، رسانه‌ها و تجربیات روزمره قرار دارد (سیمز، ۲۰۰۳؛ جنایولی و شلیفر، ۲۰۱۰)[3]. مفهوم عقلانیت محدود توضیح می‌دهد که افراد به‌جای استفاده از اطلاعات کامل،

[1] Forbes et al. (2017)
[2] Muth (1961); Friedman (1968)
[3] Sims (2003); Gennaioli & Shleifer (2010)

از تجربیات گذشته و نشانه‌های ساده‌شده برای تصمیم‌گیری استفاده می‌کنند (سایمون، ۱۹۸۲). در چنین محیط‌هایی، تأثیر اخبار یا شایعات می‌تواند از اطلاعات رسمی پیچیده بانک مرکزی بیشتر باشد. نظریه بی‌توجهی عقلانی نیز نشان می‌دهد که در شرایط مملو از داده، افراد به اطلاعات برجسته‌تر یا تکراری توجه می‌کنند، که موجب می‌شود اتکای زیاد به قیمت ارز یا اخبار شبکه‌های اجتماعی نتیجه طبیعی این محدودیت‌های شناختی باشد (سیمز، ۲۰۰۳).

پژوهش‌های جدید در اقتصاد رفتاری و اقتصاد اطلاعات نشان می‌دهد که واکنش مردم به اطلاعات اقتصادی علاوه بر شدت و ماهیت شوک‌ها، به نحوه ارائه اطلاعات، بسامد تکرار پیام‌ها و میزان اعتماد به منبع بستگی دارد (جنایولی و شلیفر، ۲۰۱۰؛ گابایکس، ۲۰۲۰)[1].

در مدل‌های نوکینزی رفتاری که فرضیات عقلانیت محدود را در تحلیل خود وارد می‌کنند، نشان داده‌شده است که تمرکز صرف بر ابزارهای سنتی مانند نرخ بهره، به‌ویژه در مواجهه با شوک‌های بیرونی و روانی، می‌تواند منجر به از دست دادن کنترل بر انتظارات تورمی شود (گابایکس، ۲۰۲۰). بنابراین، مدیریت انتظارات در این شرایط نیازمند توجه به کانال‌های رفتاری و روانی است.

متغیرهای اطلاعاتی و رفتاری مانند اخبار منفی، محتوای رسانه‌های اجتماعی، جستجوهای اینترنتی درباره واژه‌هایی مانند "گرانی" یا "قیمت دلار" و شاخص‌های اعتماد مصرف‌کننده می‌توانند در شکل‌گیری انتظارات تورمی نقش واسط ایفا کند. این متغیرها تصویری از ادراک ذهنی جامعه ارائه و نشان می‌دهد که افراد در واکنش به اطلاعات ناقص یا تحریف‌شده، تصمیمات خود را تغییر می‌دهند که ممکن است از رفتار پیش‌بینی‌شده در مدل‌های استاندارد فاصله زیادی داشته باشد.

نظریه‌های عقلانیت محدود و بی‌توجهی عقلانی نشان می‌دهد که در این محیط، عاملان اقتصادی به‌جای پردازش جامع داده‌های رسمی، بیشتر به نشانه‌های برجسته‌ای مانند نرخ ارز و فضای رسانه‌ای حساس هستند (سایمون، ۱۹۸۲؛ سیمز، ۲۰۰۳؛ جنایولی و شلیفر، ۲۰۱۰؛ گابایکس، ۲۰۲۰). از دیدگاه تحلیلی، این نظریه‌ها نشان می‌دهد شوک‌ها و نوسانات نرخ ارز و برخی متغیرهای پولی

[1] Sims (2003); Gennaioli & Shleifer (2010)

تأثیرات معنی‌داری بر انتظارات تورمی دارد. همچنین، تشدید اخبار منفی اقتصادی، جستجوهای اینترنتی مرتبط با گرانی و کاهش اعتماد مصرف‌کننده، این انتظارات را تقویت می‌کند. در این پژوهش، فرض بر آن است که انتظارات تورمی در ایران به‌شدت تحت تأثیر تحولات نرخ ارز و متغیرهای کلان است، اما متغیرهای رفتاری و اطلاعاتی مانند جستجوی اینترنتی، اعتماد مصرف‌کننده و اخبار منفی نیز در این پویایی‌ها نقش مهمی ایفا می‌کند. این تأثیرات در طول زمان تغییر کرده و در دوره‌های مختلف ثبات یا بحران تورمی متغیر هستند. این مفروضات مبنای استفاده از مدل TVP-VAR در این مقاله برای تحلیل هم‌زمان متغیرهای کلان و رفتاری در شکل‌گیری انتظارات تورمی در ایران است.

۳- روش پژوهش

در این پژوهش از داده‌های ماهانه اقتصاد ایران در دوره فروردین ۱۳۹۵ تا اسفند ۱۴۰۳ استفاده‌شده است. این دوره چندین مرحله جهش نرخ ارز و تورم‌های بالا در کنار مقاطع ثبات نسبی را در بر می‌گیرد و از این نظر امکان رصد رفتار انتظارات تورمی در شرایط متفاوت را فراهم می‌سازد.

شاخص انتظارات تورمی در این پژوهش از داده‌های پیمایش‌های ماهانه مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی و پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. این داده‌ها به‌طور خاص ارزیابی انتظارات تورمی خانوارها و فعالان اقتصادی در مورد تغییرات تورم در ماه‌های آینده را نشان می‌دهد. برای محاسبه شاخص، سؤالات مربوط به پیش‌بینی تغییرات تورم از داده‌های پیمایشی انتخاب و پاسخ‌ها از مقیاس‌های کیفی به مقادیر عددی تبدیل شد. سپس برای هر ماه، میانگین مقادیر تبدیل‌شده به‌عنوان شاخص انتظارات تورمی آن ماه محاسبه گردید.

در بخش متغیرهای توضیحی، دو دسته متغیر متمایز در نظر گرفته شده است. گروه نخست، متغیرهای کلان است که شامل نرخ تورم ماهانه بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده، نرخ تورم نقطه به نقطه، نرخ ارز بازار آزاد، پایه پولی، حجم پول، نقدینگی و نرخ بهره بین بانکی است.

داده‌های مربوط به تورم از پایگاه آماری مرکز آمار ایران و داده‌های پایه پولی، حجم پول، نقدینگی و نرخ بهره بین بانکی از آمارهای منتشر شده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذشده است. سری ماهانه نرخ ارز بازار آزاد نیز از منابع آماری معتبر داخلی در حوزه بازار ارز گردآوری شده و بیانگر تغییرات ارزش ریال در بازار غیررسمی است.

گروه دوم، متغیرهای رفتاری و اطلاعاتی است. در این گروه، سه شاخص رفتاری محاسبه شده است که شامل شاخص جستجوی اینترنتی مرتبط با تورم و قیمت‌ها، شاخص اعتماد عمومی به وضعیت و آینده اقتصاد و شاخص شدت اخبار منفی اقتصادی در رسانه‌های فارسی زبان است. این سه شاخص به صورت سری زمانی ماهانه تدوین شده و در کنار متغیرهای کلان در مدل‌ها به کار رفته است.

برای آماده‌سازی داده‌ها، ابتدا تمامی سری‌های زمانی به‌صورت ماهانه هم‌زمان‌سازی و دوره مشترک برای تمام متغیرها تعیین شد. در مرحله بعد، برای متغیرهایی که در سطح اسمی دارای روند صعودی بلندمدت بودند، از تبدیل لگاریتمی و تفاضل‌گیری لگاریتمی استفاده شد. این روش‌ها به این دلیل ضروری است که تبدیل لگاریتمی به‌ویژه برای متغیرهایی که روند صعودی بلندمدت دارند، این امکان را فراهم می‌آورد که مقادیر آن‌ها را به نرخ تغییرات یا رشد ماهانه تبدیل کنیم. این روش به‌طور مؤثر باعث می‌شود تا تغییرات غیرخطی و رشد نمایی داده‌ها به مقیاس خطی تبدیل شود. تفاضل‌گیری لگاریتمی به‌ویژه برای محاسبه نرخ رشد ماهانه ضروری است. این روش به‌طور مؤثری روندهای بلندمدت را از داده‌ها حذف می‌کند و تنها نوسانات کوتاه‌مدت را نگه می‌دارد. به این ترتیب، تغییرات ماهانه هر متغیر، مانند نرخ تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده، حجم پول یا نرخ ارز، به‌صورت نرخ رشد ماهانه محاسبه و در مدل‌ها به کار گرفته می‌شود.

در گام بعد، برای تشخیص درجه هم‌جمعی متغیرها و جلوگیری از برآورد روابط کاذب، آزمون‌های ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون برای تمام سری‌های اصلی اجرا شد.

نتایج این آزمون‌ها نشان داد که اغلب متغیرهای کلان در سطح ناپایا و در تفاضل اول پایا هستند. به‌طور مشخص، متغیرهای نرخ تورم ماهانه، نرخ ارز، پایه پولی، حجم پول، نقدینگی در سطح ناپایدار بودند و در تفاضل اول پایا شدند. از سوی دیگر، متغیرهای شاخص جستجوی تورم،

شاخص اعتماد عمومی و شاخص اخبار منفی نیز در سطح ناپایدار و در تفاضل اول پایا شدند. بر همین اساس، در مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، در مدل برداری خودرگرسیونی کلاسیک و در مدل برداری با پیشین بیزی، متغیرها به صورت تفاضل اول یا نرخ رشد وارد شده‌اند و هیچ متغیر غیرپایای سطحی در این الگوها باقی نمانده است. در مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان نیز ساختار معادلات به‌گونه‌ای تنظیم شده که متغیرها در قالب نرخ رشد یا تفاضل در طرف توضیحی معادلات قرار گیرند. به این ترتیب، پیش‌نیازهای سری زمانی برای برآورد معتبر روابط پویا میان انتظارات تورمی، متغیرهای کلان و شاخص‌های رفتاری فراهم شده است.

برای وارد کردن جنبه رفتاری و اطلاعاتی به تحلیل انتظارات تورمی، سه شاخص رفتاری با فرکانس ماهانه محاسبه شده است. این شاخص‌ها عبارت‌اند از شاخص جستجوی اینترنتی مرتبط با موضوعات قیمتی و ارزی، شاخص اعتماد عمومی به اقتصاد و شاخص شدت اخبار منفی اقتصادی. در ادامه، مراحل محاسبه هر یک از این شاخص‌ها به صورت دقیق بیان می‌شود.

در محاسبه شاخص جستجوی اینترنتی، هدف سنجش شدت توجه کاربران به موضوع تورم و نرخ ارز بوده است. در مرحله نخست، سه واژه کلیدی "تورم"، "گرانی" و "قیمت دلار" انتخاب شد که در دوره مورد مطالعه به طور مکرر در فضای عمومی و رسانه‌ای برای اشاره به وضعیت قیمت‌ها و بازار ارز به کار رفته‌اند. سپس برای هر واژه، مقدار شاخص شدت جستجو در سامانه گوگل ترندز[1] برای هر ماه از فروردین ۱۳۹۵ تا اسفند ۱۴۰۳ استخراج شد. این شاخص به صورت عددی بین صفر تا صد گزارش می‌شود. برای نرمال سازی، در هر سری واژه‌ای، مقدار شاخص در هر ماه بر عدد صد تقسیم شد تا همه مقادیر در بازه صفر تا یک قرار گیرد. در گام بعد، برای هر ماه، میانگین ساده سه مقدار نرمال شده محاسبه شد و به این ترتیب یک شاخص ترکیبی واحد به دست آمد.

این شاخص که در ادامه "شاخص جستجوی تورمی" نامیده می‌شود، عددی بین صفر تا یک دارد؛ مقدار نزدیک به یک بیانگر تمرکز بالای جستجوهای اینترنتی بر موضوعات مرتبط با تورم و نرخ ارز و مقدار نزدیک به صفر نشان دهنده کاهش توجه کاربران به این موضوعات است.

[1] Google Trends (https://trends.google.com)

برای سنجش اعتماد عمومی به وضعیت و چشم‌انداز اقتصاد، از داده‌های شاخص اعتماد مصرف کننده منتشر شده در گزارش‌های پژوهشی داخلی استفاده شده است. در این پژوهش، داده‌های مورد استفاده برای متغیرهای کلان و شاخص‌های رفتاری از منابع مختلف جمع‌آوری شده است. جدول زیر شامل نام متغیرها، علامت اختصاری آن‌ها، منبع داده و آدرس اینترنتی مربوطه است.

جدول ۱. متغیرها، علامت اختصاری، منابع داده و آدرس اینترنتی

نام متغیر	علامت اختصاری	منبع داده	آدرس اینترنتی
نرخ تورم ماهانه	INF_Month	مرکز آمار ایران	https://www.amar.org.ir
نرخ ارز آزاد	FX_Rate	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	https://www.cbi.ir
پایه پولی	Monetary_Base	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	https://www.cbi.ir
حجم پول	Money_Supply	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	https://www.cbi.ir
نقدینگی	Liquidity	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	https://www.cbi.ir
نرخ بهره بین‌بانکی	Interbank_Rate	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	https://www.cbi.ir
شاخص جستجوی تورم	Inflation_Search_Index	Google Trends	https://trends.google.com
شاخص جستجوی گرانی	Price_Search_Index	Google Trends	https://trends.google.com

نام متغیر	علامت اختصاری	منبع داده	آدرس اینترنتی
شاخص جستجوی دلار	Dollar_Search_Index	Google Trends	https://trends.google.com
شاخص اعتماد عمومی	Public_Confidence	پژوهشکده پولی و بانکی، بانک مرکزی	https://www.ibri.ac.ir
شاخص اخبار منفی اقتصادی	Negative_News_Index	رسانه‌های خبری فارسی زبان (مثال: خبرگزاری ایرنا)	https://www.irna.ir
شاخص اخبار منفی اقتصادی	Negative_News_Index	روزنامه دنیای اقتصاد	https://www.donya-e-eqtesad.com
شاخص اخبار منفی اقتصادی	Negative_News_Index	خبرگزاری تسنیم	https://www.tasnimnews.com

منبع: یافته‌های پژوهش

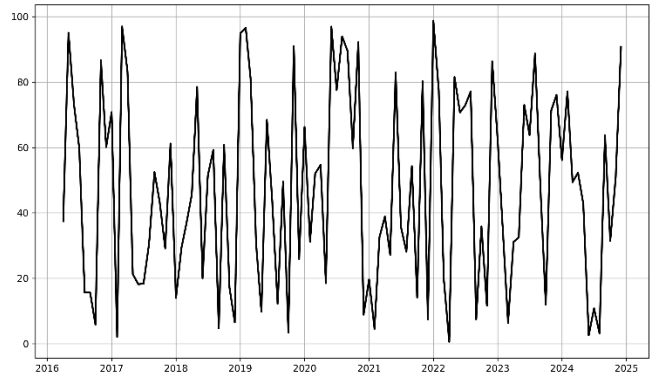
ابتدا تمام مقادیر در دسترس این شاخص گردآوری و بر حسب ماه مرتب شد. در ماه‌هایی که داده‌ای گزارش نشده بود، مقدار شاخص با استفاده از میانگین خطی بین مقدار ماه قبل و ماه بعد برآورد شد تا پیوستگی سری حفظ شود و از ایجاد گسست‌های مصنوعی جلوگیری شود. پس از تکمیل سری، برای نرمال‌سازی از تبدیل حداقل و حداکثر استفاده شد. برای کل دوره، کمترین مقدار شاخص و بیشترین مقدار آن تعیین شد. سپس برای هر ماه، فاصله مقدار شاخص از حداقل دوره محاسبه و بر فاصله بین کمترین و بیشترین مقدار در کل دوره تقسیم شد. با این روش، تمام مقادیر شاخص به بازه صفر تا یک منتقل شد.

شاخص اعتماد عمومی نهایی به این صورت تعریف شده است که مقدار نزدیک به یک نشان‌دهنده سطح بالای اعتماد و خوش‌بینی نسبت به وضعیت و آینده اقتصاد و مقدار نزدیک به صفر بیانگر کاهش شدید اعتماد و غلبه نگرانی است. همین سری نرمال شده به عنوان متغیر اعتماد عمومی در مدل‌های تجربی استفاده شده است.

برای اندازه گیری شدت اخبار منفی اقتصادی، ابتدا چند رسانه خبری فارسی زبان با پوشش پایدار اخبار اقتصادی[1] انتخاب شد. سپس برای هر ماه از دوره مورد بررسی، تعداد خبرهایی که موضوع اصلی آن‌ها افزایش تورم، رشد قیمت‌ها، بحران بازار ارز، کاهش ارزش پول ملی یا تشدید نااطمینانی اقتصادی بوده است، بر اساس تیتر و خلاصه خبر شمارش شد. نتیجه این مرحله، یک سری ماهانه از تعداد اخبار منفی اقتصادی بود. برای تبدیل این سری به یک شاخص قابل مقایسه و قابل استفاده در مدل، ترکیبی از تبدیل حداقل و حداکثر و طبقه بندی به پنج سطح به کار رفت. در گام اول، در کل دوره، کمترین تعداد اخبار منفی ثبت شده و بیشترین تعداد آن محاسبه شد. سپس بازه بین این دو مقدار به پنج بخش مساوی تقسیم شد و به هر بخش یک عدد صحیح از یک تا پنج اختصاص یافت. در نهایت، به هر ماه عددی بین یک تا پنج نسبت داده شد که نشان می‌داد تعداد اخبار منفی آن ماه در کدام بخش از این پنج بخش قرار گرفته است. عدد یک مربوط به ماه‌هایی است که کمترین تراکم اخبار منفی داشته‌اند و عدد پنج مربوط به ماه‌هایی است که بیشترین تراکم اخبار منفی اقتصادی را تجربه کرده‌اند. این متغیر گسسته با عنوان شاخص شدت اخبار منفی اقتصادی در مدل‌ها مورد استفاده قرار گرفته است.

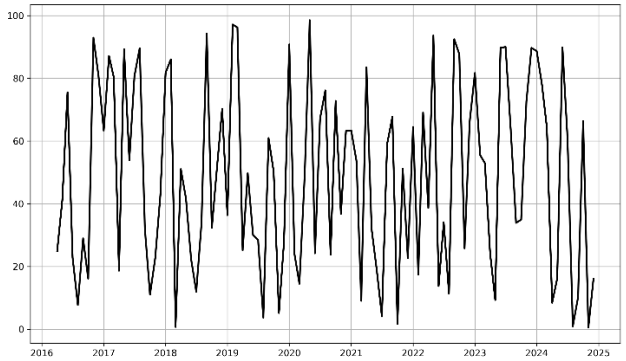
سه شاخص جستجوی تورمی، اعتماد عمومی و شدت اخبار منفی به‌صورت سری‌های زمانی ماهانه، همراه با متغیرهای کلان اقتصادی شامل تورم، نرخ ارز، پایه پولی، حجم پول، نقدینگی و نرخ بهره بین بانکی در الگوهای اقتصادسنجی این پژوهش به‌کار رفته‌اند. هدف از این تحلیل بررسی نقش هم‌زمان عوامل بنیادی و رفتاری در شکل‌گیری و پویایی انتظارات تورمی است. در ادامه، نمودارهای این سه ارائه می‌شود.

[1] خبرگزاری‌های ایرنا، دنیای اقتصاد و تسنیم



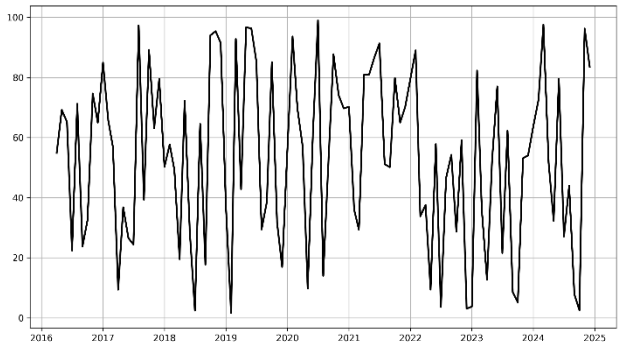
منبع: گوگل ترندز – داده‌ها از جستجوهای کاربران ایرانی در دوره زمانی فروردین ۱۳۹۵ تا اسفند ۱۴۰۳ استخراج شده است.

نمودار ۱: شاخص جستجوی تورمی



منبع: پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران – داده‌ها از گزارش‌های شاخص اعتماد عمومی اقتصادی منتشر شده توسط پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی ایران استخراج شده است.

نمودار ۳: شاخص اخبار منفی



منبع: خبرگزاری ایرنا، دنیای اقتصاد و تسنیم – داده‌ها از تحلیل اخبار منفی اقتصادی در رسانه‌های ایرانی طی دوره زمانی فروردین ۱۳۹۵ تا اسفند ۱۴۰۳ استخراج شده است.

نمودار ۲: شاخص اعتماد عمومی

چارچوب تجربی این پژوهش بر سه لایه مکمل استوار است. در لایه نخست، مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای آزمون وجود رابطه بلندمدت و تفکیک اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت میان انتظارات تورمی، متغیرهای کلان و شاخص‌های رفتاری به کار گرفته شده است.

در لایه دوم، الگوریتم جنگل تصادفی به منظور سنجش اهمیت نسبی متغیرها در پیش‌بینی انتظارات تورمی و انتخاب متغیرهای کلیدی استفاده شده است. در لایه سوم، مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR) به عنوان مدل اصلی تحلیل پویای روابط و واکنش انتظارات به شوک‌های کلان و رفتاری به کار رفته است.

در این بخش، جایگاه و مشخصات روش‌شناختی دو مدل نخست تشریح می‌شود و نتایج آن‌ها به صورت خلاصه در جدول مقایسه مدل‌ها ارائه‌شده است؛ در حالی که تحلیل عددی و تفصیلی عمدتاً بر نتایج مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان متمرکز است و در بخش یافته‌های تجربی گزارش می‌شود.

در مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، انتظارات تورمی متغیر وابسته است و تورم، نرخ ارز بازار آزاد، متغیرهای پولی، نرخ بهره بین‌بانکی، شاخص جستجوی تورمی، شاخص اعتماد

عمومی و شاخص شدت اخبار منفی به عنوان متغیرهای توضیحی وارد می‌شوند. ساختار آردی‌ال به گونه‌ای تنظیم شده است که وقفه‌های متعددی از متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی را در بر می‌گیرد و امکان مدل‌سازی واکنش انتظارات به شوک‌های جاری و گذشته را فراهم می‌کند. تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارهای اطلاعاتی انتخاب شده است.

برای آزمون وجود رابطه بلندمدت میان انتظارات تورمی و متغیرهای توضیحی، از رویه آزمون کران‌ها در چارچوب آردی‌ال استفاده شده است. پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت، مدل به صورت معادله تصحیح خطا بازنویسی شده تا اثرات کوتاه‌مدت متغیرها از مسیر تعدیل به سمت تعادل بلندمدت تفکیک شود. ضریب منفی و معنی‌دار جزء تصحیح خطا در این معادله، پایداری دینامیک و بازگشت انتظارات به مسیر تعادلی را نشان می‌دهد. در عین حال، به دلیل ثابت فرض شدن ضرایب در طول زمان، این مدل صرفاً نقش اکتشافی و تأیید رابطه بلندمدت را دارد و برای تحلیل پویایی ساختاری، بر مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان تکیه شده است.

در مرحله دوم، برای سنجش اهمیت نسبی متغیرها در توضیح و پیش‌بینی انتظارات تورمی، از الگوریتم جنگل تصادفی به عنوان یک روش یادگیری آماری برای پیش‌بینی متغیر پیوسته استفاده شده است. در این چارچوب، انتظارات تورمی به عنوان متغیر وابسته و همان مجموعه متغیرهای کلان و رفتاری به عنوان ورودی در نظر گرفته شده‌اند. جنگل تصادفی با برآورد مجموعه‌ای از درخت‌های تصمیم و ترکیب نتایج آن‌ها، سهم هر متغیر را در کاهش خطای پیش‌بینی اندازه‌گیری می‌کند.

خروجی مورد استفاده از این الگوریتم، از یک سو شاخص اهمیت نسبی متغیرها در پیش‌بینی انتظارات تورمی و از سوی دیگر، یک شاخص کلی دقت پیش‌بینی است. این اطلاعات برای شناسایی متغیرهای کلیدی و توجیه ورود آن‌ها به مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان به کار گرفته شده است. به دلیل ساختار غیرپارامتری و نبود ضرایب قابل تفسیر و نیز فقدان پویایی صریح زمانی، این روش در این پژوهش نقش کمکی و انتخاب متغیر را ایفا می‌کند، نه نقش مدل اصلی تحلیل ساختاری.

جدول ۲. مقایسه مدل‌ها، نقش و نتایج کمی منتخب

ردیف	مدل	نقش در پژوهش	مهم‌ترین نتیجه کمی/کارکرد	جمع‌بندی جایگاه مدل
۱	ARDL	آزمون وجود رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین انتظارات تورمی، تورم، نرخ ارز و شاخص‌های رفتاری	**بلندمدت:** تورم ۰/۰۵۹، جستجوی «تورم» ۰/۰۱۴ ، اخبار منفی ۰/۰۴۳ اعتماد عمومی ۰/۰۳۵- **کوتاه‌مدت:** چند متغیر رفتاری و تورم معنیدار؛ ضریب تصحیح خطا حدود ۰/۹- و بسیار معنی‌دار.	رابطه بلندمدت و جهت کلی اثرها را تأیید می‌کند، اما ضرایب در زمان ثابت‌اند و تغییرات رفتاری و ساختاری دوره‌های بحران را نمی‌بینند؛ بنابراین فقط نقش اکتشافی و تکمیلی دارد.
۲	جنگل تصادفی	رتبه‌بندی اهمیت متغیرها در پیش‌بینی انتظارات تورمی	اهمیت نسبی: نرخ ارز آزاد ۴۶/۳٪، اخبار منفی ۴۰/۴٪، اعتماد عمومی ۴/۶٪، تورم ماهانه ۳/۸٪، سایر متغیرها هرکدام کمتر از ۲٪؛ خطای پیش‌بینی (ریشه میانگین مربعات خطا) حدود۰/۲۱.	برای شناسایی متغیرهای کلیدی و قدرت پیش‌بینی مفید است، اما به‌دلیل غیرپارامتری بودن و نداشتن ساختار زمانی و ضرایب قابل تفسیر، به‌عنوان مدل اصلی تحلیل ساختاری استفاده نمی‌شود.
۳	TVP-VAR	مدل اصلی برای تحلیل پویای روابط بین انتظارات تورمی، متغیرهای کلان و شاخص‌های رفتاری	ضرایب متغیر در زمان نشان می‌دهد اثر شوک‌های نرخ ارز، جستجوهای اینترنتی و اخبار منفی در دوره‌های جهش ارزی تقویت و در دوره‌های ثبات کاهش می‌یابد؛ معیارهای برازش و خطای پیش‌بینی نسبت به مدل‌های با ضرایب ثابت بهبود پیدا می‌کند.	تنها مدلی است که هم پویایی ضرایب و هم نااطمینانی زمان‌متغیر را ثبت می‌کند و می‌تواند تفاوت رفتار انتظارات در دوره‌های ثبات و بحران را نشان دهد؛ بنابراین چارچوب اصلی تحلیل و استنتاج سیاستی پژوهش است.

منبع: یافته‌های پژوهش

در مرحله نهایی تحلیل تجربی، از مدل برداری با ضرایب زمانی‌متغیر استفاده شده است. این مدل به دلیل انعطاف ساختاری و توانایی در ثبت تغییرات تدریجی روابط میان متغیرها در طول زمان، ابزار مناسبی برای مطالعه انتظارات تورمی در بستری غیرپایا، ناپایدار و رفتاری تلقی می‌شود. برخلاف مدل‌های برداری کلاسیک، در TVP-VAR فرض نمی‌شود که رابطه میان متغیرها در طول زمان ثابت باشد، بلکه ضرایب ساختاری مدل در هر مقطع زمانی به‌روزرسانی می‌شوند و امکان ردیابی پویایی ساختار اقتصادی و روانی را فراهم می‌آورند.

ساختار عمومی مدل به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t = B_{1,t}y_{t-1} + B_{2,t}y_{t-2} + \cdots + B_{p,t}y_{t-p} + u_t, \quad (۱)$$

که در آن y_tبردار متغیرهای درون‌زای مدل در زمان t (شامل انتظارات تورمی و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان و رفتاری مانند نرخ ارز آزاد، متغیر پولی منتخب، شاخص جستجوی عمومی و شاخص اعتماد عمومی) است، $B_{i,t}$ماتریس ضرایب مربوط به وقفه i در زمان t و u_t بردار جملات اخلال با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس زمانی‌متغیر Σ_t است.

ضرایب $B_{i,t}$ در این مدل خود یک فرآیند تصادفی مستقل را دنبال می‌کنند که به صورت رابطه (۲) مدل‌سازی می‌شود:

$$B_{i,t} = B_{i,t-1} + \nu_{i,t}, \nu_{i,t} \sim N(0, Q_i), \quad (۲)$$

که در آن $\nu_{i,t}$ نوآوری ضرایب در زمان t و Q_i ماتریس کوواریانس این نوآوری‌ها است. همچنین، عناصر قطری ماتریس کوواریانس Σ_t نیز به عنوان فرآیندهای پویای مستقل مدل شده‌اند تا امکان ردیابی تغییرات نااطمینانی درونی سیستم فراهم شود.

برای برآورد این ساختار، مدل در چارچوب دستگاه "حالت – مشاهده" بازنویسی شده است. معادله مشاهده به صورت رابطه (۳) است:

$$y_t = X_t\beta_t + u_t, u_t \sim N(0, \Sigma_t), \quad (۳)$$

و معادله حالت (گذار) ضرایب به شکل رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \omega_t, \omega_t \sim N(0, Q), \quad (۴)$$

در این معادلات، β_t بردار کلیه ضرایب ساختاری در زمان t، X_t ماتریس متغیرهای توضیحی شامل وقفه‌های بردار y_t، Q ماتریس کوواریانس تغییرات ضرایب در طول زمان، و ω_t بردار شوک‌های ساختاری واردشده به ضرایب است.

برای برآورد مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان از رویکرد بیزی استفاده شده است. در این چارچوب، برای ضرایب اولیه در بردار β_t یک توزیع پیشین نرمال با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس نسبتاً بزرگ در نظر گرفته‌شده تا در مراحل ابتدایی، پیش‌توزیع نقش محدودکننده

شدیدی بر ضرایب نداشته باشد و اطلاعات داده‌ها نقش اصلی را در شکل‌گیری توزیع پسین ایفا کند. برای ماتریس‌های کوواریانس نوآوری ضرایب و جملات اخلال، یعنی Q و Σ_t، از خانواده توزیع‌های معکوس‌ویشارت[1] و ساختارهای استاندارد متناظر استفاده‌شده است تا هم مثبت بودن ماتریس‌های کوواریانس تضمین شود و هم امکان استنتاج تحلیلی در گام‌های نمونه‌گیری فراهم شود.

مدل بازنویسی‌شده در قالب دستگاه حالت–مشاهده، با استفاده از ترکیب فیلتر و هموارساز کالمن و الگوریتم نمونه‌گیری گیبس[2] برآورد شده است. در هر گام از زنجیره مارکوف، با شرطی‌سازی بر مقادیر فعلی پارامترها، مسیر زمانی بردار ضرایب β_t به‌روزرسانی شده و سپس با شرطی‌سازی بر این مسیر، ماتریس‌های کوواریانس Qو Σ_t از توزیع‌های پسین متناظر نمونه‌گیری شده‌اند. در عمل، زنجیره با ۵۰ هزار تکرار اجرا شده است که ۱۰ هزار تکرار ابتدایی به‌عنوان دوره سوخت کنار گذاشته و ۴۰ هزار تکرار برای استنتاج پسین به‌کار رفته است. همگرایی زنجیره‌ها با استفاده از نمودارهای مسیر زمانی ضرایب اصلی و شاخص‌های استاندارد همگرایی، از جمله آماره R-hat، ارزیابی شده است؛ مقادیر R-hat برای ضرایب کلیدی در حوالی یک قرار دارد و رفتار بدون روند و نوسانات محدود پیرامون میانگین، نشان می‌دهد که زنجیره‌ها به ناحیه تعادل پسین رسیده‌اند و اندازه نمونه مؤثر برای استنتاج آماری کافی است.

برای ارزیابی کارایی مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان، نتایج آن با دو چارچوب جایگزین شامل مدل برداری کلاسیک با ضرایب ثابت و مدل برداری بیزی با ضرایب ثابت مقایسه شده است.

معیارهای اطلاعاتی و شاخص‌های برازش نشان می‌دهد که مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان دارای لگاریتم درست‌نمایی بالاتر و مقادیر پایین‌تری از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز[3] نسبت به دو مدل جایگزین است. این تفاوت به‌ویژه زمانی که تغییرات ساختاری و دوره‌های جهش

[1] Inverse Wishart Distributions
[2] Gibbs Sampling Algorithm
[3] Akaike Information Criterion (AIC) and Schwarz Bayesian Criterion (SBC)

ارزی در نظر گرفته می‌شود، برجسته‌تر است و حاکی از آن است که اجازه دادن به تغییر تدریجی ضرایب در طول زمان، توان تبیینی و قدرت پیش‌بینی را بهبود داده است.

علاوه بر این، آزمون‌های پایداری و حساسیت برای ارزیابی استحکام نتایج انجام‌شده است. مدل با طول وقفه‌های متفاوت و نیز با ترکیب‌های مختلف متغیرهای رفتاری، از جمله حذف و افزودن شاخص جستجوی اینترنتی و شاخص اعتماد عمومی، بازبرآورد شده است. مقایسه معیارهای اطلاعاتی و شکل کلی پاسخ‌های پویای انتظارات تورمی به شوک‌های اصلی نشان می‌دهد که نتایج کیفی نسبت به تغییر طول وقفه و حذف یا افزودن متغیرهای فرعی حساسیت افراطی ندارد و نقش کلیدی متغیرهایی مانند نرخ ارز، اخبار منفی و اعتماد عمومی در شکل‌گیری انتظارات در اغلب مشخصات مدل تأیید می‌شود. به این ترتیب، برتری نسبی مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان و پایداری یافته‌های اصلی مدل از منظر آزمون‌های حساسیت مورد پشتیبانی قرار می‌گیرد.

برای تحلیل پویای انتظارات تورمی و تفکیک شوک‌های مختلف، چارچوب شناسایی شوک‌ها در دو سطح تعریف شده است. در سطح نخست، شوک‌های ساختاری مرتبط با سیاست‌های پولی و ارزی از طریق اعمال یک ساختار ترتیبی بر متغیرها و استفاده از تجزیه چولسکی بر ماتریس کوواریانس جملات اخلال شناسایی شده‌اند. در این ترتیب، متغیرهای کندتر و بیشتر برون‌زا در ابتدای بردار قرار گرفته و متغیرهای سریع‌تر و رفتاری در انتهای آن قرار گرفته‌اند تا امکان تفسیر شوک‌های ساختاری مرتبط با نرخ ارز و متغیرهای سیاستی فراهم شود.

در سطح دوم، برای شناسایی شوک‌های رفتاری، از محدودیت‌های علامتی بر واکنش اولیه برخی متغیرها استفاده‌شده است. شوک‌هایی که به عنوان شوک اعتماد عمومی، شوک جستجوی تورمی و شوک اخبار منفی تفسیر می‌شوند، بر اساس الگوهای مورد انتظار در ادبیات رفتاری به گونه‌ای محدود شده‌اند که، برای مثال، یک شوک منفی اعتماد عمومی با افزایش انتظارات تورمی و افت شاخص اعتماد همراه باشد یا شوک مرتبط با اخبار منفی با افزایش هم‌زمان شاخص شدت اخبار منفی و انتظارات تورمی مشخص شود.

برای بررسی جهت روابط و تمایز بین اثرگذاری متغیرهای کلان و رفتاری بر انتظارات تورمی، از آزمون‌های علیت گرنجر میان جفت‌های اصلی متغیرها، به‌ویژه بین نرخ ارز و انتظارات تورمی، شاخص‌های جستجو و انتظارات و اعتماد عمومی و انتظارات تورمی استفاده شده است.

٤- یافته‌ها و تحلیل نتایج

برای ارزیابی ویژگی‌های سری‌های زمانی و جلوگیری از برآورد روابط کاذب، آزمون‌های ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس–پرون برای تمامی متغیرهای پژوهش اجرا شد. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که بیشتر متغیرهای کلان، از جمله تورم، نرخ ارز، پایه پولی، حجم پول، نقدینگی، شاخص اعتماد عمومی و شاخص شدت اخبار منفی، در سطح ناپایا و در تفاضل اول پایا هستند. شاخص جستجوی تورمی و نرخ بهره بین‌بانکی نیز بر اساس آزمون‌ها در سطح پایایی آماری لازم را دارند.

با توجه به این نتایج، در تمامی مدل‌های مبتنی بر فروض پایایی شامل مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، مدل برداری کلاسیک و مدل برداری بیزی، متغیرهای ناپایا به صورت تفاضل اول یا نرخ رشد وارد شده‌اند.

در مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان نیز ساختار معادلات به‌گونه‌ای تنظیم شده است که متغیرها به صورت نرخ رشد یا تغییرات ماهانه در بخش توضیحی قرار گیرند تا با فرض‌های سری‌زمانی مدل سازگار باشد. جزئیات کامل آزمون‌های ریشه واحد در جدول شماره (۳)، گزارش شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	ADF سطح آماره	ADF سطح بحرانی ٪۵	نتیجه سطح	ADF تفاضل اول آماره	ADF تفاضل اول بحرانی ٪۵	نتیجه تفاضل اول	PP سطح آماره	PP سطح بحرانی ٪۵	نتیجه سطح	PP تفاضل اول آماره	PP تفاضل اول بحرانی ٪۵	نتیجه تفاضل اول
تورم	-۲/۱۱	-۲/۹۰	ناپایا	-۵/۵۰	-۲/۹۰	پایا	-۲/۰۵	-۲/۹۰	ناپایا	-۵/۴۰	-۲/۹۰	پایا
نرخ ارز	-۰/۸۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۶/۳۰	-۲/۹۰	پایا	-۰/۷۵	-۲/۹۰	ناپایا	-۶/۲۵	-۲/۹۰	پایا
پایه پولی	-۱/۲۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۷/۱۰	-۲/۹۰	پایا	-۱/۱۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۷/۰۵	-۲/۹۰	پایا

متغیر	ADF سطح آماره	ADF سطح بحرانی ٪۵	نتیجه سطح	ADF تفاضل اول آماره	ADF تفاضل اول بحرانی ٪۵	نتیجه تفاضل اول	PP سطح آماره	PP سطح بحرانی ٪۵	نتیجه سطح	PP تفاضل اول آماره	PP تفاضل اول بحرانی ٪۵	نتیجه تفاضل اول
حجم پول	-۱/۵۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۶/۵۰	-۲/۹۰	پایا	-۱/۶۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۶/۴۰	-۲/۹۰	پایا
نقدینگی	-۰/۹۵	-۲/۹۰	ناپایا	-۵/۸۰	-۲/۹۰	پایا	-۱/۰۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۵/۷۵	-۲/۹۰	پایا
نرخ بهره بین‌بانکی	-۳/۸۰	-۲/۹۰	پایا	-۷/۲۰	-۲/۹۰	پایا	-۳/۷۰	-۲/۹۰	پایا	-۷/۱۰	-۲/۹۰	پایا
شاخص جستجوی تورمی	-۳/۶۰	-۲/۹۰	پایا	-۸/۰۰	-۲/۹۰	پایا	-۳/۵۵	-۲/۹۰	پایا	-۷/۹۰	-۲/۹۰	پایا
شاخص اعتماد عمومی	-۱/۸۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۵/۰۰	-۲/۹۰	پایا	-۱/۷۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۴/۹۰	-۲/۹۰	پایا
شاخص اخبار منفی	-۲/۲۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۵/۶۰	-۲/۹۰	پایا	-۲/۱۰	-۲/۹۰	ناپایا	-۵/۵۵	-۲/۹۰	پایا

منبع: یافته‌های پژوهش

برای فراهم کردن شواهد مقدماتی و انتخاب متغیرهای کلیدی، از دو مدل تکمیلی شامل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و الگوریتم جنگل تصادفی استفاده‌شده است.

در مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، وجود یک رابطه بلندمدت میان انتظارات تورمی و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان و رفتاری تأیید می‌شود. ضریب تصحیح خطا مقدار منفی و از نظر آماری معنی‌دار دارد که بیانگر بازگشت انتظارات به مسیر تعادلی است. همچنین در نتایج بلندمدت، متغیرهای تورم، شاخص جستجوی تورمی و شدت اخبار منفی اثر تقویتی و اعتمادِ عمومی اثر کاهنده بر انتظارات تورمی داشته‌اند. این الگو نشان می‌دهد که عوامل رفتاری و اطلاعاتی در کنار متغیرهای کلان، بخشی از تغییرات انتظارات را توضیح می‌دهد. جزئیات مربوط به ضرایب بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت و مقدار ضریب تصحیح خطا در جدول (۴) ارائه‌شده است.

جدول ٤. ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل ARDL

الف) ضرایب بلندمدت

متغیر	ضریب	t	p-value
تورم ماهانه	۰/۰۵۹	۲/۳۴	۰/۰۲۲
نرخ ارز آزاد	۰/۰۰۰	−۰/۴۰	۰/۶۹۱
جستجوی تورم	۰/۰۱۴	۵/۶۸	۰/۰۰۰
جستجوی گرانی	۰/۰۰۶	۱/۱۷	۰/۲۴۵
جستجوی دلار	−۰/۰۰۱	−۰/۳۰	۰/۷۶۳
اعتماد عمومی	−۰/۰۳۵	−۲/۷۱	۰/۰۰۸
اخبار منفی	۰/۰۴۳	۲/۴۸	۰/۰۱۵
نرخ بهره بین‌بانکی	−۰/۰۴۷	−۰/۹۹	۰/۳۲۵

منبع: یافته‌های پژوهش

ب) ضرایب کوتاه‌مدت وECM

متغیر	ضریب	t	p-value
تغییر تورم	۰/۰۳۵	۲/۱۵	۰/۰۳۴
تغییر نرخ ارز	۰/۰۰۰	۰/۴۷	۰/۶۳۷
تغییر جستجوی تورم	۰/۰۰۸	۲/۶۹	۰/۰۰۹
تغییر جستجوی گرانی	−۰/۰۰۱	−۰/۱۸	۰/۸۶۱
تغییر جستجوی دلار	−۰/۰۰۴	−۰/۹۹	۰/۳۲۳
تغییر اعتماد	−۰/۰۳۹	−۴/۳۴	۰/۰۰۰
تغییر اخبار منفی	۰/۰۶۰	۴/۰۴	۰/۰۰۰
تغییر نرخ بهره	−۰/۰۷۷	−۲/۴۰	۰/۰۱۸
ECM	−۰/۹۰	−۸/۶۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در گام بعد، الگوریتم جنگل تصادفی برای رتبه‌بندی اهمیت نسبی متغیرها در پیش‌بینی انتظارات تورمی به کار گرفته‌شده است. نتایج این الگوریتم نشان می‌دهد که نرخ ارز آزاد و شاخص شدت اخبار منفی بیشترین سهم را در کاهش خطای پیش‌بینی دارد و پس از آن، اعتماد عمومی و تورم ماهانه قرار می‌گیرد. سهم متغیرهای مرتبط با جستجوهای اینترنتی نسبتاً محدود اما معنی‌دار است و نشان‌دهنده نقش روزافزون رفتار اطلاعاتی در شکل‌گیری انتظارات است. این یافته‌ها مبنایی برای تعیین اهمیت نسبی متغیرها و تقویت انتخاب آن‌ها در مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان

فراهم می‌کنیند. مقادیر کامل اهمیت متغیرها و شاخص خطای مدل در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵. اهمیت نسبی متغیرها در مدل جنگل تصادفی

متغیر	اهمیت نسبی(%)
نرخ ارز آزاد	۴۶/۳
اخبار منفی	۴۰/۴
اعتماد عمومی	۴/۶
تورم ماهانه	۳/۸
جستجوی دلار	۳/۷
نرخ بهره	۱/۳
جستجوی گرانی	۱/۰
جستجوی تورم	۰/۹

منبع: یافته‌های پژوهش

در مجموع، دو مدل ARDL و جنگل تصادفی در این پژوهش نقش تکمیلی دارند. نتایج آن‌ها از یک سو تأیید می‌کند که میان انتظارات تورمی و برخی متغیرهای کلان و رفتاری رابطه پایدار و قابل‌برآورد وجود دارد و از سوی دیگر، نشان می‌دهد کدام متغیرها بیشترین قدرت تبیین یا پیش‌بینی را دارند.

برای ارزیابی کارایی مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان، نتایج آن با دو چارچوب جایگزین، شامل مدل برداری کلاسیک با ضرایب ثابت و مدل برداری بیزی، مقایسه شده است. معیارهای اطلاعاتی و شاخص‌های برازش نشان می‌دهد که مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان از نظر آماری عملکرد بهتری نسبت به دو مدل دیگر دارد و خطای برازش آن کمتر است.

جدول ٦. مقایسه برازش مدل‌ها

مدل	AIC	BIC	log-likelihood
TVP-VAR	۲۴۶۹	۲۵۳۳	-۱۳۲۴/۵۴
VAR	۲۷۰۸	۲۷۸۲	-۱۳۰۲/۳۴
BVAR	۲۵۹۶	۲۶۵۹	-۱۲۶۸/۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر پایین‌تر معیارهای آکائیک و شوارتز و مقدار بالاتر لگاریتم درست‌نمایی در مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان نشان می‌دهد که این مدل برای داده‌های مورد استفاده برازش مناسب‌تری دارد و امکان رهگیری تغییرات ساختاری و رفتاری را بهتر از مدل‌های با ضرایب ثابت فراهم می‌کند.

برای بررسی استحکام نتایج، آزمون‌های حساسیت نیز انجام شد. در این آزمون‌ها، مدل با طول وقفه‌های متفاوت و همچنین با مشخصات مختلف مجموعه متغیرها بازبرآورد شده است. تغییرات معیارهای اطلاعاتی در این حالت‌ها محدود بوده و شکل کلی روابط و نتیجه‌گیری‌های اصلی تغییر نکرده است. خلاصه این نتایج در جداول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷. آزمون حساسیت

الف) طول وقفه

log-likelihood	BIC	AIC	P
-۱۲۴۳/۴۵	۲۵۳۳	۲۴۶۹	۱
-۱۲۳۵/۰	۲۵۴۰	۲۴۷۲	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

ب) با و بدون شاخص جستجو

log-likelihood	BIC	AIC	حالت
-۱۲۴۳/۶۵	۲۵۳۳	۲۴۶۹	با شاخص جستجو
-۱۲۳۵/۱۲	۲۵۴۲	۲۴۷۴	بدون شاخص جستجو

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین برای کنترل همگرایی الگوریتم نمونه‌گیری گیبس، شاخص‌های استاندارد همگرایی محاسبه شده است. مقادیر شاخص R-hat برای ضرایب کلیدی بسیار نزدیک به یک بوده و نرخ پذیرش در محدوده مناسب (۲۸ تا ۳۵ درصد) قرار دارد. بخش آغازین زنجیره به تعداد ده‌هزار تکرار به‌عنوان دوره سوخت کنار گذاشته شده تا نمونه‌های پسین بر مبنای بخش همگراشده زنجیره به دست آید. خلاصه شاخص‌های همگرایی در جدول (۸) آمده است و حاکی از پایداری و کفایت نمونه‌گیری برای نتایج بعدی است.

جدول ۸. شاخص‌های همگرایی الگوریتم گیبس

پارامتر	R-hat	نرخ پذیرش(%)	تعداد تکرارBurn-in	توضیح
ضریب نرخ ارز	۰/۰۱	۳۲	۱۰/۰۰۰	همگرایی مناسب
ضریب جستجو	۱/۰۰	۲۸	۱۰/۰۰۰	همگرایی مناسب
ضریب اعتماد	۱/۰۲	۳۵	۱۰/۰۰۰	همگرایی مناسب

منبع: یافته‌های پژوهش

برآورد مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان نشان می‌دهد که اثرگذاری متغیرهای کلان و رفتاری بر انتظارات تورمی در طول دوره ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۳ ثابت نیست و به‌صورت پویای زمانی تغییر کرده است. برای خلاصه‌سازی این پویایی، میانگین ضرایب زمانی، انحراف معیار و بازه اطمینان تقریبی هر متغیر در جدول ۹گزارش‌شده است.

جدول ۹. خلاصه آماری ضرایب مدلTVP-VAR

متغیر	میانگین ضریب	انحراف معیار	بازه اطمینان
نرخ ارز آزاد	۰/۲۵۲	۰/۰۴۷	۰/۲۰۵ تا ۰/۲۹۹
پایه پولی	۰/۰۴۵	۰/۰۰۶	۰/۰۳۹ تا ۰/۰۵۱
شاخص جستجوی تورم	۰/۱۴۷	۰/۰۱۸	۰/۱۲۹ تا ۰/۱۶۵
اعتماد عمومی	۰/۱۰۳	۰/۰۱۸	۰/۰۸۵ تا ۰/۱۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج منعکس‌شده در جدول (۹) نشان می‌دهد نرخ ارز آزاد، هم از نظر اندازه متوسط ضریب و هم دامنه نوسان، مهم‌ترین متغیر در توضیح انتظارات تورمی است. شاخص جستجوی تورم و اعتماد عمومی در مرتبه بعد قرار دارد و وزن زیادی در تغییرات انتظارات دارد. پایه پولی کمترین میانگین ضریب را دارد و نقش آن در شکل‌گیری انتظارات در این دوره محدود و کم‌نوسان بوده است. بر اساس نظریه‌های کلاسیک، پایه پولی به‌عنوان یک عامل کلیدی در تعیین تورم و انتظارات تورمی شناخته می‌شود. در این نظریه‌ها، افزایش عرضه پول معمولاً منجر به افزایش سطح قیمت‌ها و در نتیجه تورم می‌شود. با این حال، نتایج نشان می‌دهد که در این دوره خاص، تأثیر پایه پولی بر انتظارات تورمی نسبت به متغیرهای دیگر محدودتر بوده است. این مسئله ممکن است به دلیل سیاست‌های پولی انقباضی در این دوره باشد که مانع از تأثیر سریع و مستقیم افزایش پایه پولی بر تورم می‌شود. علاوه بر این، در شرایط اقتصادی خاصی که نرخ ارز آزاد و انتظارات رفتاری (مانند شاخص

جستجوی تورم و اعتماد عمومی) نقش بیشتری در تعیین انتظارات تورمی دارد، پایه پولی نمی‌تواند اثر مشابهی بر انتظارات داشته باشد. در این دوره، توجه عمومی بیشتر به نوسانات نرخ ارز و اخبار منفی اقتصادی معطوف بوده است که این عوامل به‌طور مستقیم‌تر و فوری‌تر بر پیش‌بینی‌های تورمی تأثیر گذاشته‌اند. کاهش تأثیر پایه پولی در این دوره به‌دلیل تغییرات سریع‌تر در نرخ ارز و نگرش‌های عمومی قابل توجیه است. رتبه‌بندی متغیرها بر اساس میانگین ضرایب در جدول (۱۰) آمده است.

جدول ۱۰. رتبه‌بندی اثرگذاری متغیرها بر انتظارات تورمی

رتبه	متغیر	میانگین ضریب
۱	نرخ ارز آزاد	۰/۲۵۲
۲	شاخص جستجوی تورم	۰/۱۴۷
۳	اعتماد عمومی	۰/۱۰۳
۴	پایه پولی	۰/۰۴۵

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس این نتایج، نرخ ارز آزاد مهم‌ترین محرک انتظارات تورمی در دوره مورد بررسی است و متغیرهای رفتاری مرتبط با جستجوی اطلاعات و سطح اعتماد عمومی نیز نقش معنی‌داری در کنار آن دارد، در حالی که پایه پولی سهم نسبتاً محدودی در شکل‌دهی انتظارات داشته است. مسیر سالانه ضرایب برای هر یک از این متغیرها در جدول (۱۱) گزارش شده است.

جدول ۱۱. مسیر ضرایب TVP-VAR (سالانه)

سال	نرخ ارز	پایه پولی	جستجو	اعتماد
۱۳۹۵	۰/۱۸۲	۰/۰۵۳	۰/۱۱۷	۰/۰۷۵
۱۳۹۶	۰/۱۹۴	۰/۰۵۷	۰/۱۲۲	۰/۰۸۱
۱۳۹۷	۰/۲۱۶	۰/۰۴۹	۰/۱۳۴	۰/۰۸۹
۱۳۹۸	۰/۲۳۵	۰/۰۴۸	۰/۱۴۳	۰/۰۹۵
۱۳۹۹	۰/۲۵۷	۰/۰۴۳	۰/۱۵۱	۰/۱۰۸
۱۴۰۰	۰/۲۷۴	۰/۰۴۱	۰/۱۵۹	۰/۱۱۵
۱۴۰۱	۰/۲۸۵	۰/۰۴۰	۰/۱۶۲	۰/۱۲۰
۱۴۰۲	۰/۳۰۲	۰/۰۴۱	۰/۱۶۷	۰/۱۲۲
۱۴۰۳	۰/۳۱۴	۰/۰۴۳	۰/۱۶۵	۰/۱۲۱

منبع یافته‌های پژوهش

در این پژوهش شوک‌های وارد بر سیستم به دو دسته ساختاری و رفتاری تفکیک شده است. شوک‌های ساختاری با اعمال یک ترتیب مشخص بر متغیرها و استفاده از تجزیه چولسکی بر ماتریس کوواریانس خطاها شناسایی شده‌اند. در این ترتیب متغیرهای سیاستی در ابتدای بردار و متغیرهای رفتاری در انتهای آن قرار گرفته‌اند تا واکنش‌پذیری آن‌ها از هم تفکیک شود.

شوک‌های رفتاری با استفاده از محدودیت‌های علامتی تعیین شده‌اند. منظور از "محدودیت‌های علامتی" در اینجا استفاده از مفروضات خاص برای مدل‌سازی واکنش‌های اقتصادی به تغییرات در شاخص‌های رفتاری است. این محدودیت‌ها به ما این امکان را می‌دهد که آثار تغییرات در شاخص‌های رفتاری مانند اعتماد عمومی و اخبار منفی را بر انتظارات تورمی پیش‌بینی کنیم. برای نمونه، شوک اعتماد عمومی به‌گونه‌ای تعریف شده که کاهش اعتماد به وضعیت اقتصادی منجر به افزایش انتظارات تورمی می‌شود. همچنین، شوک اخبار منفی به‌طور هم‌زمان افزایش شاخص اخبار منفی و انتظارات تورمی را در نظر می‌گیرد.

جدول ۱۲. شناسایی شوک‌های ساختاری و رفتاری

نوع شوک	روش شناسایی	توضیح کوتاه
شوک‌های سیاستی	تجزیه چولسکی	شناسایی شوک‌های نرخ ارز و نرخ بهره
شوک‌های رفتاری	محدودیت علامتی	شناسایی شوک‌های اعتماد و اخبار منفی

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج واکنش‌های پویا نشان می‌دهد شوک نرخ ارز اثر فوری و قابل توجه بر انتظارات دارد و این اثر با وجود تعدیل تدریجی در سطوح بالاتر پایدار می‌شود. شوک اخبار منفی نیز افزایش معنی‌دار انتظارات را در پی دارد و شدت آن در دوره‌های بی‌ثباتی بیشتر است.

کاهش اعتماد عمومی نیز انتظارات را به سمت سطح بالاتر سوق می‌دهد. این الگو بیانگر نقش هم‌زمان عوامل سیاستی و رفتاری در نوسان انتظارات است.

برای بررسی جهت‌گیری روابط میان متغیرهای کلان و رفتاری با انتظارات تورمی، آزمون‌های علیت گرنجر میان جفت‌های اصلی متغیرها اجرا شد. نتایج در جدول (۱۳) گزارش‌شده است.

جدول۱۳. نتایج آزمون علیت گرنجر

متغیر ۱	متغیر ۲	نتیجه
نرخ ارز	انتظارات تورمی	علیت گرنجر قوی
شاخص جستجوی تورمی	انتظارات تورمی	علیت گرنجر ضعیف
اعتماد عمومی	انتظارات تورمی	عدم علیت گرنجر

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز نقش تعیین‌کننده‌ای در پیش‌بینی انتظارات تورمی دارد و از نظر زمانی بر آن تقدم دارد. شاخص جستجوی تورمی نیز رابطه‌ای ضعیف و با تقدم زمانی محدود بر انتظارات دارد که با یافته‌های مدل TVP-VAR درباره افزایش تدریجی نقش رفتار اطلاعاتی سازگار است. در مقابل، شاخص اعتماد عمومی از نظر آماری تقدم معنی‌داری نسبت به انتظارات نشان نمی‌دهد و نقش آن بیشتر در قالب هم‌حرکتی و اثرگذاری هم‌زمان در مدل TVP-VARقابل مشاهده است.

این نتایج، جایگاه متغیرهای رفتاری را در کنار محرک‌های کلان تأیید می‌کند و نشان می‌دهد بخش مهمی از پویایی انتظارات تورمی از مسیر واکنش مردم به تغییرات نرخ ارز و شدت توجه عمومی به اخبار اقتصادی منتقل می‌شود.

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که انتظارات تورمی در ایران حاصل برهم‌کنش متغیرهای کلان و رفتاری است و شدت این اثرات در طول زمان تغییر می‌کند. نتایج مدل‌های مقدماتی بیانگر رابطه بلندمدت میان انتظارات و متغیرهای کلان و اطلاعاتی است، و شوک‌های کوتاه‌مدت، اخبار منفی و تغییر در اعتماد عمومی تأثیر زیادی بر نوسانات دارند. نرخ ارز آزاد مهم‌ترین محرک انتظارات است، در حالی که پایه پولی نقش محدودی دارد. تحلیل پویای مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان نشان می‌دهد که اثر متغیرها در دوره‌های بحران و ثبات تغییر می‌کند. به‌ویژه اثر نرخ ارز و اخبار منفی در دوره‌های شوک ارزی افزایش می‌یابد و حساسیت جامعه به شاخص‌های رفتاری در سال‌های پایانی دوره بیشتر می‌شود. آزمون‌های پایداری برتری مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان را تأیید کرده و نشان می‌دهد که نتایج به تغییر طول وقفه یا تغییرات متغیرهای فرعی حساسیت ندارد.

در مجموع، انتظارات تورمی فقط از متغیرهای کلان توضیح داده نمی‌شود و عوامل رفتاری و اطلاعاتی نقش مهمی در شکل‌گیری آن دارند. این امر ضرورت توجه هم‌زمان به متغیرهای بنیادی و ادراکی را در تحلیل و مدیریت انتظارات تورمی برجسته می‌سازد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

نتایج برآورد مدل برداری با ضرایب زمانی‌متغیر نشان می‌دهد که در دوره ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۳، انتظارات تورمی در ایران عمدتاً تحت تأثیر نرخ ارز آزاد و متغیرهای رفتاری قرار گرفته است. میانگین ضریب نرخ ارز آزاد در معادله انتظارات تورمی برابر با ۰/۲۵۲ است که از ۰/۱۸۲ در سال ۱۳۹۵ به ۰/۳۱۴ در سال ۱۴۰۳ افزایش یافته است.

در مقابل، میانگین ضریب پایه پولی برابر با ۰/۰۴۵ است که در بازه ۰/۰۳۹ تا ۰/۰۵۱ نوسان داشته است. این تفاوت نشان می‌دهد که در ذهنیت عمومی، نرخ ارز آزاد لنگر اصلی انتظارات تورمی است و تغییرات پایه پولی نقش محدودی دارد.

در میان متغیرهای رفتاری، میانگین ضریب شاخص جستجوی عمومی درباره تورم برابر با ۰/۱۴۷ و ضریب اعتماد عمومی۰/۱۰۳ برآورد شده است. این ضرایب از ۰/۱۱۷ و ۰/۰۷۵ در سال ۱۳۹۵ به ۰/۱۶۵ و ۰/۱۲۱ در سال ۱۴۰۳ رسیده‌اند. این تغییرات نشان می‌دهد که رفتار اطلاعاتی جامعه و سطح اعتماد به سیاست‌گذار در شکل‌گیری انتظارات تورمی مؤثرتر شده‌اند و انتظارات نسبت به تغییرات اخبار تورمی و ارزی حساس‌تر شده است. در رابطه بلندمدت، ضریب تورم ماهانه ۰/۰۵۹ با سطح معنی‌داری ۰/۰۲۲ ضریب شاخص جستجوی تورم ۰/۰۱۴ ، و ضریب اخبار منفی ۰/۰۴۳ برآورد شده است. ضریب اعتماد مصرف‌کننده نیز منفی ۰/۰۳۵ و ضریب جزء تصحیح خطا منفی ۰/۹ است که نشان‌دهنده بازگشت سریع انتظارات به مسیر تعادلی است.

نتایج الگوریتم جنگل تصادفی همین الگو را به صورت مکمل نشان می‌دهد. در این چارچوب، سهم نرخ ارز آزاد در اهمیت نسبی متغیرها ۴۶/۳ درصد و سهم اخبار منفی ۴۰/۴ درصد محاسبه شده است. اعتماد عمومی ۴/۶ درصد و تورم ماهانه ۳/۸ درصد از اهمیت نسبی را به خود اختصاص داده‌اند. این ارقام نشان می‌دهد که انتظارات تورمی در اقتصاد ایران بیش از هر چیز تحت

تأثیر نرخ ارز آزاد و فضای خبری منفی قرار دارد و متغیرهای رفتاری و ادراکی در کنار متغیرهای کلان، نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری این انتظارات ایفا می‌کنند.

نتایج این پژوهش که نشان می‌دهد نرخ ارز آزاد مهم‌ترین متغیر توضیح‌دهنده انتظارات تورمی است، با شواهد گزارش‌شده برای اقتصادهایی با تورم بالا هم‌خوانی دارد. در گزارش تورم سال ۲۰۲۳ بانک مرکزی ترکیه، بر نقش پررنگ شوک‌های نرخ ارز، قیمت انرژی و نااطمینانی در شکل‌گیری انتظارات تورمی تأکید شده و نشان داده شد که بخش قابل توجهی از انحراف انتظارات از هدف، به جهش‌های نرخ ارز و تضعیف اعتبار سیاست‌گذار مربوط است (بانک جمهوری ترکیه، ۲۰۲۳)[1]. در این گزارش، مدیریت انتظارات بیش از آن‌که صرفاً به کنترل کمّی پایه پولی نسبت داده شود، با کانال نرخ ارز، کانال ارتباطی و درجه شفافیت و قابل پیش‌بینی بودن سیاست‌ها رابطه دارد.

گزارش صندوق بین‌المللی پول در سال ۲۰۲۳[2] نیز برای گروهی از اقتصادهای با تورم بالا نشان می‌دهد که در دوره‌های بی‌ثباتی، انتظارات تورمی بیش از هر چیز تحت تأثیر شوک‌های نرخ ارز، تضعیف لنگر اسمی و کاهش اعتماد به سیاست پولی قرار می‌گیرد و نقش متغیرهای رفتاری و ادراکی در توضیح پایداری تورم برجسته می‌شود. در این گزارش تأکید می‌شود که در چنین اقتصادهایی، صرف افزایش نرخ بهره یا محدود کردن رشد ترازنامه بانک مرکزی، بدون بازسازی اعتبار و ارتباط مؤثر با افکار عمومی، به ندرت برای مهار انتظارات کافی است. ترکیب این شواهد با نتایج حاضر نشان می‌دهد که ساختار رفتاری انتظارات تورمی در ایران با الگوی مشاهده‌شده در سایر اقتصادهای دارای تورم مزمن هم‌راستا است و تقویت نقش کانال‌های اطلاعاتی و ارتباطی، شرط لازم برای موفقیت سیاست پولی تلقی می‌شود.

بر اساس نتایج این پژوهش و نقش برجسته نرخ ارز آزاد، متغیرهای رفتاری و شاخص اعتماد عمومی در شکل‌گیری انتظارات تورمی، سه محور اصلی برای سیاست‌گذاری پولی قابل پیشنهاد است.

[1] Bank of the Republic of Türkiye (2023)
[2] International Monetary Fund (2023)

نخست، پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی یک چارچوب ارتباطی منسجم برای سیاست پولی طراحی کند که در آن، گزارش منظم تورم و انتظارات با تقویم مشخص (برای مثال به صورت فصلی) منتشر شود. این گزارش باید شامل مسیر تورم هدف، سناریوهای اصلی، فرضیات مربوط به نرخ ارز و جمع‌بندی ریسک‌های تورمی باشد و به زبان قابل فهم برای عموم ارائه شود. تجربه ترکیه نشان می‌دهد که انتشار منظم گزارش‌های تورم و توضیح صریح مبانی پیش‌بینی‌ها، حتی در دوره‌های تورم بالا، می‌تواند به لنگر شدن بخشی از انتظارات کمک کند و شکاف میان سیاست‌گذار و افکار عمومی را کاهش دهد (بانک جمهوری ترکیه، ۲۰۲۳).

دوم، با توجه به این‌که نرخ ارز آزاد مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر انتظارات بوده است، سیاست ارزی باید از مداخلات مقطعی و مبهم فاصله بگیرد و در قالب یک قاعده نسبتاً شفاف برای مدیریت نوسانات تعریف شود. این قاعده می‌تواند شامل اعلام دامنه قابل قبول برای نوسانات، توضیح صریح منطق مداخله در بازار ارز و پیوند روشن میان تصمیمات ارزی و هدف‌گذاری تورم باشد. ارزیابی‌های صندوق بین‌المللی پول درباره اقتصادهای با تورم بالا نشان می‌دهد که کاهش ابهام در سیاست ارزی و پرهیز از سیگنال‌های متناقض، نقش مهمی در محدود کردن شوک‌های انتظاری دارد (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۲۳).

سوم، نتایج مربوط به شاخص جستجوی عمومی و اعتماد عمومی نشان می‌دهد که سیاست‌گذار به یک "داشبورد رفتاری"[1] نیاز دارد که در کنار متغیرهای کلان سنتی به طور منظم پایش شود.

پیشنهاد می‌شود مجموعه‌ای از شاخص‌های رفتاری شامل جستجوهای اینترنتی درباره تورم و ارز، شاخص‌های اعتماد مصرف‌کننده و شاخص شدت اخبار منفی اقتصادی، به صورت ماهانه رصد و گزارش شده و در تصمیم‌گیری‌های سیاست پولی وارد شود. می‌توان برای این شاخص‌ها آستانه‌هایی تعریف کرد که در صورت عبور از آن‌ها، بانک مرکزی علاوه بر استفاده از ابزارهای کمی، بسته‌های ارتباطی تکمیلی مانند توضیح سیاست، مصاحبه و اطلاع‌رسانی هدفمند را فعال کند.

[1] Behavioral Dashboard

این ترکیب سیاست کمّی و سیاست ارتباطی، با توجه به نقش معنی‌دار متغیرهای رفتاری در نتایج این پژوهش، می‌تواند به کاهش فاصله میان تصمیمات رسمی و ادراک عمومی از وضعیت تورمی کمک کند.

با وجود تلاش برای طراحی چارچوبی جامع، این پژوهش با چند محدودیت روبه‌رو است که تفسیر نتایج را مشروط می‌کند.

نخست، شاخص‌های رفتاری جستجوی تورمی و اعتماد عمومی بر پایه داده‌های ترکیبی و جایگزین ساخته شده‌اند. داده‌های جستجو بر مبنای شدت استفاده کاربران از برخی واژه‌ها و شاخص اعتماد عمومی بر مبنای پیمایش‌ها و برآورد در ماه‌های فاقد مشاهده تکمیل شده است. اگرچه نرمال‌سازی و اعتبارسنجی درونی این شاخص‌ها انجام و ضرایب پایایی در حد قابل قبول محاسبه شده، نبود داده‌های رسمی و منظم برای اعتماد عمومی و رفتار اطلاعاتی می‌تواند باعث افزایش خطای اندازه‌گیری و کاهش دقت در برآورد روابط شود.

دوم، هرچند نتایج مدل برداری با ضرایب متغیر در زمان با مدل‌های جایگزین و آزمون‌های حساسیت مقایسه شده و برازش بهتری از نظر معیارهای اطلاعاتی و لگاریتم درست‌نمایی داشته است، این چارچوب همچنان بر استنباط‌های شرطی استوار است و نمی‌تواند علیت را به طور قطعی اثبات کند. استفاده از آزمون‌های علیت گرنجر تا حدی جهت روابط را روشن کرده است، اما این آزمون‌ها جایگزین طراحی‌های شناسایی قوی‌تر برای تحلیل علّی نیستند.

سوم، تمرکز اصلی مدل بر متغیرهای پولی، ارزی و رفتاری بوده و متغیرهای نهادی، از جمله کیفیت حکمرانی، ساختار بودجه دولت، وابستگی درآمدها به نفت و اندازه بخش‌های نامولد، به صورت صریح وارد مدل نشده است. در نتیجه، بخشی از اثرات مشاهده‌شده ممکن است بازتاب تغییرات نهادی در دوره مورد مطالعه باشد که در این چارچوب به طور مستقیم شناسایی نشده است.

چهارم، دوره زمانی پژوهش اگرچه چندین شوک ارزی و تورمی را در بر می‌گیرد، اما محدود به اقتصاد ایران و بازه ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۳ است. تعمیم کمّی ضرایب این مدل به سایر کشورها یا دوره‌های متفاوت نیازمند احتیاط است، هرچند الگوی کیفی حاصل با شواهد گزارش‌شده برای برخی اقتصادهای با تورم بالا هم‌جهت است.

این محدودیت‌ها مسیرهایی برای پژوهش‌های بعدی پیشنهاد می‌کند. توسعه داده‌های رفتاری رسمی و بلندمدت، ادغام متغیرهای نهادی در کنار متغیرهای پولی و رفتاری، استفاده از طرح‌های شناسایی قوی‌تر برای تفکیک شوک‌های سیاستی و شوک‌های رفتاری، و مطالعات مقایسه‌ای بین کشورها می‌تواند به تکمیل تصویر ارائه‌شده در این پژوهش کمک کند و مبنای محکم‌تری برای طراحی سیاست‌های مهار انتظارات تورمی فراهم آورد.

References

Ahmadi, Z., & Mousavi, A. (2021). The role of exchange rate in inflation expectations using a VAR model. *Contemporary Economic Research Journal, 16*(4), 88–109. [In Persian].

Azar, A., & Momeni, M. (2017). *Statistics and its applications in management*. Tehran: SAMT. [In Persian].

Bastani-Far, I., & Samadi, S. (2018). An analysis of factors affecting the formation of inflation expectations arising from political developments and liquidity changes. Economic Policy, 10(20), 135–161. https://doi.org/10.29252/epj.2018.1251. [In Persian].

Bernanke, B. S. (2007). Inflation expectations and inflation targeting. *NBER Working Paper* No. 13529.

Blanchard, O., Dell'Ariccia, G., & Mauro, P. (2013). Rethinking macroeconomic policy II: Getting granular. *IMF Staff Discussion Note*, SDN/13/03.

Bordalo, P., Gennaioli, N., & Shleifer, A. (2020). Memory, attention, and choice. *Quarterly Journal of Economics, 135*(3), 1399–1442.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2024). Monthly data on consumer price index and free market exchange rate. [In Persian].

Central Bank of the Republic of Türkiye. (2023). Inflation report 2023-IV. Ankara, Türkiye: Central Bank of the Republic of Türkiye.

Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. (2015). Information rigidity and the expectations formation process: A review. *Journal of Economic Literature, 53*(3), 575–622.

Donya-e-Eqtesad Newspaper. (2023). Iran consumer confidence index. [In Persian].

Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2017). Shocks versus structure: Explaining differences in exchange rate pass-through across countries and time. *Bank of England Discussion Paper* No. 50. https://doi.org/10.2139/ssrn.2999637.

Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review, 58*(1), 1–17.

Gabaix, X. (2020). A behavioral New Keynesian model. *American Economic Review, 110*(8), 2271–2327. https://doi.org/10.1257/aer.20161004.

Gennaioli, N., & Shleifer, A. (2010). What comes to mind: Salience and attention in economic choice. *Quarterly Journal of Economics, 125*(4), 1399–1434.

Hemmati, M., Tabrizy, S. S., & Tarverdi, Y. (2023). Inflation in Iran: An empirical assessment of the key determinants. *Journal of Economic Studies*.

Heydari, N. (2020). Exchange market reaction to Central Bank policy news. *Journal of Development Economics, 25*(1), 25–50. [In Persian].

Hosseini, A., & Rahmani, N. (2021). Comparative analysis of inflation expectations in Iran and neighboring countries. *Iranian Economic Research Quarterly, 18*(2), 120–140. [In Persian].

Hosseini, S. S., & Mohtashami, T. (2008). The relationship between inflation and money growth in Iran: Break or stability? *Journal of Sustainable Growth and Development Studies, 8*(3), 21–42. [In Persian].

International Monetary Fund. (2023). World economic outlook: Navigating global divergences. Washington, DC: International Monetary Fund.

Kahneman, D. (2011). *Thinking, fast and slow*. Farrar, Straus and Giroux.

Kanavar, R., Alavi-Rad, A., Akbari-Moghadam, B., & Mirzapour Babajan, A. (2020). Optimal monetary policy rule considering heterogeneity of economic agents' expectations within agent-based behavioral models. Economic Policy, 11(22), 1–32. https://doi.org/10.22034/epj.2020.9797.1774. [In Persian].

Khezrzadegan, H., & Heydari, H. (2023). Asymmetric effects of exchange rate on inflation expectations in Iran's inflation-targeting economy. *Quarterly Journal of Economic Research, 58*(4), 615–635. [In Persian].

Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on* Public Policy, 1, 19–46.

Majlis Research Center. (2024). Overview of the importance of estimating inflation expectations and measurement methods in Iran. [In Persian].

Mirza, N., Naqvi, B., Rizvi, S. K. A., & Boubaker, S. (2023). Exchange rate pass-through and inflation targeting regime under energy price shocks. Energy Economics, 124, 106761. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106761.

Mohammadi, T., & Mohammadnezhad, F. (2022). Formation of inflation expectations in Iran: An econometric analysis. Quarterly Journal of Economic Research, 21(3), 47–74. [In Persian].

Monetary and Banking Research Institute. (2022). Consumer confidence index analysis and behavioral trends of Iran's economy (Quarterly reports). Tehran: Central Bank of Iran. [In Persian].

Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. Econometrica, 29(3), 315–335.

Simon, H. A. (1982). Models of bounded rationality: Behavioral economics and business organization. MIT Press.

Sims, C. A. (2003). Implications of rational inattention. Journal of Monetary Economics, 50(3), 665–690. https://doi.org/10.1016/S0304-3932(03)00029-1.

Ture, H. E., & Khazaei, A. R. (2022). Determinants of inflation in Iran and policies to curb it. IMF Working Paper.

Woodford, M. (2003). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. Princeton University Press.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 76-122

Measuring the Energy Economic Uncertainty Index and Analyzing Its Effects on Economic Growth in Iran

Sana Hosseini[1], Khaled Ahmadzadeh[*2], Ramin Amani[3]

Received: 17-06-2025 Accepted: 20-04-2026

Abstract

Economic growth is one of the most important indicators of development and welfare. For an economy such as Iran, which is faced with structural challenges and long-standing dependence on oil revenues, economic growth is of great significance. The energy sector functions as the primary engine of economic growth, playing a critical role in production, employment creation, and social welfare. Yet, uncertainty and instability within the energy sector represent one of the most pressing challenges for Iran's economy, shaping the outlook for both growth and sustainable development. Enhancing energy security through the promotion of clean energy and the implementation of effective and forward-looking energy policies can help lay the foundation for stable, inclusive, and environmentally responsible growth. The present study seeks to estimate the degree of energy economy uncertainty and analyze its impact on Iran's economic growth during the period 1989–2024. To quantify uncertainty, conditional GARCH models are applied and, to evaluate its influence on growth, the Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) method is employed. The empirical results demonstrate that uncertainty in the energy economy exerts a significant and negative effect on economic growth, leading to reduced investment flows, delays in production projects, and lower productivity levels. In contrast, higher levels of investment, labor force development, and technological progress are associated with significant positive impacts on growth, expanding the country's productive capacity. Moreover, political improvements and increased female participation in economic activity strengthen institutional stability, foster confidence among economic actors, and support labor market development, whereas geopolitical risks continue to limit growth potential.

Extended Abstract

Purpose: Economic growth is widely recognized as a key determinant of national

[1]. M.Sc. Student in Economics, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: sana.hosseini@uok.ac.ir
[2]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: kh.ahmadzadeh@uok.ac.ir
[3]. Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: r.amani@modares.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 76-122

development and quality of life. In resource-dependent economies like Iran, fluctuations in energy markets, structural inefficiencies, and external shocks can significantly affect growth trajectories. The energy sector, encompassing oil, gas, and electricity production and consumption, is directly linked to industrial performance, fiscal revenues, and employment creation. Despite its centrality, the volatility of energy prices, production, and exports creates uncertainty that can adversely influence investment decisions, productivity, and overall economic stability. Understanding the role of energy market uncertainty is, therefore, essential for designing robust growth policies. This study contributes to the literature by constructing a novel Energy Market Uncertainty Index specific to Iran, which captures the combined volatility of key energy variables including crude oil production and exports, gas production and consumption, and electricity generation and use. Unlike prior research that has primarily focused on aggregate economic uncertainty or global energy markets, this study offers a localized and policy-relevant measure for Iran. In addition, the research investigates the broader determinants of growth, including capital accumulation, labor force development, technological progress, political risk, geopolitical uncertainty, and female labor force participation. The overarching goal is to provide policymakers with insights into how energy-related uncertainties interact with structural and institutional factors to shape economic outcomes.

Methodology: To estimate energy market uncertainty, this study employs conditional Generalized Autoregressive Conditional Hetero-skedasticity (GARCH) models, which allow for modeling volatility and capturing dynamic fluctuations at energy prices and production levels. The GARCH framework is particularly suitable for financial and commodity time series, enabling the derivation of a reliable uncertainty index from historical energy market data. To analyze the impact of energy market uncertainty on economic growth, the study applies the Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) approach. This methodology is proper for potential endogeneity and serial correlation, providing consistent and efficient estimates of long-run relationships between energy uncertainty and GDP growth.

The empirical analysis utilizes the annual data covering the period from 1989 to 2024 and extracted from credible sources such as the World Bank, International Energy Agency, and national statistical agencies. The variables considered include gross domestic product (GDP) as the dependent variable, alongside independent variables capturing capital accumulation, labor input, total factor productivity, energy production and consumption, political risk, geopolitical risk, and female labor force participation. This comprehensive dataset allows for the assessment of both direct and indirect effects of energy market uncertainty,

Findings and Discussion: The empirical results indicate that energy market uncertainty has a significant negative effect on Iran's economic growth. Periods of heightened volatility in oil prices, crude oil exports, domestic energy consumption, and electricity production correspond to declines in investment, interruptions in production projects, and reductions in overall productivity. These findings highlight the vulnerability of the Iranian economy to fluctuations in the energy sector, emphasizing a critical need for risk mitigation and stable policy frameworks.

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 76-122

Conversely, the results show that sustained investment in physical capital, labor force development, and technological advancement positively and significantly contributes to economic growth. These factors enhance production capacity, improve productivity, and reinforce the economy's resilience to external shocks. Furthermore, improved political conditions and increased female labor force participation bolster institutional stability, enhance investor confidence, and expand labor market participation, all of which further support growth. Geopolitical risks, however, continue to constrain economic expansion, underscoring the importance of regional tension reduction, diversification of international relations, and strategic energy diplomacy.

Conclusions and Policy Implications: The findings suggest that managing energy market uncertainty is crucial for sustaining economic growth in Iran. Policy measures aimed at stabilizing energy markets, improving transparency and data availability, developing risk-hedging instruments, and coordinating energy and macroeconomic policies can mitigate adverse impacts. Diversifying the energy mix, promoting renewable energy sources, and increasing energy efficiency across industrial and residential sectors are also essential strategies to enhance economic resilience. Additionally, fostering technological innovation, investing in human capital, and encouraging greater female labor force participation can reinforce long-term growth prospects.

Overall, the study confirms the dual role of energy as both a driver of growth and a source of uncertainty in Iran's economy. By providing a localized Energy Market Uncertainty Index and demonstrating its tangible effects on GDP growth, this research offers valuable insights for the policymakers who seek to stabilize the economy, improve investment confidence, and pursue sustainable and inclusive development. Implementing coordinated and forward-looking policies that address structural vulnerabilities and energy volatility can help Iran achieve a more predictable, resilient, and sustainable growth trajectory.

Keywords: Economic growth, Energy market uncertainty, GARCH, Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS), Iran.

JEL Classification: C22, O13, O43.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۷۶-۱۲۲

برآورد شاخص نااطمینانی بازار انرژی و تحلیل اثرات آن بر رشد اقتصادی در ایران

ثنا حسینی[۱]، خالد احمدزاده*[۲]، رامین امانی[۳]

دریافت: ۲۶-۰۶-۱۴۰۴ **پذیرش: ۳۱-۰۱-۱۴۰۵**

چکیده

بخش انرژی، موتور رشد اقتصادی است و نقش مهمی در تولید، اشتغال و رفاه اجتماعی دارد و برای اقتصاد ایران که با چالش‌های ساختاری و وابستگی تاریخی به درآمدهای نفتی مواجه است، اهمیتی دوچندان دارد. نااطمینانی در حوزه انرژی به‌عنوان یکی از چالش‌های اقتصاد ایران، نقشی تعیین‌کننده در چشم‌انداز پایداری توسعه دارد. هدف اصلی پژوهش برآورد نااطمینانی بازار انرژی و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ است. برای اندازه‌گیری نااطمینانی از مدل‌های شرطی گارچ و جهت بررسی تاثیر نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی از روش حداقل مربعات معمولی پویا استفاده‌شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که نااطمینانی در بازار انرژی اثر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی ایران داشته و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری، توقف پروژه‌های تولیدی و افت بهره‌وری می‌شود. در مقابل، افزایش سرمایه‌گذاری، توسعه نیروی کار و پیشرفت فناوری اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد داشته و می‌تواند ظرفیت تولیدی کشور را ارتقا دهد. بهبود شرایط سیاسی و افزایش مشارکت زنان نقش مهمی در تقویت ثبات نهادی، افزایش اعتماد فعالان اقتصادی و توسعه بازار کار ایفا می‌کند. از سوی دیگر، ریسک‌های ژئوپلیتیک رشد اقتصادی را محدود و اهمیت تنش‌زدایی منطقه‌ای و تنوع‌بخشی روابط خارجی را برجسته می‌کند.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، نااطمینانی بازار انرژی، گارچ، حداقل مربعات معمولی پویا، ایران.

طبقه‌بندی JEL: O43, O13, C22

[۱]. کارشناسی ارشد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. sana.hosseini@uok.ac.ir

[۲]. نویسنده مسئول. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. Kh.ahmadzadeh@uok.ac.ir

[۳]. دانشجوی دکتری، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. r.amani@modares.ac.ir

۱- مقدمه

مقارن یکی از شاخص‌های کلیدی و حیاتی برای سیاست‌گذاران، رشد اقتصادی است (کمیجانی و حاجی حیدری[1]، ۲۰۲۴: ۶۸۵۶). رشد اقتصادی به‌عنوان یکی از شاخص‌های کلیدی توسعه، تحت تأثیر مجموعه‌ای از عوامل متغیر و پیچیده قرار دارد. بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. از جمله این عوامل می‌توان به انباشت سرمایه، افزایش بهره‌وری، پیشرفت‌های فناورانه و همچنین نقش مصرف انرژی در پشتیبانی از روند توسعه اقتصادی اشاره کرد (عصاری آرانی و رستمی[2]، ۲۰۲۲: ۱۴۱). انرژی یکی از مهمترین ستون‌های اصلی اقتصاد جهانی و به ویژه اقتصاد کشورهایی است که به منابعی از انرژی مانند نفت و گاز وابستگی دارند. به عنوان یکی از ورودی‌های تولید، انرژی نقش کلیدی را در رشد اقتصادی ایفا می‌کند و تحولاتی که در این بخش صورت می‌گیرد می‌تواند اثراتی مهم را بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند: تولید ناخالص داخلی، اشتغال، سرمایه‌گذاری و رفاه اجتماعی داشته باشد (استرن[3]، ۲۰۱۱: ۲۸). با این حال منابع انرژی در بازارهای جهانی تحت‌تاثیر عوامل مختلفی نظیر نوسانات قیمتی، تغییر سیاست‌های جهانی، تحریم‌های اقتصادی و شوک‌های عرضه و تقاضا قرار می‌گیرند که موجب نااطمینانی در بازار انرژی می‌شود (هامیلتون[4]، ۲۰۰۹: ۶۲۵).

با توجه به نقش این عوامل ساختاری، تصویر نسبتاً کاملی از پایه‌های رشد اقتصادی ایران به‌دست می‌آید. با این حال، در اقتصاد ایران متغیری وجود دارد که هم‌زمان هم به‌عنوان موتور رشد و هم منبع مهم ناپایداری عمل می‌کند: بخش انرژی. وابستگی بالای تولید و بودجه دولت به نفت و گاز سبب می‌شود که نااطمینانی‌های ناشی از نوسانات بازارهای جهانی انرژی، تحریم‌ها و شوک‌های ژئوپلیتیک به‌سرعت به شاخص‌های رشد اقتصادی منتقل شود. بنابراین، بررسی نظام‌مند نااطمینانی بازار انرژی و کانال‌های اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی ایران ضرورتی اساسی در تحلیل‌های نظری و تجربی به‌شمار می‌رود. ایران به‌عنوان یکی از تولیدکنندگان اصلی نفت و گاز و موقعیتی که در بازارهای انرژی جهان دارد، همواره در معرض شوک‌ها و نااطمینانی‌های بازار انرژی قرار دارد.

---

[1]. Komijani & Haji Heidari (2024)
[2]. Assari Arani and Rostami (2022)
[3]. Stern (2011)
[4]. Hamilton (2009)

(مهرآرا[1]، ۲۰۰۷: ۲۹۴۱؛ فتاحی و همکاران[2]، ۲۰۱۴: ۵۹).

باتوجه‌به نقش‌برجسته انرژی در رشد اقتصادی و وابستگی ساختارهای اقتصادی ایران به منابع انرژی فسیلی، ارزیابی نااطمینانی‌های مرتبط با بازار انرژی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نااطمینانی‌های ناشی از نوسانات می‌تواند اثرات مخربی بر ثبات کلان اقتصادی داشته باشد (ارزکی و همکاران[3]، ۲۰۱۷: ۱۰۵). در مورد ایران که با تحریم‌های بین‌المللی و نوسانات شدید درآمدهای نفتی مواجه است، این موضوع از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (فرزانگان[4]، ۲۰۰۹: ۶۲۵). با در اختیار داشتن حدود ۱۱ درصد از ذخایر نفت و ۱۵ درصد از منابع گاز طبیعی جهان، ایران از پتانسیل بالایی در حوزه انرژی برخوردار است (مشیری[5]، ۲۰۱۵: ۱۱۷۹).

مطالعات بین‌المللی نشان می‌دهد که نااطمینانی انرژی عمدتاً از چند کانال کلان بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد: ۱) کاهش و به‌تعویق انداختن سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی در سایه ریسک فزاینده (پیندیک، ۱۹۹۰: ۱۱۱۴؛ بلوم، ۲۰۰۹: ۶۲۸)، ۲) اختلال در بهره‌وری و پیشرفت فناوری به دلیل کاهش انگیزه برای نوآوری و تحقیق‌وتوسعه در شرایط بی‌ثبات (بلوم، ۲۰۰۹: ۶۳۰)، ۳) تضعیف ثبات نهادی و مالی در اقتصادهای متکی به درآمدهای انرژی (فرزانگان، ۲۰۰۹: ۶۲۳). در اقتصاد ایران، این مکانیسم‌ها با توجه به وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی، فشار تحریم‌ها، و محدودیت دسترسی به بازارهای مالی بین‌المللی می‌تواند تشدید شده و اثر تخریبی قوی‌تری بر رشد اقتصادی داشته باشد. بنابراین، بررسی نظام‌مند نااطمینانی بازار انرژی و کانال‌های اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی ایران ضرورتی اساسی در تحلیل‌های نظری و تجربی به‌شمار می‌رود.

در مقایسه با مطالعات پیشین، نوآوری اصلی این پژوهش در چند محور قابل جمع‌بندی است. نخست، به‌جای تمرکز صرف بر نوسانات قیمت نفت، مفهوم گسترده‌تری از "نااطمینانی بازار انرژی" برای ایران تعریف شده است که هم نوسانات قیمت و هم تغییرات مقدار مصرف و تولید حامل‌های اصلی انرژی را در برمی‌گیرد و با بهره‌گیری از الگوهای گارچ شاخص‌گذاری می‌شود. دوم، اثر این شاخص نااطمینانی در قالب یک مدل تجربی رشد اقتصادی که متغیرهای ساختاری مهمی چون نیروی کار، سرمایه ثابت ناخالص، فناوری، ریسک سیاسی و مشارکت اقتصادی زنان را نیز شامل

[1]. Mehrara (2007)
[2]. Fattahi, et al. (2014)
[3]. Arezki et al. (2017)
[4]. Farzanegan (2009)
[5]. Moshiri (2015)

می‌شود، مورد بررسی قرار گرفته است. سوم، برای شناسایی رابطه بلندمدت میان نااطمینانی بازار انرژی و رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ از رهیافت DOLS استفاده شده که امکان برآورد دقیق‌تر سازوکارهای پویای اثرگذاری نااطمینانی انرژی بر رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد. بر این اساس، یافته‌های پژوهش حاضر می‌تواند بخشی از خلأ موجود در ادبیات داخلی درباره پیوند نااطمینانی بازار انرژی و رشد اقتصادی را پوشش داده و مبنایی برای طراحی سیاست‌های پایدار در حوزه انرژی و رشد اقتصادی ارائه کند.

۲- ادبیات موضوع

بازار انرژی ایران، همچون بسیاری از کشورهای غنی از منابع هیدروکربنی، در یک چرخه پیچیده وابستگی گرفتار آمده است. این وابستگی، که ریشه در دهه‌های گذشته دارد، نه تنها ساختار اقتصادی کشور را شکل داده، بلکه آن را در برابر تکانه‌های بیرونی آسیب‌پذیر کرده است. درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام، بخش عمده‌ای از درآمدهای دولت و تراز تجاری کشور را تشکیل می‌دهد. علاوه بر این، اعمال تحریم‌های اقتصادی بین‌المللی و وجود ناکارآمدی‌های نهادی در ساختار اقتصادی ایران، موانع جدی را در مسیر توسعه پایدار بخش انرژی ایجاد کرده است (مشیری، ۲۰۱۵: ۱۱۸۱). کانال‌های تأثیرگذاری نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی ایران در نمودار (۱) ارائه شده است.

نمودار ۱: کانال‌های اثرگذاری نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی

منبع: یافته‌های پژوهش

کانال اول: نوسانات درآمدهای نفتی و تاثیر آن بر بودجه و سرمایه‌گذاری دولت

ایران به‌عنوان یکی از کشورهای عمده صادرکننده نفت، بخش زیادی از درآمدهای دولت را از فروش نفت تأمین می‌کند. نااطمینانی قیمت نفت باعث نوسان درآمدهای نفتی و به‌تبع آن بودجه دولت می‌شود. کاهش درآمدهای نفتی موجب محدود شدن منابع مالی برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصاد، به ویژه زیرساخت‌ها و بخش‌های مولد، می‌شود که این امر رشد اقتصادی را به شدت تحت فشار قرار می‌دهد (هامیلتون، ۲۰۰۹: ۶۲۳). بنابراین، نوسانات و نااطمینانی در قیمت نفت، به عنوان یک کانال مهم، رشد اقتصادی را از طریق محدود شدن سرمایه‌گذاری عمومی مهار می‌کند.

کانال دوم: نااطمینانی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی، تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. نوسانات نامطمئن قیمت انرژی و عدم اطمینان نسبت به شرایط بازار، باعث افزایش ریسک و به تبع آن کاهش تمایل شرکت‌ها برای انجام سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و با ریسک بالاتر می‌شود. در چنین شرایطی، بنگاه‌ها معمولاً ترجیح می‌دهند سرمایه‌گذاری‌های خود را به تعویق اندازند یا به سمت فعالیت‌های کوتاه‌مدت و کم‌ریسک حرکت کنند. این رویکرد محافظه‌کارانه باعث کاهش تجمع سرمایه و کند شدن روند رشد اقتصادی می‌شود. علاوه بر این، کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی ممکن است موجب کندی نوآوری و توسعه فناورانه شود، زیرا منابع کافی برای تحقیق و توسعه تأمین نمی‌شود (پیندیک[1]، ۱۹۹۰: ۱۱۱۴؛ مداح و همکاران[2]، ۲۰۱۵).

کانال سوم: تأثیر نااطمینانی انرژی بر قیمت‌ها و تورم

بازارهای انرژی، به دلیل ساختار خاص خود، مستعد نوسانات شدید قیمت هستند و این نوسانات تحت شرایط نااطمینانی تشدید می‌شود. افزایش ناگهانی قیمت انرژی به طور مستقیم هزینه‌های تولید کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد، زیرا انرژی یکی از عوامل کلیدی در فرآیندهای تولیدی و حمل‌ونقل است. این افزایش هزینه‌ها به سرعت به سایر بخش‌های اقتصاد منتقل شده و باعث افزایش نرخ تورم می‌شود. تورم بالا و ناپایدار نه تنها قدرت خرید خانوارها را کاهش

[1]. Pindyck (1990)
[2]. Maddah, et al. (2015)

می‌دهد، بلکه فضای نامطمئن اقتصادی ایجاد می‌کند که سرمایه‌گذاری و مصرف را محدود می‌کند. بنابراین، تورم ناشی از نااطمینانی انرژی می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی منجر شود (هامیلتون، ۲۰۰۹: ۶۲۵).

کانال چهارم: اثرات بر بهره‌وری و فناوری

نااطمینانی در بازار انرژی یکی از عوامل بازدارنده سرمایه‌گذاری در فناوری‌های نوین و ارتقای بهره‌وری است. در شرایطی که آینده قیمت انرژی و هزینه‌های مرتبط نامشخص باشد، بنگاه‌ها و دولت‌ها تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های تحقیق و توسعه یا فناوری‌های پیشرفته دارند. این امر نه تنها باعث می‌شود که از فرصت‌های ارتقای بهره‌وری چشم‌پوشی شود، بلکه ممکن است بنگاه‌ها به استفاده از فناوری‌های سنتی‌تر و کمتر کارآمد روی آورند که اثرات منفی بر رشد اقتصادی دارد. در واقع، نااطمینانی انرژی می‌تواند به کندی روند نوآوری و ارتقای فناوری در اقتصاد دامن بزند (بلوم[1]، ۲۰۰۹: ۶۲۸).

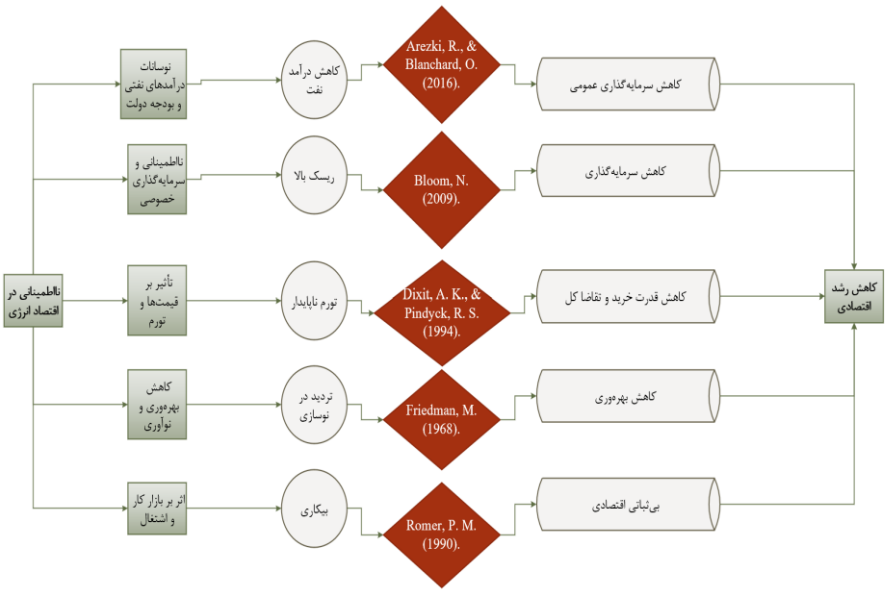
کانال پنجم: تاثیر بر بازار کار و اشتغال

نااطمینانی در بازار انرژی بر بازار کار نیز اثرگذار است و می‌تواند باعث ایجاد بی‌ثباتی در اشتغال شود. شرکت‌ها در مواجهه با شرایط پرریسک و نامطمئن، برای کاهش هزینه‌ها معمولاً به تعدیل نیروی کار و کاهش استخدام روی می‌آورند. به ویژه در صنایع مرتبط با انرژی که خود تحت تأثیر مستقیم نوسانات قیمت انرژی هستند، این روند نمایان‌تر است. کاهش اشتغال نه تنها رفاه خانوارها را کاهش می‌دهد، بلکه موجب کاهش تقاضای کل شده و فشار منفی بر رشد اقتصادی وارد می‌کند. اثرات زنجیره‌ای این موضوع در بخش‌های وابسته اقتصادی می‌تواند دامنه و شدت بحران را گسترش دهد (دیویس و هالتی وانگر[2]، ۱۹۹۲: ۸۲۵). نااطمینانی‌های اقتصادی، به ویژه در بخش انرژی، باعث می‌شود نیروی کار به سمت فعالیت‌های کم‌ریسک‌تر حرکت کند و این امر باعث کاهش بهره‌وری نیروی کار و محدود شدن توسعه اقتصادی می‌شود.

نمودار (۲) نحوه اثرگذاری نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد.

---

[1]. Bloom (2009)
[2]. Davis & Haltiwanger (1992)



نمودار ۲: نحوه اثرگذاری نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی

منبع: یافته‌های پژوهش

۳- پیشینه پژوهش

رحیمی و عاشوری[1]، (۲۰۲۴) در مطالعه خود به بررسی اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران، از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ با استفاده از مدل ARDL برای تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد اقتصادی و همچنین برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی قیمت نفت، از مدل‌های سری زمانی GARCH و EGARCH برای برآورد نوسانات قیمت نفت پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بی‌ثباتی قیمت نفت تاثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران دارد.

عبدالحسن السعدی[2]، (۲۰۲۴) در مطالعه خود به بررسی و مقایسه‌ی تأثیر شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر رشد اقتصادی دو کشور نفت‌خیز ایران و عراق، در طی دوره زمانی سالهای ۱۳۷۹ تا ۱۴۰۱ با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی پرداخته‌اند. نتایج نشان

[1]. Rahimi & Ashoori (2024)
[2]. Abd Alhasan Alsaedi (2024)

می‌دهد که تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر رشد اقتصادی در ایران و عراق نامتقارن است؛ به این معنی که شوک‌های مثبت قیمت نفت (افزایش قیمت‌ها) تأثیر افزایشی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی هر دو کشور دارد، اما شدت این تأثیر در عراق بیشتر از ایران است.

فتحی و همکاران[1]، (۲۰۲۳) در پژوهش خود به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت و نااطمینانی ناشی از تلاطم باز بودن تجاری بر دو متغیر کلان اقتصادی یعنی رشد اقتصادی و تورم در مجموعه‌ای از کشورهای منتخب عضو کنفرانس اسلامی، در طی دوره زمانی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ با استفاده از مدل پانل ARDL غیرخطی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های قیمت نفت و تلاطم در باز بودن تجاری هر دو اثرات نامتقارنی بر رشد اقتصادی و تورم کشورهای عضو کنفرانس اسلامی دارد.

در سال‌های اخیر، ادبیات بین‌المللی از تمرکز صرف بر نوسانات قیمت نفت فراتر رفته و به‌طور مشخص مفهوم "نااطمینانی مرتبط با انرژی" را اندازه‌گیری و آثار آن را بر متغیرهای کلان و مالی بررسی کرده است. دنگ و همکاران[2]، (۲۰۲۳) با استفاده از تحلیل متنی گزارش‌های ماهانه Economist Intelligence Unit، شاخصی نوین از نااطمینانی مرتبط با انرژی برای ۲۸ کشور طی دوره ۱۹۹۶–۲۰۲۲ ارائه می‌کنند و نشان می‌دهند که این شاخص می‌تواند نوسانات بازارهای انرژی و پیامدهای کلان آن را به‌خوبی منعکس کند.

در امتداد این خط پژوهشی، مطالعات متعددی اثرات نااطمینانی انرژی را در حوزه‌های مختلف بررسی کرده‌اند. پنگ[3]، (۲۰۲۵) با بهره‌گیری از شاخص EUI، پایداری و ماندگاری شوک‌های نااطمینانی بازار انرژی را در کشورهای G7 طی دوره ۲۰۰۰–۲۰۲۲ با استفاده از مدل زمان‌متغیر SUR-ADF تحلیل می‌کند و نشان می‌دهد که نیمه‌عمر شوک‌های نااطمینانی انرژی در طول زمان و بین کشورها متفاوت است. لیو[4]، (۲۰۲۵) با استفاده از چارچوب‌های توسعه‌یافته GARCH-MIDAS، اثر شاخص‌های نااطمینانی بازار انرژی – شامل شاخص جهانی نااطمینانی انرژی (GEUI)، شاخص نااطمینانی قیمت نفت (OPU) و شاخص نوسان‌پذیری نفت خام (OVX) – را بر نوسان بازار سهام انرژی پاک بررسی می‌کند و به شواهدی از آثار نامتقارن و نقش شوک‌های

[1]. Fathi, et al. (2023)
[2]. Dang et al. (2023)
[3]. Peng (2025)
[4]. Liu (2025)

افراطی دست می‌یابد.

از منظر پیوند نااطمینانی انرژی با تصمیمات سرمایه‌گذاری، ویلسون[1]، (۲۰۲۵) با استفاده از داده‌های سطح دارایی در صنعت نفت و گاز طی دوره ۱۹۹۱–۲۰۲۲ نشان می‌دهد که نااطمینانی مرتبط با انرژی و سیاست‌های اقلیمی چگونه بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری نهایی در پروژه‌های جدید نفت و گاز اثر می‌گذارند. در سطح نظام مالی، بونگو و همکاران[2]، (۲۰۲۵) تأثیر نااطمینانی انرژی را بر رفتار بانک‌های حوزه یورو بررسی کرده و بر اساس داده‌های ۴۶۳۲ بانک اروپایی طی دوره ۲۰۰۰–۲۰۲۲ نشان می‌دهند که افزایش نااطمینانی انرژی می‌تواند از طریق تغییر در عرضه اعتبار و هزینه وام، عملکرد بانکی را تحت تأثیر قرار دهد.

در حوزه پایداری و انرژی‌های تجدیدپذیر، ریاض و همکاران[3]، (۲۰۲۵) با تمرکز بر اقتصاد آمریکا، تاب‌آوری مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را در برابر شوک‌های نااطمینانی مرتبط با انرژی مورد بررسی قرار می‌دهند و نشان می‌دهند که شدت و ماندگاری این شوک‌ها می‌تواند مسیر گذار به انرژی‌های پاک را تحت‌تأثیر قرار دهد. افزون بر این، تانه[4]، (۲۰۲۵) با استفاده از روش پیوند تجزیه شده[5] R^2، پیوند ساختاری میان نااطمینانی‌های مرتبط با انرژی و سایر بازارها را تحلیل کرده و اهمیت نااطمینانی انرژی را در انتقال ریسک بین بازارها برجسته می‌کند. برخی مطالعات مهندسی نیز از شاخص‌های پیچیده‌تری همچون شاخص‌های توپولوژیک و "انرژی گراف[6]" برای تحلیل ساختار و پیچیدگی سیستم‌ها بهره می‌گیرند (کالش و همکاران[7]، ۲۰۲۵)، هرچند تمرکز آن‌ها بیش از آنکه بر بازار انرژی باشد بر خواص شبکه‌ای و مولکولی است.

جمع‌بندی این پژوهش‌ها نشان می‌دهد که ادبیات بین‌المللی جدید، نااطمینانی انرژی را نه صرفاً در قالب نوسانات قیمت نفت، بلکه به‌صورت شاخص‌های ترکیبی و در ارتباط با سرمایه‌گذاری، بازارهای مالی، بانک‌ها و انرژی‌های تجدیدپذیر مورد توجه قرار داده است. با این حال، بررسی اثر نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی در یک اقتصاد درحال‌توسعه و وابسته به انرژی مانند ایران، به‌ویژه با تمرکز بر ساخت شاخصی متناسب با ویژگی‌های ساختاری بخش انرژی

---

1. Wilson (2025)
2. Boungou et al. (2025)
3. Riaz et al. (2025)
4. Thanh (2025)
2. Decomposed linkage
3.Topological Indices and Graph energy
7. Kallesh et al. (2025)

کشور و برآورد رابطه بلندمدت آن با رشد اقتصادی، همچنان در ادبیات کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

پژوهش‌های اخیر در حوزه پیوند میان انرژی، نااطمینانی و رشد اقتصادی نشان می‌دهد که نااطمینانی—چه در سطح جهانی و چه در بازار انرژی—یکی از مهم‌ترین عوامل تضعیف‌کننده رشد در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته است. مطالعه لی[1]، (۲۰۲۴) با بررسی ۸۸ کشور طی دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۰ و با بهره‌گیری از مدل PVAR نشان می‌دهد که نااطمینانی جهانی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود و رابطه مصرف انرژی و رشد بسته به سطح درآمد کشورها و شدت نااطمینانی تغییر می‌کند؛ به‌گونه‌ای که در شرایط نااطمینانی پایین، افزایش مصرف انرژی اثری معنی‌دار بر رشد ندارد، اما در شرایط نااطمینانی بالا، تغییرات مصرف انرژی با رشد اقتصادی رابطه‌ای منفی پیدا می‌کند. در سطح ملی، لن و همکاران[2]، (۲۰۲۳) با بررسی اقتصاد ویتنام طی سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۲۰ نشان می‌دهند که مصرف برق رابطه‌ای پایدار و دوسویه با رشد اقتصادی دارد و در کوتاه‌مدت و بلندمدت محرکی معنی‌دار برای رشد به‌شمار می‌رود. حیات و همکاران[3]، (۲۰۲۱) نیز با بررسی سه کشور غنی از منابع طبیعی—امارات، عربستان سعودی و عمان—نشان می‌دهند که اگرچه منابع طبیعی در این کشورها با رشد اقتصادی رابطه‌ای مثبت دارد، نوسانات این منابع اثر منفی و معنی‌داری بر رشد وارد می‌کند، به‌گونه‌ای که بی‌ثباتی منابع می‌تواند بخشی از اثر مثبت ساختاری آنها را خنثی کند. در این میان، پژوهش دنگ و همکاران، (۲۰۲۳) اهمیت ویژه‌ای دارد، زیرا با استفاده از تحلیل متنی گزارش‌های واحد اطلاعات اقتصادی[4] شاخصی جهانی برای نااطمینانی انرژی ارائه می‌دهد و آثار آن را در مجموعه‌ای از کشورها بررسی می‌کند. تفاوت اصلی مطالعه حاضر با پژوهش‌های یادشده—به‌ویژه دنگ و همکاران، (۲۰۲۳) در این است که شاخص نااطمینانی انرژی را نه بر اساس داده‌های متنی بین‌المللی، بلکه با استفاده از نوسانات مشروط متغیرهای قیمتی و مقداری بخش انرژی ایران و از طریق مدل‌های گارچ برآورد می‌کند. همچنین، مطالعه حاضر اثر این نااطمینانی را در چارچوب یک مدل رشد اقتصادی برای ایران و با لحاظ متغیرهای ساختاری مهم همچون سرمایه ثابت ناخالص، نیروی کار، فناوری، ریسک سیاسی و مشارکت اقتصادی زنان در دوره ۱۳۶۸ تا

[1]. Li (2024)
[2]. Lan et al. (2023)
[3]. Hayat et al. (2021)
[4].Economist Intelligence Unit

۱۴۰۳ و با رویکرد DOLS بررسی می‌کند. بر این اساس، نوآوری اصلی پژوهش در دو بخش خلاصه می‌شود: نخست، طراحی یک شاخص بومی‌شده از نااطمینانی بازار انرژی منطبق با مختصات ساختاری ایران؛ و دوم، تحلیل منسجم اثرات بلندمدت این نااطمینانی بر رشد اقتصادی در یک اقتصاد نفت‌وگازمحور و در معرض تحریم، که در ادبیات جهانی کمتر به‌طور جامع بررسی شده است.

۴- روش‌شناسی پژوهش

۴-۱- روش برآورد نااطمینانی بازار انرژی

در این پژوهش، برای پوشش ابعاد مختلف نااطمینانی در بازار انرژی، سبدی از متغیرها در نظر گرفته‌شده است که شامل شاخص‌های قیمتی، مقداری و ساختاری بخش انرژی است. به طور کلی، گروه نخست متغیرها، متغیرهای قیمتی حامل‌های اصلی انرژی را در بر می‌گیرد، گروه دوم، متغیرهای کمّی مرتبط با تولید، مصرف و تجارت انرژی را شامل می‌شود و گروه سوم، متغیرهایی است که فشار بر زیرساخت‌ها و ناترازی بازار انرژی را منعکس می‌کند. انتخاب این متغیرها با اتکا به ادبیات بازار انرژی و متناسب با ویژگی‌های ساختار انرژی ایران انجام شده است (جواردو و همکاران[1]، ۲۰۱۵؛ مهرآرا، ۲۰۰۷؛ مشیری و همکاران[2]، ۲۰۱۵). همسو با ایده‌ی کلی جواردو و همکاران، (۲۰۱۵) در خلاصه‌سازی اطلاعات چندین متغیر در قالب یک شاخص ترکیبی نااطمینانی، در این پژوهش نیز پس از استخراج سنجه‌ی نااطمینانی برای هر مؤلفه‌ی انرژی، از تجمیع آن‌ها برای ساخت شاخص نااطمینانی بازار انرژی استفاده می‌شود؛ با این تفاوت که چارچوب مدل‌سازی و نوع نااطمینانی مورد استفاده در دو مطالعه متفاوت است. متغیرهای مورد استفاده در برآورد نااطمینانی بازار انرژی در نمودار (۳) ارائه شده است.

[1]. Jurado et al. (2015)
[2]. Moshiri et al. (2015)

نمودار ۳: متغیرهای نااطمینانی بازار انرژی

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس ادبیات بازار انرژی

در این پژوهش، نااطمینانی بازار انرژی به صورت نوسان‌پذیری شرطی متغیرهای کلیدی بخش انرژی مدل‌سازی شده است. در این راستا، از خانواده الگوهای ARCH/GARCH برای برآورد واریانس شرطی سری‌های زمانی مربوط به قیمت و مقدار انرژی استفاده می‌شود و این واریانس شرطی به‌عنوان یک سنجه کمّی از نااطمینانی بازار انرژی در نظر گرفته می‌شود.

مدل آرچ که توسط انجل[1]، (۱۹۸۲) مطرح شد، این امکان را فراهم می‌کند که رفتار تغییرپذیر نوسانات در بازه‌های مختلف زمانی به‌جای فرض‌کردن ثبات واریانس، به‌عنوان یک بخش قابل‌تحلیل از مدل در نظر گرفته شود. ایده اصلی در ARCH آن است که شوک‌های گذشته (خطاهای قبلی مدل) نه‌تنها بر سطح متغیر موردبررسی اثر می‌گذارد، بلکه ساختار واریانس خطای فعلی را نیز شکل می‌دهد. این نگاه جدید، راه را برای مدل‌سازی دقیق‌تر نوسانات در بازارها و متغیرهای اقتصاد کلان باز کرد. بااین‌حال، مدل ARCH در عمل با محدودیت‌هایی از جمله نیاز به تعداد بالای پارامترها برای ثبت الگوهای نوسانی پایدار مواجه بود. برای حل این مشکل، مدل GARCH توسعه داده شده که در آن، واریانس شرطی نه فقط به وقایع گذشته (خطاهای پیشین)، بلکه به خودِ واریانس‌های گذشته نیز وابسته است. این ویژگی موجب شد مدل GARCH توانایی

[1]. Engle (1982)

بازنمایی ساختار حافظه‌دار نوسانات را به شکل فشرده‌تری داشته باشد و در بسیاری از کاربردهای اقتصادی و مالی جایگزین ARCH شود (انجل، ۱۹۸۲: ۹۹۲).

شایان ذکر است که در ادبیات اقتصاد مالی و انرژی، واریانس شرطی یا نوسان‌پذیری شرطی متغیرهای قیمت و مقدار، به‌طور گسترده به‌عنوان تقریب کمّی نااطمینانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این رویکرد، فرض می‌شود هرچه نوسان شرطی یک متغیر بالاتر باشد، دامنه نتایج بالقوه حول مقدار مورد انتظار آن گسترده‌تر و پیش‌بینی‌پذیری آن کمتر است؛ پس سطح نااطمینانی بالاتری برای آن متغیر در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، هرچند شاخص‌های مبتنی بر اخبار، متون و رویدادها (مانند شاخص‌های نااطمینانی مبتنی بر کلیدواژه) وجه دیگری از نااطمینانی را منعکس می‌کند، در این مقاله تمرکز بر نااطمینانی کمّی ناشی از نوسان متغیرهای قیمتی و مقداری بخش انرژی است و شاخص نااطمینانی بازار انرژی بر همین مبنا تعریف می‌شود.

۲-٤- روش حداقل مربعات معمولی پویا

در این پژوهش از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نیز استفاده شده است تا بادقت بیشتری به برآورد ضرایب بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی پرداخته شود. این روش که نخستین‌بار توسط سایکونن[1]، (۱۹۹۱) و استوک و واتسون[2]، (۱۹۹۳) پیشنهاد شد، با افزودن وقفه‌ها و تقدم‌های تفاضل اول متغیرهای توضیحی به مدل، امکان اصلاح مسئله درون‌زایی و کنترل خودهمبستگی را به‌صورت ساختاری فراهم می‌کند. از جمله مزایای قابل‌توجه روش DOLS، آن است که نیازی به استفاده از متغیرهای ابزاری یا تکنیک‌هایی نظیر حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS) ندارد و درعین‌حال قادر است براوردی باثبات از رابطه هم انباشتگی ارائه دهد. ویژگی دیگر این روش، قابلیت کاربرد در نمونه‌های کوچک و بزرگ است، ضمن آنکه با بهره‌گیری از براوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)، امکان کنترل خودهمبستگی نیز در آن لحاظ‌شده است (سایکونن، ۱۹۹۱: ۱-۱۰؛ استوک و واتسون، ۱۹۹۳: ۷۹۲-۷۹۸).

مدل کلی DOLS مطابق با رابطه (۱) ارائه می‌شود:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \sum_{j=-q}^{j=r} \delta \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

[1]. Saikkonen (1991)
[2]. Stock & Watson (1993)

که در آن Y_t متغیر وابسته، X_t متغیر مستقل، ΔX_{t-j} وقفه‌ها و تقدم‌های متغیرهای توضیحی در تفاضل اول، δ ضرایب مربوط به تقدم‌وتأخر متغیرهای مستقل و ε_t جمله خطا است. هدف اصلی، برآورد دقیق ضریب هم انباشتگی β است که نشان‌دهنده اثر بلندمدت متغیر مستقل بر متغیر وابسته است، درحالی‌که ضرایب مربوط به تقدم‌وتأخر δ معمولاً تفسیری ندارد و صرفاً برای برطرف کردن مشکلات درون‌زایی و خودهمبستگی درمدل قرار داده شده‌اند (سایکونن، ۱۹۹۱: ۱-۱۰؛ استوک و واتسون، ۱۹۹۳: ۷۷۹-۷۸۳).

۳-۴- تصریح مدل و معرفی متغیرها

برای بررسی تأثیر نااطمینانی بازار انرژی و تحلیل اثرات آن بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی سالانه و از ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳، مدل رگرسیونی (۲) با استفاده از مطالعات (جواردو و همکاران[1]، ۲۰۱۵) ارائه می‌شود:

$$GDP_t = c_0 + c_1 K_t + c_2 EEU_t + c_3 L_t + c_4 A_t + c_5 PR_t + c_6 GPR_t + c_7 FEP_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

در جدول (۱)، اطلاعات مربوط به متغیرهای مورد استفاده در پژوهش ارائه‌شده است. در این پژوهش، درصد تغییرات تولید (GDP) سال پایه ۲۰۱۵ به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده که متغیر واقعی است و بیانگر افزایش تولید کالاها و خدمات در یک دوره مشخص است که معمولاً با رشد درآمد ملی، سرمایه‌گذاری، بهره‌وری و اشتغال همراه است. عوامل اصلی اثرگذار بر رشد شامل تشکیل سرمایه ناخالص (K)، یعنی سرمایه‌گذاری در دارایی‌های فیزیکی جدید مانند ساخت‌وساز، ماشین‌آلات و زیرساخت‌ها، نیروی کار (L) به‌عنوان جمعیت فعال در تولید وجمعیت فعال و تکنولوژی (A) که از طریق بهره‌وری کل عوامل (TFP) به بهبود راندمان تولید و کاهش هزینه‌ها منجر می‌شود، است.

افزون بر این، ریسک سیاسی (PR) و ریسک ژئوپلیتیک (GPR) به‌عنوان شاخص‌های نااطمینانی ناشی از بی‌ثباتی داخلی و تنش‌های بین‌المللی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و امنیت اقتصادی نقش دارد. در مفهوم شاخص ریسک سیاسی، هرچه این شاخص از نظری عددی بزرگتر باشد به معنی شرایط بهتر است. نرخ مشارکت اقتصادی زنان (FEP) نیز به‌عنوان معیاری از میزان

[1]. Jurado et al. (2015)

استفاده از ظرفیت نیروی انسانی زن در اقتصاد مورد توجه قرار می‌گیرد و با عوامل فرهنگی، آموزشی و حقوقی ارتباط دارد. داده‌های مربوط به این متغیرها عمدتاً از منابع معتبر بین‌المللی مانند بانک جهانی استخراج شده است. در جدول (۲) متغیرهای نااطمینانی بازار انرژی مورد استفاده در پژوهش ارائه‌شده است.

جدول ۱: معرفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	نام به لاتین	نام به فارسی	واحد	منبع
وابسته	GDP	GDP	رشد اقتصادی	دلار آمریکا	بانک جهانی
مستقل	K	Capital	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص	دلار آمریکا (ثابت ۲۰۱۵)	بانک جهانی
	A	Technology	تکنولوژی	نرخ رشد نیروی کار + ۵ درصد[1]	منکیو و همکاران، (۱۹۹۲)[2]
	L	Labor Force	نیروی کار	نفر	بانک جهانی
	PR	Political Risk	ریسک سیاسی	۱۰۰-۱	PRS
	FEP	Feminine Economic Participation	نرخ مشارکت اقتصادی زنان	درصد	بانک جهانی
	GPR	Geopolitical Risk	ریسک ژئوپلیتیک	-	EPU

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: معرفی متغیرهای نااطمینانی بازار انرژی

نماد	نام به لاتین	نام به فارسی	واحد	منبع
OP	Oil Production	تولید نفت خام	هزار بشکه در روز	بانک جهانی
OEX	Oil Export	صادرات نفت خام	هزار بشکه در روز	بانک جهانی
CPP	Consumption of Petroleum Products	مصرف فرآورده‌های نفتی	هزار بشکه در روز	بانک جهانی
GP	Gas Production	تولید گاز	میلیارد مترمکعب	بانک جهانی

[1]. منکیو، رومر و ویل در مقاله خود با بسط مدل رشد نئوکلاسیک سولو، چارچوبی را طراحی کردند که بتواند تفاوت‌های گسترده در درآمد سرانه بین کشورها را توضیح دهد. در فرآیند برآورد تجربی این مدل، آن‌ها ناگزیر به در نظر گرفتن فروضی درباره برخی پارامترهای غیرقابل مشاهده شدند. دو مؤلفه کلیدی در این میان، نرخ پیشرفت تکنولوژی (g) و نرخ استهلاک سرمایه (δ) بودند که به دلیل دشواری اندازه‌گیری مستقیم، به صورت برون‌زا و ثابت در نظر گرفته شدند. با استناد به شواهد تجربی و مطالعات پیشین در اقتصاد کلان، محققان مقدار ۲ درصد برای رشد تکنولوژی و ۳ درصد برای استهلاک سرمایه را انتخاب کردند. حاصل جمع این دو، عدد ۵ درصد را پدید می‌آورد که در معادلات مدل، همواره در کنار نرخ رشد نیروی کار (که معادل نرخ رشد جمعیت در نظر گرفته شده) ظاهر می‌شود. بنابراین، هنگامی که در برآوردهای این پژوهش از عبارت "نرخ رشد نیروی کار + ۵ درصد" صحبت می‌شود، منظور مجموع نرخ رشد واقعی جمعیت (n) با این دو جزء برون‌زا ($g+\delta$) است. این ترکیب در واقع شیب خط کاهش سرمایه مؤثر را در اقتصاد نشان می‌دهد و نقشی اساسی در تعیین سطح درآمد سرانه حالت پایدار ایفا می‌کند.

[2]. Mankiw et al. (1992)

ICG	Internal Counsumption of gas	مصرف داخلی گاز	میلیارد مترمکعب	بانک جهانی
GEX	Gas Export	صادرات گاز	میلیارد مترمکعب	بانک جهانی
GI	Import of gas	واردات گاز	میلیارد مترمکعب	بانک جهانی
EP	Production of Electricity	تولید برق	میلیون کیلووات ساعت	بانک جهانی
PC	Power Consumption	مصرف برق	میلیون کیلووات‌ساعت	بانک جهانی

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتایج

در ادامه مهمترین یافته‌های حاصل از برآورد مدل پژوهش تشریح می‌شود.

۵-۱- برآورد نااطمینانی بازار انرژی در ایران

در این بخش به برآورد نااطمینانی در مؤلفه‌های مختلف بخش انرژی پرداخته می‌شود. شاخص‌های موردبررسی شامل تولید نفت خام، صادرات نفت خام، مصرف فرآورده‌های نفتی، تولید گاز طبیعی، مصرف داخلی گاز طبیعی، صادرات گاز طبیعی، واردات گاز طبیعی و تولید برق هستند.

جدول ۳: نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

نماد	متغیر	آماره آزمون	احتمال	پایایی
OP	تولید نفت خام	-۶/۳۱۶	۰/۰۰۰	تفاضل مرتبه اول
OEX	صادرات نفت خام	-۳/۸۳۴	۰/۰۲۶	سطح
CPP	مصرف فرآورده‌های نفتی	-۳/۵۹۶	۰/۰۴۵۲	تفاضل مرتبه اول
GP	تولید گاز	-۵/۸۵۰	۰/۰۰۰	تفاضل مرتبه اول
ICG	مصرف داخلی گاز	-۶/۸۵۳	۰/۰۰۰	تفاضل مرتبه اول
GEX	صادرات گاز	-۶/۶۵۷	۰/۰۰۰	تفاضل مرتبه اول
GI	واردات گاز	-۶/۴۵۸	۰/۰۰۰	تفاضل مرتبه اول
EP	تولید برق	-۵/۱۹۶	۰/۰۰۰	تفاضل مرتبه اول
PC	مصرف برق	-۸/۷۰۸	۰/۰۰۰	تفاضل مرتبه اول

منبع: یافته‌های پژوهش

این متغیرها به‌عنوان مؤلفه‌های کلیدی و تأثیرگذار بر وضعیت بازار انرژی در سطح ملی محسوب می‌شود که نوسانات آن‌ها می‌تواند بازتاب‌دهنده‌ی سطح نااطمینانی در بازار انرژی کشور باشد. برای هر یک از این متغیرها، ابتدا مدل ARCH/GARCH متناسب برآورد شده و سری زمانی واریانس شرطی آن‌ها به‌عنوان سنجه‌ی نااطمینانی همان مؤلفه استخراج می‌شود. در گام بعد، برای

ایجاد امکان تجمیع و مقایسه، مقادیر به‌دست‌آمده برای هر سری واریانس شرطی، با استفاده از روش مقیاس‌بندی حداقل–حداکثر در بازه [۰، ۱] استانداردسازی می‌شود. در نهایت، با میانگین‌گیری ساده از مقادیر استانداردشده‌ی تمام مؤلفه‌ها در هر دوره زمانی، شاخصی جامع تحت عنوان "نااطمینانی بازار انرژی" محاسبه می‌شود. در جدول (۳) نتایج حاصل از آزمون پایایی متغیرهای پژوهش قبل از براورد نااطمینانی ارائه‌شده است.

باتوجه‌به پایا بودن سری‌های زمانی با یک بار تفاضل‌گیری مربوط به متغیرهای منتخب در بخش انرژی، امکان استفاده از الگوهای مناسب برای برآورد نوسانات و نااطمینانی در این متغیرها وجود دارد.یکی از روش‌های رایج در این زمینه، بهره‌گیری از الگوهای خودرگرسیونی با واریانس ناپایدار شرطی[1] است که در شرایطی که نوسان متغیرها در طول زمان تغییر می‌کند، کارایی بالایی دارد. نکته مهم آن است که پیش از استفاده از این الگوها، لازم است ابتدا وجود ناپایداری واریانس در جملات خطا موردبررسی قرار گیرد. در جدول (۴) نتایج مربوط به آزمون ناهمسانی واریانس قبل از براورد نااطمینانی ارائه‌شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

نماد	متغیر	کمیت آماری F	مقدار احتمال
OP	تولید نفت خام	۴۴/۸۹	۰/۰۰۰
OEX	صادرات نفت خام	۸۱/۵۵	۰/۰۰۰
CPP	مصرف فرآورده‌های نفتی	۲۲/۳۶	۰/۰۰۰
GP	تولید گاز	۳۳/۹۸	۰/۰۰۰
ICG	مصرف داخلی گاز	۱۵/۱۵	۰/۰۰۰
GEX	صادرات گاز	۴۲/۴۳	۰/۰۰۰
GI	واردات گاز	۱۶/۸۴	۰/۰۰۰
EP	تولید برق	۹/۷۸	۰/۰۰۳
PC	مصرف برق	۷/۵۲	۰/۰۰۹

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول (۴)، فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس جملات اخلال برای هر نه سری زمانی مورد بررسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. این نتیجه نشان‌دهنده آن است که واریانس جملات خطا در طول زمان ثابت نبوده و ناهمسانی وجود دارد. وجود این ویژگی در داده‌ها بیانگر آن است که نوسانات متغیرهای موردنظر تابعی از زمان بوده و بنابراین

[1]- Autoregressive Models with Conditional Unstable Variance

نمی‌توان از روش‌های سنتی با فرض واریانس ثابت برای برآورد الگو استفاده کرد.

برای انتخاب تعداد وقفه بهینه در الگوی واریانس شرطی (مؤلفه‌های p و q در الگوی نوسانات) از معیارهای مختلف آماری بهره‌گیری می‌شود. در پژوهش حاضر، دو معیار اطلاعاتی آکائیک و شوارتز به‌عنوان مبنای تصمیم‌گیری جهت تعیین ساختار بهینه مدل مورداستفاده قرار گرفته است. در جدول (۵) نتایج تعیین ساختار نهایی الگوی نوسانات ارائه‌شده است.

جدول ۵: انتخاب p و q در فرایند GARCH (p,q)

متغیر	معیار											
	(۱ و ۰)		(۱ و ۱)		(۱ و ۲)		(۰ و ۱)		(۲ و ۱)		(۲ و ۲)	
	آکائیک	شوارتز	آکائیک	شوارتز	آکائیک	شوارتز	آکائیک	شوارتز	آکائیک	شوارتز	آکائیک	شوارتز
تولید نفت خام	۱/۲۴	۱/۱۱	۱/۲۱	۱/۰۴	۱/۵۲	۱/۳۰	۱/۲۹	۱/۱۶	۱/۴۸	۱/۲۶	۱/۴۳	۱/۱۷
صادرات نفت خام	۰/۴۹	۰/۳۶	۰/۴۴	۰/۲۶	۰/۳۸	۰/۱۶	۰/۵۳	۰/۴۰	۰/۶۹	۰/۴۷	۰/۶۲	۰/۳۶
مصرف فرآورده‌های نفتی	۱/۵۱	۱/۳۷	۱/۴۵	۱/۲۸	۱/۴۷	۱/۲۵	۰/۷۶	۰/۶۳	۱/۴۰	۱/۱۸	۱/۴۳	۱/۱۷
تولید گاز	۰/۶۶	۰/۷۹	۰/۶۸	۰/۸۵	۰/۶۲	۰/۸۴	۱/۲۴	۱/۳۷	۰/۷۲	۰/۹۴	۰/۶۵	۰/۹۱
مصرف داخلی گاز	۰/۹۷	۱/۱۰	۰/۸۹	۱/۰۶	۰/۷۸	۱/۰۰	۱/۳۲	۱/۴۵	۰/۸۴	۱/۰۶	۰/۹۶	۱/۲۲
صادرات گاز	۱/۱۲	۱/۲۵	۱/۰۰	۱/۱۸	۱/۲۳	۱/۴۵	۱/۵۵	۱/۶۸	۱/۰۷	۱/۲۹	۱/۲۸	۱/۵۵
واردات گاز	۱/۸۹	۲/۰۲	۱/۹۴	۲/۱۱	۱/۶۲	۱/۸۴	۲/۱۹	۲/۳۳	۱/۹۸	۲/۲۵	۱/۶۶	۱/۹۲
تولید برق	۰/۶۳	۰/۷۴	۰/۴۶	۰/۶۴	۰/۴۶	۰/۶۸	۱/۰۷	۱/۲۰	۰/۵۲	۰/۷۴	۰/۵۰	۰/۷۷
مصرف برق	۰/۸۸	۱/۰۲	۰/۶۶	۰/۸۳	۰/۷۹	۱/۰۱	۱/۲۱	۱/۳۴	۰/۶۲	۰/۸۴	۰/۸۲	۱/۰۹

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه‌به مقادیر ارائه‌شده در جدول (۵)، ساختار بهینه مدل نوسانات شرطی برای هر یک از متغیرهای مورد بررسی، بر اساس کمینه معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز تعیین شده است. این دو معیار برای انتخاب مدلی با تعادل مناسب میان دقت آماری و سادگی ساختاری به‌کار گرفته می‌شود. در این پژوهش، مدل‌هایی که کمترین مقدار این معیارها را داشته‌اند، به‌عنوان مدل‌های بهینه

برای تحلیل نااطمینانی متغیرهای بخش انرژی انتخاب شده‌اند.

در جدول (۶) نتایج براورد مدل گارچ ارائه‌شده است.

جدول ۶: نتایج مدل GARCH

متغیر	ضریب	آماره Z	احتمال
تولید نفت خام	۵/۴۹۵	۵۳/۳۷۵	۰/۰۰۰
صادرات نفت خام	۴/۲۹۴	۵۸/۴۷۰	۰/۰۰۰
مصرف فرآورده‌های نفتی	۳/۴۸۳	۳۱/۶۸۲	۰/۰۰۰
تولید گاز	۴/۲۸۸	۱/۷۱۳	۰/۰۰۰
مصرف داخلی گاز	۴/۳۲۵	۶/۴۶۵	۰/۰۰۰
صادرات گاز	۸/۱۵۵	۹/۰۲۴	۰/۰۰۰
واردات گاز	۲/۲۸۴	۱/۱۷۳	۰/۰۰۰
تولید برق	۳/۵۶۴	۵/۴۷۳	۰/۰۰۰
مصرف برق	۴/۳۹۹	۶/۳۸۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۶) نتایج حاصل از برآورد مدل نوسانات شرطی گارچ برای هر یک از متغیرهای منتخب بخش انرژی ارائه‌شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، تمامی ضرایب به‌دست‌آمده از مدل، معنی‌دار هستند، که بیانگر آن است که وقفه‌های لحاظ‌شده در مدل‌ها تأثیر آماری معنی‌داری بر نوسانات متغیرها در دوره جاری دارد.

به طور مشخص، متغیر تولید نفت خام با ضریب ۵/۴۹۵ دارای بیشترین نوسان در بین متغیرهاست که نشان از حساسیت بالای این شاخص نسبت به تغییرات در دوره‌های گذشته دارد. صادرات نفت خام، مصرف فرآورده‌های نفتی و تولید گاز طبیعی نیز با ضرایب قابل‌توجهی، پویایی بالای نوسانات خود را منعکس می‌کند. در همین راستا، مصرف داخلی گاز و صادرات گاز طبیعی نیز دارای ضرایب بالا و معنی‌دار است که دلالت بر ناپایداری رفتاری آن‌ها در گذر زمان دارد. همچنین نتایج برای متغیرهای واردات گاز، تولید برق و مصرف برق نیز حاکی از آن است که با استفاده از مدل گارچ، ساختار نوسانات به‌خوبی تبیین‌شده است، زیرا ضرایب معنی‌دار و مثبت به دست آمده‌اند. مصرف برق با ضریب آن ۴/۳۹۹، نشان می‌دهد که نوسانات گذشته نقش مؤثری در پیش‌بینی رفتار فعلی این متغیر ایفا می‌کند. در جدول (۷) نتایج مربوط به آزمون ناهمسانی واریانس قبل از براورد نااطمینانی ارائه‌شده است.

نتایج ارائه شده در جدول (۷) نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون ناهمسانی واریانس که

بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال است، در سطح معنی‌داری موردبررسی، قابل رد نیست. به‌عبارت‌دیگر، شواهد کافی برای اثبات وجود ناهمسانی واریانس در خطاهای مدل برآوردی، مشاهده نشده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که جملات اخلال مدل، فاقد مشکل ناهمسانی واریانس بوده و مفروضات مدل به‌درستی رعایت شده است. براین‌اساس، اعتبار و قابلیت اطمینان نتایج حاصل از مدل‌های برآوردی مورداستفاده در این پژوهش تأیید می‌شود.

جدول ۷: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

نماد	متغیر	کمیت آماری F	مقدار احتمال
OP	تولید نفت خام	۱/۴۲	۰/۲۳۸
OEX	صادرات نفت خام	۰/۹۷	۰/۳۲۶
CPP	مصرف فرآورده‌های نفتی	۱/۱۵	۰/۲۸۴
GP	تولید گاز	۱/۰۸	۰/۳۰۷
ICG	مصرف داخلی گاز	۰/۸۹	۰/۴۱۲
GEX	صادرات گاز	۱/۲۶	۰/۲۵۹
GI	واردات گاز	۱/۰۳	۰/۳۳۵
EP	تولید برق	۱/۱۲	۰/۲۹۳
PC	مصرف برق	۱/۰۵	۰/۳۱۹

منبع: یافته‌های پژوهش

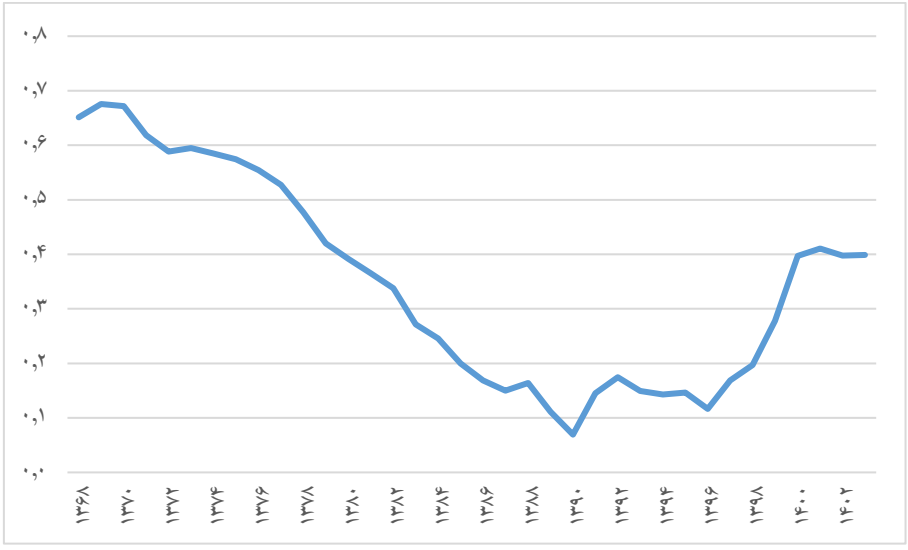
به‌طور مشخص، برای متغیرهایی که تأثیر افزایشی بر نااطمینانی بازار انرژی دارد؛ شامل مصرف فرآورده‌های نفتی، مصرف داخلی گاز، واردات گاز و مصرف برق، از معادله (۳) استفاده می‌شود تا مقادیر آنها در بازه استاندارد شده قرار گیرد. از سوی دیگر، برای متغیرهایی که نقش کاهشی بر شاخص نااطمینانی دارند؛ شامل تولید نفت خام، صادرات نفت خام، تولید گاز، صادرات گاز و تولید برق، استانداردسازی بر اساس معادله (۴) انجام می‌شود.

$$I_{qc} = \frac{x_{qc} - min_{c(xq)}}{max_{c(xq)} - min_{c(xq)}} \quad (۳)$$

$$I_{qc} = (-1)\frac{x_{qc} - min_{c(xq)}}{max_{c(xq)} - min_{c(xq)}} \quad (۴)$$

در دو معادله (۳) و (۴)، I_{qc} مقدار استاندارد شده مولفه q و x_{qc} مقدار واقعی مؤلفه است که از مدل‌های ARCH/GARCH به‌دست آمده است. $max_{c(xq)}$ و $min_{c(xq)}$ به‌ترتیب بیشترین و کمترین مقدار مشاهده‌شده در کل دوره زمانی مورد مطالعه هستند. به این ترتیب، مقادیر واریانس شرطی هر یک از مؤلفه‌های نااطمینانی انرژی به روش مقیاس‌بندی حداقل–حداکثر در بازه

[۰، ۱] نرمال‌سازی می‌شود تا امکان مقایسه و تجمیع آن‌ها فراهم شود. پس از انجام فرآیند استانداردسازی بر روی هر یک از سری‌های زمانی مربوط به مؤلفه‌های نااطمینانی، برای محاسبه نهایی شاخص نااطمینانی بازار انرژی از میانگین‌گیری ساده مقادیر استانداردشده استفاده می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، شاخص نااطمینانی بازار انرژی در هر دوره زمانی برابر با میانگین حسابی z_{qt} برای تمام مؤلفه‌های انتخاب‌شده (شامل نه متغییر) است. به این ترتیب، شاخص مذکور عددی پیوسته در بازه صفر تا یک خواهد بود که هرچه مقدار آن به عدد یک نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده‌ی افزایش سطح نااطمینانی در بازار انرژی است.



نمودار ۴: نااطمینانی بازار انرژی در ایران

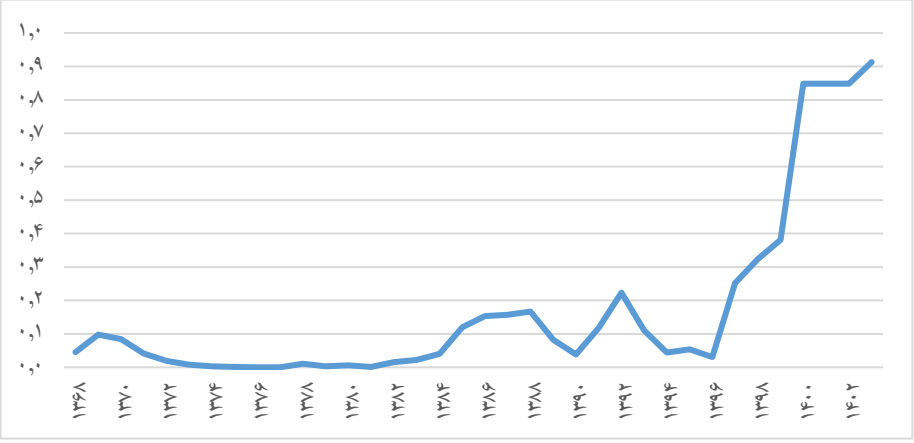
منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص نااطمینانی در بازار انرژی ایران، که میانگین نُه شاخص مربوط به تولید و مصرف نفت، گاز و برق است، معیاری کلیدی برای سنجش ریسک و بی‌ثباتی در این بخش به شمار می‌رود. تحلیل این شاخص طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ نشان می‌دهد که در سال‌های ابتدایی این بازه، نااطمینانی بسیار بالا و حدود ۶۵ درصد بود که ناشی از تبعات جنگ تحمیلی، ضعف زیرساخت‌ها، محدودیت‌های فناوری و مشکلات مدیریتی بود. در دهه‌های ۱۳۷۰ و طول دهه ۱۳۸۰، شاخص به‌طور قابل‌توجهی کاهش یافت و به حدود ۱۵ درصد رسید، امری که نتیجه برنامه‌های توسعه‌ای،

افزایش سرمایه‌گذاری، بهره‌برداری از نیروگاه‌ها و میادین جدید و بهبود مدیریت مصرف انرژی بود. این دوره بیانگر توانمندی نسبی در کنترل شوک‌ها و ثبات‌بخشی به بازار انرژی ایران است. با آغاز دهه ۱۳۹۰، روند کاهش نااطمینانی متوقف شد و شاخص نوسانات قابل توجهی یافت و در سال‌های پایانی دهه به حدود ۲۷/۸ درصد رسید. افزایش بی‌ثباتی در این دوره به‌طورعمده ناشی از تحریم‌های اقتصادی، نوسانات قیمت نفت، مشکلات ساختاری شبکه‌های انتقال و توزیع و رشد سریع مصرف انرژی بدون تطابق کافی با ظرفیت تولید بود. در سال‌های اخیر (۱۴۰۰ تا ۱۴۰۳)، شاخص نااطمینانی در سطحی نسبتاً بالا و ثابت، بیش از ۳۹ درصد، باقی مانده است که هشداردهنده تداوم بی‌ثباتی و اثرات منفی آن بر رشد اقتصادی، امنیت انرژی و رفاه اجتماعی است. افزایش نااطمینانی می‌تواند سرمایه‌گذاری را کاهش و هزینه تولید را افزایش دهد و بهره‌وری بخش‌های کلیدی اقتصاد مانند صنعت، کشاورزی و خدمات را تحت تأثیر قرار دهد.

۲-۵- نتایج برآورد زیرشاخص‌های نااطمینانی بازار انرژی در ایران

نمودار ۵ نتایج مربوط به نااطمینانی تولید نفت در ایران را ارائه می‌کند.



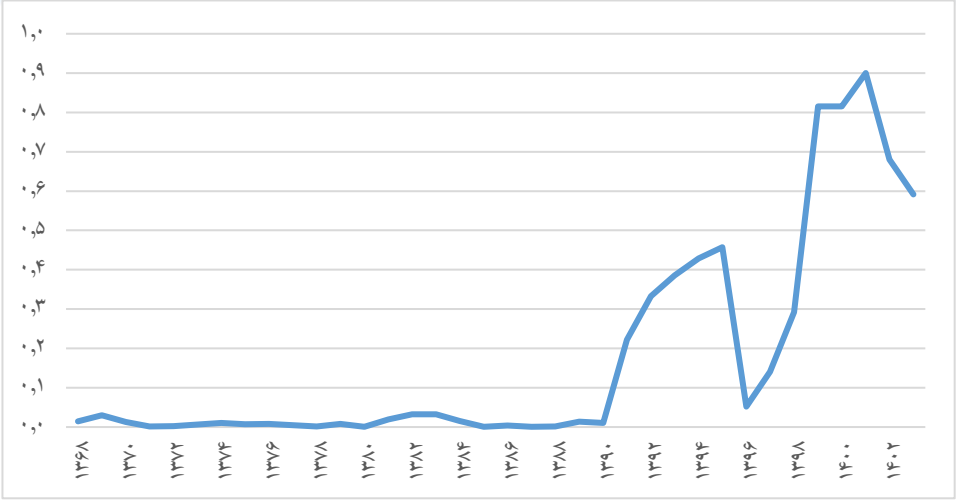
نمودار ۵: نااطمینانی تولید نفت خام در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی روند نااطمینانی در تولید نفت خام ایران در فاصله سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ حاکی از نوسانات قابل‌توجه در میزان عدم اطمینانی در این بخش کلیدی از اقتصاد انرژی کشور است. در ابتدای دوره، یعنی سال ۱۳۶۸، سطح نااطمینانی معادل ۴/۴۷ درصد بوده که نشان‌دهنده شرایط نسبتاً

ناپایدار در تولید نفت پس از پایان جنگ تحمیلی و آغاز بازسازی زیرساخت‌هاست. با گذشت زمان، در دهه ۱۳۷۰، این شاخص به‌طور پیوسته کاهش یافته و در سال‌های ۱۳۷۶ و ۱۳۷۷ به کمترین مقدار خود، یعنی حدود۰/۱ درصد می‌رسد. این کاهش چشمگیر بیانگر نوعی ثبات در سیاست‌های نفتی، بهبود عملکرد تولید، و کاهش ریسک‌های ساختاری در بخش انرژی کشور در آن دوره است. از اوایل دهه ۱۳۸۰، روند افزایشی در نااطمینانی قابل‌مشاهده است. در سال ۱۳۸۴، شاخص به ۴/۰۴ درصد افزایش یافته و در سال ۱۳۸۵ با جهشی قابل‌توجه به ۱۱/۹۶ می‌رسد. این افزایش را می‌توان ناشی از تحولات بین‌المللی در بازار نفت، تنش‌های سیاسی، و آغاز اعمال برخی محدودیت‌های خارجی بر صنعت نفت ایران دانست. در ادامه و تا سال ۱۳۹۱، شاخص با نوساناتی بین ۳ تا ۲۲ درصد مواجه است که نشان‌دهنده تداوم فضای بی‌ثبات و متأثر از تحریم‌های تدریجی غرب است. از سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶، نااطمینانی در سطح میانه قرار دارد (بین ۳ تا ۲۵ درصد) اما از سال ۱۳۹۷ به بعد، با خروج ایالات متحده از توافق برجام و بازگشت شدید تحریم‌های نفتی، شاخص نااطمینانی جهش قابل‌توجهی را تجربه می‌کند. در سال ۱۳۹۷ این شاخص به ۲۵/۱۷ درصد می‌رسد و در ادامه در سال‌های ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹ به ترتیب به ۳۲/۳۵ درصد و ۳۸/۱۶ درصد افزایش می‌یابد.

این روند صعودی، بازتابی از تشدید ریسک‌های سیاسی، اقتصادی و تجاری است که در فضای تصمیم‌گیری صنعت نفت کشور شکل گرفته‌اند. نهایتاً در سال‌های ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۲، نااطمینانی در تولید نفت به حدود ۸۴/۷۹ درصد تثبیت می‌شود و در سال ۱۴۰۳ به اوج خود یعنی ۹۱/۳۰ درصد می‌رسد. چنین سطحی از نااطمینانی، بیانگر وضعیت بحرانی در ثبات تولید نفت خام کشور است و پیامدهای جدی برای درآمدهای نفتی، سیاست‌گذاری کلان اقتصادی و جذب سرمایه‌گذاری در صنعت نفت به همراه دارد. در نمودار (۶) نتایج مربوط به نااطمینانی صادرات نفت در ایران ارائه‌شده است.



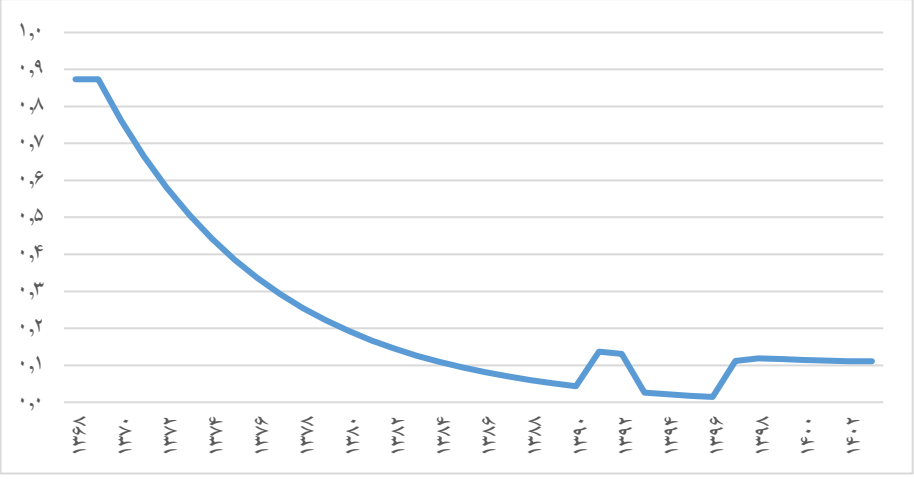
نمودار ٦: نااطمینانی صادرات نفت خام در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

روند نااطمینانی صادرات نفت خام ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ نشان‌دهنده نوسانات مهمی در سطح ریسک این بخش حیاتی از اقتصاد کشور است. در آغاز دوره، شاخص نااطمینانی در سطح پایین قرار دارد؛ به طور مثال در سال ۱۳۶۸ برابر با ۱/۴۶٪ بوده و در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۴ در بازهٔ حدود ۱/۳ تا ۱/۰۸٪ نوسان داشته است. این سطح پایین نااطمینانی احتمالاً بازتاب ثبات نسبی بازار جهانی نفت پس از پایان جنگ ایران و عراق و تلاش‌های دولت برای بازیابی ظرفیت صادراتی بود. در ادامه و تا پایان دهه ۱۳۷۰، نااطمینانی همچنان پایین باقی ماند؛ به‌عنوان نمونه در سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ این شاخص کمتر از ۱٪ بوده و در برخی سال‌ها مانند ۱۳۸۰ به حدود ۰/۰۷٪ کاهش یافت. این وضعیت نشان‌دهنده فضای نسبتاً باثبات در حوزه صادرات نفت طی سال‌های تثبیت اقتصادی و رونق نسبی در بازار جهانی نفت است. اما در اوایل دهه ۱۳۸۰ و به‌ویژه در سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۴، با افزایش برخی تنش‌های ژئوپلیتیکی و تحولات بازار انرژی، نااطمینانی صادرات نفت خام افزایش یافت و در سال ۱۳۸۲ به ۳/۲۴٪ رسید. با ورود به دهه ۱۳۹۰، جهشی محسوس در شاخص نااطمینانی مشاهده می‌شود. در سال ۱۳۹۱ نااطمینانی ۲۲/۲۶٪ و در سال ۱۳۹۲ به ۳۳/۲۷٪ رسید. این افزایش شدید با تحریم‌های گسترده غرب علیه صنعت نفت ایران و محدودیت‌های بانکی و بیمه‌ای مرتبط است. اوج این روند در سال ۱۳۹۵ با رسیدن شاخص به ۴۵/۶۹٪ رقم خورد و درسال ۱۳۹۶ هم به دلیل خروج امریکا از برجام شاخص حالت نزولی را داشته است. این ارقام نمایانگر

ناتوانی در برنامه‌ریزی بلندمدت صادرات نفت و کاهش پیش‌بینی‌پذیری درآمدهای ارزی کشور است. در سال‌های بعد، شرایط پیچیده‌تر شد. در سال ۱۳۹۸ شاخص به ۲۹/۲۱٪ و در سال ۱۳۹۹ به ۸۱٪/۵۴ افزایش یافت. این میزان بالا در سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۱ نیز تکرار شد که تأثیر مستقیم تحریم‌های یک‌جانبه آمریکا پس از خروج از برجام و مشکلات در حمل‌ونقل دریایی، بیمه نفتکش‌ها و نقل‌وانتقال ارز را نشان می‌دهد. چنین سطحی از نااطمینانی، امنیت انرژی کشور را در سطح بین‌المللی زیر سؤال برده و مانعی جدی برای همکاری‌های تجاری و جذب سرمایه‌گذاری خارجی بوده است. در دو سال پایانی دوره یعنی ۱۴۰۲ و ۱۴۰۳، شاخص نااطمینانی به ترتیب به ۶۸/۰۴ ٪ و ۵۹/۱۶٪ کاهش یافته است. این افت می‌تواند به واسطه افزایش مهارت در دور زدن تحریم‌ها، افزایش فروش غیررسمی نفت به چین و کشورهای منطقه، و به‌کارگیری سیاست‌های متنوع‌سازی بازارها باشد. با این حال، سطح بالای نااطمینانی همچنان ادامه دارد.

نمودار (۷) نتایج مربوط به نااطمینانی مصرف فرآورده‌های نفتی در ایران را ارائه می‌کند.



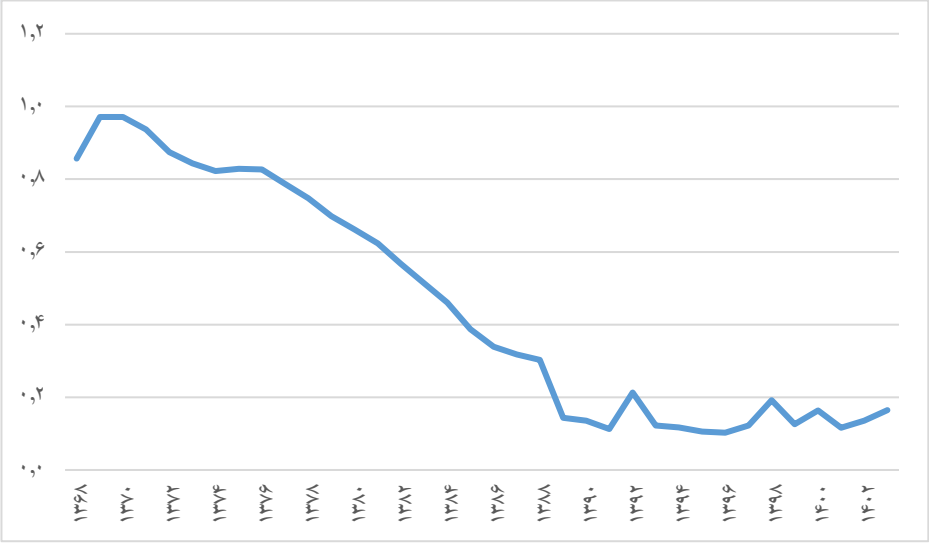
نمودار ۷: نااطمینانی مصرف فرآورده‌های نفتی در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص نااطمینانی مصرف فرآورده‌های نفتی در ایران طی بازهٔ زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ روندی نسبتاً منظم و نزولی را نشان می‌دهد که بیانگر بهبود در پیش‌بینی‌پذیری مصرف انرژی و ثبات در رفتار مصرف‌کنندگان طی چند دهه گذشته است. در ابتدای دوره، یعنی در سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۶۹،

شاخص نااطمینانی در سطح بسیار بالای ۸۷/۳۴٪ قرار داشته است. این میزان بالا احتمالاً به دلیل نبود زیرساخت‌های دقیق ثبت داده، ضعف در سیاست‌گذاری انرژی و پیامدهای جنگ تحمیلی بوده است. در دهه ۱۳۷۰، شاخص نااطمینانی با سرعتی قابل‌توجه کاهش می‌یابد. تا سال ۱۳۷۴، میزان نااطمینانی به ۴۴/۲۳٪ و تا پایان دهه، یعنی سال ۱۳۷۹، به حدود ۲۲/۱۸٪ کاهش‌یافته است. این روند کاهشی را می‌توان نتیجه سیاست‌های اصلاح قیمت، توزیع بهینه فرآورده‌ها و آغاز برنامه‌ریزی‌های دقیق در حوزه مصرف سوخت دانست. همچنین افزایش نظارت و بهبود آمارگیری مصرف انرژی از سوی دولت در این دوران نقش مهمی در کاهش عدم اطمینان ایفا کرده است. دهه ۱۳۸۰ شاهد ادامه روند نزولی نااطمینانی است؛ به‌گونه‌ای که شاخص در سال ۱۳۸۴ به ۱۰/۸۹٪ و در سال ۱۳۸۷ به ۶/۹۸٪ کاهش می‌یابد. تا سال ۱۳۹۰، این شاخص به حداقل ۴/۳۶٪ می‌رسد. کاهش مستمر نااطمینانی در این دوره می‌تواند نتیجه سیاست‌های هدفمندی یارانه‌ها، اصلاح نظام توزیع سوخت، و توسعه فناوری‌های سنجش و پایش مصرف در سطح ملی باشد. اما در سال ۱۳۹۱، جهشی قابل‌توجه در شاخص نااطمینانی مشاهده می‌شود؛ به‌طوری‌که از ۴/۳۶٪ در سال ۱۳۹۰ به ۱۳/۷۰٪ در سال ۱۳۹۱ می‌رسد. این افزایش ناگهانی ممکن است به دلیل شوک‌های ناشی از تحریم‌های بین‌المللی، افزایش نرخ ارز، و تغییر الگوهای مصرف ناشی از نااطمینانی اقتصادی کلان باشد. این وضعیت در سال ۱۳۹۲ نیز با ثبت عدد ۱۳/۱۲٪ ادامه می‌یابد. جالب آن که در سال ۱۳۹۳، نااطمینانی به‌شدت کاهش‌یافته و به ۲/۶۱٪ رسیده است. اما این روند با نوساناتی در سال‌های بعد همراه بوده است؛ از جمله در سال ۱۳۹۷ که شاخص به ۱۱/۱۴٪ و در سال ۱۳۹۸ به ۱۱/۸۸٪ افزایش یافته است. این افزایش‌ها را می‌توان با ناآرامی‌های داخلی، شوک‌های ناشی از افزایش نرخ بنزین، و تداوم تحریم‌های اقتصادی مرتبط دانست. در چهار سال پایانی دوره، یعنی از ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۳، شاخص نااطمینانی تقریباً ثابت و در محدوده ۱۱/۱۳٪ باقی مانده است. این ثبات نسبی نشان می‌دهد که اگرچه مصرف فرآورده‌های نفتی هنوز با چالش‌هایی همراه است، اما دولت توانسته با اجرای سیاست‌های نظارتی و سامان‌دهی تقاضا، سطح پیش‌بینی‌پذیری مصرف را بهبود بخشد.

نمودار (۸) نتایج مربوط به نااطمینانی تولید گاز در ایران را ارائه می‌کند.



نمودار ۸: نااطمینانی تولید گاز در ایران

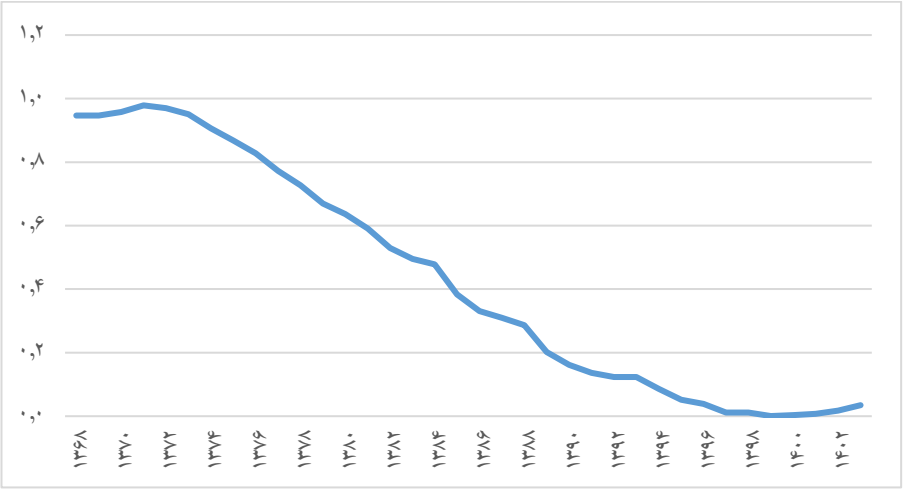
منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص نااطمینانی تولید گاز در ایران طی چهار دهه گذشته نوسانات قابل‌توجهی داشته است، اما روند کلی آن، کاهشی و به سمت پایداری نسبی بوده است. در ابتدای دوره (۱۳۶۸)، شاخص نااطمینانی در سطح نسبتاً بالای ۸۵/۶۷٪ قرار دارد که احتمالاً ناشی از ضعف زیرساخت‌های تولید، نبود شبکه‌ی توزیع پایدار، محدودیت‌های فنی و تکنولوژیکی، و تأثیرات پساجنگ تحمیلی بوده است.

در سال‌های ۱۳۶۹ و ۱۳۷۰، این شاخص به اوج ۹۷/۱۱٪ می‌رسد که بالاترین سطح نااطمینانی در کل دوره است. چنین سطحی بیانگر بی‌ثباتی شدید در ظرفیت و عملکرد تولید گاز در کشور است. با ورود به دهه ۱۳۷۰، روندی تدریجی از کاهش نااطمینانی مشاهده می‌شود. به‌ویژه در اواخر این دهه (۱۳۷۸ تا ۱۳۷۹)، شاخص به ترتیب به ۷۴/۷۱٪ و ۶۹/۷۸٪ کاهش می‌یابد. در دهه ۱۳۸۰، کشور وارد دوره‌ای از کاهش مستمر و چشمگیر در نااطمینانی تولید گاز می‌شود. تا سال ۱۳۸۴، این شاخص به ۴۶/۰۹٪ کاهش می‌یابد و در سال ۱۳۸۶ به ۳۳/۸۷٪ می‌رسد. این کاهش را می‌توان در نتیجه توسعه میادین گازی، سرمایه‌گذاری در صنایع گازرسانی، ورود فناوری‌های نوین و برنامه‌ریزی کلان وزارت نفت در زمینه تولید دانست. بیشترین کاهش نااطمینانی در سال ۱۳۸۹ مشاهده می‌شود که شاخص به ۱۴/۳۲٪ می‌رسد. همچنین در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۱ این شاخص

به سطوح پایین‌تر ۱۳/۵۴٪ و ۱۱/۲۹٪ کاهش می‌یابد که حاکی از ثبات بیشتر در تولید گاز کشور است. با این حال، در سال ۱۳۹۲ جهشی دیده می‌شود و شاخص به ۲۱/۳۳٪ می‌رسد. این افزایش نااطمینانی می‌تواند به شوک‌های تحریمی، محدودیت در تأمین تجهیزات، یا تغییر سیاست‌های تولید بازگردد. در سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵، شاخص مجدداً کاهش‌یافته و به حدود ۱۰/۵۵٪ می‌رسد. اما از ۱۳۹۶ به بعد، نوسانات بیشتری در داده‌ها دیده می‌شود. به‌عنوان مثال، در سال ۱۳۹۸ شاخص به ۱۹/۱۸ ٪ می‌رسد و در سال‌های بعد نیز بین ۱۲٪ تا ۱۶/۴۴ درصد نوسان دارد. این نوسانات را می‌توان ناشی از عوامل متعددی دانست؛ از جمله تحریم‌ها، مشکلات مالی برای تکمیل طرح‌های توسعه‌ای، افزایش مصرف داخلی در زمستان، و نبود انعطاف در مدیریت عرضه و تقاضا. بااین‌حال، در سال‌های پایانی (۱۴۰۰ تا ۱۴۰۳)، شاخص در محدوده ۱۱/۶۶٪ تا ۱۶/۴۴٪ باقی می‌ماند که نشان از بازگشت نسبی به وضعیت قابل پیش‌بینی‌تری دارد.

نمودار (۹) نتایج مربوط به نااطمینانی مصرف داخلی گاز در ایران را ارائه می‌کند.



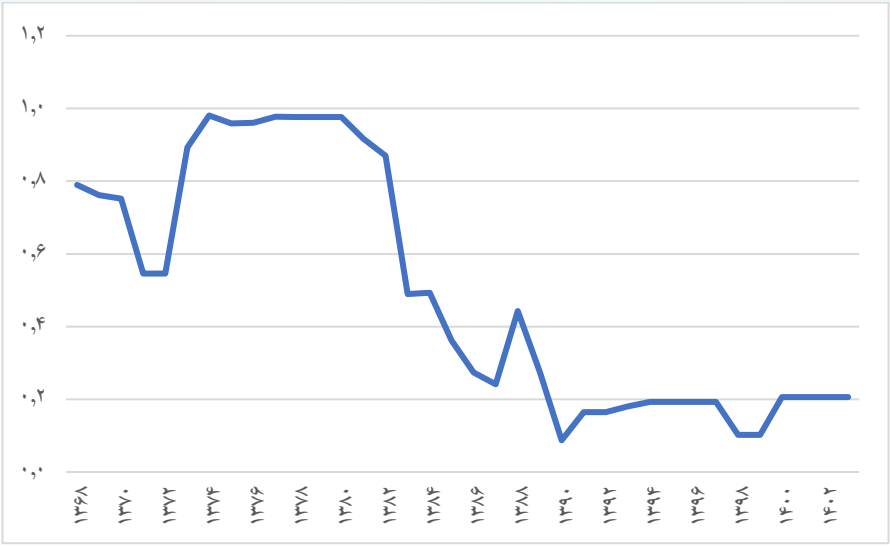
نمودار ۹: نااطمینانی مصرف گاز در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

در سال ۱۳۶۸، شاخص نااطمینانی مصرف داخلی گاز در ایران بسیار بالا و معادل۹۴/۶۶٪ بوده است. این مقدار در سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۷۰ نیز در سطح بالا باقی می‌ماند و حتی در سال ۱۳۷۱ به بالاترین مقدار خود، یعنی ۹۷/۸۶٪ می‌رسد. این ارقام نشان‌دهنده شرایط بسیار ناپایدار در

الگوی مصرف گاز کشور در آن دوران است؛ به‌ویژه به دلیل ضعف شبکه انتقال، محدود بودن پوشش گازرسانی، و تغییرات سریع در سطح مصرف صنعتی و خانگی. با شروع دهه ۱۳۷۰ و به‌ویژه از سال ۱۳۷۴ به بعد، روند کاهش نااطمینانی آغاز می‌شود. در سال ۱۳۷۵ شاخص به ۸۶/۸۳٪ می‌رسد و در سال ۱۳۷۹ به ۶۶/۹۴٪ کاهش می‌یابد. این کاهش احتمالاً به گسترش شبکه گازرسانی در شهرها و روستاها، ارتقاء مدیریت مصرف، و افزایش تجربه مصرف‌کنندگان بازمی‌شود. در دهه ۱۳۸۰، کاهش پایدارتری در نااطمینانی مشاهده می‌شود. به طور خاص، از سال ۱۳۸۲ به بعد، شاخص به زیر ۵۳٪ می‌رسد و در سال ۱۳۸۵ مقدار آن به ۳۸/۳۳٪ کاهش پیدا می‌کند. این وضعیت بیانگر تثبیت نسبی الگوی مصرف داخلی گاز و تطبیق سیاست‌های عرضه با تقاضای فصلی است. بیشترین افت نااطمینانی مصرف داخلی گاز در دهه ۱۳۹۰ رخ می‌دهد. در این دوره، شاخص از ۲۰/۱۸٪ در سال ۱۳۸۹ به ۰/۰۵٪ در سال ۱۳۹۹ می‌رسد. این افت چشمگیر می‌تواند نشانگر بلوغ کامل شبکه گازرسانی، بهبود سیستم‌های مدیریت مصرف، گسترش گازرسانی روستایی و صنعتی، و همچنین اثرگذاری سیاست‌های قیمتی و بهینه‌سازی مصرف باشد. بااین‌حال، از سال ۱۴۰۰ به بعد، افزایش تدریجی نااطمینانی مشاهده می‌شود. به‌طوری که شاخص از ۰/۳۲٪ در سال ۱۴۰۰ به ۳/۵۱٪ در سال ۱۴۰۳ می‌رسد. این افزایش مجدد هرچند جزئی، اما می‌تواند زنگ هشداری برای آغاز ناپایداری در مصرف داخلی گاز باشد. دلایلی چون نوسانات شدید اقلیمی، افزایش فشار بر شبکه در زمستان، یا ضعف در سیاست‌گذاری بهینه‌سازی مصرف می‌تواند از عوامل مؤثر بر این روند باشد.

نمودار (۱۰) نتایج مربوط به نااطمینانی صادرات گاز در ایران را ارائه می‌کند.



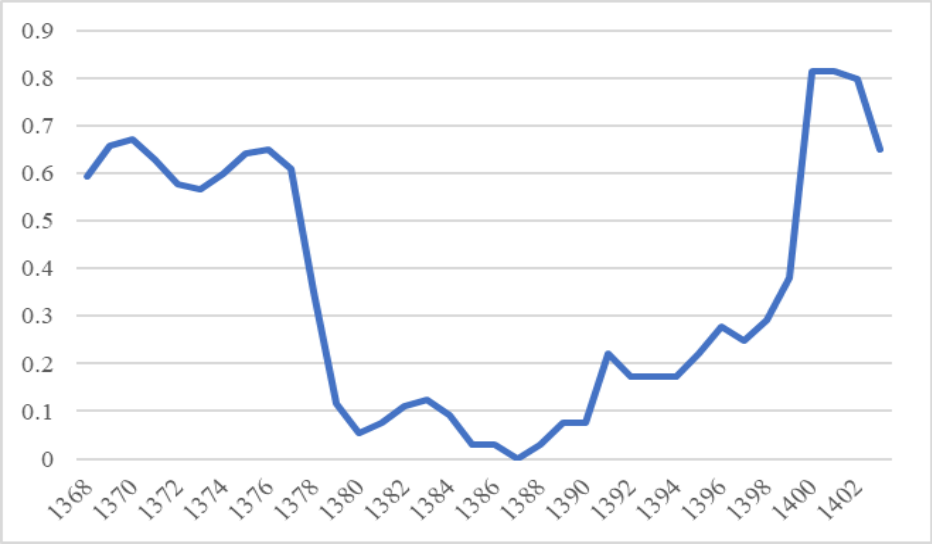
نمودار ۱۰: نااطمینانی صادرات گاز در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

در ابتدای دوره (۱۳۶۸ تا ۱۳۷۲)، نااطمینانی در صادرات گاز ایران در سطح بالا اما نسبتاً نزولی قرار داشت و از ۷۸/۹۵٪ به ۵۴.۵۶٪ رسید. این دوره را می‌توان دوران آغازین تلاش‌های ایران برای توسعه صادرات گاز دانست که هنوز باثبات زیادی همراه نبود. اما در سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۲، با جهش ناگهانی در شاخص، نااطمینانی به اوج خود رسید. به‌ویژه در سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۰، مقادیر شاخص بین ۹۵٪ تا ۹۸٪ در نوسان بود. این وضعیت به‌احتمال زیاد ناشی از نبود زیرساخت‌های پایدار صادراتی، نوسانات تصمیم‌گیری در سیاست‌های انرژی و وابستگی به توافقات بین‌المللی ناپایدار بوده است. در ادامه و از سال ۱۳۸۳ به بعد، کاهش قابل‌توجهی در نااطمینانی دیده می‌شود. به‌عنوان‌مثال، در سال ۱۳۸۵ شاخص به ۳۶/۲۰٪ و در سال ۱۳۸۶ به ۲۷/۳۹٪ کاهش‌یافته است. این امر می‌تواند به توسعه تدریجی خطوط لوله صادراتی مانند خط ایران – ترکمنستان، توسعه زیرساخت‌ها و تقویت روابط انرژی با کشورهای همسایه نسبت داده شود. در سال ۱۳۹۰، کمترین میزان نااطمینانی طی کل دوره مشاهده می‌شود (حدود ۸/۷۲٪) که می‌تواند ناشی از ثبات نسبی در بازار صادراتی ایران و تثبیت قراردادهای بین‌المللی باشد. بااین‌حال، در دهه ۱۳۹۰ به‌ویژه از سال ۱۳۹۳ به بعد، شاخص در سطح نسبتاً ثابتی حدود ۱۶ تا ۲۰٪ باقی‌مانده است. این دوره نشان می‌دهد که هرچند صادرات گاز از نوسانات شدید فاصله گرفته، اما همچنان درگیر چالش‌هایی چون

تحریم‌ها، محدودیت‌های زیرساختی، و ناپایداری در تقاضای کشورهای مقصد است.

نمودار (۱۱) نتایج مربوط به نااطمینانی واردات گاز در ایران را ارائه می‌کند.



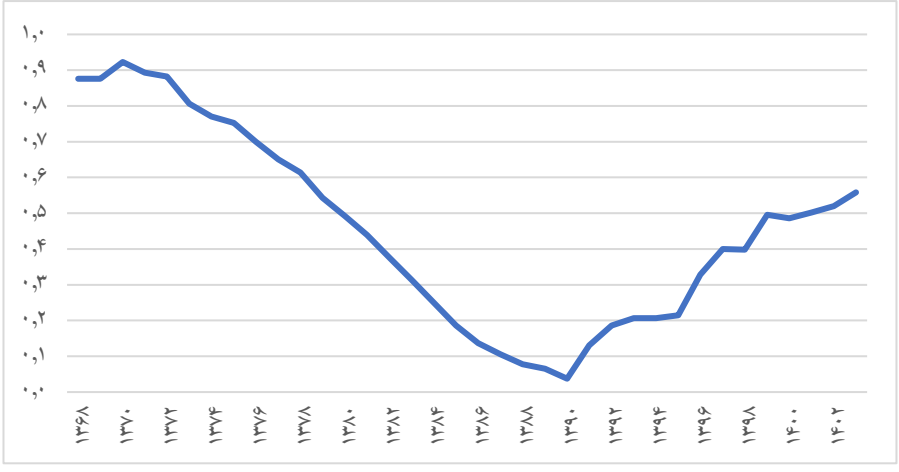
نمودار ۱۱: نااطمینانی واردات گاز در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص نااطمینانی واردات گاز در ایران در سال‌های ابتدایی دوره موردبررسی، یعنی از سال ۱۳۶۸ تا اوایل دهه ۱۳۷۰، در سطح بالایی قرار داشته و تقریباً بین ۵۶ درصد تا ۶۷ درصد نوسان داشته است. این سطح نسبتاً بالا از نااطمینانی نشان‌دهنده وابستگی قابل‌توجه ایران به واردات گاز و ضعف در مدیریت و زیرساخت‌های مرتبط بوده است. همچنین این دوره هم‌زمان با تحولات سیاسی – اقتصادی منطقه و تحولات پساجنگ ایران و عراق است که بر ثبات تأمین انرژی وارداتی تأثیرگذار بوده است. در اواخر دهه ۱۳۷۰ و اوایل دهه ۱۳۸۰، شاهد کاهش در نااطمینانی واردات گاز هستیم که شاخص در برخی سال‌ها به کمتر از ۱۰ درصد رسیده است. این روند کاهشی نشانگر بهبود نسبی در قراردادهای بین‌المللی، تثبیت مسیرهای وارداتی و توسعه زیرساخت‌های انتقال گاز است. در این دوره تلاش‌هایی برای افزایش امنیت انرژی از طریق مذاکره و توسعه خطوط لوله وارداتی انجام شده است که به کاهش نااطمینانی کمک کرده است. اما نکته قابل‌توجه، افزایش تدریجی نااطمینانی واردات گاز از سال‌های میانی دهه ۱۳۸۰ و اوج‌گیری آن در دهه ۱۳۹۰ است. این روند افزایشی را

می‌توان ناشی از پیچیدگی‌های فزاینده در روابط بین‌المللی ایران، اعمال تحریم‌های شدید اقتصادی و محدودیت در دسترسی به فناوری و تجهیزات لازم دانست. به‌ویژه تحریم‌های اعمال شده پس از سال ۱۳۹۰ فشارهای شدیدی بر تأمین واردات گاز وارد کرده و باعث افزایش ریسک‌های مرتبط با این بخش شده است. افزایش نااطمینانی واردات گاز در سال‌های ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱ به بالاترین حد خود (حدود ۸۱/۵۶ درصد) رسیده است که این امر نشان‌دهنده بحران جدی در تأمین منابع انرژی وارداتی است. این بحران می‌تواند ناشی از محدودیت‌های مالی، مشکلات تحریمی، تغییرات در سیاست‌های کشورهای صادرکننده، و ناتوانی در جایگزینی سریع منابع داخلی باشد. این وضعیت، به‌شدت امنیت انرژی کشور را تحت‌تأثیر قرار داده و می‌تواند زمینه‌ساز افزایش هزینه‌ها، کاهش بهره‌وری و ناپایداری در بخش‌های مختلف صنعتی و خانگی شود. کاهش نسبی شاخص در سال‌های ۱۴۰۲ و ۱۴۰۳ (حدود ۶۵ تا ۷۹ درصد) اگرچه کمی امیدوارکننده است، اما همچنان نااطمینانی بالا را نشان می‌دهد و گویای این است که ساختار واردات گاز همچنان آسیب‌پذیر و شکننده باقی‌مانده است. این شرایط ضرورت اتخاذ سیاست‌های بلندمدت برای کاهش وابستگی به واردات، افزایش ظرفیت تولید داخلی، توسعه فناوری‌های جایگزین و بهبود مدیریت مصرف را برجسته می‌سازد.

نمودار (۱۲) نتایج مربوط به نااطمینانی تولید برق در ایران را ارائه می‌کند.



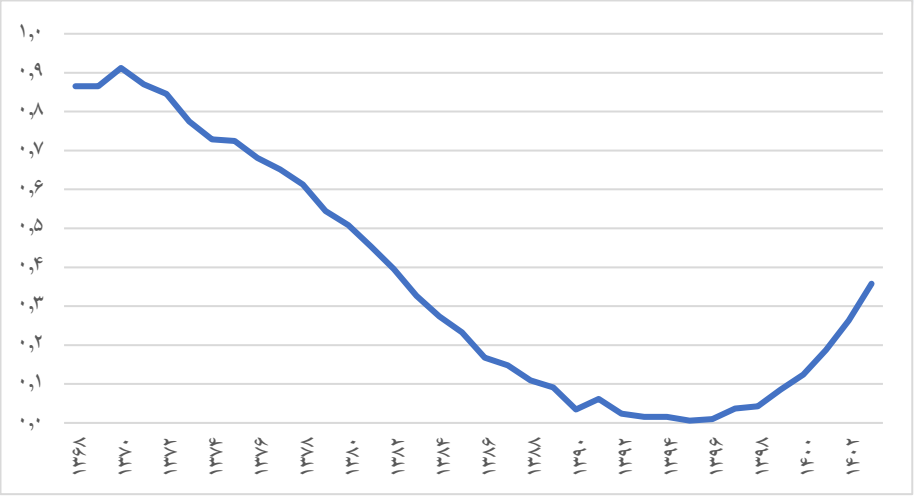
نمودار ۱۲: نااطمینانی تولید برق در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص نااطمینانی تولید برق در ایران از سال ۱۳۶۸ با مقداری بسیار بالا در حدود ۸۷/۶۲

درصد آغاز شده است که نشان‌دهنده شرایط ناپایدار و پرریسک در بخش تولید برق کشور در سال‌های پس از جنگ تحمیلی است. این سطح بالا به دلیل آسیب‌های گسترده به زیرساخت‌ها، کمبود تجهیزات و محدودیت‌های فنی و مدیریتی در آن دوره قابل‌توجیه است. در ادامه دهه ۱۳۷۰، روندی نسبتاً پیوسته و کاهشی در میزان نااطمینانی مشاهده می‌شود که تا سال ۱۳۷۷ شاخص به حدود ۶۵/۰۴ درصد کاهش‌یافته است. این کاهش قابل‌توجه منعکس‌کننده پیشرفت‌های زیرساختی، سرمایه‌گذاری‌های جدید در نیروگاه‌ها و بهبود شبکه انتقال برق است که توانست ثبات نسبی را به بخش تولید برق بازگرداند. در دهه ۱۳۸۰ این روند کاهشی ادامه داشته و در سال ۱۳۸۵ نااطمینانی تولید برق به حدود ۱۸/۵۹ درصد رسیده است که گواهی بر موفقیت نسبی سیاست‌های توسعه‌ای و افزایش ظرفیت تولید کشور است. بااین‌حال، از سال ۱۳۹۰ به بعد شاهد نوسانات و افزایش دوباره نااطمینانی هستیم. نقطه حداقلی نااطمینانی در سال ۱۳۹۰ با مقدار ۳/۷۴ درصد رقم خورد؛ اما این وضعیت پایدار نماند و طی سال‌های بعد این شاخص به‌صورت پیوسته افزایش یافت تا جایی که در سال ۱۳۹۹ به حدود ۴۹/۵۴ درصد رسید. این افزایش مجدد می‌تواند ناشی از عوامل متعددی از جمله رشد فزاینده تقاضای برق، مشکلات در توسعه نیروگاه‌های جدید، افزایش سن نیروگاه‌های موجود، محدودیت در تأمین سوخت و مشکلات مدیریتی باشد. همچنین تأثیر تحریم‌های اقتصادی و ناتوانی در جذب سرمایه‌گذاری‌های لازم، این روند را تشدید کرده است. در سال‌های ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۳ شاخص نااطمینانی تولید برق در محدوده‌ای نسبتاً بالا بین ۴۸ تا ۵۵ درصد تثبیت شده که بیانگر چالش‌های مداوم در بخش تولید برق است. این ناپایداری می‌تواند تبعات منفی جدی بر اقتصاد کشور، از جمله افزایش هزینه‌ها، کاهش بهره‌وری صنایع و ایجاد اختلال در زندگی روزمره مردم داشته باشد؛ بنابراین، بهبود شرایط مستلزم اقدامات راهبردی شامل توسعه زیرساخت‌ها، بهره‌گیری از فناوری‌های نوین، ارتقای شبکه‌های هوشمند، افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر و اصلاح نظام قیمت‌گذاری است. تنها با این رویکردها می‌توان به کاهش نااطمینانی در تولید برق و تضمین امنیت انرژی کشور امیدوار بود.

نمودار (۱۳) نتایج مربوط به نااطمینانی مصرف برق در ایران را ارائه می‌کند.



نمودار ۱۳: نااطمینانی مصرف برق در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

شاخص نااطمینانی مصرف برق در ایران از سال ۱۳۶۸ با مقدار بالایی حدود ۸۶/۵ درصد آغاز شده است که این سطح بالا نشان‌دهنده تغییرات و عدم ثبات قابل‌توجه در الگوهای مصرف برق کشور در دهه‌های ابتدایی پس از جنگ است. عواملی مانند نوسانات اقتصادی، کمبود تجهیزات اندازه‌گیری و کنترل مصرف، تغییرات فصلی شدید و فقدان زیرساخت‌های هوشمند مدیریت مصرف از دلایل اصلی این نااطمینانی در دوره ابتدایی محسوب می‌شوند. در ادامه دهه ۱۳۷۰، روند کاهشی در نااطمینانی مصرف برق مشاهده می‌شود؛ به‌گونه‌ای که تا سال ۱۳۷۷ این شاخص به حدود ۶۵/۱۲ درصد کاهش می‌یابد. این کاهش تا اواسط دهه ۱۳۸۰ ادامه یافته و شاخص نااطمینانی مصرف برق در سال ۱۳۸۵ به حدود ۲۳/۲۵ درصد رسید که بیانگر بهبود مدیریت مصرف، توسعه برنامه‌های صرفه‌جویی و افزایش آگاهی عمومی نسبت به اهمیت مصرف بهینه انرژی است. با ورود به دهه ۱۳۹۰، این روند کاهشی ادامه یافته و در سال ۱۳۹۰ شاخص نااطمینانی مصرف برق به کمترین میزان خود، یعنی حدود ۳/۴۵ درصد، رسیده است. اما مشابه با روند نااطمینانی تولید برق، نااطمینانی مصرف برق پس از این سال‌ها افزایش‌یافته است. این افزایش مجدد که از میانه دهه ۱۳۹۰ شروع شده، تا سال ۱۴۰۳ به حدود ۳۵/۷۶ درصد رسیده است. عوامل مؤثر بر این رشد نااطمینانی می‌تواند شامل تغییرات ناگهانی در الگوهای مصرف، نوسانات اقلیمی، افزایش ناگهانی تقاضا به‌ویژه در تابستان‌ها، مشکلات زیرساختی در اندازه‌گیری و مدیریت مصرف، و تأثیرات اقتصادی و اجتماعی

تحریم‌ها باشد. افزایش نااطمینانی مصرف برق در دهه اخیر به‌ویژه در شرایطی که توسعه زیرساخت‌های برق و برنامه‌های مدیریت مصرف به‌اندازه کافی پاسخگو نبوده‌اند، می‌تواند خطرات متعددی برای امنیت انرژی و پایداری شبکه ایجاد کند. نوسانات زیاد مصرف برق موجب افزایش فشار بر شبکه توزیع و تولید شده و ممکن است به خاموشی‌های برنامه‌ریزی‌نشده و کاهش کیفیت خدمات برق منجر شود.

۳-۵- تاثیر شاخص نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی در ایران

برای پیشگیری از وقوع رگرسیون کاذب، لازم است پیش از برآورد مدل، ویژگی ریشه واحد متغیرهای پژوهش بررسی شود. نتایج این آزمون برای متغیرهای پژوهش در جدول (۸) ارائه شده و به عنوان مبنای تحلیل پایایی در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد.

جدول ۸: نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

متغیر	آماره آزمون		پایایی
	سطح	یک‌بار تفاضل	
تولید ناخالص داخلی	-۰/۱۰۹ (۰/۹۴۰)	-۴/۸۳ (۰/۰۰۰)	I(1)
نااطمینانی بازار انرژی	-۱/۹۶ (۰/۲۹۸)	-۳/۴۴ (۰/۰۱۶)	I(1)
سرمایه	-۱/۷۹ (۰/۳۷۴)	-۴/۶۰ (۰/۰۰۰)	I(1)
نیروی کار	-۱/۴۰ (۰/۵۶۷)	-۴/۲۵ (۰/۰۰۲)	I(1)
تکنولوژی	-۴/۱۶ (۰/۰۰۲)	-	I(0)
ریسک سیاسی	۰/۱۵۳ (۰/۹۶۵)	-۵/۷۱ (۰/۰۰۰)	I(1)
نرخ مشارکت اقتصادی زنان	-۲/۰۲ (۰/۲۷۴)	-۴/۰۵ (۰/۰۰۳)	I(1)
ریسک ژئوپلیتیک	-۳/۲۵ (۰/۰۲۵)	-	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: مقادیر داخل () نمایانگر سطح احتمال است.

باتوجه‌به اینکه برخی متغیرها در تفاضل مرتبه اول پایا و برخی دیگر در سطح اولیه پایا هستند، لازم است از روش‌هایی استفاده شود که توانایی مواجهه با چنین ترکیبی از متغیرها را داشته باشد. در این زمینه، روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) به‌عنوان یکی از روش‌های معتبر برای برآورد روابط هم انباشتگی میان متغیرهای I(0) و I(1) معرفی می‌شود. قبل از ارائه نتایج آزمون هم انباشتگی، نتایج سه معیار آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین در جدول (۹) ارائه شده است. جدول (۹) برای تعیین طول وقفه بهینه مدل ارائه شده است. بر اساس این جدول، طول وقفه بهینه از دیدگاه معیار آکائیک و حنان-کویین برابر با ۲ و از نظر معیار شوارتز برابر با ۱ است.

جدول ۹: تعیین طول وقفه بهینه مدل

وقفه	آکائیک	حنان – کوئین	شوارتز - بیزین
۰	۱۴۲/۴۴	۱۴۲/۵۶	۱۴۲/۸۰
۱	۱۲۷/۱۲	۱۲۸/۲۲	۱۳۰/۳۵*
۲	۱۲۵/۴۴*	۱۲۷/۵۲*	۱۳۱/۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: * بیانگر طول وقفه بهینه است.

نتایج آزمون اثر، وجود پنج بردار هم‌انباشتگی و نتایج آزمون بیشینه مقدار ویژه، وجود دو بردار هم‌انباشتگی را در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌کند. این نتایج نشان‌دهنده وجود روابط بلندمدت پایدار بین متغیرهای مدل است، که از نظر آماری معنی‌دار محسوب می‌شود.

پس از تأیید وجود هم انباشتگی، نتایج رویکرد حداقل مربعات پویا در جدول (۱۱) ارائه شده است. نتایج مدل DOLS نشان می‌دهد که نااطمینانی در بازار انرژی تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی ایران دارد (ضریب ۰/۰۲۲-). این نااطمینانی می‌تواند ناشی از نوسانات عرضه و تقاضا، بی‌ثباتی قیمت نفت و گاز، عدم شفافیت سیاست‌های انرژی و تنش‌های ژئوپلیتیک باشد و با کاهش سرمایه‌گذاری و افزایش هزینه‌ها، رشد اقتصادی را در میان‌مدت و بلندمدت تضعیف کند. در مقابل، سرمایه فیزیکی با ضریب ۰/۱۷۳ نقش مثبت و قابل‌توجهی در رشد اقتصادی دارد و اهمیت سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و افزایش بهره‌وری عوامل تولید را نشان می‌دهد. نیروی کار نیز با ضریب ۰/۴۳۹ اثر مستقیم و مهمی بر رشد اقتصادی دارد؛ به‌ویژه در کشوری با جمعیت جوان، ارتقای مهارت و بهره‌وری نیروی انسانی می‌تواند فرصت جمعیتی را به مزیت اقتصادی تبدیل کند.

جدول ۱۰: نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون و جوسیلیوس

تعداد بردار	فرض صفر	آزمون اثر				آزمون حداکثر مقادیر ویژه (max)			
		آماره مقادیر ویژه	آماره اثر	مقادیر بحرانی	احتمال	آماره مقادیر ویژه	آماره max	مقادیر بحرانی	احتمال
۰	r = ۰	۰/۹۱۴	۲۶۵/۱۷	۱۵۹/۵۲	۰/۰۰۰	۰/۹۱۴	۸۳/۴۹	۵۲/۳۶	۰/۰۰۰
۱	r < ۱	۰/۸۲۲	۱۸۱/۶۸	۱۲۵/۶۱	۰/۰۰۰	۰/۸۲۲	۵۸/۷۱	۴۶/۲۳	۰/۰۰۱
۲	r < ۲	۰/۷۱۱	۱۲۲/۹۶	۹۵/۷۵	۰/۰۰۰	۰/۷۱۱	۴۲/۲۴	۴۰/۰۷	۰/۰۲۸
۳	r < ۳	۰/۵۵۵	۸۰/۷۲	۶۹/۸۱	۰/۰۰۵	۰/۵۵۵	۲۷/۵۹	۳۳/۸۷	۰/۲۳۳
۴	r < ۴	۰/۴۹۱	۵۳/۱۳	۴۷/۸۵	۰/۰۱۴	۰/۴۹۱	۲۳/۰۰	۲۷/۵۸	۰/۱۷۳
۵	r < ۵	۰/۳۸۲	۳۰/۱۳	۲۹/۷۹	۰/۰۴۵	۰/۳۸۲	۱۶/۳۹	۲۱/۱۳	۰/۲۰۲
۶	r < ۶	۰/۲۸۷	۱۳/۷۳	۱۵/۴۹	۰/۰۹۰	۰/۲۸۷	۱۱/۵۲	۱۴/۲۶	۰/۱۲۹
۷	r < ۷	۰/۰۶۳	۲/۲۱	۳/۸۴	۰/۱۳۶	۰/۰۶۳	۲/۲۱	۳/۸۴	۰/۱۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

تکنولوژی با ضریب ۳/۶۵ رشد اقتصادی را از طریق افزایش بهره‌وری و ایجاد صنایع و بازارهای جدید تقویت می‌کند. بهره‌گیری از ظرفیت علمی و نخبگان کشور، همراه با تقویت پیوند میان علم، صنعت و بازار، می‌تواند اثر فناورانه بر رشد را افزایش دهد. ریسک سیاسی با ضریب ۰/۴۹۶ اهمیت ثبات سیاسی، کاهش فساد و شفافیت در سیاست‌ها را نشان می‌دهد که اعتماد سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد و رشد اقتصادی را تسریع می‌کند .مشارکت اقتصادی زنان نیز اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد دارد و از طریق افزایش عرضه نیروی کار، بهره‌وری و درآمد خانوارها، ظرفیت تولید کشور را تقویت می‌کند.

جدول ۱۱: نتایج برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات پویا

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
نااطمینانی بازار انرژی	۰/۰۲۲-	۰/۰۰۸	۲/۷۵-	۰/۰۰۶
سرمایه	۰/۱۷۳	۰/۰۶۸	۲/۸۹	۰/۰۰۰
نیروی کار	۰/۴۳۹	۰/۱۵۸	۲/۹۲	۰/۰۰۰
تکنولوژی	۰/۰۷۲	۰/۰۲۳	۳/۶۵	۰/۰۰۰
ریسک سیاسی	۰/۴۹۶	۰/۱۸۷	۲/۷۶	۰/۰۰۸
نرخ مشارکت اقتصادی زنان	۰/۱۵۷	۰/۰۵۰	۳/۱۴	۰/۰۰۰
ریسک ژئوپلیتیک	۰/۰۱۲-	۰/۰۰۴	۳/۱۴-	۰/۰۰۰
ضریب ثابت	۱۳/۵۹-	۴/۵۰	۳/۰۲-	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در مقابل، ریسک ژئوپلیتیک با ضریب ۰/۰۱۲- نشان دهنده تهدیدات بیرونی مانند تحریم‌ها و بی‌ثباتی منطقه‌ای است که سرمایه‌گذاری، تجارت و انتقال فناوری را محدود می‌کند و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به‌طور کلی، این یافته‌ها تأکید دارند که کاهش نااطمینانی انرژی و ژئوپلیتیک، تقویت سرمایه‌گذاری، توسعه نیروی کار و فناوری، بهبود حکمرانی و افزایش مشارکت زنان، از عوامل کلیدی برای ارتقای رشد اقتصادی پایدار در ایران هستند. در ادامه برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون هم انباشتگی عدم پایداری هانسن و آزمون نرمال بودن جمله خطاها جارک‌برا استفاده شده و نتایج در جدول (۱۲) ارائه شده است.

جدول ۱۲: نتایج آزمون هانسن و نرمالیتی

آزمون‌ها	مقدار آماره	احتمال
آزمون هم انباشتگی عدم پایداری هانسن	۰/۰۸۷	> ۰/۲
آزمون نرمال بودن جمله خطاها	۰/۳۶۸	۰/۵۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۱۲)، نتایج دو آزمون مکمل برای ارزیابی صحت و پایداری رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل ارائه شده است. آزمون هانسن برای بررسی عدم پایداری هم‌انباشتگی انجام شده که مقدار آماره آن برابر با ۰/۰۸۷ است؛ از آنجا که این مقدار در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست، فرض صفر مبنی بر وجود رابطه بلندمدت پایدار رد نمی‌شود. نتایج آزمون نرمال بودن جملات خطا با استفاده از آماره جارک-برا نشان می‌دهد که مقدار این آماره برابر با ۰/۳۶۸ بوده و احتمال مربوطه نیز ۰/۵۰۴ است؛ بنابراین، فرض صفر دال بر نرمال بودن توزیع خطاها پذیرفته می‌شود. برای بررسی وجود خودهمبستگی از نمودار همبستگی Q استفاده شده که نتایج آن در جدول (۱۳) منعکس‌شده است.

جدول ۱۳: نتایج آزمون خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی

ردیف	آزمون خودهمبستگی			آزمون واریانس ناهمسانی		
	AC	PAC	احتمال	AC	PAC	احتمال
۱			۰/۰۵۶			۰/۴۹۰
۲			۰/۰۷۱			۰/۶۶۰
۳			۰/۰۹۱			۰/۸۰۰
۴			۰/۱۱۵			۰/۶۹۰
۵			۰/۱۴۳			۰/۸۱۳
۶			۰/۱۷۵			۰/۷۵۴
۷			۰/۲۱۰			۰/۶۱۳
۸			۰/۲۴۹			۰/۶۶۲
۹			۰/۲۹۰			۰/۷۵۳
۱۰			۳۳۵			۰/۸۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۱۳)، نتایج مربوط به آزمون‌های تشخیصی خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی جهت بررسی صحت آماری و اعتبار ساختار مدل براوردی ارائه شده‌اند. در گام نخست، برای تشخیص وجود خودهمبستگی در باقی‌مانده‌های مدل، از توابع خودهمبستگی (AC) و خودهمبستگی جزئی (PAC) استفاده شده و مقادیر احتمال مربوط به ده وقفه نخست تحلیل شده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در هیچ‌یک از وقفه‌ها، مقدار احتمال کمتر از سطح معنی‌داری ۰/۰۵ نیست؛ بنابراین، فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی و واریانس‌همسانی پذیرفته می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری

در جهان معاصر، انرژی به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های بنیادین توسعه اقتصادی شناخته می‌شود. نقش کلیدی این بخش در تأمین نیازهای حیاتی مانند تولید صنعتی، حمل‌ونقل، خدمات عمومی و رفاه اجتماعی، جایگاه آن را در نظام اقتصادی کشورها به‌ویژه در جوامع درحال‌توسعه، برجسته کرده است. به‌واسطه همین اهمیت، هرگونه نوسان یا بی‌ثباتی در بازار انرژی می‌تواند به شکل گسترده‌ای سایر بخش‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد و مسیر رشد و توسعه را دچار اختلال کند. در مورد ایران، این اهمیت ابعاد پیچیده‌تری دارد؛ زیرا ساختار اقتصادی کشور به‌شدت به درآمدهای نفتی و منابع انرژی وابسته است. نوسانات قیمت نفت، تحولات بین‌المللی، تغییر در سیاست‌های داخلی و شوک‌های ژئوپولیتیکی، از جمله عواملی هستند که موجب بروز نااطمینانی در بازار انرژی می‌شود. این نااطمینانی‌ها، نه‌فقط بازار انرژی بلکه کل فضای اقتصادی کشور را متأثر کرده و آثار آن در رفتار سرمایه‌گذاران، تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی و روند کلی رشد اقتصادی به‌وضوح قابل مشاهده است. در چنین شرایطی، بی‌ثباتی موجود در بازار انرژی باعث تردید در سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت، کاهش انگیزه برای فعالیت‌های مولد و در نهایت افت بهره‌وری می‌شود. هدف این پژوهش بررسی تأثیر نااطمینانی بازار انرژی و اثر آن بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۳ و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا است. در این مسیر، به طور خاص سعی شده است ضمن کنترل اثر سایر متغیرها مانند نیروی کار، سرمایه، تکنولوژی، ریسک سیاسی، ریسک ژئوپلیتیکی و نرخ مشارکت اقتصادی زنان، اثرگذاری مستقیم شاخص نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی ایران مورد ارزیابی قرار گیرد.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که نااطمینانی در بازار انرژی به‌طور معنی‌داری رشد اقتصادی ایران را محدود می‌کند و از طریق کاهش سرمایه‌گذاری، توقف پروژه‌های تولیدی و کاهش بهره‌وری اثر منفی بر ظرفیت تولیدی کشور دارد. این امر نشان‌دهنده اهمیت مدیریت بهینه منابع انرژی و کاهش وابستگی به نوسانات بازار جهانی و تحریم‌ها است. در مقابل، افزایش سرمایه‌گذاری، توسعه نیروی کار و پیشرفت فناوری نقش تعیین‌کننده‌ای در ارتقای ظرفیت تولیدی و افزایش بهره‌وری ایفا می‌کند و به‌عنوان محرک‌های اصلی رشد اقتصادی شناخته می‌شود. یافته‌ها همچنین نشان می‌دهد که بهبود شرایط سیاسی داخلی و افزایش مشارکت اقتصادی زنان می‌تواند با تقویت

ثبات نهادی، افزایش اعتماد فعالان اقتصادی و گسترش بازار کار، اثرات مثبت مستقیمی بر رشد اقتصادی داشته باشد. از سوی دیگر، ریسک‌های ژئوپلیتیک عامل محدودکننده رشد بوده و ضرورت تنش‌زدایی منطقه‌ای، تنوع‌بخشی به روابط خارجی و افزایش انعطاف‌پذیری اقتصاد در برابر شوک‌های خارجی را برجسته می‌کند. در مجموع، این نتایج بر اهمیت اتخاذ سیاست‌های جامع و هماهنگ در حوزه انرژی، سرمایه انسانی و ثبات سیاسی تأکید دارد و نشان می‌دهد که ترکیب مدیریت کارآمد منابع داخلی با سیاست خارجی متوازن می‌تواند مسیر پایداری و رشد اقتصادی بلندمدت ایران را تضمین کند.

پژوهش حاضر با تمرکز بر اثر نااطمینانی بازار انرژی، سرمایه، نیروی کار، تکنولوژی، ریسک سیاسی و ژئوپلیتیک و مشارکت اقتصادی زنان بر رشد اقتصادی ایران، تصویری جامع و بومی از چالش‌های اقتصادی کشور ارائه می‌دهد. یافته‌ها نشان می‌دهد که نااطمینانی بازار انرژی تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد و نوسانات قیمت، تولید و صادرات انرژی از مهم‌ترین عوامل آن هستند، که با مطالعات داخلی فتاحی و همکاران[1]، (۱۳۹۳) و مطالعات بین‌المللی لی و همکاران، (۲۰۲۴) همخوانی دارد. در مقابل، سرمایه‌گذاری مؤثر، توسعه نیروی کار و پیشرفت فناوری نقش مهمی در افزایش ظرفیت تولید و بهره‌وری دارد، که با نظریه‌های نئوکلاسیک و رشد درون‌زا و مطالعات بین‌المللی مشابه تأیید می‌شود. مدیریت هوشمندانه ریسک‌های سیاسی و ژئوپلیتیک نیز محدودیت‌های رشد را کاهش داده و فرصت‌های توسعه‌ای ایجاد می‌کند، لی و همکاران، (۲۰۲۴) به اثرات سیاسی بر سرمایه‌گذاری و رشد اشاره دارند. در پایان، افزایش مشارکت اقتصادی زنان به تقویت بازار کار و بهره‌گیری بهتر از منابع انسانی کمک می‌کند، موضوعی که با ادبیات توسعه اقتصادی همسو است. این نتایج بر اهمیت سیاست‌گذاری هدفمند در حوزه انرژی، سرمایه انسانی، فناوری و عدالت جنسیتی برای تحقق رشد پایدار اقتصادی در ایران تأکید دارد.

باتوجه به یافته‌های پژوهش که تأثیر منفی و معنی‌دار نااطمینانی بازار انرژی بر رشد اقتصادی ایران را نشان می‌دهد، مجموعه‌ای از راهکارهای سیاستی برای کاهش مخاطرات و ارتقای عملکرد اقتصادی ارائه می‌شود. این راهکارها شامل تدوین چارچوب سیاستی پایدار و بلندمدت در حوزه انرژی، افزایش شفافیت آماری و اطلاعاتی، توسعه ابزارهای پوشش ریسک، هماهنگی میان سیاست‌گذاران اقتصادی و انرژی، تقویت تاب‌آوری اقتصاد در برابر شوک‌ها، طراحی ساختارهای

[1]. Fattahi et al. (2014)

هشدار و تحلیل ریسک، تنوع‌بخشی به منابع انرژی و مسیرهای صادراتی، ارتقای بهره‌وری انرژی در صنایع و خانوارها و توسعه دیپلماسی انرژی است. اجرای این اقدامات به‌صورت هماهنگ و مستمر می‌تواند اقتصاد ایران را در برابر نوسانات داخلی و بین‌المللی مقاوم‌تر کند و مسیر رشد پایدار را با پیش‌بینی‌پذیری و آرامش بیشتر هموار سازد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول به استاد راهنمایی نویسنده دوم و استاد مشاوری نویسنده سوم است.

References

Abd Alhasan Alsaedi, A. F., Salehnia, N. and Ahmadi Shadmehri, M. T. (2024). Comparing the effect of positive and negative oil price shocks on the economic growth of Iran and Iraq: evidence from the NARDL model. *Economic Growth and Development Research*, *15*(57). doi: 10.30473/egdr.2024.71409.6853 [In Persian].

Arezki, R., Ramey, V. A., & Sheng, L. (2017). News shocks in open economies: Evidence from giant oil discoveries. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(1), 103–155. https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2015/wp15209.pdf

Assari Arani, A. and Rostami, S. (2022). The Impact of Energy Security on the Economic Growth. *Economics Research*, *22*(84), 139-169. doi: 10.22054/joer.2022.67463.1057 [In Persian].

Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. Econometrica, 77(3), 623–685. https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.3982/ECTA6248

Boungou, W., Dufau, B., Fawaz, M., & Dash, D. P. (2025). *Energy uncertainty index and European banks. Economics Letters, 247*, 112122. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2024.112122

Dang, T. H.-N., Nguyen, C. P., Lee, G. S., Nguyen, B. Q., & Le, T. T. (2023). *Measuring the energy-related uncertainty index. Energy Economics, 124*, 106817. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106817

Davis, S. J., & Haltiwanger, J. (1992). Gross job creation, gross job destruction, and employment reallocation. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(3), 819–863. https://academic.oup.com/qje/article-abstract/107/3/819/1873525

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007. https://www.jstor.org/stable/1912773

Farzanegan, M. R., & Markwardt, G. (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy economics*, *31*(1), 134-151. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.09.003

Fathi, S., Nonejad, M., Zare, H., & Haghighat, A. (2023). The asymmetric effects of oil price shocks and trade openness volatility on inflation and economic growth in the Islamic Conference Organization countries. *Quarterly Journal of Economic Research (QEER), 19*(78), 103–129. http://iiesj.ir/article-1-1491-fa.html [In Persian].

Fattahi, S., Sohaili, K., & Abdolmaleki, H. (2014). Oil price uncertainty and economic growth in Iran: Evidence from asymmetric VARMA, MVGARCH-M. *Journal of Economic Modeling Research, 5*(17), 57–85. http://jfm.khu.ac.ir/article-1-844-en.html [In Persian].

Gudarzi Farahani, Y., Mehrara, M., & Morsali Arzanagh, Z. (2023). The impact of electricity consumption on economic growth in terms of investment in energy infrastructure: a case study for selected developing countries. *Journal of Energy Economics Modeling*, *1*(1), -. doi: 10.22080/jeem.2023.26293.1003 [In Persian].

Ha, L. T., & Thanh, T. T. (2025). *Measuring dynamic interlinkages between energy uncertainty, investor sentiment and financial market volatility: Fresh insights from the R² decomposed linkage method. Energy Reports, 13*, 363–377. https://doi.org/10.1016/j.egyr.2024.11.045

Hamilton, J. D. (2009). Causes and consequences of the oil shock of 2007–08. Brookings Papers on Economic Activity, 40(1), 215–259. https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2009a_bpea_hamilton-1.pdf

Hayat, A., & Tahir, M. (2021). Natural resources volatility and economic growth: evidence from the resource-rich region. Journal of Risk and Financial Management, 14(2), 84.

Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177–1216. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20131193

Kallesh, K., Kumar, U. V. C., Nagesh, H. M., & Narahari, N. (2025). *Topological indices, entropy measures, and graph energy prediction of porphyrazine and tetrakis porphyrazine. Results in Engineering, 28*, 107448. https://doi.org/10.1016/j.rineng.2025.107448

Keshavarzian, M., & Tabatabaiie Nasab, Z. (2021). Analysis of the relationship between electricity consumption and economic growth in OPEC member countries: Bootstrap panel causality test approach. *Quarterly Journal of Economic Research (QEER), 17*(69), 1–21. http://iiesj.ir/article-1-1377-fa.html [In Persian].

Komijani, A. and Haji Heidari. (2024). Asymmetric Effects of Oil Price Shocks, Oil Price Uncertainty and Economic Sanctions on Economic Growth and Inflation in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *10*(2), 189-218. doi: 10.22096/esp.2024.539363.1573 [In Persian].

Lan, N. T. H., & Cong, P. T. (2023). Electricity consumption and economic growth of Vietnam in 1986-2020. VNU University of Economics and Business, 3(2), 40-40.

Li, Y. (2024). Exploring the Effects of Renewable Energy Consumption and Global Uncertainty on Economic Growth: A Global Perspective.

Liu, Y., Yi, S., Li, S., & Chen, G. (2025). *Asymmetric impacts of energy market-related uncertainty on clean energy stock volatility: The role of extreme shocks. International Review of Financial Analysis, 103*, 104206. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2025.104206

Maddah, M. , Jeyhoontabar, F. and Najafi, Z. (2015). Six interpretations of Wagner's law in Iran, as an oil-exporting country, based on econometric techniques. *The Journal of Economic Policy*, *7*(13), 111-132. https://ep.yazd.ac.ir/article_555.html [In Persian].

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437. https://eml.berkeley.edu/~dromer/papers/MRW_QJE1992.pdf

Mehrara, M. (2007). Energy consumption and economic growth: The case of oil exporting countries. *Energy Policy*, 35(5), 2939–2945. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2006.10.018

Moshiri, S., Lechtenböhmer, S., Atabi, F., Knoop, K., Massarrat, M., Panjehshahi, M. H., ... & Supersberger, N. (2015). *Sustainable energy strategy for Iran*. Wuppertal Institute for Climate, Environment and Energy. https://epub.wupperinst.org/frontdoor/deliver/index/docId/6175/file/WS51.pdf

Peng, Y.-T., Chang, T., & Ranjbar, O. (2025). *Analyzing the dynamics of the persistence of energy-related uncertainty of G7 countries: What does the time-varying SUR-ADF model say? Energy, 320*, 135188. https://doi.org/10.1016/j.energy.2025.135188

Pindyck, R. S. (1990). Irreversibility, uncertainty, and investment. *Journal of Economic Literature*, 29(3), 1110–1152. https://web.mit.edu/rpindyck/www/Papers/IrreverUncertInvestmentJEL1991.pdf

Rahimi, G. A., & Ashoori, M. (2024). Investigating the effect of oil price instability on Iran's economic growth. *Quarterly Journal of Economic Research (QEER), 20*(83), 243–257. http://iiesj.ir/article-1-1662-fa.html [In Persian].

Riaz, A., Ullah, Z., & Hashmi, S. H. (2025). *A temporal exploration of resilience of renewable energy consumption to the energy-related uncertainty shocks in the US. Journal of Cleaner Production, 493*, 144946. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2025.144946

Saikkonen, P. (1991). Estimation of cointegrating vectors by linear inference methods. *Econometric Theory*, 7(1), 1–21. https://www.cambridge.org/core/journals/econometric-theory/article/estimation-of-cointegration-vectors-with-linear-restrictions/A3362F289D8CBBE7231FC352D47118DD

Stern, D. I. (2011). The role of energy in economic growth. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1219(1), 26–51.

https://nyaspubs.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1749-6632.2010.05921.x

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783–820. https://www.jstor.org/stable/2951763

Wilson, C., Shrimali, G., & Caldecott, B. (2025). *Investment in new oil & gas assets: The effect of energy-related uncertainty and climate policy. Energy Economics, 151*, 108917. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2025.108917

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 123-161

Assessment and Evaluation of Iran's Labor Force Participation up to 2061 using a System Dynamics Approach

Hamideh Nazari Nodoushan*[1], Maliheh Alimondegari[2], Seyede Zahra Kalantari Banadaki[3]

Accepted: 15-07-2025 Received: 25-04-2025

Abstract

This research employs the System Dynamics (SD) methodology with the objective of analyzing and forecasting the Labor Force Participation Rate (LFPR) in Iran up to the year 2061. The LFPR was recognized as a key indicator of the labor market, and the factors influencing it, including social, economic, and demographic variables, were identified and formulated into a conceptual and quantitative simulation model. Utilizing the Vensim software, the impacts of variables such as population age structure, investment levels, fertility rate, marital status, and the discouragement level from job searching on the LFPR were examined and simulated over the period from 2006 to 2061. The results derived from simulating various scenarios indicate a significant potential for the economic participation rate to grow up to 60%, leading to an estimated employed population of around 35 million under the ideal scenario. Conversely, the adverse conditions scenario shows a decline in the participation rate to below 40%, with the employed population estimated at approximately 18 million people. The findings of this study underscore precise and targeted policymaking aimed at effectively capitalizing on demographic opportunities (the demographic window), strengthening investment, improving the fertility rate, and mitigating the feeling of discouragement within the labor market.

Extended Abstract

Purpose: The main goal of this study is to construct a dynamic simulation framework that projects Iran's LFPR to 2061 through an integrated analysis of demographic, economic, and institutional influences. The System Dynamics method was selected to address the inherent limitations of static models, which often overlook the interdependencies of population structure, investment behavior, and labor market

[1] . Corresponding Author. PhD graduate in Demography, Department of Social Sciences, Yazd University, Yazd, Iran. Email: hamideh.nazari@gmail.com
[2] . Associate Professor in Demography, Department of Social Sciences, Yazd University, Yazd, Iran. Email: m.alimondegari@yazd.ac.ir
[3] . PhD graduate in Management from Tarbiat Modares University, Department of Economics and Management, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. Email: s.kalantary@modares.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 123-161

participation.

By employing feedback modeling, this framework captures the nonlinear interactions among variables such as fertility, education, marital patterns, and capital accumulation. It also allows for scenario testing, enabling policymakers to evaluate the consequences of policy interventions, such as increasing female labor participation, modifying retirement age, or enhancing childcare support, over long-term horizons rather than in short snapshots.

This model thus serves as a decision-support tool for policy formulation, offering insights into how coordinated demographic and economic strategies can maximize labor engagement during Iran's demographic window of opportunity. To this end, it also seeks to counterbalance the potential adverse effects of aging, declining fertility, and job-market discouragement on overall participation.

Methodology: The SD-based approach was implemented in the three main stages of conceptualization, model formulation, and validation through simulation.

a. Conceptualization: The process began with an extensive review of empirical studies and statistical sources to identify the variables with direct and indirect influence on the LFPR. These include population dynamics (youth share, aging, fertility), economic indicators (investment, employment elasticity, sanctions impact), educational attainment, and labor discouragement. Experts from economics, sociology, and demography contributed during workshops to determine the causal directions and strengths.

b. Model Formulation in Vensim: Within Vensim, the variables were organized into Causal Loop Diagrams (CLDs) and later translated into stock-and-flow structures. The stocks represented accumulative variables like the total labor force or population of working age, while the flows denoted transitions such as workforce entry, retirement, or exit due to discouragement. Where exact data were unavailable, the relationships were parameterized based on logical approximations and expert judgment to preserve internal coherence.

c. Validation and Scenario Design: Historical data covering 2006-2022 were used for calibration. The validation included checking the model's structural integrity and comparing simulated trends with the observed LFPR data. Three primary scenarios were then designed, including a Baseline (where LFPR stabilizes around 45%), an Ideal/Optimistic scenario (targeting 60% participation under favorable socio-economic policies), and an Adverse/Pessimistic scenario (LFPR below 40%, reflecting economic stagnation and demographic decline). The horizon for simulation extended to 2061 to capture the delayed effects of fertility and investment.

Findings and Discussion: The simulation results demonstrated how intertwined demographic behaviors and economic performance determine labor participation. Under the Baseline Scenario, structural inertia keeps participation around 45%, supported by modest investment and gradual aging. The Ideal Scenario, reinforced by effective investment growth and proactive family policies, raises participation toward

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 123-161

60%, bringing the employed population close to 35 million by 2061. Conversely, the Adverse Scenario, driven by economic contraction and persistent discouragement, lowers participation below 40%, reducing the employed population to roughly 18 million.

Three categories of the leverage variables emerged as crucial:

1. Fertility and Marriage Patterns: Rising marriage age and low fertility shrink the potential workforce. Without addressing delayed family formation, the country risks losing its demographic dividend. Programs encouraging timely marriage and supporting childbearing would safeguard future labor supply.
2. Investment and Economic Climate: The continuation of sanctions and financial uncertainty suppresses productive investment. The model shows that even moderate improvement in investment inflows amplifies labor participation through a positive feedback loop of job creation, income stability, and reduced discouragement.
3. Discouragement Behavior: When job opportunities stagnate, discouraged individuals exit the labor market, forming a self-reinforcing negative loop that steadily reduces LFPR. Stimulating confidence through economic transparency and active employment programs is, therefore, essential for breaking this cycle.

The model further revealed indirect effects such as the role of education and gender composition in moderating feedback loops. They reinforce the importance of integrated cross-sectoral policies.

Conclusions and Policy Implications: Achieving sustained improvement in Iran's LFPR depends on transforming negative loops (aging, discouragement, low fertility) into virtuous cycles that reinforce economic participation. The study recommends the following strategic priorities:

- Demographic Stabilization: Introduce comprehensive family-support policies, including financial incentives for early marriage, affordable housing, and accessible childcare systems. These measures will help maintain a stable labor supply and ensure continuity through the demographic transition period.
- Investment and Growth Strategy: To offset sanctions and volatility, adopt long-term de-risking mechanisms such as domestic investment guarantees, public-private partnerships, and knowledge-based enterprise incentives. Strategic investment in job-rich sectors (manufacturing, green energy, and services) will drive sustained participation growth.
- Labor Market Activation: Redefine policy focus from unemployment mitigation to broader labor force re-engagement. Expanding vocational training, introducing skill-matching systems, and improving employment security can curb discouragement and consolidate participation trends.

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 123-161

- Integrated Governance: Coordination among ministries of labor, economy, and social welfare is critical. The SD simulation results highlight that isolated measures lose efficiency; only synchronized demographic and economic policies can generate lasting structural improvement.

Transitioning from the current path (~45% participation) toward the ideal 60% outcome requires persistence, social consensus, and institutional continuity. Through maintaining demographic vitality, improving economic resilience, and fostering psychological confidence in the labor market, Iran can successfully harness its workforce potential up to 2061.

Keywords: Labor Force Participation Rate, Labor Market, System Dynamics, Demographic Window, Policymaking**.**

JEL Classification: J21, E27, J11, C61

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۱۲۳-۱۶۱

بررسی و ارزیابی مشارکت نیروی کار ایران تا سال ۱۴۴۰ با استفاده از رویکرد پویایی‌های سیستم

حمیده نظری ندوشن*[۱]، ملیحه علی مندگاری[۲]، سیده زهرا کلانتری بنادکی[۳]

دریافت: ۲۵-۰۴-۱۴۰۴ پذیرش: ۰۶-۰۲-۱۴۰۴

چکیده

این پژوهش با هدف تحلیل و پیش‌بینی نرخ مشارکت نیروی کار در ایران تا افق سال ۱۴۴۰، از روش پویایی‌های سیستم بهره گرفته است. با در نظر گرفتن اهمیت نرخ مشارکت نیروی کار به عنوان یکی از شاخص‌های کلیدی بازار کار، عوامل مؤثر بر آن شامل متغیرهای اجتماعی، اقتصادی و جمعیتی شناسایی و در قالب یک مدل مفهومی و کمی شبیه‌سازی شده است. با استفاده از نرم‌افزار ونسیم، تأثیر متغیرهایی نظیر ساختار سنی جمعیت، میزان سرمایه‌گذاری، نرخ باروری، وضعیت تأهل و سطح ناامیدی از یافتن شغل، بر نرخ مشارکت نیروی کار در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۴۴۰ مورد بررسی و شبیه‌سازی قرار گرفته است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی سناریوهای مختلف، نشان‌دهنده پتانسیل رشد قابل توجه نرخ مشارکت اقتصادی تا ۶۰ درصد و دستیابی به حدود ۳۵ میلیون شاغل در صورت تحقق سناریوی ایده‌آل است. در مقابل، سناریوی شرایط ناگوار، کاهش نرخ مشارکت به کمتر از ۴۰ درصد و برآورد جمعیت شاغل در حدود ۱۸ میلیون نفر را به تصویر می‌کشد. یافته‌های این پژوهش بر ضرورت اتخاذ سیاست‌گذاری‌های دقیق و هدفمند در راستای بهره‌برداری مؤثر از فرصت‌های جمعیتی (پنجره جمعیتی)، تقویت سرمایه‌گذاری، ارتقاء نرخ باروری و کاهش احساس ناامیدی در بازار کار تأکید می‌ورزد.

واژگان کلیدی: نرخ مشارکت نیروی کار، بازار کار، پویایی‌های سیستم، پنجره جمعیتی، سیاست‌گذاری.

طبقه‌بندی JEL: J21, E27, J11, C61

[۱]. نویسنده مسئول. دانش‌آموخته دکتری جمعیت‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه یزد، یزد، ایران
hamideh.nazari@gmail.com

[۲]. دانشیار جمعیت شناسی، دانشکده علوم اجتماعی، گروه جمعیت شناسی و مردم شناسی، دانشگاه یزد، یزد، ایران
m.alimondegari@yazd.ac.ir

[۳]. استادیار دانشگاه هرمزگان، بندرعباس، ایران؛ استادیار گروه روش‌های آماری و مدلسازی جمعیت، موسسه تحقیقات جمعیت کشور، تهران، ایران. Kalantarizahra1987@gmail.com

۱- مقدمه

نرخ مشارکت نیروی کار که به صورت نسبت جمعیت فعال (شاغل و بیکار) به جمعیت در سن کار اندازه‌گیری می‌شود، یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی است که ظرفیت تولیدی یک اقتصاد و میزان استفاده از پتانسیل نیروی انسانی آن را نشان می‌دهد. این نرخ، معیار قابل اعتمادتری نسبت به نرخ بیکاری صرف است، چرا که، علاوه بر افراد شاغل، افرادی را که در یک دوره زمانی در جستجوی کار هستند را نیز در تحلیل‌های کلان در نظر می‌گیرد. بنابراین، هرگونه تغییر در نرخ مشارکت نیروی کار، چه از طریق روندهای کوتاه مدت اقتصادی (مانند چرخه‌های تجاری) و چه از طریق تحولات بلندمدت جمعیتی و اجتماعی (مانند صنعتی شدن، ثروت انباشته یا تغییر انتظارات اجتماعی)، می‌تواند چشم‌انداز اقتصاد را به طور اساسی تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین، برآورد دقیق و پیش‌بینی‌های بلندمدت این نرخ، به دلیل تأثیر مستقیم آن بر رشد اقتصادی بالقوه، موضوعی مهم است (سینگ و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

این موضوع در مورد اقتصاد ایران از ضرورتی دوچندان برخوردار است. با قرار گرفتن بیش از ۷۰ درصد جمعیت ایران در سنین کار و فعالیت، کشور در حال تجربه کردن بازه حساس و محدود پنجره جمعیتی است. این پنجره، یک فرصت تاریخی برای رشد اقتصادی شتابان محسوب می‌شود، اما تحقق این امر منوط به بهینه‌سازی میزان مشارکت نیروی کار است تا پتانسیل نیروی جوان به شکل مؤثری به بازار کار تزریق شود. همانطور که بوهیم و همکاران[2] (۲۰۲۱) اشاره می‌کنند، افزایش نرخ مشارکت می‌تواند تأثیر منفی چالش‌هایی مانند سالمندی آینده را جبران و به کاهش عواقب آن کمک نماید. از این رو، پیش‌بینی میزان مشارکت نیروی کار در ایران نه تنها برای ارزیابی عملکرد آتی اقتصادی، بلکه برای تدوین سیاست‌های هدفمند برای استفاده حداکثری از این مزیت جمعیتی ضروری است (محمودیان و اسماعیلی[3]، ۲۰۲۳).

نرخ مشارکت نیروی کار متأثر از ترکیبی از عوامل اقتصادی (مانند تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری)، عوامل جمعیتی (مانند ساختار سنی و روند بازنشستگی نسل‌ها) و عوامل نهادی (مانند سطح تحصیلات و سیاست‌های رفاهی) است. مطالعات متعددی به تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده نرخ مشارکت نیروی کار در ایران و سایر کشورها پرداخته‌اند. با این حال، دستیابی به یک پیش‌بینی قوی و قابل اعتماد که بتواند تغییرات بلندمدت و اثرات متقابل متغیرها را لحاظ کند،

---

[1]. Sing et al. (2016)
[2]. Böheim et al. (2021)
[3]. Mahmoudian & Esmaeili (2023)

همچنان یک چالش باقی مانده است. اغلب روش‌های مورد استفاده، یا بر روندهای کوتاه‌مدت متمرکز بوده‌اند، یا از ابزارهای مدل‌سازی استفاده کرده‌اند که توانایی کافی برای ارتباط مستقیم بین سیاست‌های مشخص دولت و اندازه نیروی کار آینده در سناریوهای مختلف را ندارد. به این معنی که فقدان یک مدل‌سازی پویا و سناریو محور، برنامه‌ریزان را در ارزیابی جامع اثرات بلندمدت تصمیمات سیاستی (مانند سن بازنشستگی، سیاست‌های آموزشی و ...) بر عرضه نیروی کار با محدودیت جدی مواجه کرده است. در پژوهش حاضر سعی شده تا این شکاف پژوهشاتی پژوهشی مد نظر قرار گیرد.

بر همین اساس، هدف اصلی این پژوهش، ارائه یک چشم‌انداز جامع و مبتنی بر شبیه‌سازی برای نرخ مشارکت نیروی کار در ایران است. این پژوهش با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی دینامیکی، مشارکت نیروی کار ایران را تا سال ۱۴۴۰ پیش‌بینی می‌نماید. نوآوری کلیدی این پژوهش، در به‌کارگیری این رویکرد مدل‌سازی است که قابلیت بررسی تأثیر تعیین و تغییر سیاست‌های دولت (از جمله سیاست‌های جمعیتی و رفاهی) بر اندازه نیروی کار آینده را فراهم می‌کند.

۱-۱- نرخ مشارکت نیروی کار در جهان و ایران

گزارش روند اشتغال و چشم‌انداز اجتماعی جهان نشان می‌دهد که از سال ۱۹۵۰ تا ۱۹۹۰ روند مشارکت نیروی کار جهانی به طور کلی مثبت بوده است، اما نرخ مشارکت جهانی نیروی کار از سال ۱۹۹۰ کاهش ثابتی را تجربه کرده است. بر اساس گزارش بانک جهانی، میانگین این نرخ در پایان سال ۲۰۲۴ به ۶۱ درصد رسید که نسبت به ۶۳ درصد در سال ۲۰۱۰ و ۶۶ درصد در سال ۱۹۹۰ کاهش یافته است. جدول ۱ کشورهای دارای بالاترین و کمترین نرخ مشارکت نیروی کار را در سال ۲۰۲۴ نشان می‌دهد.

جدول ۱- کشورها با بالاترین و پایین‌ترین نرخ مشارکت جمعیت ۱۵ ساله و بیشتر (سال ۲۰۲٤)

کشورها با بالاترین نرخ مشارکت	نرخ مشارکت (به درصد)	کشورها با پایین‌ترین نرخ مشارکت	نرخ مشارکت (به درصد)
قطر	۸۷	جیبوتی	۳۲
ماداگاسکار	۸۵	یمن	۳۳
جزایر سلیمان	۸۴	سومالی	۳۴
امارات متحده عربی	۷۸	افغانستان	۳۷
تانزانیا	۸۴	اردن	۳۸
جمهوری دموکراتیک خلق کره	۸۲	سوریه	۳۸
بوروندی	۷۹	نپال	۴۰

کشورها با بالاترین نرخ مشارکت	نرخ مشارکت (به درصد)	کشورها با پایین‌ترین نرخ مشارکت	نرخ مشارکت (به درصد)
موزامبیک	۷۹	عراق	۴۱
اریتره	۷۸	تاجیکستان	۴۱
لیبریا	۷۷	ایران	۴۰

* منبع: بانک جهانی (۲۰۲۴)

نمودار ۱، روند نرخ مشارکت در ایران را طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۶ نشان می‌دهد. میانگین این نرخ طی این ۲۵ سال، ۳۸/۸ درصد است. همانگونه که در نمودار مشاهده می‌شود از سال ۱۳۸۵ روند نزولی در نرخ مشارکت آغاز شد و تا سال ۱۳۹۳ نیز ادامه یافت. از سال ۱۳۹۴ بار دیگر روند صعودی در این شاخص آغاز شد و در سال ۱۳۹۷ به ۴۰/۵ درصد رسید. در سال ۱۳۹۸ این نرخ به بالای ۴۴ درصد رسید، که این افزایش، به دلیل تغییر سن اشتغال و برخی محاسبات مرکز آمار[1] بوده است.

نمودار ۱ - روند نرخ مشارکت اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۷۶ (به درصد)

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- مفهوم نرخ مشارکت نیروی کار و روندهای تاریخی آن

۲-۱-۱- تعریف، اندازه‌گیری و اهمیت اقتصادی

نرخ مشارکت نیروی کار، هسته مرکزی تحلیل‌های بازار کار است و به صورت نسبت جمعیت فعال (شاغلان و بیکاران جویای کار) به جمعیت در سن اندازه‌گیری می‌شود. اهمیت این نرخ فراتر از اندازه‌گیری صرف است، زیرا به طور مستقیم ظرفیت تولیدی بالقوه اقتصاد و میزان استفاده از پتانسیل نیروی انسانی را نشان می‌دهد (هیز، ۲۰۲۵). تأکید می‌شود که این نرخ معیار

[1]. از تابستان ۱۳۹۸ معیار جمعیت در سن کار از جمعیت ۱۰ سال و بیشتر به جمعیت ۱۵ سال و بیشتر تغییر کرد.

قابل اعتمادتری نسبت به نرخ بیکاری صرف است، چرا که تغییرات آن می‌تواند نشان‌دهنده ورود و خروج نیروی کار دلسرد[1] باشد؛ افرادی که از جستجوی کار دلسرد شده و دیگر در آمار بیکاری فعال لحاظ نمی‌شوند، اما خروج آن‌ها نرخ مشارکت را کاهش می‌دهد (سینگ و همکاران، ۲۰۱۶).

۲-۱-۲- روندهای تاریخی و تحولات ساختاری

روندهای جهانی نرخ مشارکت نیروی کار در طول دهه‌های اخیر تحت تأثیر تغییرات جمعیتی و اجتماعی قرار گرفته است. در بسیاری از اقتصادهای توسعه‌یافته، نرخ مشارکت به دلیل پدیده سالمندی و بازنشستگی افراد از بازار کار، روند کاهشی داشته است. با این حال، افزایش امید به زندگی و اصلاحات در سن بازنشستگی در برخی کشورها، باعث شده که این کاهش تعدیل شود. از طرفی افزایش دسترسی به آموزش و تغییر نقش‌های اجتماعی، باعث افزایش چشمگیر مشارکت زنان در سطح بین‌المللی شده و اثر کاهنده سالمندی را تا حدی جبران کرده است (سازمان جهانی کار[2]، ۲۰۲۳).

برای ایران، تمرکز مدل‌سازی باید بر پنجره جمعیتی و نیاز به افزایش مشارکت نیروی کار باشد (محمودیان و اسماعیلی[3]، ۲۰۲۳). افزایش نرخ مشارکت در این دوره می‌تواند تأثیر منفی سالمندی آینده را جبران کرده و تحقق رشد اقتصادی را تسهیل نماید. عدم استفاده از پتانسیل موجود، به معنی نادیده گرفتن عرضه نیروی کار به عنوان یک نیروی پیشران است.

۲-۲- عوامل مؤثر بر نرخ مشارکت نیروی کار

چارچوب نظری مدل پویایی سیستم این مطالعه بر روابط بازخوردی میان متغیرهای انباشت و نرخ متکی است. نرخ مشارکت توسط جریان‌های عرضه نیروی کار (جریان ورود/خروج) تعیین می‌شود که خود متأثر از نیروهای سه‌گانه زیر است:

۲-۲-۱- نیروهای اقتصادی (انگیزه و تقاضا)

عوامل اقتصادی مستقیماً بر انگیزه پیدا کردن شغل و فرصت‌های شغلی که تابعی از تقاضای کل اقتصاد هستند، اثر می‌گذارد:

- اثر چرخه‌ای[4]: تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری، تعیین‌کننده اصلی تقاضا برای کار است. رشد اقتصادی قوی، فرصت‌های شغلی را افزایش می‌دهد و در نتیجه، نرخ ورود به بازار کار (بخشی از عرضه نیروی کار) را تقویت می‌کند (مشیری و همکاران[5]،

[1] . Discouraged Workers
[2] . International Labour Organizat (2023)
[3] . Mahmoudian & Esmaeili (2023)
[4] . Cyclical Effect
[5]. Moshiri et al. (2015)

۲۰۱۵).

- اثر دلسردی[1]: نرخ بیکاری بالا و فقدان فرصت‌های شغلی، افراد را دلسرد کرده و آن‌ها را از حلقه مشارکت نیروی کار خارج می‌کند (سازمان توسعه و همکاری اقتصادی[2]، ۲۰۲۰).
- نیاز مالی خانوار[3]: درآمد خانوار به عنوان یک سطح انباشته ثروت، بر تصمیم افراد برای کار کردن تأثیر می‌گذارد. تورم و هزینه‌های تولید با تأثیر بر کمبود مالی خانوار، با ایجاد فشار اجتماعی و انگیزشی، افراد بیشتری را وادار به ورود به بازار کار می‌کند (بکر[4]، ۱۹۶۵).

۲-۲-۲- نیروهای جمعیتی و نهادی (ساختار و جریان)

این نیروها ساختار بلندمدت بازار کار را شکل می‌دهند و در مدل به عنوان جریان‌های ورودی و خروجی سطح جمعیت افراد در سن کار عمل می‌کند:

- مدل جریان جمعیتی: سطح جمعیت در سن کار با ورودی‌های میزان باروری و خالص مهاجرت و خروجی‌های مرگ و میر و بازنشستگی تعیین می‌شود.
- اثر سن بازنشستگی: سن بازنشستگی یک پارامتر سیاستی حیاتی است. افزایش این سن، مستقیماً سطح بازنشستگی (نرخ خروج) را کاهش داده و باعث افزایش انباشت در سطح مشارکت نیروی کار می‌شود (ابراهیمی و نصیری[5]، ۲۰۲۱).
- تحصیلات و سرمایه انسانی: سرمایه‌گذاری در سطح تحصیلات اگرچه به طور موقت با افزایش زمان تخصیص داده شده به تحصیل، عرضه نیروی کار را کاهش می‌دهد، اما با افزایش سرمایه انسانی، بهره‌وری و جذابیت شغل‌ها را در بلندمدت افزایش می‌دهد که انگیزه‌ای برای مشارکت پایدارتر فراهم می‌کند (شولتز[6]، ۱۹۶۱).

۳. متغیرهای کلان خارجی و پارامترهای سیاستی

- شوک‌های خارجی: متغیرهایی مانند قیمت ارز/ قیمت نفت و تحریم‌ها مستقیماً بر رشد اقتصادی و به تبع آن بر فرصت‌های شغلی تأثیر می‌گذارد (کمیجانی و حاجی حیدری[7]، ۲۰۲۴).
- سیاست‌های اشتغال‌زایی و تأمین اجتماعی: سیاست‌هایی مانند مزایای اجتماعی یا

[1] . Discouraged Worker Effect
[2] . Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (2020)
[3] . Income Effect
[4] . Becker (1965)
[5] . Ebrahimi & Nasiri (2021)
[6] . Schultz (1961)
[7] . Kamijani & Hajiheidari (2024)

طرح‌های مشاغل پاره‌وقت/چندشغلی به عنوان اهرم‌های سیاستی عمل می‌کند که می‌تواند جریان‌های ورود و خروج را در مدل پویا تغییر دهد و مستقیماً بر تصمیم افراد در خصوص زمان در دسترس برای کار/تحصیل تأثیر گذارد.

بر اساس مباحث نظری موجود، مشارکت در بازار کار، یک تصمیم فردی است که با توجه به تابع مطلوبیت فرد و محدودیت‌های مالی و زمانی که با آن مواجه است، صورت می‌گیرد (مشیری و همکاران، ۲۰۱۵). به‌طور کلی هر عاملی که باعث افزایش بازده نسبی کار نشود (از جمله هزینه‌های رفت و آمد بالاتر و هزینه‌های بالای مراقبت از کودکان) منجر به مشارکت کمتر در بازار کار خواهد شد (پریس و راگرسون[1]، ۲۰۰۹).

در دهه‌های گذشته مدل‌های جستجو و تطبیق به ابزار اصلی مدل‌سازی در اقتصاد نظری بازار کار تبدیل شده که محور اصلی آنها، فرآیند تطبیق بنگاه‌ها و کارگران است. بر اساس این مدل‌ها، یافتن نیروی کار مناسب برای یک شغل و یا پیدا کردن فرصت‌های شغلی توسط نیروی کار، فعالیت‌های وقت‌گیر و هزینه‌بری هستند که اصطکاک‌های جستجو را مشخص می‌کند. نقص عمده این مدل‌ها و اصطکاک‌های مربوط به آن، این است که همه عاملان اقتصاد را بخشی از نیروی کار فعال قلمداد می‌کند. به عبارت دیگر، در این مدل‌ها فرض بر این است که جمعیت در سن کار، یا شاغل است و یا بیکار. در واقع در این مدل‌ها اندازه نیروی کار ثابت است، حال آنکه با حرکت نیروی کار به داخل و یا خارج از بازار کار (تغییر نرخ مشارکت) اندازه نیروی کار نیز تغییر می‌کند (کشاورز و کشاورز[2]، ۲۰۱۹).

برخی از پژوهشگران مدل‌های سه وضعیتی بازار کار (بیکار، شاغل و غیرفعال) را مطرح کردند که موجب پویایی بیشتر مدل‌های بازار کار می‌شود (تریپیر[3]، ۲۰۰۳؛ وراسیرتو[4]، ۲۰۰۷). این مدل‌ها از این جهت با داده‌های دنیای واقعی مطابقت ندارد که مشارکت نیروی کار به تولید بستگی دارد، در حالیکه ایجاد فرصت‌های شغلی پایدار نیست (توزمن[5]، ۲۰۱۷). زیرا در واقعیت، تصمیم افراد برای مشارکت در بازار کار به شرایط تولید و رونق اقتصادی وابسته است. در دوره‌های رکود یا کاهش تولید، بسیاری از افراد نه‌تنها شغل خود را از دست می‌دهند بلکه از جست‌وجوی کار نیز صرف‌نظر می‌کنند و از جمعیت فعال خارج می‌شوند. از سوی دیگر، فرصت‌های شغلی در اقتصاد واقعی اغلب موقت و ناپایدارند، که این امر موجب می‌شود الگوی پویایی پیش‌بینی‌شده در مدل‌های سه‌وضعیتی با رفتار واقعی نیروی کار منطبق نباشد.

---

[1]. Rogerson (2009)
[2]. Keshavarz & Keshavarz (2019)
[3]. Tripier (2003)
[4]. Veracierto (2007)
[5]. Tüzemen (2017)

به عنوان اصلی کلی باید توجه کرد که ضابطه اساسی برای تحلیل رفتار کاری انسان‌ها در بازار کار این است که افزایش دستمزد باعث افزایش عرضه نیروی کار می‌شود. از حدی فراتر، ترجیح انسان‌ها تغییر می‌کند و برای آنها استراحت از کالایی پست به کالایی نرمال تبدیل می‌شود. همچنین منجر به غلبه اثر درآمدی بر اثر جانشینی می‌شود که در این حالت شاهد به عقب برگشتن منحنی عرضه نیروی کار یا نزولی شدن آن خواهیم بود (طائی[1]، ۲۰۰۷). لئونی[2] (۱۹۹۴) معتقد است نرخ بیکاری از جمله متغیرهای مؤثر بر نرخ مشارکت اقتصادی است. این متغیر دو اثر متفاوت دلسرد شدن کارگر و اثر کارگر اضافی را به دنبال دارد. اثر اول به کاهش نرخ مشارکت و اثر دوم به افزایش نرخ مشارکت منجر می‌شود. درآمد سرانه نیز یکی از متغیرهای اثرگذار در میزان مشارکت اقتصادی است. این متغیر اگر بیانگر تحولات اقتصادی و اجتماعی در جامعه باشد، اثر معینی روی نرخ مشارکت نیروی کار ندارد و اگر حاکی از غلبه درآمدهای غیرکاری روی مشارکت و حضور مردم در بازار کار باشد، رابطه معکوسی با نرخ مشارکت اقتصادی دارد (فرجادی و فلیحی[3]، ۱۹۹۸).

۳- پیشینه پژوهش

در ادامه به برخی مطالعات صورت گرفته در این حوزه پرداخته می‌شود.

۳-۱- مطالعات داخلی

حسن طائی (۲۰۰۷) در پژوهشی با عنوان "تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد"، با استفاد از روش ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی به بررسی اثر متغیرهایی همچون دستمزد، درآمدهای غیرکاری، بعد خانوار، تحصیلات و تجربه بر عرضه نیروی کار پرداخت. نتایج حاکی از آن است که دستمزد و تحصیلات اثر مثبتی بر عرضه نیروی کار دارند ولی درآمدهای غیرکاری آن را کاهش می‌دهد.

قویدل و بهاری[4] (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان "بررسی عوامل مؤثر بر عرضه نیروی کار جوانان در ایران" با روش الگوی پویای تخصیص زمان به این نتیجه رسیدند که تحصیلات و دستمزد اثر مستقیم بر افزایش مشارکت در جوانان دارند.

کشاورز و باقری قنبرآبادی[5] (۲۰۱۱) در پژوهشی با عنوان "تحلیل احتمال مشارکت زنان شهری و روستایی ایران در بازار کار با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی پارامتریک و

[1]. Taee (2007)
[2]. Leoni (1994)
[3]. Farjadi & Felihi (1998)
[4]. Ghavidel & Bahari (2012)
[5]. Keshavarz Haddad & Bgheri ghanbarabadi (2011)

ناپارامتریک" با روش پارامتریک لاجیت و ناپارامتریک لاجیت موضعی و داده‌های بودجه خانوار ۱۳۸۵، به بررسی عوامل مؤثر بر مشارکت زنان در بازار کار پرداختند. یافته‌های برآوردهای پارامتریک نشان می‌دهد که سن و سطح تحصیلات تأثیری مثبت بر احتمال مشارکت در بازار کار زنان روستایی و شهری دارد، هم‌چنین درآمد غیرکاری فرد و درآمد شوهر، اثر منفی بر مشارکت زنان روستایی و شهری گذاشته است، در حالی‌که زنان شهری میزان درآمد غیرکار را در تصمیم‌گیری لحاظ نمی‌کنند. وضعیت مسکن زن روستایی اثر منفی و معنی‌داری بر حضور او در بازار کار داشته است، ولی اثر این متغیر برای زن شهری معنی‌دار نیست. تعداد فرزندان کم‌تر از ۶ سال اثر مثبت و معنی‌داری بر حضور زن روستایی در بازار کار گذاشته است، ولی اثر آن برای زنان شهری معنی‌دار نیست. هم‌چنین تعداد فرزندان بالای ۶ سال بر مشارکت زنان روستایی اثر مثبت دارد، ولی این متغیر تأثیر معنی‌داری بر تصمیم ورود به بازار کار زنان شهری ندارد.

پهلوانی و صفامنش[1] (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان " برآورد مدل عرضه نیروی‌کار زنان در ایران"، با استفاده از داده‌های کلان و رهیافت اقتصادسنجی داده‌های پانل به این نتایج رسیدند: نرخ مشارکت اقتصادی زنان، در ۲۸ استان ایران، متأثر از متغیر کلیدی نرخ دستمزد است و متغیرهای کنترل عبارتند از: تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ بیکاری، سهم شاغلان بخش کشاورزی و صنعت با ضریب مثبت، سهم شاغلان بخش خدمات با ضریب منفی.

نظام‌وندچگینی و سرایی[2] (۲۰۱۳) در پژوهش "عوامل مؤثر بر مشارکت زنان شهر تهران در نیروی کار"، با استفاده از روش رگرسیون لجستیک، به بررسی عوامل مؤثر بر مشارکت زنان شهر تهران در نیروی کار پرداختند. در این پژوهش، تأثیر متغیرهایی چون تأهل، تعداد فرزندان، سطح تحصیلات و وضعیت اقتصادی خانواده بر مشارکت زنان در بازار کار مورد سنجش قرار گرفت. نتایج نشان داد که تأهل و باروری اثر منفی و تحصیلات اثر مثبت بر مشارکت زنان در نیروی کار دارد.

مشیری و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهش "عوامل مؤثر بر نرخ مشارکت نیروی کار در بازار کار ایران"، به بررسی عوامل کلیدی مؤثر بر نرخ مشارکت نیروی کار در ایران پرداختند. این مطالعه با تمرکز بر متغیرهای اقتصادی و اجتماعی، به تحلیل تأثیر عواملی چون سطح تحصیلات،

[1] . Pahlavani & Safamanesh (2012)
[2] . Nazmvand Chegini, & Saraie (2013)

وضعیت تأهل، سن و توزیع جنسیتی نیروی کار بر نرخ مشارکت پرداخت. یافته‌های پژوهش نشان داد که عواملی مانند افزایش سطح تحصیلات و تغییرات جمعیتی، بر نرخ مشارکت نیروی کار در بازار کار ایران تاثیر دارد.

کمائی و افشاری[1] (۲۰۱۷) در پژوهش "عوامل تعیین‌کننده مشارکت زنان در کشورهای منتخب"، با استفاده از داده‌های پنل مربوط به ۱۲۰ کشور در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰، به بررسی عوامل مؤثر بر نرخ مشارکت زنان در نیروی کار پرداختند. متغیر وابسته این پژوهش، نرخ مشارکت زنان در نیروی کار (درصد زنان در کل نیروی کار) بود. متغیرهای مستقل شامل نرخ باروری، میانگین سال‌های تحصیل زنان، تفاوت سطح تحصیلات زنان و مردان، رانت نفتی، درصد جمعیت شهری، متغیرهای مجازی برای سطح درآمد و مذهب و سرانه سرمایه، بود. نتایج نشان داد که در کشورهای کم‌درآمد، رابطه مثبت و معنی‌داری بین نرخ باروری و نرخ مشارکت زنان در نیروی کار وجود دارد. همچنین، نرخ مشارکت زنان در کشورهای با اکثریت مسلمان، به طور معنی‌داری کمتر از سایر کشورها بود. سایر متغیرهای اقتصادی بررسی شده، از لحاظ آماری معنی‌دار نبود.

کشاورز و کشاورز (۲۰۱۹) در پژوهش خود با عنوان "نرخ مشارکت نیروی کار و اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای بازار کار در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی"، به بررسی تأثیر شوک‌ها بر متغیرهای بازار کار در مدلی با نرخ مشارکت درون‌زا پرداختند. آن‌ها از یک مدل جستجو و تطبیق سه وضعیتی (شاغل، بیکار، غیرفعال) بهره بردند و دو الگو را تحلیل کردند: در الگوی اول، نرخ مشارکت اقتصادی به صورت درون‌زا و در الگوی دوم به صورت برون‌زا در نظر گرفته شد. تعیین دستمزد نیز از طریق چانه‌زنی نش صورت گرفت. با برآورد پارامترهای مدل برای دوره ۱۳۷۶-۱۳۹۳ با روش بیزین، نتایج شبیه‌سازی نشان داد که توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای تولید، تورم، اشتغال و نرخ مشارکت در برابر تکانه‌های پولی و تکنولوژی، با انتظارات تئوریک و مشاهدات واقعی همخوانی دارد. با این حال، در مدل نرخ مشارکت درون‌زا، متغیر بیکاری افزایش یافت، در حالی که در مدل نرخ مشارکت برون‌زا کاهش یافت. این تفاوت به دلیل تغییر نرخ مشارکت در مدل درون‌زا بود. بنابراین، نویسندگان نتیجه گرفتند که ارزیابی سیاست‌ها بر متغیرهای بازار کار با فرض نرخ مشارکت برون‌زا می‌تواند گمراه‌کننده باشد.

[1] . Kamaei, & Afshari (2017)

نظری ندوشن و همکاران[1] (۲۰۲۳) در پژوهش خود با عنوان "مدل سیستمی عرضه نیروی کار در ایران: مطالعه‌ای با رویکرد پویایی‌های کیفی سیستم‌ها"، به بررسی تعیین‌کننده‌های عرضه نیروی کار در ایران با استفاده از روش پویایی‌های کیفی سیستم‌ها پرداختند. بر اساس مدل سیستمی تدوین شده، نتایج نشان داد که افزایش تولید ناخالص داخلی و فرصت‌های شغلی منجر به افزایش احتمال یافتن شغل و کاهش مهاجرت‌های خارجی می‌شود. همچنین، افزایش سن بازنشستگی و کاهش فساد، که موانع رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد، می‌تواند به افزایش عرضه نیروی کار در ایران کمک کند.

نظری ندوشن و همکاران (۲۰۲۴) در پژوهش خود با عنوان "پیشران‌ها و متغیرهای مؤثر بر آینده عرضه نیروی انسانی در بازار کار ایران: مطالعه‌ای با رویکرد ترکیبی دلفی و تحلیل ساختاری"، به شناسایی و تحلیل ساختاری تأثیر متقابل متغیرها و پیشران‌های مؤثر بر آینده عرضه نیروی انسانی در بازار کار ایران در افق سال ۱۴۴۰ (هجری شمسی) پرداخته‌اند. ارزیابی‌ها با استفاده از نرم‌افزار میک‌مک (MICMAC) نشان داد که متغیرهایی چون ساخت سنی جمعیت، فشار اجتماعی، درآمد سرانه، وضعیت تأهل، مهاجرت، مرگ و میر، تولید ناخالص ملی، هزینه‌های تحصیل و هزینه‌های خانوار، بیشترین تأثیرگذاری را بر عرضه نیروی انسانی در بازار کار ایران دارد. علاوه بر این، عواملی مانند شرایط اقتصادی (تورم و رکود)، حقوق و دستمزد، و سیاست‌های دولت به عنوان عوامل کلیدی و پیشران شناسایی شدند.

حلاجی و همکاران[2] (۲۰۲۴) در پژوهشی "برآورد عرضه و تقاضای نیروی کار تا سال ۱۴۳۰ در ایران"، به پیش‌بینی عرضه و تقاضای نیروی کار در ایران و شکاف احتمالی میان این دو تا سال ۱۴۳۰ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن سناریوی واقع‌بینانه نرخ مشارکت و رشد اقتصادی ۲/۶ درصد، تا سال ۱۴۱۰ ایران با پدیده بیکاری مواجه خواهد بود، هرچند روند آن کاهشی است. در سال ۱۴۱۰، بیکاری به صفر رسیده و عرضه و تقاضا با هم برابر می‌شود. اما از سال ۱۴۱۰ به بعد، روند مازاد تقاضا برای نیروی کار آغاز شده و افزایشی خواهد بود. به طوری که پیش‌بینی می‌شود در سال ۱۴۳۰، مازاد تقاضا به حدود ۱۰ میلیون نفر برسد.

۳-۲- مطالعات خارجی

[1] . Nazari Nodoushan et al. (2023)

[2]. Hallaji et al. (2024)

مازوکو و همکاران[1] (۲۰۰۶) پژوهشی با عنوان "عرضه نیروی کار، پویایی ثروت و تصمیمات ازدواج" را با روش داده‌های پنل انجام دادند. آنها اذعان داشتند که تصمیمات ازدواج و ثروت با مشارکت نیروی کار ارتباط تنگاتنگ دارد.

وندریک و کوروروس[2] (۲۰۰۹) پژوهشی با عنوان "مشارکت نیروی کار مرد و زن و سیاست‌های دولتی" انجام دادند. آنها با استفاده از روش مدل تصحیح خطا با این نتیجه رسیدند که سیاست‌های حمایتی از آموزش موجب افزایش مشارکت نیروی کار شده است.

در پژوهشی با عنوان "نرخ مشارکت نیروی کار و رشد اقتصادی: ترکیه" که توسط کارگی[3] (۲۰۱۴) انجام شد، با استفاده از روش توابع چند جمله‌ای این نتیجه حاصل شدکه بین رشد اقتصادی و مشارکت نیروی کار رابطه مثبت وجود دارد.

عظیمی[4] (۲۰۱۵) پژوهشی باعنوان "تأثیر کودکان بر مشارکت زنان در نیروی کار در مناطق شهری ایران" منتشر کرد. نتایج نشان داد که افزایش باروری باعث کاهش مشارکت زنان در بازار کار می‌شود.

اغوز[5] (۲۰۱۸) پژوهشی با عنوان "تحلیل عوامل مؤثر بر عرضه نیروی کار" انجام داد و با استفاده از روش اقتصادسنجی سری زمانی به این نتیجه رسید که تورم و بیکاری اثر منفی و بهره‌وری و تولید ناخالص داخلی بر عرضه نیروی کار اثر مثبت دارند.

با بررسی اجمالی پژوهش‌های صورت گرفته در این حوزه مشخص می‌شود که اغلب محققین از بعد اقتصادی به بررسی عرضه نیروی کار و عوامل مؤثر بر آن پرداختند. نوآوری این پژوهش در رویکرد جامع و پویا به تحلیل نرخ مشارکت نیروی کار در ایران تا افق ۱۴۴۰، از طریق به‌کارگیری روش‌شناسی پویایی سیستم، است. برخلاف مطالعات پیشین که غالباً بر روش‌های اقتصادسنجی متمرکز بوده و به صورت مجزا به عوامل مؤثر پرداخته‌اند، در این پژوهش با استفاده از مدل‌سازی شبیه‌سازی، روابط متقابل و حلقه‌های بازخوردی میان متغیرهای اجتماعی، اقتصادی و جمعیتی آشکار می‌شود. این جامعیت، درک عمیق‌تری از تحولات بلندمدت عرضه نیروی کار ارائه می‌دهد. علاوه بر این، گنجاندن متغیرهایی نظیر سطح ناامیدی از یافتن شغل در مدل، ابعاد

[1]. Mazzocco et al. (2006)
[2]. Vendrik,& Cörvers (2009)
[3]. Kargi (2014)
[4]. Azimi (2015)
[5]. Oğuz (2018)

تازه‌ای به تحلیل‌های پیشین افزوده است. این رویکرد سیستمی، امکان ارزیابی سناریوهای مختلف سیاستی و پیامدهای آن‌ها را فراهم می‌کند.

۴- روش شناسی پژوهش

در برنامه‌ریزی نیروی کار، یکی از اهداف، پیش‌بینی نیاز به نیروی کار است. از منظر عملیاتی، برنامه‌ریزی نیروی کار یک فرآیند تکراری متشکل از سه عنصر اصلی است: پیش‌بینی سمت تقاضا، پیش‌بینی سمت عرضه و شناسایی مازاد یا کمبود نیروی کار. این فرآیند ممکن است با استفاده از روش‌های پیش‌بینی قضاوتی، مدل‌سازی انباشت- جریان، مدل پیش‌بینی نیروی کار صورت گیرد (موتینگی و امبوهوا[1]، ۲۰۱۲). عملکرد اقتصاد جهانی و ملی، پیشرفت‌های فناوری، تغییرات جمعیتی و غیره نیز بر دقت پیش‌بینی تاثیر دارد. در جدول ۲ خلاصه‌ای از تکنیک‌های پیش‌بینی نیروی کار ارائه‌شده است.

جدول۲- تکنیک‌های پیش‌بینی نیروی کار

نویسندگان	نام روش	عوامل کلیدی	تکنیک‌های مدل‌سازی
مارشال و راسمن[2] (۲۰۱۴)	پیش بینی قضاوتی[3]	تجربه گروه‌های کانونی یا متخصص	این امر به سادگی با درخواست از گروهی از متخصصان در منطقه برای شناسایی نیازهای نیروی کار خود به دست می‌آید. این شامل قضاوت ارزشمند افرادی است که در این زمینه دانش بالایی دارند.
بریسکو و ویلسون[4] (۱۹۹۳) سینگ و همکاران (۲۰۱۲)	مدل‌سازی انباشت- جریان	جریان‌های ورودی و خروجی نیروی کار برای مثال تعداد ورودی‌های جدید و کارگران بازنشسته	یک مدل انباشت- جریان با تعیین نیروی کار موجود شروع می‌شود. این موجودی با ورود «تازه واردان»، خروج «کارگران بازنشسته» و سایر متغیرهای کلیدی مانند «تحرک نیروی کار» تعدیل می‌شود.
پرساد و همکاران[5] (۱۹۹۵)، بل و براندنبورگ[6] (۲۰۰۳)	مدل پیش‌بینی روند و سری زمانی	ارقام گذشته تقاضا و عرضه نیروی کار	در مدل‌های پیش‌بینی سری‌های زمانی، با شناسایی الگوهای تاریخی در داده‌ها، روند آینده عرضه و تقاضای نیروی کار برون‌یابی می‌شود.
آگاپیو[7] و همکاران (۱۹۹۵)، بریسکو و ویلسون (۱۹۹۳)	مدل‌سازی اقتصاد سنجی با استفاده از مدل رگرسیون	برقراری یک علیت بین تقاضا (یا عرضه) و متغیرهای مستقل	برای طرف تقاضا، متغیرهای مستقل می‌تواند دستمزد واقعی، قیمت مواد، نرخ بهره و بهره وری و برای طرف عرضه، درآمد هفتگی و تعداد بازماندگان از مدرسه باشد.

[1] . Mutingi & Mbohwa (2012)
[2] . Marshall & Rossman (2014)
[3] . Judgment Forecasting
[4] . Briscoe & Wilson (1993)
[5] . Persad et al. (1995)
[6] . Bell & Brandenburg (2003)
[7] . Agapiou et al. (1995)

منبع: یافته‌های پژوهش

در این پژوهش در مرحله اول، پژوهش‌ها و مقاله‌های معتبر ادبیات پژوهش مورد مطالعه قرار گرفت و متغیرهای مهم اقتصادی، اجتماعی و جمعیتی مؤثر بر عرضه نیروی کار تا حد امکان (جدول ۳)، شناسایی شد.

جدول۳- متغیرهای استخراج شده از ادبیات پژوهش

ردیف	نام متغیر	دسته‌بندی نقش در مدل	توضیحات/ تأثیر اصلی
۲	جمعیت افراد شاغل	سطح (Stock)	انباشت افرادی که کار می‌کنند.
۳	جمعیت افراد بیکار	سطح (Stock)	انباشت افرادی که بیکار هستند.
۵	سرمایه	سطح (Stock)	انباشت سرمایه
٦	سرمایه گذاری	نرخ (Flow)	نرخ افزودن به سرمایه (به GDP مرتبط است).
۷	تولید ناخالص داخلی	سطح (Stock)	نشان‌دهنده انباشت ارزش تولید شده.
۸	عرضه نیروی کار	نرخ (Flow)	نرخی که افراد به نیروی کار اضافه می‌شوند.
۹	نرخ اشتغال	نرخ (Flow)	نرخ ورود افراد از بیکار به شاغل.
۱۱	انگیزه پیدا کردن شغل	متغیر کمکی	عاملی که نرخ ورود به بازار کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد.
۱۲	فرصت‌های شغلی	متغیر کمکی	تابعی از سرمایه‌گذاری، که بر انگیزه تأثیر می‌گذارد.
	پارامترهای جمعیتی و اجتماعی		
۱۳	سن	پارامتر/ورودی	متغیری که سایر متغیرهای وابسته به سن را تعیین می‌کند.
۱٤	میزان باروری	نرخ (Flow)	نرخ تغییرات جمعیتی (ورودی سطح جمعیت)
۱۵	خالص مهاجرت	نرخ (Flow)	نرخ خالص ورود/خروج افراد از جمعیت
۱٦	سن بازنشستگی	پارامتر/ورودی	آستانه سنی برای خروج از نیروی کار
۱۷	نرخ بازنشستگی	نرخ (Flow)	نرخ خروج افراد از نیروی کار به دلیل رسیدن به سن بازنشستگی
۲۱	فشار اجتماعی	متغیر کمکی	عاملی که انگیزه پیدا کردن شغل را افزایش می‌دهد.
۲۲	نیاز به شغل	متغیر کمکی	متغیرهای انگیزشی برای ورود به بازار کار
۲٤	متوسط درآمد خانوار / نیاز مالی خانوار	متغیر کمکی	محاسبه‌هایی بر اساس سطوح درآمد و هزینه.
۲۵	شغل‌های پاره وقت / چند شغلی / اضافه کاری	متغیر کمکی	اشکال مختلف اشتغال که می‌توانند نرخ مشارکت را تغییر دهند.
	متغیرهای مربوط به تحصیلات		
۲٦	سطح تحصیلات	سطح (Stock)	انباشت دانش کسب شده در طول زمان.
۲۷	زمان در دسترس برای کار / تحصیل	پارامتر/ورودی	توزیع زمانی که افراد می‌توانند بین کار و تحصیل تقسیم کنند.

ردیف	نام متغیر	دسته‌بندی نقش در مدل	توضیحات/ تأثیر اصلی
۲۸	زمان تخصیص داده شده به تحصیل	نرخ (Flow)	نرخی که افراد به جای کار، تحصیل می‌کنند.
	عوامل کلان اقتصادی		
۲۹	قیمت ارز/قیمت نفت	پارامتر/ورودی	متغیرهای خارجی تأثیرگذار بر اقتصاد.
۳۰	تورم	متغیر کمکی	نرخ افزایش عمومی قیمت‌ها.
۳۱	هزینه‌های تولید	متغیر کمکی	عاملی که بر تولید ناخالص داخلی و فرصت‌های شغلی تأثیر می‌گذارد.
۳۲	تحریم ها	پارامتر/ورودی	عامل خارجی که بر تولید تأثیر منفی می‌گذارد.
۳۳	درآمدهای سازمان تأمین اجتماعی	متغیر کمکی	درآمدی که می‌تواند بر آستانه بازنشستگی یا مزایای اجتماعی تأثیر بگذارد.

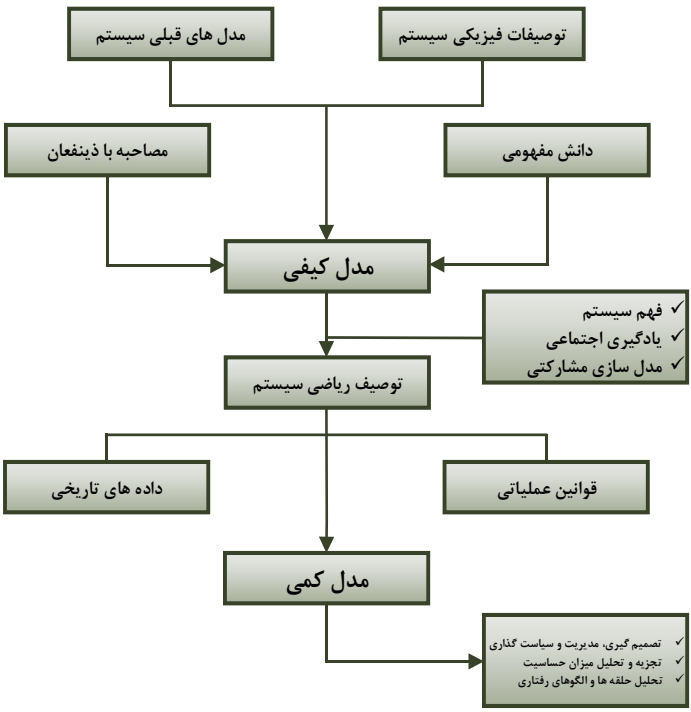
منبع: یافته‌های پژوهش

به دلیل ابعاد مختلف اقتصادی، اجتماعی، جمعیتی و.... مؤثر بر عرضه نیروی کار، یکی از مناسب‌ترین راه‌ها برای بررسی بازار کار بهره‌گیری از روش پویایی‌های سیستم است که هم توانایی الگوسازی ابعاد مختلف مسئله مورد بررسی را داراست و هم اینکه، به دلیل تعریف روابط در درون الگو، نیاز به اطلاعات پیوسته‌ای از متغیرهای مورد تحلیل ندارد (دیتون و واینبریک[1]، ۱۹۹۹). پویایی‌های سیستم بر مبنای نظریه کنترل[2] و تئوری مدرن پویایی غیرخطی[3] بنا شده است، یعنی مبتنی بر یک پایه ریاضی دقیق برای تئوری و مدل‌ها است. این روش این امکان را می‌دهد که زمینه‌ی تکنیکی قوی برای توسعه‌ی بینش و درک مفهومی از پیچیدگی و پویایی به کار گرفته شود. در واقع پویایی‌های سیستم روش مدل‌سازی است که به درک هرچه بهتر سیستم‌ها به صورت شبیه‌سازی کامپیوتری، کمک می‌کند. برای تدوین برنامه‌های استراتژیک، کلان، خرد و میان بخشی، ظرفیت و توان بالایی دارد و استفاده از آن منجر به تدوین سیاست‌های اثربخش‌تر می‌شود و در صورت وجود تنوع زیاد در مؤلفه‌ها و متغیرها می‌تواند به تبیین، پیش‌بینی و رصد ساختارها و رفتارها بپردازد (استرمن[4]، ۲۰۰۱).

هدف از مدل‌سازی گستره زیاد از ساخت مدل کمی و دقیق تا ساخت مدل‌های کیفی و تئوری‌های اجتماعی و آزمون مضامین پویای آن است. در رویکرد پویایی‌های سیستم،کل سیستم مدل نمی‌شود ، ولی تمام عناصر مهم مرتبط با مسئله در نظر گرفته می‌شود و هدف، درک و فهم بهتر مسئله است (استرمن، ۲۰۰۱). در این روش آنجایی که قوانین ریاضی بین متغیرها صریح و

[1]. Deaton & Winebrake (1999)
[2]. Conrtol theory
[3]. Non-linear dynamics theory
[4]. Sterman (2001)

اثبات شـــده نیســـتند، به گروه‌های کانونی مراجعه می‌شـــود، یعنی نوع ارتباط بین متغیرها و وزن هرکدام از عوامل اثرگذار بر روی عامل دیگر توسط کارشناسان و متخصصان آن موضوع تعیین می‌شود (فرتوک‌زاده و اشراقی[1]، ۲۰۰۹).



شکل ۱- چارچوب مدل‌سازی پویایی سیستم، (آدریا و همکاران، ۲۰۲۰)

دیدگاه پویایی‌های سیســتم، از تکنیک‌های آماری که علت و معلولی یک‌طرفه را اســتنباط می‌کنند، متمایز است. اگرچه روش‌های آماری مانند مدل‌سازی معادلات ساختاری می‌توانند اثرات متقابل را ثبت کنند، پویایی ســیســـتم به طور کلی بر روابط بازخورد غیرخطی تمرکز می‌کند که منجر به تغییر در تأثیر یا تسلط حلقه‌های بازخورد در طول زمان می‌شود (هومند و چالیس[2]، ۲۰۱۵). در نتیجه، این روش در توانایی خود برای توصیف و درک پویایی‌های پیچیده سیستم‌های اجتماعی منحصر به فرد است. پویایی سیستم از روابط علی غیررسمی و مدل‌های ریاضی رسمی، اغلب با شـبیه‌سـازی رایانه‌ای، برای آزمایش فرضـیه‌هایی در مورد رابطه بین سـاختار و رفتار دینامیکی یک

[1] .Fartookzadeh & Eshraghi (2009)
[2] . Hovmand & Chalise (2015)

سیستم از دیدگاه درون‌زا یا بازخورد استفاده می‌کند.

در ادامه چارچوبی از مدل‌سازی پویایی‌های سیستم بر اساس مطالعه آدریا و همکاران[1] (۲۰۲۰) ارائه‌شده است. این چارچوب رابطه میان مدل کمی و کیفی را نشان می‌دهد. مطابق شکل ۱ مشاهده می‌شود که مدل کمی مبتنی بر مدل کیفی و توصیف ریاضی سیستم بوده که براساس داده‌های تاریخی می‌توان به تحلیل حلقه‌ها پرداخت و با ارائه پیشنهادهای سیاستی و مدیریتی، کارایی سیستم را ارتقا داد.

۵- مفهوم سازی سیستم

مفهوم سازی سیستم شامل تعیین مرز مدل، شناسایی روابط علی و چارچوب سیاست است (علمی و همکاران[2]، ۲۰۲۲). در این مرحله بعد از مرور ادبیات و مطالعات موجود در زمینه عرضه نیروی کار، نمودار علی- معلولی تهیه شد. در این پژوهش مصاحبه با افرادی صورت گرفت که دارای پست دانشگاهی یا سازمانی مرتبط با بازار کار بودند و سابقه کاری و علمی کافی در این حیطه داشتند. اطلاعات مربوط به این خبرگان در جدول ۴ درج شده است. از طرفی نمودار علی- معلولی و حالت- جریان و علی-معلومی توسط این خبرگان تأیید شد.

جدول ٤- اطلاعات مربوط به خبرگان مشارکت کننده در پژوهش

خبرگان	تعداد	مدرک تحصیلی	شغل
اقتصاد	۵ نفر	دکتری اقتصاد	استاد دانشگاه
جمعیت‌شناسی	۳ نفر	دکتری جمعیت‌شناسی	استاد دانشگاه
جامعه‌شناسی	۲ نفر	دکتری جامعه‌شناسی	استاد دانشگاه
کارآفرینی و اشتغال	۱ نفر	کارشناسی مدیریت صنعتی	شاغل در اداره کل تعاون، کار و رفاه اجتماعی

۵-۱- فرمول‌بندی مدل

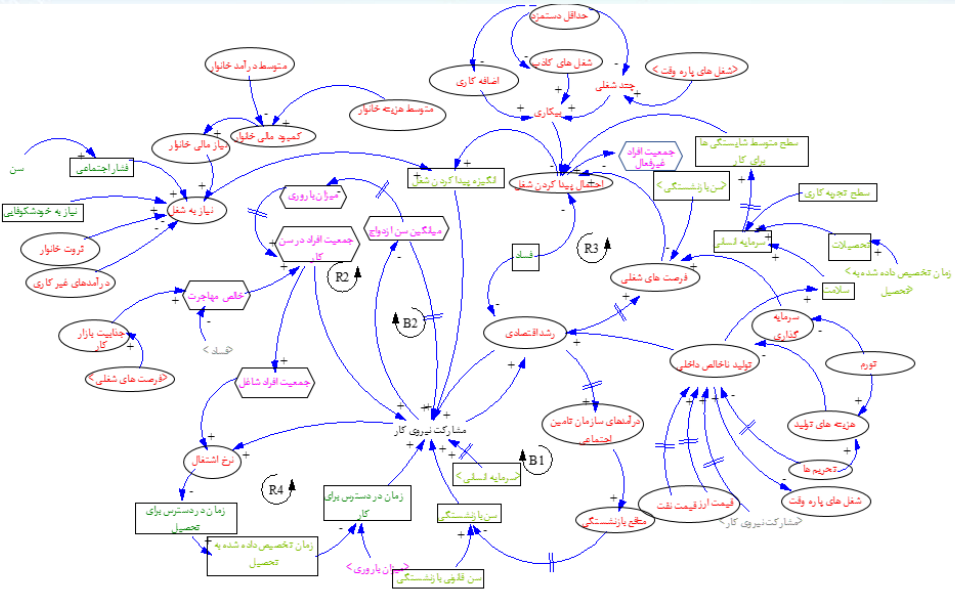
در روش پویایی‌های سیستم، پس از طراحی مدل علی- معلولی سیستم مورد مطالعه، برای کمی‌سازی مدل و شبیه‌سازی سیاست‌های مختلف، نمودار جریان سیستم بر اساس روابط بین متغیرها با استفاده از روابط و فرمول‌های ریاضی تهیه می‌شود. در ادامه این مراحل تشریح می‌شود.

حلقه‌های علی- معلولی: نمودار علت- معلولی ابزاری برای ترسیم ارتباطات علی در داخل یک سیستم است که به دو نوع کلی تقسیم می‌شود. حلقه‌های تقویت‌کننده و حلقه‌های تعادلی. حلقه‌های تقویت‌کننده سیستم‌های بازخور مثبتی هستند که با تغییر اولیه همگام‌اند. حلقه‌های

[1]. Adria (2020)
[2]. Elmi et al. (2022)

تعادلی، برعکس رفتار حلقه‌های تقویت کننده، حرکتی مخالف تغییر اولیه را در پیش خواهند گرفت (استرمن، ۲۰۰۱). برای ترسیم نمودار علت- معلولی، مدل‌ساز نیازمند داده‌ها و اطلاعات گسترده‌ای است. مشخص نبودن دیدگاهی که بر اساس آن مدل علی ساخته می‌شود از مشکلات روش پویایی‌های سیستم است (صادقی‌مقدم و همکاران[1]، ۲۰۱۱). برای درک بهتر رفتار سیستم، باید بعد از تدوین روابط بین متغیرهای موجود در سیستم، با استفاده از نرم افزار ونسیم[2] مقدار متغیرها در طول زمان شبیه‌سازی شود. برای به دست آوردن فرمول‌ها و روابط بین متغیرها از نظرات خبرگان و صاحب نظران آشنا به روش پویایی‌های سیستم بهره گرفته‌شده است. شکل ۲ حلقه‌های علی- معلولی ترسیم شده را نشان می‌دهد. در این‌گونه مدل‌ها جهت فلش‌ها به‌معنی تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته است. هدف از توسعه نمودار علی، استفاده از ابزاری برای ساماندهی حجم عظیم اطلاعات که از منابع مختلف گردآوری شده، است. این نمودار اطلاعات ارزشمندی درمورد حلقه‌های بازخوردی، تأخیرهای زمانی و روابط بین متغیرها در اختیار قرار می‌دهد و می‌توان از آن به عنوان مقدمه‌ای برای تحلیل‌های بعدی استفاده کرد (کلانتری و همکاران[3]، ۲۰۱۶). لازم به توضیح است برای روشن‌تر شدن بازخوردهای متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و جمعیتی بر روی یکدیگر و همچنین تأثیر آنها بر روی شاخص نرخ مشارکت، متغیرهای جمعیتی با شش ضلعی، متغیرهای اقتصادی با بیضی و متغیرهای اجتماعی با مستطیل، مشخص شده‌اند.

[1]. Sadeghi Moghaddam et al. (2011)
[2]. Vensim
[3]. Kalantari et al. (2016)



شکل ۲- نمودار علت و معلولی

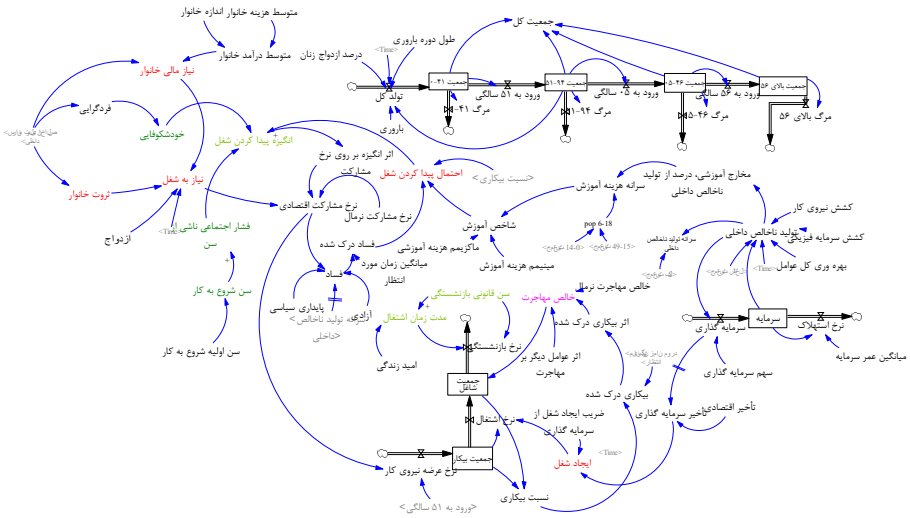
رفتار دینامیکی نرخ مشارکت نیروی کار در ایران، یک رفتار چندوجهی است که توسط تعامل پیچیده میان حلقه‌های تقویت‌کننده و متعادل‌کننده هدایت می‌شود. این رفتار، پتانسیل رشد ناشی از مزیت جمعیتی و آموزشی را در برابر محدودیت‌های ساختاری و اقتصادی بازار کار قرار می‌دهد. رفتار بلندمدت نرخ مشارکت نیروی کار در ایران تا سال ۱۴۴۰، در غیاب سیاست‌های مداخله‌گر، به سمت یک سطح تثبیت شده یا کاهشی حرکت می‌کند. این رفتار ناشی از برتری تأثیر دو حلقه تعادل‌دهنده اصلی بر حلقه‌های تقویت‌کننده است:

۱- حلقه تقویت‌کننده رشد اقتصادی و فرصت شغلی (R3): این حلقه با متغیر رشد اقتصادی شروع و با متغیر اصلی مشارکت نیروی کار به پایان می‌رسد. رشد اقتصادی باعث افزایش تقاضای کار و انگیزه مشارکت می‌شود. بر اساس این حلقه، رشد اقتصادی بر فرصت‌های شغلی اثر مثبت می‌گذارد. فرصت‌های شغلی بیشتر احتمال پیدا کردن شغل را افزایش می‌دهد، که این موضوع انگیزه پیدا کردن شغل را تقویت می‌کند و درنهایت مشارکت نیروی کار را بالا می‌برد. این حلقه نشان‌دهنده پتانسیل بازتولید رشد است، زیرا افزایش مشارکت نیروی کار باعث تقویت تولید ناخالص داخلی می‌شود. در شرایط خوش‌بینانه، این حلقه می‌تواند به افزایش پایدار نرخ مشارکت نیروی کار منجر شود.

۲. حلقه متعادل‌کننده دلسردی و بیکاری: این حلقه یک مکانیسم ترمز است که با شروع از بیکاری آغاز شده و درنهایت بر مشارکت نیروی کار تأثیر می‌گذارد تا سیستم را متعادل کند. افزایش در بیکاری باعث افزایش دلسردی و کاهش انگیزه افراد برای جستجوی شغل می‌شود که این خود مستقیما به کاهش نرخ مشارکت نیروی کار منجر می‌شود. کاهش مشارکت نیروی کار، به معنی کمتر شدن تعداد جویندگان فعال کار در سیستم است که این امر متعاقبا موجب کاهش نرخ بیکاری اولیه می‌شود و اثر تعدیل‌کننده خود را به نمایش می‌گذارد، در نتیجه از تحقق کامل پتانسیل جمعیتی، اقتصادی جلوگیری شده و مشارکت در سطحی پایین‌تر از ظرفیت تثبیت می‌شود.
۳. حلقه متعادل‌کننده ساختار جمعیتی، بازنشستگی: این حلقه، یک عامل ساختاری بلندمدت کاهشی است که مرتبط با سیاست‌های نهادی (سن بازنشستگی) است. مشارکت نیروی کار بر درآمدهای سازمان تأمین اجتماعی اثر مثبت می‌گذارد. افزایش درآمدها بر سطح بازنشستگی اثر مثبت می‌گذارد و سطح بازنشستگی بر مشارکت نیروی کار اثر منفی می‌گذارد. همچنین سن بازنشستگی به عنوان یک اهرم سیاست‌گذارانه بر سطح بازنشستگی اثر منفی می‌گذارد. این حلقه تضمین‌کننده کاهش نرخ مشارکت در بلندمدت (به دلیل خروج نسل بزرگ‌تر) است، اما سیاست‌های دولتی (مثل افزایش سن بازنشستگی) می‌تواند سرعت این کاهش را کنترل کند. بنابراین، نرخ مشارکت (که در نمودار به عنوان مشارکت نیروی کار نمایش داده شده) هم نقطه شروع و هم نقطه پایان این حلقه بازخورد تعدیل‌کننده (B1) است.
۴. حلقه تقویتی آموزشی، جمعیتی (R4): این حلقه پویایی‌های جمعیتی و آموزشی را نشان می‌دهد. جمعیت افراد در سن تحصیل بر تأخیر در ورود به بازار کار اثر می‌گذارد. افزایش اشتغال زمان در دسترس برای تحصیل را کاهش داده و زمان تخصیص داده‌شده به تحصیل را کاهش می‌دهد، که این کاهش در بلندمدت منجر به کاهش سرمایه انسانی و درنهایت کاهش کیفیت اشتغال می‌شود. این حلقه در افق بلندمدت می‌تواند یک نیروی متعادل‌کننده پنهان (به دلیل کاهش بهره‌وری) باشد.
فرضیه پویا: رفتار بلندمدت نرخ مشارکت نیروی‌کار در ایران تا سال ۱۴۴۰، یک الگوی "رشد کوتاه‌مدت تحت سرکوب" را دنبال خواهد کرد. این رفتار ناشی از تقابل میان پتانسیل رشد (حلقه‌های تقویت‌کننده مربوط به رشد اقتصادی و نیروی جوان) و محدودیت‌های ساختاری و اقتصادی (حلقه‌های متعادل‌کننده مربوط به اثر کارگر دلسردشده و ساختار بازنشستگی) است. در این ساختار، سرعت بالای ورود جوانان به بازار کار به دلیل عدم توانایی کافی اقتصاد در ایجاد شغل مناسب، بلافاصله توسط افزایش بیکاری و دلسردی خنثی می‌شود. نوآوری مدل در این است که با تغییر متغیرهای سیاستی اهرمی (مانند سن بازنشستگی و زمان تخصیص داده شده به تحصیل)،

می‌توان تأثیر حلقه‌های متعادل‌کننده را تضعیف کرده و نرخ مشارکت را به سطوح پتانسیل پنجره جمعیتی نزدیک‌تر کرد.

شبیه‌سازی مدل در نرم‌افزار: بعد از ترسیم مدل علت- معلولی به رسم نمودار انباشت- جریان پرداخته می‌شود. این نمودار، بخش محوری شبیه‌سازی است که جزئیات ساختار و نحوه تعامل بین متغیرهای یک سیستم با یکدیگر رانشان می‌دهد و می‌تواند مبنایی برای توسعه یک مدل کمی باشد. در این نمودار از دو مفهوم انباره و جریان استفاده می‌شود. در هر سیستم متغیرهایی که مقدارشان افزایش یا کاهش می‌یابد، متغیرهای انباشت و نرخ افزایش یا کاهش این متغیرها جریان نامیده می‌شود. نمودار انباشت و جریان این مطالعه در شکل ۳ نشان داده شده است.



شکل ۳- نمودار انباشت- جریان

بررسی رفتار سیستم در طول زمان ، نیازمند شبیه‌سازی روابط و متغیرها در نرم افزار ونسیم است که در شبیه‌سازی، نمودارهای جریان معادل حلقه‌های علی خواهد بود. در مدل حالت جریان، بر اساس مصاحبه‌ای که از خبرگان انجام شد، متغیرهایی انتخاب شد که تاثیر بیشتری روی متغیر نرخ مشارکت داشت و برای فرمول نویسی در نرم افزار، اطلاعات کافی درمورد آن متغیرها موجود بود. ابتدا بازه زمانی مورد نظر و همچنین ارتباط بین اجزای متغیرهای سیستم، به صورت فرضیه در نرم افزار ونسیم تعریف شد. از آنجایی که تعریف دقیقی از روابط بین بعضی از متغیرها وجود نداشت، فرضیه و فرمول‌ها، بر اساس نظر خبرگان، بر پایه منطق و داده‌های موجود این روابط تعریف شده است (داده‌های واقعی از مرکز آمار ایران، سازمان ثبت احوال کشور، بانک مرکزی و

سایر ارگان‌های مرتبط اخذ شده است). سپس با استفاده از نرم افزار بر اساس اطلاعات ورودی، رفتار مدل شبیه‌سازی و ترسیم شد. این مدل برای دوره زمانی ۵۵ ساله (۱۴۴۰-۱۳۸۵) اجرا شده است و رفتاری که سیستم از خود نشان می‌دهد، نشانه صحت این روابط می‌باشد.

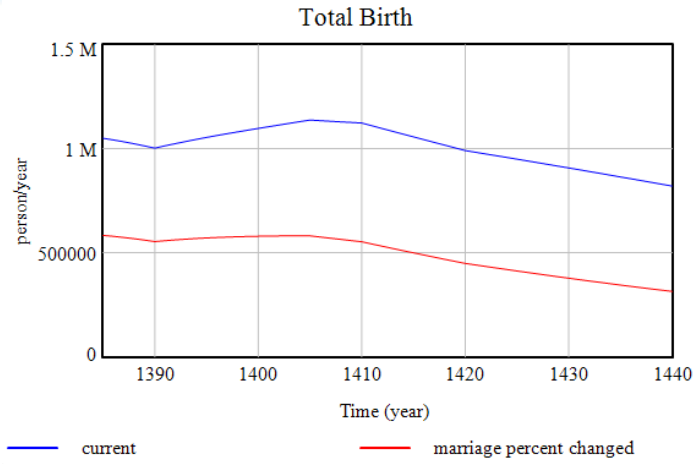
۵-۲- اعتبارسنجی مدل

اعتماد به نتایج مبتنی بر مدل‌سازی پویایی‌های سیستم، مستلزم اثبات دقیق قابلیت‌های مدل در بازتولید داده‌های گذشته و پاسخ‌دهی منطقی به شوک‌های فرضی است. اعتبار سنجی این مدل بر محورهای زیر استوار است:

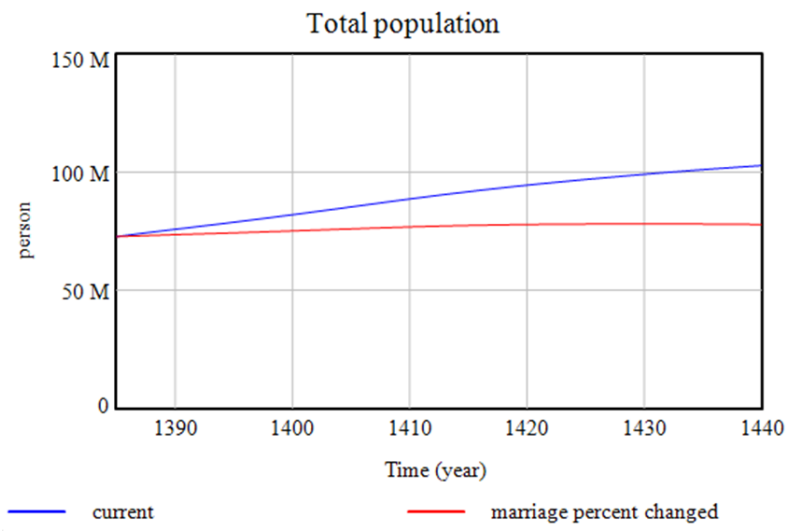
۵-۲-۱-تأیید رفتاری و آزمون‌های کلیدی

اعتبارسنجی در رویکرد سیستم‌های پویا، بیشتر بر رفتار داده‌ها در طول زمان تأکید دارد که بیان کننده صحت ارتباط ساختار ایجاد شده با رفتار تولید شده است (استرمن، ۲۰۰۱).

آزمون شرایط حدی: اعتبارسنجی در رویکرد سیستم‌های پویا، بیشتر بر رفتار داده‌ها در طول زمان تأکید دارد که بیان‌کننده صحت ارتباط ساختار ایجاد شده با رفتار تولید شده است (استرمن، ۲۰۰۱). یکی از روش‌های سنجش اعتبار مدل، آزمون شرایط حدی است. در این آزمون با تعیین مقادیر اولیه متغیرها در حالت‌های حدی میزان پایداری رفتار سیستم بررسی می‌شود. این آزمون به این سوال پاسخ می‌دهد که آیا کل معادله‌های مدل درصورتیکه در معرض مقادیر حدی، اما ممکن متغیرها قرار گیرد، معنی‌دار هستند یا خیر؟ در این آزمون با استفاده از مقادیر حدی بعضی از متغیرها به تعیین اینکه آیا معادله‌ها و مدل به صورت منطقی و مطابق با قوانین فیزیکی رفتار می‌کند، پرداخته می‌شود (علمی و همکاران، ۲۰۲۲). شکل ۴ زیر پاسخ آزمون به تغییرات در بعضی از متغیرها را نشان می‌دهد.



شکل ٤- شبیه‌سازی زاد و ولد کل در صورتی‌که تنها نیمی از زنان ازدواج کنند



شکل ٥- شبیه‌سازی جمعیت کل در صورتی‌که تنها نیمی از زنان ازدواج کنند

شکل ۴ و ۵، زاد و ولد کل و جمعیت کل در صورتیکه فقط نیمی از زنان ازدواج کنند را نشان می‌دهند. همانطور که انتظار می‌رود میزان زاد وولد سالیانه و جمعیت کل کاهش می‌یابد و رفتار مدل منطقی است.

آزمون بازتولید رفتار: در این آزمون که برای اعتبارسنجی رفتار مدل به کار می‌رود،

رفتار مدل با رفتار سیستم واقعی مقایسه می‌شود. در آزمون بازتولید رفتار، استفاده از روش‌های آماری نظیر میانگین مربعات خطا[1] (MSE) و درصد خطای مجذورات[2] (RMSPE) مرسوم است. استرمن[3] استفاده از RMSPE را برای ارزیابی مدل رویه‌ای ساده می‌داند (استرمن، ۲۰۰۱). شاخص RMSPE ،که نشان‌دهنده میزان انحراف مقادیر شبیه‌سازی شده از مقادیر واقعی است، بر اساس معادله (۱) محاسبه می‌شود.

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{S_i - A_i}{A_i}\right)^2} \qquad (۱)$$

که در این فرمول، S_i مقدار شبیه سازی شده در زمان i و A_i مقدار واقعی در زمان i و n تعداد دوره است.

بر اساس این شاخص هرچه میزان تفاوت بین داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده کمتر باشد، بیشتر می‌توان به نتایج شبیه‌سازی اعتماد کرد. بر این اساس هرچه میزان RMSEP به صفر نزدیک‌تر باشد به مفهوم خطای کمتر و نزدیک بودن به ۱۰۰ درصد نیز نشان‌دهنده خطای بالا است. بر اساس محاسبات محقق، میزان این شاخص برای مدل این پژوهش، ۰/۰۸ به دست آمد. بنابراین مقادیر شبیه‌سازی شده و واقعی انحراف کمی از یکدیگر دارند.

۵-۲-۱-۳-آزمون‌های ساختاری پیشرفته

برای اطمینان بیشتر از قابلیت اطمینان مدل، سه دسته آزمون ساختاری تکمیلی اعمال شد:

۱- آزمون‌های ساختاری پایاپای: این آزمون اطمینان می‌دهد که متغیرهای حیاتی و حلقه‌های بازخوردی کلیدی که بر رفتار بلندمدت سیستم تأثیرگذارند، از دامنه مدل خارج نشده باشد، یعنی اطمینان از این‌که ساختار مدل برای افق زمانی مورد نظر، به اندازه کافی جامع است.

۲- آزمون سازگاری واحدها: با این آزمون سازگاری واحد اندازه‌گیری تمامی معادلات در مدل تضمین می‌شود (مثلاً واحد سطح با واحد نرخ در طول زمان جمع و تفریق نشود). این امر از بروز خطاهای ریاضی ناشی از عدم تناسب واحدها جلوگیری می‌کند.

۳- آزمون افق زمانی: با توجه به آثار بلندمدت تأخیرهای اجتماعی (مانند سن ازدواج)، مدل

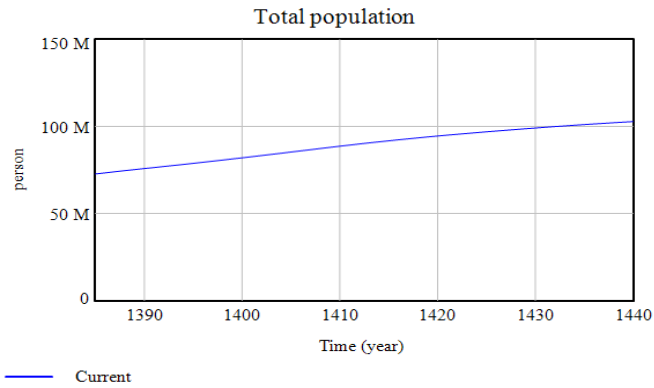
[1]. Mean Squared Error
[2]. Root Mean Square Percentage Error
[3]. Esterman

در بازه‌های زمانی مختلف (۱۰، ۲۰ و ۳۰ ساله) اجرا شد تا اطمینان حاصل شود که اثرات انباشته به درستی در ساختار مدل منعکس شده و نتایج در افق‌های بلندتر، منطق رفتاری خود را حفظ می‌کند.

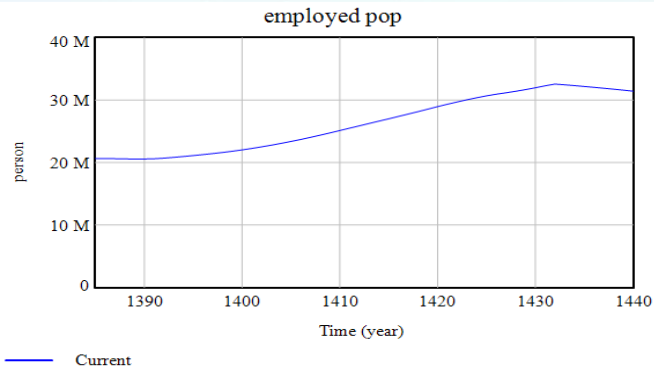
بر اساس مدل پویایی‌های سیستم، حرکت به سمت وضعیت ایده‌آل عرضه نیروی کار در سال ۱۴۴۰ مستلزم مداخله هماهنگ و همزمان در محورهای اجتماعی (ازدواج/باروری) و اقتصادی (سرمایه‌گذاری/رشد پایدار) است. لایه‌های اعتبارسنجی فوق، قابلیت اتکای بالای این مدل را برای تصمیم‌گیری‌های استراتژیک تأیید می‌نماید.

۵-۳- اجرای مدل

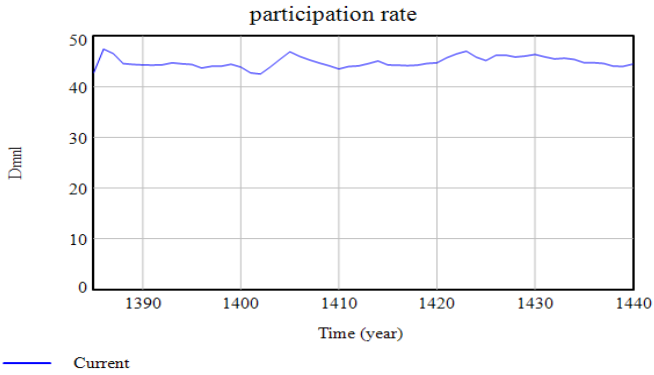
در این مرحله مدل پژوهش برای پیش‌بینی رفتار متغیرهای کلیدی به اجرا گذاشته می‌شود. مدل در افق زمانی ۵۵ ساله که از سال ۱۳۸۵ آغاز می‌شود و تا سال ۱۴۴۰ ادامه می‌یابد، اجرا شد. در ادامه رفتار متغیرهای کلیدی مدل اعم از جمعیت کل، جمعیت شاغل و نرخ مشارکت در شکل‌های زیر نشان داده شده است.



شکل ٦- رفتار متغیر جمعیت کل پس از اجرای مدل



شکل ۷- رفتار متغیر جمعیت شاغل پس از اجرای مدل



شکل ۸- رفتار متغیر نرخ مشارکت پس از اجرای مدل

۵-۴- بررسی سناریوهای مختلف

برای ارائه سناریوهای فرضی جهت بررسی رفتار متغیرهای کلیدی، با تغییر مقدار بعضی از پارامترها، میزان تغییر متغیرهای کلیدی برآورد شده است. در ادامه دو سناریوی فرضی شرایط ایده‌آل و شرایط ناگوار طبق نظر محققین این مطالعه پیشنهاد شده است و رفتار متغیرهای مهم در ازای اعمال هر یک از این سناریوها توسط نرم‌افزار شبیه‌سازی شده است.

۵-۴-۱- سناریو شرایط ایده‌آل

بر اساس محاسبات مربوط به مدل و نظر خبرگان طرف مشورت در این مطالعه، متغیرهای درصد ازدواج زنان، نرخ باروری، سرمایه‌گذاری و نرخ ناامیدی برای پیدا کردن شغل، از متغیرهای اهرمی شناسایی شده‌ی مؤثر بر نرخ مشارکت، هستند. بر اساس سناریوی ایده‌آل سازمان ملل در

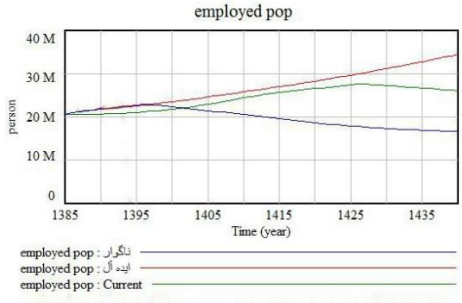
سال ۱۴۴۰ نرخ باروری به رقم ۲/۱۷ می‌رسد (مرکز بررسی‌های استراتژیک مجمع تشخیص مصلحت نظام، ۱۳۹۳). همچنین اگر فرض شود که ازدواج زنان ۱۵ درصد و سرمایه‌گذاری ۱۰ درصد افزایش یابد، همچنین نرخ ناامیدی برای پیدا کردن شغل ۱۰ درصد کاهش یابد، در سال ۱۴۴۰ نرخ مشارکت به ۶۰ درصد افزایش پیدا می‌کند و جمعیت شاغل به حدود ۳۵ میلیون می‌رسد. نمودارهای مربوط به رفتار بعضی از متغیرهای مهم در این سناریو و در مقایسه با سایر سناریوها در ادامه آورده شده است.

۵-۴-۲- سناریو شرایط ناگوار

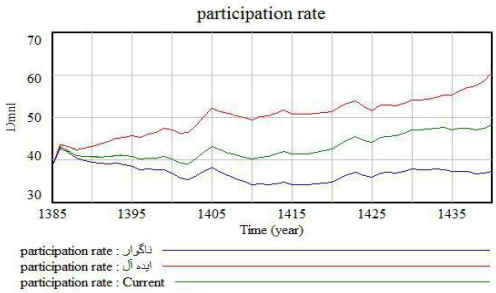
در سناریو شرایط ناگوار فرض می‌شود بر اساس سناریوهای سازمان ملل در سال ۱۴۴۰ نرخ باروری به رقم ۱/۱۷ برسد. همچنین با افزایش تحریم‌ها سرمایه‌گذاری ۱۰ درصد کاهش یافته و ازدواج زنان ۱۵ درصد کاهش یابد، همچنین نرخ ناامیدی برای پیدا کردن شغل ۱۰ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس این سناریو در سال ۱۴۴۰، جمعیت شاغل به حدود ۱۸ میلیون رسیده و نرخ مشارکت اقتصادی پایین‌تر از ۴۰ درصد خواهد بود.

با استفاده از اطلاعات موجود در مدل شبیه‌سازی شده می‌توان عوامل تأثیرگذار بر این متغیرهای اهرمی را بررسی کرد و از آن‌ها در جهت بهبود میزان نرخ مشارکت بهره جست. با توجه به سناریوی شرایط ایده‌آل، برای مثال با تقویت عواملی که باعث کاهش متغیر ناامیدی و افزایش ازدواج می‌شود می‌توان از کاهشی شدن نرخ مشارکت جلوگیری کرده و به اهداف سیستم نزدیکتر شد.

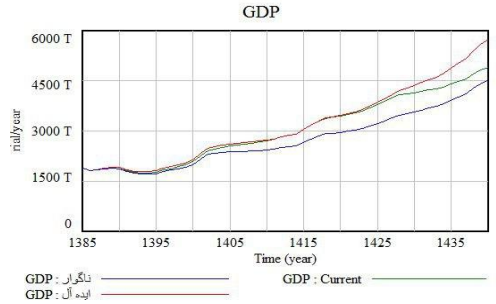
در هر سیستمی، اتفاقات پیش‌بینی نشده مانند تحریم تأثیر منفی بر روند سیستم دارند، از این رو هر سیاستی که سبب کاهش این موارد شود، عرضه نیروی انسانی و نرخ مشارکت را افزایش خواهد داد.



شکل ۹- مقایسه متغیر جمعیت شاغل در سناریوهای مختلف



شکل ۱۰- مقایسه متغیر نرخ مشارکت در سناریوهای مختلف



شکل ۱۱- مقایسه متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) در سناریوهای مختلف

۶- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از مدل‌سازی پویایی‌های سیستم یک ساختار مدل‌سازی جامع از عرضه نیروی کار در ایران ارائه شد، که بر کنش متقابل متغیرهای جمعیتی، اجتماعی و اقتصادی تأکید دارد. اعتبارسنجی قوی مدل، قابلیت آن را برای پیش‌بینی رفتار سیستمی در افق ۵۵ ساله (تا ۱۴۴۰) تأیید می‌کند.

دو سناریوی شرایط ایده آل و شرایط ناگوار به غیر از مدل جاری با فرض‌های مختلف بر اساس نقاط اهرمی مدل و پیشنهاد محققین طراحی و اجرا شد. نتایج مدل جاری نشان داد، نرخ مشارکت در پایان دوره حدود ۴۵درصد خواهد بود. بر اساس سناریوی شرایط ایده آل در سال ۱۴۴۰ نرخ مشارکت اقتصادی به ۶۰ درصد خواهد رسید و تعداد شاغلین حدود ۳۵ میلیون نفر خواهد بود و در سناریوی شرایط ناگوار نیز با توجه به پیش‌فرض‌هایی که ارائه شد در سال ۱۴۴۰ نرخ مشارکتی پایین‌تر از ۴۰ درصد خواهیم داشت و تعداد شاغلین به ۱۸ میلیون نفر می‌رسد.

با استفاده از اطلاعات موجود در مدل شبیه‌سازی شده می‌توان عوامل تأثیرگذار بر این

متغیرهای اهرمی را بررسی کرد و از آن‌ها در جهت بهبود میزان نرخ مشارکت بهره جست. باروری یکی از متغیرهای معرفی شده در مدل برای افزایش جمعیت کل است و با افزایش میانگین سن ازدواج طول دوره باروری و به تبع آن باروری کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه میانگین سن ازدواج زنان در حال افزایش است (بگی [1]، ۲۰۲۳؛ قربانی و ترابی [2]، ۲۰۲۱؛ ضرابی و مصطفوی [3] ۲۰۱۲) و باروری نسبی در سن ۴۰ سالگی نسبت به زمان اوج باروری (اواخر دهه ۲۰ و اوایل دهه ۳۰)، به نصف کاهش می‌یابد (وسلینک و همکاران [4]، ۲۰۱۷، استینر و جوکیک [5]، ۲۰۱۶)، باید برای کاهش سن ازدواج زنان چاره‌ای جدی اندیشید، اما بسیاری از اقدامات سیاستی که برای تأثیرگذاری بر ازدواج و فرزندآوری طراحی و اجرا شده‌اند، تاکنون موفق به جلوگیری از تأخیر در وقوع ازدواج‌ها نشده و به بازنگری نیاز دارد (بگی ، ۲۰۲۳).

سرمایه‌گذاری نیز متغیری اهرمی در سیستم است. نتایج پژوهش‌ها حاکی از آن است که تحریم‌های اقتصادی تأثیری منفی و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت داشته‌اند (خاطری و همکاران [6]، ۲۰۲۱). بنابراین می‌توان گفت باید سیاست‌هایی در راستای کاهش محدودیت ورود تکنولوژی‌های جدید به کشور و افزایش سرمایه‌گذاری در کشور اندیشیده و همچنین اقداماتی برای تدوین برنامه همکاری با کشورهای مختلف برای جذب سرمایه‌گذاری و بهبود فضای کسب‌وکار با برداشتن موانع تولید صورت گیرد.

ناامیدی از پیدا کردن شغل باعث دور شدن افراد از بازار کار و کاهش مشارکت آنها در فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. بر اساس آمار منتشر شده از سوی مرکز آمار ایران در سال ۱۴۰۳، نرخ بیکاری و نرخ مشارکت کاهش یافته اما نسبت اشتغال نسبت به سال ۱۴۰۲ ثابت مانده است. این آمار نشان‌دهنده این است که افرادی که به دنبال شغل بودند از یافتن شغل منصرف شده و به طور کلی از بازار کار خارج شدند. از آنجا که کشور ایران در چند دهه گذشته با مسأله رکود اقتصادی و یا نرخ‌های پایین رشد اقتصادی مواجه بوده است (معینی و پوررضا [7]، ۲۰۲۳)، ناامیدی از پیدا کردن شغل به خصوص در جوانان یکی از مشکلات جدی کشور است. بنابراین می‌توان با سیاست‌گذاری در زمینه دستیابی به رشد اقتصادی پایدار و بلند مدت، از خارج شدن افراد از بازار کار و کاهش مشارکت اقتصادی جلوگیری کرد.

۷- توصیه‌های سیاستی و کاربردی:

[1]. Bagi (2023)
[2]. Ghorbani & Torabi (2021)
[3]. Zarrabi & Mostafavi (2012)
[4]. Weselink et al. (2017)
[5]. Steiner & Jukic (2016)
[6]. Khateri et al. (2021)
[7]. Moeini & Pourreza (2023)

نتایج شبیه‌سازی، به وضوح ماهیت وابستگی متقابل متغیرهای سیستم را آشکار می‌کند و نشان می‌دهد که بهبود یا رکود در یک حوزه، از طریق حلقه‌های بازخوردی[1] سیستم را به سمت وضعیت‌های پایدار[2] متفاوت سوق می‌دهد:

۱. وابستگی متقابل جمعیت و اقتصاد (حلقه بازخورد منفی طولانی‌مدت):

- نتایج نشان داد که نرخ مشارکت پایه در حدود ۴۵ درصد باقی خواهد ماند. این وضعیت نشان‌دهنده تسلط حلقه بازخورد منفی جمعیتی است؛ یعنی کاهش نرخ باروری و تأخیر در ازدواج، به مرور زمان باعث کاهش تعداد افراد واردشده به نیروی کار می‌شود که این امر، رشد اقتصادی (سرمایه‌گذاری) را نیز تضعیف می‌کند. این تضعیف اقتصادی، خود می‌تواند نرخ ناامیدی را افزایش و مشارکت را کاهش دهد (حلقه بازخورد تشدیدکننده منفی بر مشارکت).
- تفسیر سناریو ایده‌آل: سناریوی ایده‌آل (نرخ مشارکت ۶۰ درصد و ۳۵ میلیون شاغل) نشان می‌دهد که سیاست‌گذاری مثبت بر متغیرهای اجتماعی اولیه (ازدواج و باروری) می‌تواند تعادل سیستم را به سمت یک وضعیت رشد پایدار سوق دهد و حلقه بازخورد جمعیتی را برای چندین دهه "تغذیه" کند.

۲. تأثیر شوک‌های بیرونی و حلقه بازخورد اقتصادی:

- سناریوی ناگوار، قدرت حلقه بازخورد منفی اقتصادی را برجسته می‌کند. کاهش ۱۰ درصدی سرمایه‌گذاری (ناشی از تحریم‌ها) و افزایش ۱۰ درصدی ناامیدی، به طور مستقیم نرخ مشارکت را به زیر ۴۰ درصد و تعداد شاغلین را به ۱۸ میلیون نفر می‌رساند. این کاهش اشتغال، به نوبه خود، کاهش تقاضا و سرمایه‌گذاری بیشتر در دوره‌های بعد را رقم می‌زند که یک حلقه بازخورد تشدیدکننده منفی قوی است که سیستم را به سمت رکود سوق می‌دهد.

۳. اولویت‌بندی متغیرهای اهرمی استراتژیک:

- مدل به وضوح نشان می‌دهد که سن ازدواج زنان و نرخ ناامیدی، اهرم‌های با حساسیت بالا هستند. تأخیر در ازدواج، به دلیل کاهش طول دوره باروری، یک اثر انباشته و بلندمدت بر عرضه نیروی کار دارد که حتی اصلاحات اقتصادی کوتاه‌مدت نیز نمی‌تواند به سرعت آن را جبران کند.

با توجه به تحلیل سیستمی و خروجی‌های مدل، سیاست‌های پیشنهادی باید از رویکرد خطی

---

[1]. Feedback Loops
[2]. Steady States

(تک بعدی) خارج شده و بر فعال‌سازی حلقه‌های بازخورد مثبت در سیستم متمرکز شود:

۱. تثبیت زیرساخت جمعیتی (تأکید بر سن ازدواج):

- نیاز به پارادایم جدید: با توجه به عدم موفقیت سیاست‌های گذشته، باید سیاستی منسجم برای کاهش سن ازدواج زنان و نه صرفاً تشویق فرزندآوری، طراحی شود. این امر نیازمند رفع موانع اقتصادی و اجتماعی ازدواج در بازه سنی پایین‌تر (اواخر دهه ۲۰) است. مدل نشان می‌دهد که این متغیر، سرمایه‌گذاری بلندمدت در سرمایه انسانی محسوب می‌شود.

۲. خنثی‌سازی اثرات تحریم از طریق سرمایه‌گذاری استراتژیک:

- سیاست‌های اقتصادی نباید صرفاً واکنشی باشد، بلکه باید بر کاهش ریسک‌های سیستمی سرمایه‌گذاری متمرکز شود. این امر مستلزم توسعه زیرساخت‌های داخلی (به عنوان جایگزین بخشی از سرمایه‌گذاری خارجی از دست رفته) و برنامه‌ریزی مشارکتی با کشورهای هدف برای تضمین امنیت سرمایه‌گذاری‌ها، با هدف جلوگیری از فعال شدن حلقه بازخورد تشدیدکننده رکود اقتصادی است.

۳. مدیریت ادراک بازار کار (کاهش ناامیدی):

- برخلاف صرفاً تمرکز بر آمار بیکاری، تمرکز سیاستی باید بر "نرخ مشارکت" باشد. خروج افراد از بازار کار به دلیل ناامیدی، یک تخلیه پنهان از منابع انسانی است. دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، نیازمند تضمین دید بلندمدت برای جویندگان کار است، نه صرفا ایجاد شغل‌های موقتی. سیاست‌گذاری باید بر ایجاد مشاغل با ثبات و با چشم‌انداز ارتقاء متمرکز شود تا حلقه بازخورد "ناامیدی-خروج" شکسته شود.

در مجموع، نتایج حاصل از مدل پویایی‌های سیستم تأیید می‌کند که حرکت از وضعیت پایه (۴۵ درصد مشارکت) به وضعیت ایده‌آل (۶۰ درصد مشارکت) مستلزم مداخله همزمان و هماهنگ در محورهای اجتماعی (ازدواج/باروری) و اقتصادی (سرمایه‌گذاری/رشد پایدار) است.

References

Adria, R. M. (2020). System Dynamics Modeling for Supporting Drought-Oriented Management of the Jucar River System, Spain. *Water*, 12(5). https://doi.org/10.3390/w12051407

Agapiou, J., Rivin, E., & Xie, C. (1995). Toolholder/spindle interfaces for CNC machine tools. *CIRP Annals*, 44(1), 383–387.

Azimi, E. (2015). The effect of children on female labor force participation in urban Iran. *IZA Journal of Labor & Development*, 4, 1–11. 10.1186/s40175-015-0030-x

Bagi, M. (2023). Reasons and determinants of delayed marriage in Iran. *Applied Sociology*, 34(1), 31–50. [In Persian] https://doi.org/10.22108/jas.2022.134561.2312

Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493–517. https://content.csbs.utah.edu/~philips/soccer2/readings_files/Becker%20Theory%20of%20the%20Allocation%20of%20Time%201965.pdf

Bell, L. C., & Brandenburg, S. G. (2003). Forecasting construction staffing for transportation agencies. *Journal of Management in Engineering*, 19(3), 116–120. https://doi.org/10.1061/(ASCE)0742-597X(2003)19:3(116)

Briscoe, G., & Wilson, R. A. (1993). Employment forecasting in the construction industry. *Avebury*.

Deaton, M., & Winebrake, J. J. (1999). Dynamic modeling of environmental systems. *Springer Science & Business Media*. https://books.google.com.sl/books?id=-x2JxVjq_XoC&printsec=frontcover#v=onepage&q&f=false

Ebrahimi, M., & Nasiri, M. (2021). Investigating the impact of retirement age on labor force participation rate in OECD countries. *Economics Journal*, 11(37), 55–73. [In Persian]. https://www.noormags.ir/view/fa/magazine/number/129975

Elmi, A., Azar, A., & Ghaffari, F. (2022). Supply chain optimization for customer delivery and demand management using knowledge management: A system dynamics approach. *Behavioral Studies in Management*, 13(29), 91–116. [In Persian]. https://sanad.iau.ir/journal/bsm/Article/691109?jid=691109

Farajadi, G., & Felihi, N. (1998). Human resources, education, and labor market project, sixth report. *Institute for Research in Planning and Development*. [In Persian]

Fartookzadeh, H. R., & Eshraghi, H. (2023). Dynamic modeling of elite migration and the role of higher education system. *Journal of Research and Planning in Higher Education*, 14(4), 139–168. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/jrphe.2023.702638

Ghavidel, S., & Bahari, F. (2012). Investigating factors affecting youth labor supply in Iran. *Biannual Journal of Economic Studies and Policies*, 8(1), 137–150. [In Persian]. https://doi.org/10.22096/esp.2012.26176

Ghorbani, Z., & Torabi, F. (2021). Changes in the appropriate age of marriage in Iran and its determinants between 2004 and 2015. *Journal of the Iranian Population Association*, 16(31), 33–59. [In Persian] https://doi.org/10.22034/jpai.2022.136091.1161

Hallaji, A., Ghavidel, S., Soufi Majidpour, M., & Heydari, A. A. (2024). Estimating the supply of and demand for labor force until 2050 in Iran. *Economic Research and Perspectives, 24(1), 255-284.* 24(1), 255–284. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/24.1.255

ILO. (2023). *World Employment and Social Outlook: Trends 2023*. https://www.ilo.org/publications/world-employment-and-social-outlook-trends-2023

Kamaei, R., & Afshari, Z. (2017). Determinants of women's labor force participation in selected countries (panel analysis). *Journal of Women's Social and Psychological Studies*, 50(1), 49–77. [In Persian]. https://doi.org/10.22051/jwsps.2017.13279.1366

Kamijani, A., & Hajiheidari, A. (2024). The asymmetric effect of oil prices, oil price volatility, and economic sanctions on economic growth and inflation in Iran. *Journal of Economic Studies and Policies*, 10(2), 189–218. [In Persian]. 10.22096/esp.2024.539363.1573

Kargi, B. (2014). Labor force participation rate and economic growth: observations for Turkey. *Universal Journal of Management and Social Sciences*, 4(4), 46–54. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/55702/1/MPRA_paper_55702.pdf

Keshavarz, G. and Baghery Ghanbarabadi, M. (2011). Individual Married Female Labor Participation: An Application of Parametric & Non-Parametric Econometric Analysis. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, *46*(4), 151-174. [In Persian]. 20.1001.1.00398969.1390.46.4.6.0

Keshavarz, H., & Kashavarz, M. (2019). Labor force participation rate and the impact of monetary policy on labor market variables in a dynamic stochastic general equilibrium model. *Economic Policy*, 11(21), 271–298. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/epj.2019.1438 or https://ecc.isc.ac/showJournal/22906/232968/2079338

Khateri, Z., njarzadeh, R. & Agheli-Kohnehshahri, L. (2021). The Impact of Economic Sanctions on Capital Account in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *18*(3), 135-162. [In Persian]. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.29594.2085

Kirkwood, C. W. (1998). System dynamics methods. *College of Business, Arizona State University,* USA. https://www.nutritionmodels.com/papers/Kirkwood1998.pdf

Kalantari Banadaki, S. Z., Azar, A., & Khadivar. (2016). Population and employment in Iran: A systems perspective. *Population Studies*, 2(2), 7–37. [In Persian]. https://jips.nipr.ac.ir/article_89578.html?lang=en

Leoni, R. (1994). Labour supply: Which theory? A critical empirical assessment. *Labour*, 8(1), 19–55. https://doi.org/10.1111/j.1467-9914.1994.tb00216.x

Mahmoudian, H., & Esmaeili, N. (2023). Forecasting labor force participation in Iran using neural network-based simulation. *Journal of Economic Sociology and Development*, 12(1), 1–24. [In Persian] https://doi.org/10.22034/jeds.2023.51837.1658

Marshall, C., & Rossman, G. B. (2014). Designing qualitative research. *Sage Publications*. https://methods.sagepub.com/book/mono/designing-qualitative-research-2e/chpt/how-design-qualitative-research

Mazzocco, M., & Yamaguchi, Sh. (2006). Labor supply, wealth dynamics, and marriage decisions. *California Center for Population Research*.

https://ccpr.ucla.edu/wp-content/uploads/2024/04/Labor-Supply_-Wealth-Dynamics_-and-Marriage-Decisions.pdf

Moeini, M., & Pourreza, A. (2023). Deaths of despair among middle-aged Iranians: The cumulative effect of long-term economic recession. *Journal of the Iranian Population Association*, 17(34), 381–386. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/jpai.2023.1990167.1273

Moshiri,S. , Taee,H. & Pashazadeh, H. (2015). Labour Force Participation in Iran the Role of Education and Gender. *Economic Research and Perspectives*, *15*(2), 49-72. [In Persian]. 20.1001.1.17356768.1394.15.2.10.8 or http://ecor.modares.ac.ir/article-18-11700-fa.html

Mutingi, M., & Mbohwa, C. (2012, September). Dynamic simulation of healthcare manpower systems: A market-based perspective. In *IASTED Conference on Modeling and Simulation*, 221–228.

Nazari Nodoushan, H., Alimondegari, M., Farjadi, G., Kalantari- Banadaki, S. Z., & Mahinizadeh, M. (2023). A system model of labor supply in Iran: A study with a qualitative systems dynamics approach. *Journal of the Iranian Population Association*, 18(35), 9–55. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/jpai.2023.1978028.1256

Nazari- Nodoushan, H., Alimondegari, M., Farjadi, G., Kalantari- Banadaki, S. Z., & Mahinizadeh, M. (2024). Propellants and effective variables on the future of Labor supply in Iran's labor market with a combined Delphi approach and structural analysis. *Macroeconomics Research Letter*, *19*(41), 145-173. [In Persian]. doi: 10.22080/iejm.2024.26864.2056

Nezamevandchgeni, Z., & Saraei, H. (2013). The Factors Affecting Women's Labor Force Participation in Tehran. *Social Development & Welfare Planning*, *4*(15), 1-45. [In Persian]. https://doi.org/10.22054/qjsd.2013.829

OECD. (2020). *OECD Economic Outlook*, Volume 2020, Issue 2. https://doi.org/10.1787/39a88ab1-en

Oğuz, A. (2018). Analysis of the factors affecting labour supply. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (56), 157–170. https://dergipark.org.tr/tr/pub/dpusbe/article/405823

Pahlavani, M., & Safamanesh, H. (2012). Estimation of the female labor supply model in Iran. *Economic Research*, 2(8), 159–174. [In Persian]. URL: http://jemr.khu.ac.ir/article-1-447-fa.html

Persad, K. R., O'Connor, J. T., & Varghese, K. (1995). Forecasting engineering manpower requirements for highway preconstruction activities. *Journal of Management in Engineering*, 11(3), 41–47. https://doi.org/10.1061/(ASCE)0742-597X(1995)11:3(41)

Sadeghi Moghadam, A. A., Khatami Firouzabadi, A., & Rabbani, Y. (2011). Using a combined SD and SSM approach to solve unstructured social problems. *Industrial Management*, 3(2), 55–76. [In Persian]. https://imj.ut.ac.ir/article_28883_d8d88e61e8b6bd2d3364beb16a07cfae.pdf

Sing, C. P., Love, P. E. D., & Tam, C. M. (2012). Stock-flow model for forecasting labor supply. *Journal of Construction Engineering and Management*, 138(6), 707–715.

Sing, M. C., Love, P. E., Edwards, D. J., & Liu, J. (2016). Dynamic modeling of workforce planning for infrastructure projects. *Journal of Management in Engineering*, 32(6), 04016019. https://www.open-access.bcu.ac.uk/3539/1/Dynamic%20Modelling%20of%20Workforce%20Planning%20For%20Infrastructure.pdf

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *American Economic Review*, 51, 1–17.

Steiner, A., & Jukic, A. (2016). Impact of female age and nulligravidity on fecundity in an older reproductive age cohort. *Fertil Steril*, 105(4), 1584–1588. https://doi.org/10.17615/xxzf-xh39

Sterman, J. D. (2001). System dynamics modeling: Tools for learning in a complex world. *California Management Review*, 43(4), 8–25. https://doi.org/10.2307/41166098

Taee, H. (2007). Labor supply function: An analysis based on microdata. *Iranian Economic Research*, 8(29), 93–112. [In Persian] https://ijer.atu.ac.ir/article_3675_48168431ea121cf0f296fc6771ed5971.pdf

Tripier, F. (2004). Can the labor market search model explain the fluctuations of allocations of time? *Economic Modelling*, 21(1), 131–146.

Tüzemen, D. (2017). Labor market dynamics with endogenous labor force participation and on-the-job search. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 75, 28–51.http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2201203

Vendrik, M., & Cörvers, F. (2009). Male and female labour force participation: The role of dynamic adjustments to changes in labour demand, government policies, and autonomous trends (IZA Discussion Paper No. 4397). *IZA Institute of Labor Economics*. https://www.iza.org/publications/dp/4397/male-and-female-labour-force-participation-the-role-of-dynamic-adjustments-to-changes-in-labour-demand-government-policies-and-autonomous-trends

Veracierto, M. (2007). On the short-run effects of labor market reforms. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1213–1229. https://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v54y2007i4p1213-1229.html

Wesselink, A. K., Rothman, K. J., Hatch, E. E., Mikkelsen, E. M., Sørensen, H. T., & Wise, L. A. (2017). Age and fecundability in a North American preconception cohort study. *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 217(6), 667.e1–667.e8. https://www.ajog.org/article/S0002-9378(17)31107-9/fulltext

Zarrabi, V., & Mostafavi, S. F. (2012). Effect of socioeconomic factors on women's age at marriage in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 11(4), 33–64. [In Persian]. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-2751-fa.html

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 162-203

The Relationship between the Monetary Policy Cycle, Financial Cycle, and Business Cycles in Iran

Roozbeh Balounejad Nouri*[1], Amir Ali Farhang [2], Reza Shamsolahi[3]

Received: 06-08-2025 Accepted: 27-04-2026

Abstract

The aim of this study is to analyze the dynamic structure of the contagion of fluctuations between business, monetary and financial cycles in the Iranian economy during the seasonal period of 2011-2024. In this regard, using the time-varying vector autoregression model (TVP-VAR) within the framework of total connectivity indices (TCI), pairwise connectivity (PCI), and net directional connectivity (NPDC), the relationships among the variables of gross domestic product, monetary conditions index, capital market, coin market, housing market and credit-to-output ratio were examined. All the variables were extracted cyclically and through the Hedrick-Prescott filter. The results show that the total connectivity index (TCI) reached higher levels in recessionary and unstable periods and, especially in 2014, 2018 and 2020, the economic structure of Iran suffered from severe co-contagion and end contagion. A PCI analysis indicates that negative shocks are more effective in creating coordination among markets, while positive shocks have had a weaker effect. Also, the results of the Net Directional Connectivity Index (NPDC) show that variables such as the money and capital markets are the net transmitters of shocks in the economic network, and real variables such as GDP and CG have played more of a receiver role. The findings indicate that the Iranian economy is a fragile structure, reactive to negative risks, and has strong internal linkages among its macro components. This structure requires policy-makers to intervene to strengthen resilience, contain negative contagion channels, and design targeted credit and monetary policies. Overall, the present study provides a comprehensive picture of the contagion mechanism in the Iranian economy and emphasizes the need to adopt structural countercyclical policies.

[1]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, Economic Affairs Research Institute, Tehran, Iran. Email: r.balounejad@earc.ac.ir
[2]. Associate Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. Email: s_farhang@pnu.ac.ir
[3]. PhD Candidate in Economics, Faculty of Economics and Accounting, Razi University of Kermanshah, Iran. Email: Reza.shamsolahi72@gmail.com

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 162-203

Extended Abstract

Purpose: The primary objective of this research is to analyze the dynamic structure of spillovers and interconnections among business cycles, monetary policy cycles, and financial cycles in the Iranian economy over the quarterly period of 2011-2024. This study addresses a critical gap in the macroeconomic literature by examining the time-varying and asymmetric relationships among these cycles, particularly in an emerging economy characterized by structural vulnerabilities such as international sanctions, chronic inflation, currency instability, and heavy reliance on oil revenues. Traditional views in neoclassical and monetarist schools posit that monetary policy cycles and financial cycles operate independently of business cycles, with monetary policy primarily focused on inflation control and output stabilization. In the Iranian context, the Central Bank's efforts to maintain stability via inflation targeting and expansionary or contractionary monetary policies have been challenged by frequent disruptions in financial markets (e.g., housing, stocks, and gold) and real sector fluctuations. By focusing on time-varying parameters and directional spillovers, the study seeks to inform more effective policy design, enhance resilience against negative shocks, and promote counter-cyclical interventions. Ultimately, it provides a comprehensive mapping of spillover mechanisms, highlighting the need for integrated monetary and macro prudential policies in fragile economies like Iran's.

Methodology: This study adopts a rigorous econometric approach to capture the dynamic and time-varying nature of spillovers. The key variables include the quarterly cycles extracted from real GDP growth (business cycle), the Monetary Conditions Index (MCI, monetary cycle, derived from credit volume, exchange rate, and inflation using a Vector Auto regression model, stock market returns (TI), real gold prices (CO), real housing prices (HO), and the credit-to-GDP ratio (CG, financial cycles). To isolate the cyclical components, all the series are de-trended using the Hodrick-Prescott (HP) filter with a λ value of 1600 for quarterly data, ensuring robustness through sensitivity tests with the λ values of 1000 and 2200.

The core methodology is the Time-Varying Parameter Vector Auto regression (TVP-VAR) model, extended with Bayesian estimation and Kalman filtering to estimate the evolving coefficients and variance-covariance matrices, as formalized in Equations (3) and (4). This overcomes the limitations of static VAR or rolling-window approaches by endogenously capturing structural breaks without arbitrary window lengths. Spillover indices are derived from Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD), following Diebold and Yilmaz (2009, 2012, 2014) and Primiceri (2005), scaled per Koop et al. (1996) and Pesaran and Shin (1998). The Total Connectedness Index (TCI) measures the overall network integration (Equation 10, normalized to 0-1 per Chatziantoniou and Gabauer, 2021). The Net Pairwise Directional Connectedness (NPDC) assesses net directional spillovers between pairs (Equations 7-9). Also, the Pairwise Connectedness Index (PCI) quantifies bilateral spillovers (Equation 12, decomposed from TCI per Equation 13).

Business cycle phases are identified using the Bry-Boschan-Quarterly (BBQ) algorithm adapted by Harding and Pagan (2002) for turning points. Descriptive

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 162-203

statistics, unit root tests (ERS), normality (Jarque-Bera), autocorrelation (Q and Q^2), and Pearson correlations validate the data. The TVP-VAR framework allows for the asymmetric analysis of positive (green line) and negative (red line) shocks, with black shaded areas indicating TCI bounds.

Findings and Discussion: Empirical results reveal a highly interconnected and fragile economic structure in Iran, prone to amplified spillovers during recessions. The TCI exhibits peaks above 55% in 2014, 2018, and 2020, coinciding with sanctions, currency shocks, and COVID-19 disruptions. This indicates intensified systemic co-movements (Figure 2). Overall, TCI stabilizes at 45% post-2020, suggesting persistent endogenous spillovers even absent external shocks. An asymmetric analysis underscores negative shocks' dominance; red lines consistently exceed green lines, implying greater contagion from downturns (e.g., GDP contractions or asset price drops) than expansions, reflecting structural risk aversion and institutional weaknesses. PCI pairwise indices highlight episodic co-movements; GDP drives early synchrony (60% with MCI/TI in 2011-2016), but it fades post-2017 amid real sector lags. CG exhibits robust links with HO and MCI (2013-2017), amplifying credit booms, while TI and CO show crisis-driven spikes (2018-2020). Negative shocks prevail in most pairs (e.g., GDP-MCI, TI-HO), except CG where positives dominate. This indicates credit's counter-cyclical potential. BBQ phase detection confirms five GDP cycles (average recession: five quarters), with financial cycles shorter and more volatile (TI: < 4 quarters), and gold's counter-cyclical refuge behavior during recessions (2019-2020).

These findings align with Antonakakis et al. (2020, 2023) on dynamic connectedness in volatile economies, but they reveal Iran's unique asymmetry. Indeed, financial sub-cycles (especially safe-haven assets) dominate real spillovers, exacerbating fragility. Unlike developed economies, positive shocks yield weak propagation, signaling low confidence and incomplete transmission channels. The structural brittleness, evident in slow real responses to financial cues, amplifies negative risks, consistent with the study by Borio (2012) on financial cycle depth.

Conclusions and Policy Implications: In conclusion, the Iranian economy has a brittle, inwardly connected structure where monetary, financial, and business cycles exhibit strong, time-varying spillovers, disproportionately driven by negative shocks. TVP-VAR estimates confirm high TCI persistence, with financial transmitters (CO, TI) overwhelming real receivers (GDP, CG), and MCI as a pivotal conduit. This asymmetry underscores vulnerability to downturns, limiting positive shock efficacy and perpetuating instability amid sanctions and oil dependence. The study advances the literature by pioneering TVP-VAR connectedness in Iran's context, revealing sub-cycle nuances absent in prior static analyses.

The policy implications of this study are profound. To bolster resilience, authorities must prioritize counter-cyclical macro prudential tools, such as dynamic reserve requirements and credit quotas to curb asset bubbles (e.g., cap CG growth during TI/HO booms, as in 2014-2017). Broader reforms include high-frequency monitoring for preemptive action and anti-speculative measures (e.g., capital gains taxes on

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 162-203

TI/CO). These align with Juselius et al. (2016) and Richter et al. (2019), advocating lean-against-the-wind policies. By addressing endogenous spillovers, Iran can transition from reactive to proactive frameworks, promoting sustainable growth and welfare in a sanction-prone environment.

Keywords: Monetary policy cycle, Financial cycle, Business cycles, Iran

JEL Classification: E32, E52, G15, O53

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۱۶۲-۲۰۳

ارتباط چرخهٔ سیاست پولی با چرخهٔ مالی و ادوار تجاری در ایران

روزبه بالونژاد نوری*[۱]، امیرعلی فرهنگ[۲]، رضا شمس‌اللهی[۳]

دریافت: ۱۶-۰۵-۱۴۰۴ پذیرش: ۰۷-۰۲-۱۴۰۵

چکیده

هدف این پژوهش، تحلیل ساختار پویای سرایت نوسانات بین چرخه‌های تجاری، پولی و مالی در اقتصاد ایران طی دوره فصلی ۱۴۰۳- ۱۳۹۰ است. در این راستا، با استفاده از مدل بردار خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) و در چارچوب شاخص‌های اتصال‌پذیری کل، اتصال زوجی (PCI) و اتصال جهت‌دار خالص (NPDC)، روابط بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص شرایط پولی، بازار سرمایه، بازار سکه، بازار مسکن و نسبت اعتبارات به تولید مورد بررسی قرار گرفت. کلیه متغیرها به شکل چرخه‌ای و از طریق فیلتر هدریک- پرسکات استخراج شدند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص اتصال‌پذیری کل در دوره‌های رکودی و بی‌ثبات به سطوح بالاتری رسیده و به‌ویژه در سال‌های ۱۳۹۳، ۱۳۹۷ و ۱۳۹۹، ساختار اقتصادی ایران دچار هم‌سرایتی شدید و درون‌سرایت‌پذیری شده است. تحلیل PCI بیانگر اثرگذاری بیشتر تکانه‌های منفی در ایجاد هماهنگی بین بازارهاست، در حالی‌که تکانه‌های مثبت اثربخشی ضعیف‌تری داشته‌اند. همچنین نتایج شاخص NPDC نشان می‌دهد که متغیرهایی مانند بازار سکه و سرمایه، فرستنده‌های خالص تکانه در شبکه اقتصادی بوده و متغیرهای نظیر GDP و نسبت اعتبارات به تولید بیشتر نقش گیرنده را ایفا کرده‌اند. یافته‌ها حاکی از آن است که اقتصاد ایران ساختاری شکننده، واکنش‌پذیر به ریسک‌های منفی، و دارای پیوند قوی درونی بین اجزای کلان خود است. این ساختار نیازمند مداخله سیاست‌گذار برای تقویت تاب‌آوری، مهار کانال‌های سرایت منفی و طراحی سیاست‌های اعتباری و پولی هدفمند است. در مجموع، مطالعه حاضر تصویری جامع از مکانیزم سرایت در اقتصاد ایران ارائه کرده و بر لزوم اتخاذ سیاست‌های ضدچرخه‌ای ساختاری تأکید دارد.

واژگان کلیدی: چرخه سیاست پولی، چرخه مالی، ادوار تجاری، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E32, E52, G15, O53

[۱]. نویسنده مسئول. دانشیار، گروه اقتصاد، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران. r.balounejad@earc.ac.ir

[۲]. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. s_farhang@pnu.ac.ir

[۳]. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران reza.shamsolahi72@gmail.com

۱- مقدمه

سیاست پولی یک استنباط کلی از ظرفیت‌ها و ابزار سیاستگذار پولی (بانک مرکزی) است. یکی از اهداف اصلی بکارگیری سیاست‌های پولی رشد اقتصادی مطلوب و افزایش رفاه است (دنگ و همکاران[۱]، ۲۰۲۲). در دهه‌های گذشته دیدگاه غالب بر آن بوده است که هدف نهاد سیاستگذار پولی کنترل تورم است، آیا با کنترل تورم و کاهش نااطمینانی می‌توان به رشد اقتصادی مطلوب دست یافت؟ (میرندا و ری[۲]، ۲۰۲۰). با وقوع بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ و تأثیر عمیق آن بر اقتصاد جهانی، توجه به رابطه میان چرخه‌های اقتصادی از جمله چرخه سیاست پولی، چرخه‌های مالی (مانند بازار اعتبار، مسکن و سهام) و چرخه تجاری، به یکی از محورهای اصلی در ادبیات اقتصاد کلان تبدیل‌شد چرخه‌های تجاری، نوسانات اقتصادی هستند که به صورت رونق و رکود در اطراف مسیر رشد بلندمدت اقتصادی شکل می‌گیرند و این مسیر را تحت تاثیر قرار می‌دهند (ما و ژانگ[۳]، ۲۰۱۶). از دیدگاه آنتوناکاکیس و همکاران[۴] (۲۰۱۵) در دوران رکود، تعامل میان این چرخه‌ها افزایش می‌یابد و می‌تواند منشأ بحران‌های سیستمی با پیامدهای گسترده بر ثبات اقتصاد کلان باشد (میچل[۵]، ۲۰۲۴). جوسلیوس و همکاران[۶] (۲۰۱۶) و رابتساد[۷] (۲۰۱۸) بر نقش سیاست پولی فعال و غیرخنثی در تنظیم چرخه مالی و چرخه تجاری تأکید کرده‌اند. از دیدگاه مکتب نئوکلاسیک چرخه سیاست پولی و چرخه مالی مستقل از ادوار تجاری است (سرا و همکاران[۸]، ۲۰۲۳). از دیدگاه فریدمن[۹] چرخه مالی خالص زمانی که با چرخه سیاست پولی همراه نباشد، به خروج بخش خصوصی منجر می‌شود و تاثیری بر افزایش تولید و رشد اقتصادی تولید ندارد (هابرلر[۱۰]، ۲۰۲۴). بر این اساس، درک تعامل زمانی و پویای این چرخه‌ها می‌تواند به طراحی کارآمدتر سیاست‌های پولی و کلان‌احتیاطی منجر شود. در کشورهای درحال‌توسعه، که ویژگی‌هایی چون ساختارهای مالی شکننده، بازارهای

---

1. Deng et al. (2021)
2. Miranda & Rey (2020)
3. Ma & Zhang (2016)
4. Antonkakis et al. (2015)
5. Michel (2024)
6. Josilios et al. (2016)
7. Robestad (2018)
8. Sera et al. (2023)
9. Feridman
10. Haberler (2024)

ناقص و حساسیت بالا به تکانه‌های داخلی و خارجی دارند، اهمیت این موضوع دوچندان است (لوو[1]، ۲۰۲۴).

اقتصاد ایران طی دهه‌های اخیر تحت تأثیر عواملی چون تحریم‌های بین‌المللی، بی‌ثباتی نرخ ارز، تورم مزمن، نوسانات بازار مسکن و سهام و وابستگی بالا به درآمدهای نفتی، شاهد اختلال‌های مکرر در چرخه‌های اقتصادی بوده است. از سوی دیگر، بانک مرکزی ایران در تلاش بوده تا در چارچوب هدف‌گذاری تورم و سیاست‌های پولی انقباضی یا انبساطی، ثبات اقتصادی را حفظ کند. اما هنوز مشخص نیست که چرخه سیاست پولی تا چه حد از چرخه‌های مالی و تجاری تأثیر می‌پذیرد یا چه نقشی در شکل‌دهی نوسانات دارد. بنابراین هدف این پژوهش، بررسی ارتباطات پویا و زمان‌متغیر میان چرخه‌های سیاست پولی، مالی و تجاری در ایران طی دو دهه اخیر است. در مطالعات داخلی تنها از شاخص‌های ترکیبی مالی یا مدل‌های همبستگی ساده استفاده‌شده و تعامل دقیق زیرچرخه‌های مالی با سیاست پولی و چرخه تجاری بررسی نشده است. در این پژوهش با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان[2] (TVP-VAR) و شاخص‌های متصل‌کنندگی پویا، تحلیل دقیق‌تری در این زمینه به‌دست می‌آید.

سازماندهی مقاله اینگونه است: بعد از ارائه مقدمه در بخش اول، مبانی نظری در خصوص تاثیر چرخه سیاست‌های پولی بر چرخه مالی و ادوار تجاری ارائه و سپس به مروری بر مطالعات تجربی پرداخته می‌شود. بخش سوم به توصیف متغیرها و معرفی روش پژوهش می‌پردازد. در بخش چهارم تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌های تجربی ارائه می‌شود. بخش پایانی به بحث، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲- ادبیات پژوهش

ارتباط بین سیاست پولی و چرخه مالی: ارتباط دقیق روابط علی بین سیاست پولی و چرخه مالی، پیش‌شرط اساسی برای سیاست‌گذاری بهینه و جلوگیری از شکل‌گیری بحران‌های مالی است. چرخه مالی عموماً به نوسانات میان‌مدت تا بلندمدت در اعتبارات، قیمت دارایی‌ها و نسبت اهرمی گفته می‌شود که با چرخه‌های اقتصادی درهم‌تنیده اما از لحاظ دامنه و مدت، عمیق‌تر و کشنده‌ترند

[1]. Laew (2024)
[2]. Time-Varying Parameter Vector Autoregressions (TVP-VAR)

(آدرو[1]، ۲۰۲۱).

در مکاتب کلاسیک و پول‌گرایی، نقش بخش مالی در تبیین عملکرد اقتصاد عمدتاً محدود و سیاست پولی ابزار کنترل نرخ تورم و تولید است. در این مکاتب، ثبات مالی غالباً خارج از افق سیاست پولی قرار دارد و بانک مرکزی مدیریت متغیرهای پولی، کنترل قیمت و رشد را وظیفه مستقیم خود می‌داند (بالونژاد نوری و فرهنگ[2]، ۱۴۰۱).

دیدگاه‌های کینزی و پست‌کینزی از دهه ۹۰ میلادی به بعد، سیاست پولی را دارای آثار غیرمستقیم بر تقاضا، تامین مالی و رفتار سرمایه‌گذاری می‌داند. بنابر نظریه اعتبار، سیاست پولی از دو کانال عمده تسهیلات بانکی و ترازنامه چرخه‌های اعتباری و دارایی‌ها را متاثر می‌کند (اقبالی و همکاران[3]، ۱۳۹۹). کاهش نرخ بهره یا تسهیل سیاست پولی، وام‌دهی بانک‌ها را افزایش داده و از طریق بهبود ترازنامه فعالان، زمینه رشد اعتبار و قیمت دارایی‌ها را فراهم می‌آورد؛ بالعکس، سیاست انقباضی به رکود مالی منجر می‌شود (ریچتر و همکاران[4]، ۲۰۱۹).

مهم‌ترین و کلاسیک‌ترین مسیر انتقال سیاست پولی، اثر مستقیم نرخ‌های سیاستی (مانند نرخ بهره بین‌بانکی) بر هزینه استقراض و تشویق به افزایش یا کاهش اعتبار و سرمایه‌گذاری است، اما مساله زمانی پیچیده می‌شود که به رابطه این افزایش اعتبار و تحولات چرخه مالی توجه شود. سیاست پولی، عمدتاً با تاثیرگذاری بر انتظارات و نرخ تنزیل، قیمت دارایی‌ها را تغییر می‌دهد. این امر به شکل‌گیری تکانه‌های ثروت و بهبود وثایق برای دریافت تسهیلات تبدیل می‌شود. در نتیجه، سیاست‌های پولی سهل‌گیرانه بستر خلق پول، رونق بازار سهام و املاک و رشد چرخه مالی را فراهم می‌آورد (بمسار و همکاران[5]، ۲۰۱۹). زمانی که سیاست پولی انبساطی اجرا شده و قیمت دارایی‌ها افزایش می‌یابد، ارزش خالص وثایق بنگاه‌ها رشد کرده و بانک‌ها با ریسک کمتری اعتبار اعطا می‌کنند. این فرایند علاوه بر افزایش حجم اعتبار، ریسک سیستماتیک را نیز به‌طور پنهان افزایش

---

1. Adro (2021)
2. Balounejad nori & Farhang
3. Eghbali et al.
4. Richter et al. (2019)
5. Bemsaret et al. (2019)

می‌دهد (بیکر و ورولیت[1]، ۲۰۱۸). به‌طور خلاصه دیدگاه‌های نظری بیانگر رابطه پیچیده، چندوجهی و دوطرفه بین سیاست پولی و چرخه مالی است. سیاست پولیِ منفصل و ناهماهنگ با پویایی مالی، چرخه‌های مالی بحران‌خیز را افزایش می‌دهد.

ارتباط بین سیاست پولی و چرخه‌های تجاری: در ارتباط با سیاست‌های پولی و ادوار تجاری دیدگاه‌های نظری متفاوتی مطرح شده است. که در این بخش به آنها اشاره خواهد شد.

نظریه مبتنی بر کم مصرفی[2]: بر اساس این نظریه، کم مصرفی می‌تواند از کانال‌های متفاوتی به کاهش سطح تولید و ایجاد بحران منجر شود. به عنوان نمونه می‌توان تصور کرد که قدرت خرید جامعه به نحوی کاهش یافته و منجر به کاهش تقاضا برای کالاها می‌شود. در این شرایط پول ممکن است به ذخایر بیکار تبدیل شده باشد و به همین دلیل در این دیدگاه کم مصرفی بیان دیگری از کاهش قیمت‌ها است (اوکلرت و همکاران[3]، ۲۰۲۰).

قانون بازارهای سی: بر اساس قانون بازارهای سی، مازاد عرضه کل غیر ممکن است و در نتیجه نوسانات مشاهده شده در سطح تولید از نظر اقتصاددانانی نظیر سی و ریکارد و نمی‌تواند پدیده‌ای دائمی باشد. این نوسانات قاعدتا باید مربوط به حرکت اقتصاد به تعادل جدید باشد که توسط مکانیزم قیمت مدیریت می‌شود (آلپاندا و همکاران[4]، ۲۰۲۱).

نظریه پولی محض: هاوتری[5] یکی از مهم‌ترین نظریه‌پردازان ادوار تجاری است که بر نقش عوامل پولی در نوسانات اقتصادی تاکید می‌کند. وی در این زمینه اشاره می‌کند که ادوار تجاری پدیده‌ای کاملا پولی است در نظریه پولی سرمایه‌گذاری بیش از حد، نقش عوامل پولی در تغییرات ساختار تولید و ایجاد عدم تعادل در ساختار تولید مورد توجه قرار می‌گیرد. در حقیقت بسط تاثیر کاهش نرخ بهره بر تغییر ساختار زمانی تولید و افزایش دوره تولید قرار دارد (بیانچی و همکاران[6]، ۲۰۲۴).

---

1. Beker & Vervliet (2018)
2. Lawconsumption Theory
3. Auclert et al. (2020)
4. .Alpanda et al. (2021)
5. Hawtrey
6. Bianchi et al. (2024)

نظریه پول‌گرایان: فریدمن بر تاثیرگذاری نوسانات پولی بر سطح فعالیت‌های اقتصادی و اهمیت نقش پول در ادوار تجاری تاکید داشته است. در پژوهش‌های اولیه فریدمن به طورعمده بر توضیح روابط بین موجودی پول، درآمد و قیمت‌ها متمرکز بود. بعد از آن و به‌طورعمده در پاسخ به منتقدان خود چارچوب نظری خود را که مشاهدات وی در آن چارچوب قابل تفسیر بود، ارائه داد (الخداری[1]، ۲۰۲۴). از دیدگاه پولیون، وقتی که قیمت‌ها و دستمزدها تعدیل می‌شود، که اقتصاد به حالت تولید ناخالص حقیقی بالقوه برمی‌شود. بر اساس نظریه پولیون، اتخاذ سیاست‌های پولی اقتصاد را با ادوار تجاری مواجهه خواهد کرد. بدین‌صورت که تولید ناخالص حقیقی و اشتغال در طول زمان افزایش یا کاهش خواهد یافت. ولی باید توجه داشت که از دید آنها تا وقتی که رشد پول ثابت باشد، اقتصاد با ثبات و تعادل به خودی خود برقرار می‌شود (فلوکر و رینالدی[2]، ۲۰۲۲).

۳- پیشینه پژوهش

در بخش مطالعات تجربی داخلی و خارجی تاکنون پژوهشی با تمرکز هم‌زمان بر ارتباط میان چرخه‌های سیاست پولی، چرخه‌های مالی و ادوار تجاری انجام نشده است. از این رو در این بخش صرفا پژوهش‌هایی مورد بررسی قرار گرفته است، که به بررسی تاثیر چرخه‌های سیاست پولی بر ادوار تجاری پرداخته‌اند و نتایج آن‌ها می‌تواند به صورت ضمنی به تبیین رابطه چرخه‌های سیاست پولی، چرخه‌های مالی و ادوار تجاری کمک نماید.

الف) مطالعات خارجی که ارتباط بین چرخه پولی و چرخه مالی گزارش کرده‌اند.			
محققین	نمونه و دوره بررسی	روش برآورد	نتیجه
بوریا و تستارونیس[3](۲۰۱۲)	کشورهای توسعه‌یافته ۲۰۱۱- ۱۹۸۰	فیلترینگ چند متغیره	سیاست پولی انبساطی چرخه مالی را تقویت می‌کند
بوریو و ژو[4](۲۰۱۲)	کشورهای درحال‌توسعه ۲۰۱۰- ۱۹۹۵	پانل	تاثیر مثبت سیاست پولی بر چرخه مالی
اشتاین[5](۲۰۱۳)	آمریکا، ۲۰۱۲-۱۹۹۶	خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی	تاثیر مثبت سیاست پولی بر چرخه مالی

1. Alkhadari (2024)
2. Fluker & Rinaldl (2022)
3. Baria & Tstaronis (2012)
4. Bahrio & Zhu (2012)
5. Ashtain (2013)

ری[1] (۲۰۱۵)	آمریکا، ۲۰۱۳-۱۹۹۶	خود رگرسیون برداری پانلی	تکانه‌های سیاست پولی بر چرخه مالی تاثیر مثبت داشتند
چانگ و هو[2] (۲۰۱۷)	کشورهای درحال‌توسعه ۲۰۱۵-۲۰۰۵	پانل	سیاست پولی انبساطی باعث رشد چرخه مالی شده است.
گو و همکاران[3] (۲۰۱۸)	چین، ۲۰۱۶-۱۹۹۸	تعادل عمومی پویا	سیاست پولی انبساطی باعث تقویت چرخه مالی و سیاست پولی انقباطی باعث رکود چرخه مالی شده است.
میرندا و همکاران[4] (۲۰۲۰)	آمریکا، ۲۰۱۸- ۱۹۸۰	خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی	سیاست پولی انقباطی تاثیر منفی بر چرخه‌های مالی دارد.
گیانی و همکاران[5] (۲۰۲۲)	کشورهای اروپایی، ۲۰۲۰-۱۹۹۵	اثرات ثابت	تاثیر مثبت سیاست پولی بر چرخه مالی

ب) مطالعات خارجی که ارتباط بین چرخه پولی و چرخه مالی گزارش کرده‌اند.

محققین	نمونه و دوره بررسی	روش براورد	نتیجه
ستوده‌نیا و عابدی (۱۳۹۲)	ایران، ۱۳۹۲-۱۳۷۸	خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی	تاثیر مثبت سیاست‌های پولی بر ثبات مالی
سزاوار و اسلامیان (۱۴۰۱)	ایران،۱۳۹۶- ۱۳۵۲	خود رگرسیون برداری	تاثیر مثبت سیاست‌های بر ثبت سیاست‌های مالی
رعنایی و همکاران (۱۴۰۲)	ایران، ۱۴۰۱-۱۳۶۸	نوسانات تصادفی و پارامترهای متغیرهای زمان	تکانه‌های پولی اثر منفی بر سیاست مالی

پ) مطالعات خارجی که ارتباط سیاست پولی و ادوار تجاری بررسی کرده‌اند:

محققین	نمونه و دوره بررسی	روش برآورد	نتیجه
کلیکان و ویگافسن[6] (۲۰۱۲)	آمریکا، ۲۰۰۹-۱۹۸۰	گشتاورهای تعمیم یافته	تاثیر مثبت سیاست پولی برادوار تجاری
کولیبالی[7] (۲۰۱۲)	کشورهای درحال‌توسعه	لاجیت	تاثیر مثبت سیاست پولی برادوار تجاری
دری و سرلتیس[8] (۲۰۲۴)	ایالت متحده آمریکا ۲۰۲۱-۱۹۶۸	خود رگرسیون برداری	تاثیر مثبت سیاست پولی بر اداور تجاری

ت) مطالعات داخلی که ارتباط سیاست پولی و ادوار تجاری بررسی کرده‌اند:

محققین	نمونه و دوره بررسی	روش برآورد	نتیجه
ممی‌پور و همکاران (۱۳۹۷)[9]	ایران،۱۳۹۴-۱۳۷۰	مارکوف سوئچینگ	تاثیر منفی سیاست پولی بر ادوار تجاری

1. Rey (2015)
2. Chang & Ho (2017)
3. Go et al. (2018)
4. Miranda (2022)
5. Giani et al. (2022)
6. Kilikan & Vigafsen (2012)
7. Culibaliy (2012)
8. Derry & Serletis (2024)
9. Mamipour et al

جلال‌پور و همکاران[1] (۱۳۹۹)	ایران،۱۳۹۷-۱۳۶۸	مارکوف سوئچینگ	تاثیر منفی و معنی‌دار سیاست پولی بر ادوار تجاری
عظیمی حسینی و همکاران[2] (۱۴۰۰)	کشورهای صادرکننده نفت ۲۰۱۶- ۱۹۹۵	خود رگرسیون برداری بیزین	تاثیر مثبت سیاست پولی بر ادوار تجاری
خسروی و همکاران[3] (۱۴۰۱)	ایران ،۱۳۹۷-۱۳۵۷	خود رگرسیون برداری	تاثیر منفی سیاست پولی بر ادوار تجاری
باقری و همکاران[4] (۱۴۰۱)	منتخب کشورها،۲۰۱۹- ۲۰۱۳	گشتاورهای تعمیم یافته	تاثیر منفی سیاست پولی بر ادوار تجاری
سعادت و همکاران[5] (۱۴۰۲)	منتخب کشورها،۲۰۱۹-۲۰۱۳	DSGE	تاثیر مثبت سیاست پولی بر ادوار تجاری

منبع: یافته‌های پژوهش

نوآوری اصلی مقاله حاضر در چند محور است: ۱) تمرکز بر تعاملات پویا و زمان متغیر بر خلاف اغلب پژوهش‌های موجود که بر تحلیل ایستا یا همزمانی روابط متکی هستند، این مقاله به بررسی تعامل پویا و وابسته به زمان میان سه چرخه سیاست پولی، مالی و تجاری می‌پردازد. این رویکرد امکان شناسایی تغییرات ساختاری در قدرت و جهت علیت متقابل این چرخه‌ها را در بازه‌های مختلف زمانی (به‌ویژه در مواجهه با تکانه‌هایی نظیر تحریم‌ها یا نوسانات نفتی) فراهم می‌آورد. ۲) کاربرد روش‌شناسی نوین خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) و شاخص متصل‌کنندگی پویا در ادبیات اقتصاد ایران و مطالعات مربوط به چرخه‌های کلان بسیار محدود بوده یا بی‌سابقه است. این روش‌شناسی قابلیت رصد و تفکیک تأثیرات متغیرها بر یکدیگر در طول زمان و تحت سناریوهای متفاوت اقتصادی را به‌صورت هم‌زمان فراهم می‌کند. ۳) پرداختن به زیرچرخه‌های مالی مقاله حاضر نه‌تنها کلیات چرخه مالی، بلکه هر یک از زیرچرخه‌های آن مانند بازار اعتبار، بازار سرمایه و حوزه مسکن را به صورت مجزّا و در تعامل با سیاست پولی و چرخه‌های تجاری بررسی می‌کند و به این ترتیب تصویری دقیق‌تر و جامع‌تر از ماهیت و شدت وابستگی متقابل آن‌ها ارائه می‌دهد ۴) تمرکز بر تجربه ایران در ادبیات موجود به‌ویژه مطالعات خارجی، نتایج غالباً

[1] . Jallalpour et al.
[2] . Azimhosseni et al.
[3]. Khosravi et al.
[4]. Bagheri et al. (2022)
[5]. Sadat et al. (2023)

مبتنی بر اقتصادهای توسعه‌یافته و با ساختار مالی باثبات بوده است؛ حال آن‌که مقاله حاضر با تمرکز بر وضعیت ایران ـ اقتصادی با ساختار مالی شکننده، نوسانات شدید و وابستگی به درآمدهای نفتی ـ ابعاد جدیدی از عملکرد و چالش‌های سیاستگذاری پولی و مالی در یک اقتصاد درحال‌توسعه و تحریمی را آشکار می‌کند.

٤- روش‌شناسی

در پژوهش حاضر برای لحاظ معیاری از چرخه‌های سیاست پولی، از شاخص شرایط پولی استفاده شده است. در چارچوب مبانی نظری، این شاخص برآیند اثر ابزارهای سیاست‌گذاری در اقتصاد است. در پژوهش‌های تجربی از رویکردهای مختلفی برای محاسبه این شاخص استفاده‌شده است، که یکی از این رویکردها استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری است، که در پژوهش‌های داخلی و خارجی از آن استفاده می‌شود. در این راستا از نرخ رشد متغیرهای حجم اعتبارات (تسهیلات اعطاء شده سیستم بانکی)، نرخ ارز و نرخ تورم استفاده شده است. لازم به ذکر است که در اقتصادهایی که ابزار سیاست‌گذاری پولی بر مبنای نرخ بهره است، بجای اعتبارات از نرخ بهره استفاده می‌شود. بر این اساس، وزن‌های محاسبه شده برای اقتصاد ایران برای اعتبارات و نرخ ارز به ترتیب ۲/۵۷ و ۱/۲۶ است. در ادامه پس از محاسبه شاخص شرایط پولی[1] (MCI)، چرخه‌های آن به کمک فیلتر هدریک-پرسکات[2] (HP) محاسبه شد. زیرا سطح شاخص پولی (MCI) به تنهایی گویای انقباظی و انبساطی بودن سیاست‌های پولی نیست و تنها با مقایسه روند آن می‌توان به این موضوع پرداخت. از این رو با توجه به روند ساختاری بلندمدت در سیاست پولی ایران، چرخه‌های این متغیر از فیلتر هدریک-پرسکات (HP) استخراج شد.

در پژوهش حاضر برای محاسبه چرخه‌های مالی، از متغیرهای شاخص بازار سرمایه، میانگین قیمت مسکن[3]، قیمت سکه و نسبت تسهیلات اعطایی به تولید ناخالص داخلی (GDP) استفاده شده

---

[1]. Monetary Condition Index (MCI)
[2]. Heidrick & Prescott (HP)
[3] برای قیمت مسکن، از میانگین‌های قیمت مسکن اعلام شده توسط مرکز آمار که نوعی از میانگین‌گیری وزنی است، استفاده شده است.

است که در مجموع، هر یک گویای بخشی از تحولات بخش مالی اقتصاد ایران هستند. آنچه مشخص است، این متغیرها به نوعی باید بیانگر نقش آن‌ها در تأمین مالی و پوشش ریسک در اقتصاد باشد که بدیهی است در اقتصادهای مختلف می‌تواند متفاوت است. برای حذف اثر تورم، متغیرهای مذکور به صورت حقیقی مورد استفاده قرار گرفته‌اند (به‌جز شاخص قیمت بازار سرمایه که به صورت بدون واحد است). در نهایت، برای استخراج جزء چرخه‌ای سری‌های زمانی، از فیلتر HP استفاده شد. در این راستا، مقدار پارامتر λ معادل ۱۶۰۰ در نظر گرفته شد که در ادبیات رایج برای داده‌های فصلی مرسوم است. همچنین برای افزایش اعتبار روش و اطمینان از پایداری نتایج، آزمون حساسیت نیز انجام گرفت؛ بدین صورت که مقادیر مختلفی از پارامتر λ (شامل ۱۰۰۰، ۱۶۰۰ و ۲۲۰۰) مورد بررسی قرار گرفت و نتایج حاصل، از ثبات مناسبی برخوردار بود. برای لحاظ چرخه‌های تجاری یا حقیقی اقتصاد، از داده‌های فصلی رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) استفاده شده است. داده‌ها نشان می‌دهد که اقتصاد ایران در بیش از یک دهه اخیر فراز و فرودهای بسیاری را تجربه کرده است که در بسیاری از دوره‌ها نرخ رشد اقتصادی منفی بوده است.

از این رو، برای این متغیر نیز از فیلتر HP برای حذف روند استفاده شد. این جزء فصلی در بسیاری از مطالعات، به عنوان شاخصی از فراز و فرودهای بخش حقیقی اقتصاد مورد استفاده قرار گرفته است. در نهایت، تمام سریهای زمانی متغیرها به دو بخش مثبت و منفی جدا می‌شود تا براساس آن بتوان رفتار غیر خطی آنها را نیز مورد بررسی قرار داد:

$$S_t = \begin{cases} 0 & \text{if } z_t < 0 \\ 1 & \text{if } z_t \geq 0 \end{cases}$$
$$z_t^+ = S_t \cdot z_t \qquad (۱)$$
$$z_t^- = (1 - S_t) \cdot z_t$$

در رابطه (۱) z_t^+ درصد تغییرات مثبت و z_t^- درصد تغییرات منفی متغیرها است.

در سال‌های اخیر، تحلیل اتصال میان متغیرها به یکی از رویکردهای کلیدی در مطالعات اقتصاد کلان و همچنین سایر بخش‌ها از جمله بازارهای مالی تبدیل شده است. این مفهوم بر آن است تا چگونگی سرایت نوسان، تکانه‌ها و اطلاعات میان اجزای مختلف یک سیستم اقتصادی را

به‌صورت نظام‌مند بررسی کند. شناخت این الگوهای وابستگی به‌ویژه در دوره‌های بحران، برای تصمیم‌گیری‌های سیاست‌گذاران، سرمایه‌گذاران و ناظران بازار اهمیت بالایی دارد. باید توجه داشت که روش‌های تحلیل اتصال نسبت به سایر روش‌های مشابه چند برتری کلیدی دارد. این روش‌ها قادرند به جای تمرکز صرف بر شاخص‌های ایستا، وابستگی‌های پویا و چندلایه میان متغیرها را مدل‌سازی کنند. برخلاف روش‌های سنتی که اغلب به تحلیل همبستگی یا رگرسیون ساده محدود می‌شود، در روش‌های اتصال مانند خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) روابط غیرخطی، ناهمسانی در نوسانات و تغییرات زمانی به طور دقیق‌تری بررسی می‌شود. همچنین، در روش‌های اتصال امکان بررسی سرایت تکانه‌ها در بازه‌های زمانی مختلف وجود دارد (آنتوناکاکیس[1]، ۲۰۲۲).

نقطه‌ی عطف در توسعه‌ی رویکرد اتصال، پس از بحران‌های مالی جهانی انجام شد و به نوعی چارچوبی بر اساس تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در مدل خود رگرسیون برداری پیشنهاد داد. این روش ابتدا در قالب تحلیل ایستا معرفی شد؛ اما به‌زودی در نسخه‌های بعدی یعنی دیبولد و ایلماز (۲۰۱۴) به تحلیل‌های زمان‌مند و جهت‌دار ضرایب گسترش یافت. برای دستیابی به این هدف، آن‌ها از روش پنجره‌ی غلطان جهت استخراج ماتریس‌های زمانی و محاسبه‌ی شاخص‌های مختلف اتصال استفاده کردند. اگرچه استفاده از پنجره‌ی غلطان روشی بطور نسبی ساده برای استخراج پویای ضرایب از مدل‌های خود رگرسیون برداری بود، اما این روش با چندین محدودیت مواجه است؛ از جمله حساسیت بالا به طول پنجره انتخاب‌شده، ناپایداری نتایج و ناتوانی در ثبت تغییرات ناگهانی ساختاری در روابط بین متغیرها که در مطالعات مختلف به آن‌ها پرداخته شده است. در واکنش به این محدودیت‌ها، موج جدیدی از مطالعات با بهره‌گیری از مدل‌های پارامتر متغیر در زمان (TVP) به‌ویژه مدلخودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) توسعه یافت. این مدل که ابتدا توسط (دیبلود و ییلماز،۲۰۱۴) معرفی شده بود، به‌سرعت در چارچوب تحلیل اتصال نیز جای خود

[1]. Antonakais (2023)

را باز کرد (آنتوناکاکیس و همکاران[1]، ۲۰۱۵ و ۲۰۲۰). مدل خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) با استفاده از روش‌های بیزی و فیلتر کالمن[2]، توانایی برآورد همزمان ضرایب ساختاری و ماتریس واریانس تکانه‌ها را به‌صورت پویا داراست و در نتیجه، چارچوبی دقیق و منعطف برای محاسبه شاخص‌های اتصال در طول زمان فراهم می‌آورد. برخلاف روش پنجره غلطان، این مدل قادر است تغییرات ناگهانی یا تدریجی در ساختار وابستگی را به‌صورت درون‌زا بدون نیاز به انتخاب دلخواه طول پنجره یا تکرار برآوردها شناسایی کند. امروزه تلفیق شاخص‌های اتصال با مدل خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) به یکی از استانداردهای نوین در تحلیل‌های مرتبط با موضوع اتصال و هم‌حرکتی متغیرهای کلان تبدیل شده است. علاوه بر این، رودریگز و همکاران[3] (۲۰۲۴) نشان داد، که یکی از مزایای مدل خود رگرسیون برداری با عامل زمان (TVP-VAR)، توانایی بالای آن در برآورد پارامترهای زمانی متغیر حتی در شرایط تعداد داده‌های محدود است. این موضوع در متن مقاله نیز لحاظ شد. در پژوهش حاضر نیز به پیروی از این جریان روش‌شناختی، از چارچوب اتصال مبتنی بر تجزیه واریانس استفاده شده و به‌جای روش‌های ایستا یا نیمه‌پویا، برآورد پویا با استفاده از مدلخودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) پیاده‌سازی شده است تا تصویری شفاف‌تر و دقیق‌تر از ساختار در حال تغییر اتصال بین متغیرهای مورد بررسی ارائه شود. برای توضیح رویکرد برآورد خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) در یک حالت کلی خواهیم داشت:

$$z_t = B_t z_{t-1} + u_t u_t \sim N(0.\Sigma_t) \qquad (۲)$$

$$\mathrm{vec}(B_t) = \mathrm{vec}(B_{t-1}) + v_t v_t \sim N(0.R_t) \qquad (۳)$$

که در آن z_t و z_{t-1} و u_t بردارهای $k \times 1$ بُعدی و با جز خطا متناظر هستند. B_t و Σ_t شاخص $k \times k$ بُعدی منعکس‌کننده ضرایب VAR و ماتریس واریانس-کوواریانس متغیر طی زمان، همچنین $\mathrm{vec}(B_t)$ و v_t به عنوان بردارهای $k^2 \times 1$ بُعدی و R_t به عنوان ماتریس $k^2 \times k^2$ بُعدی

[1]. Primiceri (2005)
[2]. Kalaman
[3]. Rodriguez et al. (2024)

تعریف می‌شود. مفهوم تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته[1] (GFEVD)به فرآیند خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) طبق رابطه (۴) تبدیل خواهد شد:

$$z_t = \sum_{i=1}^{p} B_{it} z_{t-i} + u_t = \sum_{j=0}^{\infty} A_{jt} u_{t-j} \qquad (۴)$$

واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته مقیاس‌بندی شده (GFEVD) $\tilde{\psi}_{ij.t}^{g}$، واریانس خطای پیش‌بینی نشده $\psi_{ij.t}^{g}$ را بر اساس روش زیر استاندارد سازی می‌کند. $\tilde{\psi}_{ij.t}^{g}$ تاثیر متغیر j بر i را بر اساس اشتراک واریانس خطای پیش‌بینی که به عنوان اتصال جهت‌دار زوجی j بر i شناخته می‌شود؛ نشان می‌دهد.

$$\psi_{ij.t}^{g}(H) = \frac{\Sigma_{ii.t}^{-1} \sum_{t=1}^{H-1} \left(t_i' A_t \Sigma_t l_j\right)^2}{\sum_{j=1}^{k} \sum_{t=1}^{H-1} \left(l_i A_t \Sigma_t A_t' l_i\right)} \tilde{\psi}_{ij.t}^{g}(H) = \frac{\psi_{ij.t}^{g}(H)}{\sum_{j=1}^{k} \phi_{ij.t}^{g}(H)} \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، $\sum_{i.j=1}^{k} \tilde{\psi}_{ij.t}^{g}(H) = k$ و $\sum_{j=1}^{k} \tilde{\psi}_{ij.t}^{g}(H) = 1$ ، H برای افق پیش بینی و l_i برای بردار انتخابی واحد در موقعیت iام استفاده می‌شود. در واقع محور اصلی محاسبه انواع معیارها در رویکرد اتصال رابطه (۵) بوده و برای محاسبه اتصال جهت‌دار کل به متغیر یا از سایر متغیرها بر متغیر موردنظر، مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این وضعیت ابتدا حالتی را در نظر بگیرید که متغیر i تکانه خود را به همه j دیگر دیگر منتقل می‌کند، که به آن «اتصال جهت‌دار کل به سایر متغیرها[2]» گفته می‌شود و به صورت رابطه (۶) تعریف می‌شود:

$$C_{i \to j.t}^{g}(H) = \sum_{j=1.i \neq j}^{k} \tilde{\psi}_{ji.t}^{g}(H5) \qquad (۶)$$

سپس اثر کلی متغیر i از سایر j متغیر، «اتصال جهت‌دار کل از سایر متغیرها[3]» گفته می‌شود و به طبق رابطه (۷) بدست خواهد آمد:

$$C_{i \leftarrow j.t}^{g}(H) = \sum_{j=1.i \neq j}^{k} \tilde{\psi}_{ij.t}^{g}(H) \qquad (۷)$$

با تفریق اتصال جهت دار کل وارد شده به متغیرهای دیگر از اتصال جهت دار کل دریافت شده از سایر متغیرها، اتصال جهت دار کل خالص (NET)[4] را به دست می‌آوریم که به عنوان متغیر موثر تفسیر می‌شود. اتصال جهتی کل خالص را می‌توان به صورت رابطه ۸ نشان داد:

---

[1]. Generlized Forecat Erorr Variance Deomposition (GFEVD)
[2]. Total Directional Connectedess To Other (TO)
[3]. Total Directional Connectedess From Others (FROM)
[4]. Net Total Directional Connectedess (NET)

$$NET_{it}(K) = TO_{it}(K) - FROM_{it}(K) \qquad (۸)$$

این رابطه بدین گونه تفسیر می‌شود که اگر $TO_{it}(K) > FROM_{it}(K)$ یعنی متغیر موردنظر انتقال دهنده تکانه است و اثر خالص مثبت است و اگر $TO_{it}(K) < FROM_{it}(K)$ میزان این اثر خالص منفی باشد؛ یعنی متغیر موردنظر دریافت کننده تکانه از سیستم متغیرها بوده است. به بیان دیگر اگر این معیار مثبت باشد، متغیر مربوطه به صورت خالص بر شبکه اثرگذار بوده و یا ارسال‌کننده تکانه به شبکه یا سایر متغیرها است. در مقابل اگر این معیار منفی باشد، آنگاه متغیر i به صورت خالص از شبکه اثرپذیر یا دریافت‌کننده تکانه‌ها است.

در رویکرد حاضر، شاخص اتصال کل[1] (TCI) به هم پیوستگی و اتصال متغیرها را نشان می‌دهد و به صورت رابطه (۹) قابل محاسبه است:

$$C_t^g(H) = \frac{\sum_{i.j=1.i\neq j}^{k} \tilde{\psi}_{ij.t}^g(H)}{\sum_{i.j=1}^{k} \tilde{\Psi}_{ij.t}^g(H)} = \frac{\sum_{i.j=1.i\neq j}^{k} \tilde{\Psi}_{ij.t}^g(H)}{k} \qquad (۹)$$

مشکل اصلی این اندازه‌گیری این است که تفسیر آنچه واقعاً به هم پیوستگی بالا را تشکیل می‌دهد ذهنی است. چتزیانتونی و گابائر[2] (۲۰۲۱) بر اساس شبیه‌سازی‌های مونت کارلو نشان داده است که واریانس سهام با خود همیشه مساوی و بزرگ‌تر از واریانس متقاطع سهام است، به این معنی که شاخص اتصال کل (TCI) بین $[۰. \frac{k-1}{k}]$ قرار دارد و نه بین $[۰.۱]$. در این معیار مقدار آن بین صفر و یک (یا معادل درصدی آن) خواهد آمد.

$$C_t^g(H)\& = \left(\frac{k}{k-1}\right)\frac{\sum_{i.j=1.i\neq j}^{k} \tilde{\psi}_{ij.t}^g(H)}{k} = \frac{\sum_{i.j=1.i\neq j}^{k} \tilde{\psi}_{ij.t}^g(H)}{k-1} \qquad 0 \leq C_t^g(H) \leq 1 \qquad (۱۰)$$

تمامی معیارهای گفته شده تا کنون اتصالات مجموع متغیرهای شبکه را بررسی می‌کند اما خالص اتصال جهت‌دار زوجی[3] (NPDC) روابط دو طرفه میان جفت متغیرها را بررسی می‌کند که از رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود:

$$NPDC_{ijt}(K) = \psi_{ji.t}(K) - \psi_{ij.t}(K) \qquad (۱۱)$$

---

[1]. Total Connectedness Index (TCI)
[2]. Chatziantoniou and Gabauer (2021)
[3]. Net Pairwis Direction Connetionss Pairwise Directional (NPDC)

به بیان دیگر خالص اتصال جفتی جهت‌دار یا $(NPDC_{ij.t}(K))$ بیانگر آن است که آیا متغیر i، محرک متغیر j یا بالعکس است. اگر $NPDC_{ijt}(K) > 0$ $NPDC_{ijt}(K) < 0)$ بدین معنی است که تاثیر متغیر j بر متغیر i بیشتر (کمتر) از اثرگذاری متغیر i بر متغیر j است (دیبولد و یلماز، ۲۰۱۴).

گابائر[1] (۲۰۲۱) نشان داده است که شاخص اتصال کل (TCI) را می‌توان به شاخص اتصال زوجی به صورت رابطه (۱۲) تجزیه کرد:

$$PCI_{ij.t}(K) = 2\left(\frac{\tilde{\psi}^{g}_{ij.t}(K)+\tilde{\psi}^{g}_{ji.t}(K)}{\tilde{\psi}^{g}_{ii.t}(K)+\tilde{\psi}^{g}_{ij.t}(K)+\tilde{\psi}^{g}_{ji.t}(K)+\tilde{\psi}^{g}_{jj.t}(K)}\right) \qquad (۱۲)$$

این شاخص بین $[۰.۱]$ قرار دارد که نشان دهنده میزان به هم پیوستگی دو طرفه در بین متغیر i و j است که توسط شاخص اتصال کل (TCI) پوشانده شده است.

۵- یافته‌های پژوهش

برای شناسایی نقاط چرخش و فازهای ادواری در متغیرهای پژوهش، از الگوریتم تعدیل‌شده پیشنهاد شده استفاده شد. این روش بر رویه قاعده‌مند و داده‌محور، نقاط اوج و حضیض را در داده‌های فصلی شناسایی و امکان استخراج دوره‌های رکود و رونق با ساختار زمانی مشخص را برای هر متغیر فراهم می‌کند. این رویکرد، متغیرها را در سه طبقه مفهومی – چرخه تجاری، چرخه پولی و چرخه‌های مالی تفکیک می‌کند. نتایج در نمودار ۱ نشان می‌دهد که چرخه‌های بخش حقیقی (GDP)، به‌عنوان شاخص اصلی فعالیت اقتصادی، در طول دوره فصل اول ۱۳۹۰ تا فصل چهارم ۱۴۰۳ پنج چرخه کامل را تجربه کرده است. میانگین طول دوره‌های رکودی حدود ۵ فصل و دوره‌های رونق حدود ۶ فصل برآورد شد. عمیق‌ترین رکود در فاصله فصل چهارم ۱۳۹۷ تا فصل نخست ۱۳۹۹ مشاهده شده که به‌وضوح با تحریم‌های ثانویه، افزایش نااطمینانی و تکانه‌های تورمی هم‌زمان بود. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات چرخه‌های بخش حقیقی (GDP)، اغلب با وقفه نسبت به چرخه‌های پولی و مالی رخ داده که بیانگر پاسخ کندتر بخش واقعی اقتصاد نسبت به تحولات

[1]. Gabara (2021)

بازارهای دارایی و سیاست‌های پولی است.

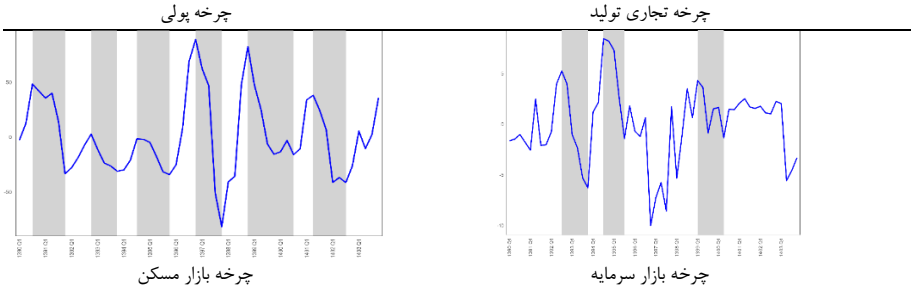
چرخه پولی (MC) به‌عنوان نماینده پویای بخش پولی دارای پنج دوره رکود و پنج دوره رونق است (نمودار ۱). رفتار چرخه‌ای آن در اکثر موارد هم‌جهت با سیکل‌های بخش حقیقی (GDP)، بوده اما دامنه نوسانات آن قابل‌توجه است. اوج‌های پولی اغلب پیش از آغاز فازهای رونق اقتصادی ثبت شده‌اند (مثلاً در فصل دوم ۱۳۹۷ و فصل چهارم ۱۴۰۱) که می‌تواند نقش تسهیل پولی را در تحریک فعالیت اقتصادی تأیید کند. در عین حال، کاهش‌های ناگهانی در برخی دوره‌ها (از جمله در رکود ۱۳۹۸) احتمالاً بازتاب سیاست‌های انقباضی یا تکانه‌های سیستم بانکی بوده‌اند. هم‌حرکتی به‌نسبت پایدار با متغیرهای چرخه بازده بازار سرمایه (TI) و قیمت سکه (CO) نیز حاکی از انتقال‌پذیری سیگنال‌های پولی به بازارهای مالی است. چرخه بازده بازار سرمایه (TI) که به‌عنوان نماینده بازده بازار سرمایه مورد استفاده قرار گرفته، رفتاری بسیار پرنوسان و حتی غیرهم‌جهت با تولید ناخالص داخلی (GDP) در برخی دوره‌ها داشته است (نمودار ۱). در فاصله ۱۳۹۷:۱ تا ۱۴۰۰:۲، بازار سرمایه رشدهای شدید و سقوط‌های ناگهانی را تجربه کرده که با ساختار بنیادین چرخه اقتصادی هم‌راستا نبوده است. این واگرایی ساختاری احتمالاً از عوامل غیرپایه‌ای نظیر انتظارات تورمی، سیاست‌های دولت در خصوص بورس، و هجوم نقدینگی عمومی ناشی شده است. چرخه بازده بازار سرمایه (TI) سریع‌تر و کوتاه‌تر از تولید ناخالص داخلی بوده‌اند؛ به‌طوری که میانگین طول هر سیکل کمتر از ۴ فصل برآورد شد. این پویایی سریع، اهمیت چرخه بازده بازار سرمایه را به‌عنوان شاخصی پیش‌نگر و ناپایدار در ارزیابی وضعیت مالی کشور برجسته می‌کند. نمودار ۱ نشان می‌دهد که قیمت سکه در اغلب موارد، رفتاری پادچرخه‌ای نسبت به تولید ناخالص داخلی از خود نشان داده است. در تمامی دوره‌های رکودی (به‌ویژه ۱۳۹۸–۱۳۹۹ و ۱۴۰۰–۱۴۰۱)، افزایش معنی‌دار در قیمت سکه مشاهده شده که می‌تواند نشان‌دهنده نقش آن به‌عنوان دارایی پناهگاه[1] در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی و تورم انتظاری باشد. نوسانات سکه اغلب هم‌جهت با چرخه بازده بازار

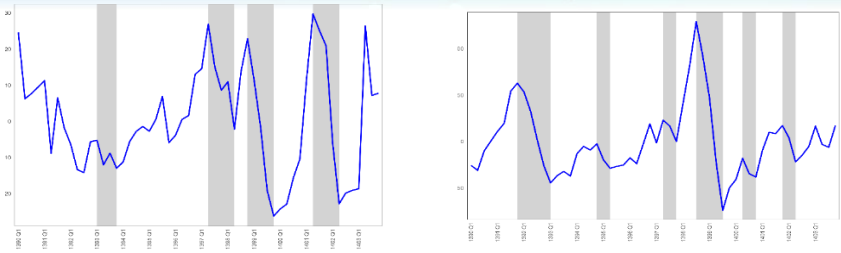
[1]. Sadehven

سرمایه (TI) و چرخه پولی (MC) بوده و نسبت به سیاست‌های پولی حساسیت بالایی نشان داده است. سیکل‌های آن کوتاه‌تر و شدیدتر از سایر متغیرهای مالی است، که بیانگر عملکرد شبه‌سفته‌بازانه در بازار طلا و ارز است. رفتار چرخه‌ای مسکن (HO) پیچیده‌تر از سایر دارایی‌هاست. برخلاف سکه، قیمت واقعی مسکن تنها در برخی دوره‌های رکود اقتصادی افزایش داشته و در بقیه موارد به نسبت خنثی یا با تأخیر واکنش نشان داده است. در دو دوره رکودی (۱۳۹۸ و ۱۴۰۱)، رشد قیمت مسکن مشاهده شد که ناشی از اثر تورمی، کاهش عرضه، و انتظارات بلندمدت سرمایه‌گذاران بوده است. سیکل‌های قیمت مسکن (HO) در مقایسه با چرخه بازار سکه (CO) و چرخه بازده بازار سرمایه (TI) دارای دامنه‌ی نوسان کمتر و طول دوره‌های بلندتر هستند.

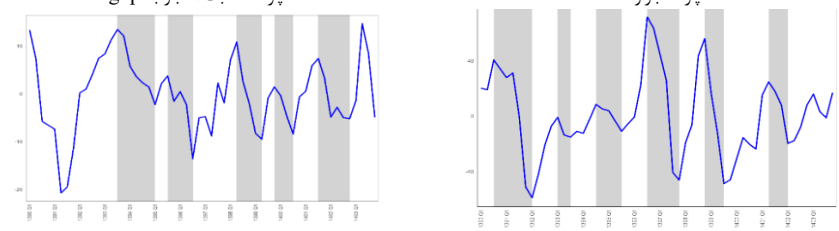
نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی رفتاری نسبتاً باثبات از خود نشان داده و تنها در برخی مقاطع حساس (مانند ۱۳۹۸ و ۱۴۰۱) افت نسبی داشته است. الگوریتم BBQ نشان داد که نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی (CG) در واکنش به رکودهای اقتصادی، با تاخیر قابل‌توجه زمانی واکنش نشان می‌دهد، که احتمالاً به دلیل چسبندگی در رفتار نظام بانکی، و نقش سیاست‌های اعتباری تثبیتی در ایران است. طول دوره‌های رکودی این متغیر اغلب بلندتر اما با دامنه نوسانات محدودتر از سایر شاخص‌های مالی است. این متغیر می‌تواند نشانه‌ای از ظرفیت یا محدودیت‌های سیستم مالی برای پشتیبانی از رونق اقتصادی تلقی شود.

نمودار ۱. چرخه پولی





چرخه بازار سکه



چرخه نسبت اعتبار به gdp

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول ۲ توصیف آماری متغیرهای پژوهش شامل تولید ناخالص داخلی(GDP) ، چرخه پولی(MC) ، چرخه بازار سرمایه (TI)، چرخه بازار سکه (CO)، قیمت مسکن (HO) و نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی (CG) آورده شده است. براساس نتایج ارائه‌شده در این جدول، واریانس متغیرها نشان‌دهنده سطوح متفاوتی از نوسان در داده‌ها است. بیشترین نوسان مربوط به متغیر سرمایه‌گذاری (TI) با مقدار ۱۳۸۸/۳۳ و سپس بازار سهام (MC) با ۱۲۷۵/۷۲ است، که بیانگر پویایی و ناپایداری این بازارها نسبت به سایر متغیرها در دوره زمانی بررسی‌شده است. در مقابل، نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی دارای کمترین واریانس (۵۹.۱۶) بوده و از ثبات نسبی بیشتری برخوردار است. بررسی چولگی و کشیدگی اضافی برای ارزیابی تقارن توزیع متغیرها صورت گرفته است. تنها متغیر چرخه بازده سرمایه‌گذاری (TI) دارای چولگی مثبت معنی‌دار (۱.۱۴۶) و کشیدگی اضافی مثبت معنی‌دار (۱/۸۰۱) است که نشان‌دهنده توزیع با دنباله سمت راست سنگین‌تر و قله‌دارتر نسبت به توزیع نرمال است. آزمون جارک-برا نیز برای این متغیر معنی‌دار بوده (۱۹.۴۷۰) و فرض نرمال بودن را رد می‌کند. سایر متغیرها، با توجه به مقادیر آماره جارک-برا و سطوح معنی‌داری، در آزمون نرمال بودن رد نشده‌اند. نتایج آزمون ایستایی دیکی-فولر افزایشی تعمیم‌یافته(ERS) برای

تمامی متغیرها منفی و معنی‌دار است، که نشان‌دهنده ایستایی آن‌ها در سطح ۵ درصد است. همچنین آزمون خودهمبستگی (Q(20)) برای تمامی متغیرها معنی‌دار است و نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی در طول دوره‌های زمانی است. همچنین، آماره $Q^2(20)$ برای واریانس شرطی نیز در سطوح مختلف معنی‌دار گزارش شده که احتمال وجود اثر ARCH را در واریانس این سری‌ها نشان می‌دهد. در نهایت، ضریب همبستگی پیرسون بین متغیرها نشان می‌دهد که ارتباط معنی‌دار و مثبتی میان بازار سهام و قیمت سکه واقعی (۰/۸۲۵) و همچنین قیمت مسکن (۰/۴۶۶) وجود دارد. این در حالی است که نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی دارای همبستگی منفی معنی‌دار با متغیرهای چرخه پولی (MC) و بازار سرمایه (TI) است. همچنین چرخه بخش حقیقی (GDP) با متغیر قیمت مسکن (۰/۲۹۲-)همبستگی منفی معنی‌دار دارد.

جدول ۲. توصیف آماری متغیرهای پژوهش[1]

	GDP	MC	TI	CO	HO	CG
واریانس	۱۵/۱	۱۲۵۷/۷	۱۳۸۸/۳	۸۳۴/۶	۲۲۴/۰	۵۹/۲
چولگی	-۰/۲۳۹	*۰/۵۳۴	***۱/۱۴۶	۰/۲۲۸	۰/۱۹۸	۰/۳۴۴
	-۰/۲۸	-۰/۰۹	۰/۰۰	-۰/۴۵	-۰/۵۱	-۰/۲۶
کشیدگی اضافی	۰/۲۱۶	-۰/۹۴	**۱/۱۸۶	-۰/۳۷	-۰/۷۷۲	۰/۲۳۲
	-۰/۴۵۳	-۰/۸۱	-۰/۰۲۱	-۰/۷۳۲	-۰/۱۳۵	-۰/۴۳۹
جارگ - برا	۱/۰۹۹	۲/۶۳	***۱۹/۴۷۰	۰/۴۷۹	-۱/۷۲۵	۱/۲۰۶
	-۰/۵۷۷	-۰/۲۶۸	۰	-۰/۷۸۷	-۰/۴۲۲	-۰/۵۴۷
آزمون ریشه واحد	-۲/۴۷۵	-۲/۸۷۷	-۲/۳۲۸	-۱/۹۸	-۱/۳۷۶	-۲/۱۲۲
	-۰/۰۱۷	-۰/۰۰۶	-۰/۰۲۴	-۰/۰۵۴	-۰/۰۷۶	-۰/۰۳۹
(۲۰)Q	***۳۹/۵۷۲	***۹۱/۶۴۴	***۴۷/۱۸۶	***۶۷/۱۶۴	***۴۸/۵۴۸	***۴۰/۷۰۷
	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
(۲۰)Q2	**۲۰/۸۱۱	***۴۲/۱۲۷	***۳۲/۲۳۲	***۲۸/۶۶۲	***۳۶/۶۷	*۱۵/۷۹۶
	-۰/۰۱۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۹۲

منبع: یافته‌های پژوهش

یادداشت: ***ERS*** آزمون ریشه واحد الیوت و همکاران[2] (۱۹۹۶) و ***Q*** و ***Q2*** آزمون غیرخطی فیشر و گالاگر[3] (۲۰۱۲)

[1]. با توجه به اینکه چرخه‌های سیکلی متغیرها استخراج شده، میانگین همه آنها صفر بوده و در جدول گزارش نشده است.

[2]. Eliot et al. (1996) (ERS)
[3]. Fisher & Gallgher (2012)

بر اساس نتایج جدول ۳، چرخه تجاری بخش حقیقی (GDP) با مقدار ۴۶/۷ یکی از دریافت‌کنندگان اصلی تکانه در شبکه است و با ۴۰/۱۷- به‌عنوان یک گیرنده خالص نوسانات شناخته می‌شود. بیشترین سهم از نوسانات این متغیر از با ۱۵.۵ درصد از بازار سرمایه و ۱۰/۱۱ از چرخه سکه ناشی شده است. این یافته نشان می‌دهد که تحولات در بازار سرمایه، دارایی‌های امن و نقدینگی نقش مهمی در نوسانات رشد اقتصادی ایفا می‌کند. همچنین اثرگذاری تولید ناخالص داخلی (GDP) بر سایر بازارها نیز محدود بوده است (حدود ۶/۶ درصد). متغیر چرخه پولی به میزان ۸۳/۴ درصد از نوسانات خود (TO) را به سایر متغیرهای شبکه منتقل می‌کند. بطوری که درصد انتقال دهنده خالص(NET) در مجموع با ۲۹/۵ درصد به عنوان یکی از مهمترین ارسال کننده نوسانات و تکانه محسوب می‌شود. در این میان بیشترین انتقال به سکه (۳۴/۱۹٪) و مسکن (۹/۳٪) انجام شده است که بیانگر اثرات قوی نقدینگی و سیاست‌های پولی بر بازارهای دارایی است. در عین حال، حدود نیمی از نوسانات چرخه مالی نیز از متغیرهای دیگر (FROM) نشأت می‌گیرد (۵۳/۸٪)

چرخه بازده بازار سرمایه (TI) با ۱۸/۱٪ درصد انتقال‌دهنده خالص (NET) نوسانات است. این متغیر انتقال تکانه قابل توجهی به مسکن (۱۴/۱۳٪) و سکه (۵/۴۱٪) دارد که نشان‌دهنده کانال سرایت قیمتی از بازار سرمایه به دارایی‌های جایگزین است. با وجود اثرگذاری بالا، چرخه بازده بازار سرمایه (TI) نسبت به بازار سهام (MC) و سکه (CO) تا حدی آسیب‌پذیر باقی می‌ماند (۳۰/۷۹٪). سکه (CO) بیشترین میزان انتقال نوسانات را به سایر متغیرها (TO) به میزان (۲۱/۸۶٪)دارد و به صورت خالص با ۳۲/۲۹ درصد در رأس شبکه سرایت قرار دارد. این دارایی به‌شدت به‌عنوان ابزار انتقال ریسک عمل می‌کند؛ به‌ویژه بر متغیرهای چرخه مالی (۳۸/۳۱ ٪)، بازار سرمایه (۸/۱۷٪)و مسکن(۱۱/۵۱٪). هم‌زمان، میزان قابل توجهی از نوسانات آن نیز منشأ بیرونی دارد (۵۱/۹۳ درصد)که نشان‌دهنده دوطرفه بودن سرایت در بازار دارایی‌های امن است. بر اساس نتایج جدول ۲. مسکن به صورت خالص دریافت کننده نوسانات بوده (۱/۶- ٪) و در تعادل نسبی قرار دارد. به‌رغم دریافت

نوسانات از متغیرهای چرخه پولی، بازار سرمایه و سکه، این بازار سهم ملموسی در انتقال به سایر بخش‌ها ایفا می‌کند. این رفتار خنثی می‌تواند ناشی از چسبندگی قیمتی، تأخیر در واکنش‌های قیمتی و مداخلات ساختاری در بازار مسکن باشد. نسبت اعتبارات به به تولید ناخالص داخلی (GDP) بیشترین دریافت‌کننده نوسانات از (FROM) سایر متغیرها (۵۶/۰۳ ٪) و پایین‌ترین ارسال کننده نوسانات به (TO) سایر متغیرهای شبکه را دارد (۱۷/۸۱٪) که آن را به گیرنده خالص نوسانات تبدیل می‌کند (۳۸/۲۲- ٪). این ساختار نشان می‌دهد سیاست‌های اعتباری اغلب انفعالی بوده و به‌شدت متأثر از تحولات در چرخه پولی، سکه (به عنوان دارایی امن) و بازار سرمایه (TI) هستند. بر این اساس، سرایت‌پذیری بالا از بازارهای مالی، آسیب‌پذیری سیستم بانکی را برجسته می‌کند.

جدول ۳. میانگین اتصال متغیرها

متغیر	GDP	MC	TI	CO	HO	CG	FROM
GDP	۵۳/۲۴	۸/۹۹	۱۵/۵	۱۰/۱۱	۶/۷۶	۵/۳۹	۴۴/۷۶
MC	۰/۱۹	۴۶/۱۶	۴/۷۳	۳۴/۱۹	۹/۳	۵/۴۳	۵۳/۸۴
TI	۰/۶۲	۷/۱۳	۶۹/۲۱	۵/۴۱	۱۴/۱۳	۳/۵۱	۳۰/۷۹
CO	۰/۳۲	۳۱/۳۸	۸/۱۷	۴۶/۰۹	۱۱/۵۱	۲/۵۳	۵۳/۹۱
HO	۴/۰۵	۱۴/۷	۱۱/۲۷	۱۸/۳۲	۵۰/۷۱	۰/۹۵	۴۹/۲۹
CG	۱/۴۱	۲۱/۱۴	۹/۳۱	۱۸/۱۸	۵/۹۹	۴۳/۹۷	۵۶/۰۳
TO	۶/۶	۸۳/۳۴	۴۸/۹۹	۸۶/۲۱	۴۷/۶۸	۱۷/۸۱	۲۹۰/۶۲
Inc.Own	۵۹/۸۳	۱۲۹/۵	۱۱۸/۱۹	۱۳۲/۲۹	۹۸/۴	۶۱/۷۸	TCI
NET	-۴۰/۱۷	۲۹/۵	۱۸/۱۹	۳۲/۲۹	-۱/۶	-۲۲/۳۸	۵۸/۱۲

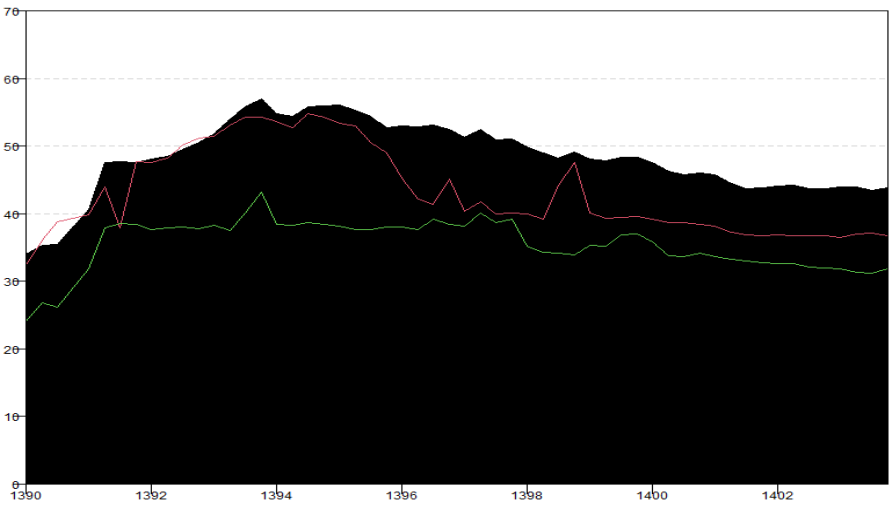
منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲، روند زمانی شاخص اتصال کل (TCI) را در چارچوب مدل بردار خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) و با لحاظ اثرات نامتقارن تکانه‌های اقتصادی، طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳ را نشان می‌دهد. در این نمودار، ناحیه سیاه‌رنگ نشان‌دهنده شاخص اتصال کل، خط سبز نمایانگر ارتباط ناشی از تکانه‌های مثبت و خط قرمز مربوط به تکانه‌های منفی است. همان‌طور که نمودار ۲ نشان می‌دهد، شاخص اتصال کل (TCI) در سال‌های اولیه دوره مورد بررسی (۱۳۹۰–

۱۳۹۴) روندی صعودی دارد؛ به‌گونه‌ای که از حدود ۳۵ درصد در سال ۱۳۹۰ به بیش از ۵۵ درصد در سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ می‌رسد. این رشد سریع نشان‌دهنده تشدید پیوند ساختاری بین متغیرها و افزایش وابستگی متقابل نوسانات آن‌ها به یکدیگر است. این مقطع زمانی هم‌زمان با آغاز تحریم‌های بین‌المللی، جهش‌های ارزی و شکل‌گیری انتظارات منفی گسترده در فضای اقتصادی است. انتقال نوسانات بین چرخه‌های اقتصادی، چه در حوزه واقعی (تولید و سرمایه‌گذاری) و چه در حوزه پولی و مالی، در این سال‌ها با شدت بیشتری صورت گرفته و منعکس‌کننده تشدید آسیب‌پذیری ساختار اقتصادی کشور بوده است. از سال ۱۳۹۵ تا حدود ۱۳۹۷، ، شاخص اتصال کل (TCI) کاهش ملایمی را تجربه کرده و به سطح ۵۰ درصد می‌رسد. این کاهش می‌تواند ناشی از ثبات نسبی در برخی بازارها، اصلاحات موقت در سیاستگذاری‌های پولی و مالی و نیز انتظار بهبود روابط خارجی باشد. با این حال، از سال ۱۳۹۷ و هم‌زمان با خروج آمریکاه از برجام، افزایش بی‌ثباتی ارزی و تشدید نااطمینانی، شاخص اتصال کل (TCI) بطور مجدد رشد کرده و در سال ۱۳۹۸ به حدود ۵۳ درصد می‌رسد. این افزایش مجدد نشان‌دهنده بازگشت به یک وضعیت پرریسک و هم‌وابسته در اقتصاد ایران است.

در سال‌های ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۳ و علی‌رغم کاهش دامنه نوسانات، سطح ، شاخص اتصال کل (TCI)در محدوده ۴۵ درصد تثبیت شده است. این پایداری نسبی به معنی تداوم هم‌بستگی در نوسانات متغیرهای کلان، حتی در شرایط فقدان تکانه‌های بیرونی شدید است. به بیان دیگر، اقتصاد ایران در سال‌های پایانی دوره، وارد مرحله‌ای از سرایت درونی مزمن شده که در آن اختلال در یکی از متغیرها، به‌طور طبیعی و مکرر به سایر اجزا منتقل می‌شود؛ حتی در نبود بحران‌های جدی خارجی. تحلیل خطوط سبز و قرمز در نمودار، تفاوت‌های چشمگیری را در منشأ سرایت نوسانات اقتصادی نشان می‌دهد. در سراسر دوره، خط قرمز (تکانه‌های منفی) به‌صورت پایدار بالاتر از خط سبز باقی مانده و در برخی مقاطع به‌ویژه در سال‌های ۱۳۹۲، ۱۳۹۷، و ۱۳۹۹، اختلاف معنی‌داری با آن دارد. یعنی ساختار اقتصادی ایران نسبت به تکانه‌های منفی بسیار حساس‌تر، واکنش‌پذیرتر و مستعدتر به

سرایت است. در شرایطی که اقتصاد با تکانه‌های منفی نظیر جهش ارزی، افت در بازده بازار سرمایه، کاهش اعتبارات یا رکود در بخش واقعی مواجه شده، نوسانات این تکانه‌ها به سرعت در میان سایر متغیرهای چرخه‌ای منتشر شده‌اند.در مقابل، خط سبز (تکانه‌های مثبت) در تمام دوره در سطوح پایین‌تر از خط قرمز قرار دارد و نوسانات آن در مقایسه با خط قرمز بسیار ملایم‌تر است. این رفتار نشان می‌دهد که اثرگذاری تکانه‌های مطلوب – نظیر افزایش بازدهی بازار سرمایه، رشد تولید، یا گسترش اعتبارات – در شکل‌دهی به ساختار ارتباطی متغیرها ضعیف‌تر و شکننده‌تر است. اقتصاد در مواجهه با اخبار مثبت، رفتار محافظه‌کارانه‌تری از خود نشان داده و سرایت این نوع تکانه‌ها اغلب محدود و غیرپایدار باقی مانده است. این مسئله می‌تواند نشان‌دهنده ضعف نهادی، پایین بودن سطح اطمینان فعالان اقتصادی و کمبود ابزارهای انتقال مؤثر در اقتصاد باشد. نمودار ۲ نشان می‌دهد که در سال‌های ۱۳۹۵ به بعد، شکاف بین خطوط سبز و قرمز تشدید شده است. در حالی که سهم تکانه‌های منفی در شکل‌دهی ، شاخص اتصال کل (TCI) بالا باقی مانده است، واکنش به تکانه‌های مثبت کاهش یافته و سیستم در عمل به‌سمت یک ساختار سرایت منفی غالب حرکت می‌کند. این ویژگی به‌طور خاص برای سیاست‌گذاری اهمیت دارد؛ چرا که نشان می‌دهد در چنین ساختاری، سیاست‌های مبتنی بر بهبود تدریجی در غیاب کاهش ریسک‌های سیستماتیک، قادر به تحریک قابل توجه اقتصاد نخواهد بود.



نمودار ۲. شاخص اتصال کل (TCI)

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودارهای جفتی حاصل از چارچوب الگوی پژوهش (نمودار ۳)، امکان بررسی دقیق پویایی‌های زمانی و جهت‌گیری ساختاری انتقال نوسانات میان متغیرها را فراهم می‌کند. در هر نمودار، محور عمودی نشان‌دهنده شدت سرایت (به درصد) و محور افقی مقاطع فصلی طی دوره ۱۳۹۰–۱۴۰۳ است. در نمودار ۳، خط قرمز تأثیر تکانه‌های مثبت، خط سبز تأثیر تکانه‌های منفی، و ناحیه پررنگ (سیاه) دامنه عدم تقارن بین این دو را نمایش می‌دهد.

رابطه چرخه‌های بخش حقیقی (GDP) با سایر متغیرها:

تحلیل نتایج نشان می‌دهد که بخش حقیقی (GDP) نقش پایداری به‌عنوان فرستنده تکانه‌ها ندارد. شاخص‌های اتصال زوجی (NPDC) نشان می‌دهد که در اغلب روابط با سایر متغیرها مانند چرخه پولی (MC)، اعتبارات (CO) و مسکن (HO)، رفتار نوسانی و ناپایدار داشته و اغلب در حوالی صفر باقی مانده است. این وضعیت به‌ویژه در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ شدیدتر بوده و نقش تولید ناخالص داخلی (GDP) میان فرستنده و گیرنده در نوسان است. از سال ۱۳۹۵ به بعد نیز، اتصال تولید ناخالص داخلی داخلی (GDP) با متغیرهایی مانند چرخه پولی(MC)و اعتبارات به

تولید(CG) به سمت ثبات نزدیک صفر میل کرده که نشانگر کاهش نقش چرخه تجاری در اثرگذاری کلان است.

از نظر تکانه‌های نامتقارن نیز، تکانه‌های مثبت تولیدی (رشد اقتصادی) در بیشتر روابط اثر مشخص و پایداری نداشته‌اند و تنها در سال‌های اولیه (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳) تأثیر جزئی نشان داده‌اند. در مقابل، رکودهای اقتصادی (تکانه‌های منفی تولید ناخالص داخلی (GDP)) واکنش‌های منفی شدیدتری در متغیرهای دیگر ایجاد کرده‌اند. به‌ویژه در روابط با چرخه پولی (MC) و اعتبارات به تولید (CG)، واکنش منفی در سال‌های بحرانی مانند ۱۳۹۲، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۷ بارز بوده و حتی با ناحیه معنی‌داری هم‌راستا شده است.

در مجموع، یافته‌ها حاکی از آن است که چرخه تجاری در اقتصاد ایران عمدتاً انتقال‌دهنده ریسک منفی است و نه عامل تحریک مثبت. این ویژگی، توانایی سیاست‌های رونق‌زا را برای تحریک پایدار سایر بخش‌ها محدود می‌کند.

رابطه چرخه‌های پولی (MC) با سایر متغیرها:

چرخه پولی (MC) در مدل نشان داده است که در مقایسه با تولید ناخالص داخلی (GDP)، نقش فعال‌تری در انتقال نوسانات اقتصادی ایفا می‌کند. به‌ویژه در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵، شاخص‌های مدل نشان می‌دهد که نوسانات نقدینگی تأثیر معنی‌داری بر سایر بخش‌ها از جمله بازار مسکن (HO)، اعتبارات به تولید (CG) و بازده بازار سرمایه (TI) داشته است. این نتایج بیانگر آن است که رشد یا کاهش نقدینگی در این دوره به‌طور مستقیم به سایر متغیرها سرایت کرده و سیستم پولی نقشی محوری در پویایی اقتصاد داشته است.

در سال‌های بعد از ۱۳۹۵، شدت این تأثیرگذاری کاهش یافته و به سمت ثبات میل کرده است. با این حال، در برخی موارد مانند بازار مسکن (HO)، نشانه‌هایی از انتقال محدود همچنان دیده می‌شود. کاهش کلی در سرایت نقدینگی ممکن است ناشی از کنترل‌های پولی، تورم مزمن یا محدودیت‌های نهادی بانک‌ها باشد که قدرت اثرگذاری چرخه پولی را تضعیف کرده‌اند.

از نظر تکانه‌های مثبت و منفی، مدل نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت نقدینگی در اوایل دهه (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴) اثر پایداری بر متغیرهایی مانند اعتبارات (CG) و بازار مسکن (HO) داشته‌اند. در مقابل، تکانه‌های منفی نقدینگی، به‌ویژه پس از سال ۱۳۹۶، واکنش‌های منفی شدیدتری در بازار سرمایه (TI) و سایر متغیرها ایجاد کرده‌اند. در مجموع، چرخه پولی (MC) هم در دوره‌های رونق و هم رکود، نقش مؤثری در انتقال نوسانات بین بخش‌های مختلف اقتصاد ایران داشته است.

رابطه نسبت اعتبارات به تولید (CG) با سایر متغیرها:

نسبت اعتبارات به تولید (CG) به‌عنوان یک شاخص اعتباری کلان، در برخی دوره‌ها نقش فعالی در انتقال نوسانات به سایر بخش‌های اقتصاد ایفا کرده است. بر اساس شاخص NPDC در نمودار ۳، در اغلب روابط به‌ویژه با بازار مسکن (HO)، چرخه پولی (MC) و بازار سرمایه (TI)، طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ روند صعودی و مقادیر مثبتی مشاهده می‌شود. این موضوع نشان می‌دهد که افزایش تسهیلات اعطایی نسبت به تولید، تأثیر قابل توجهی بر تحریک بازارهای دارایی، جریان نقدینگی و منابع مالی داشته است.

از سال ۱۳۹۷ به بعد، نقش انتقالی نسبت اعتبارات به تولید (CG) در اکثر روابط تضعیف شده و شاخص به سطوح پایین‌تری بازگشته است. این کاهش می‌تواند ناشی از محدودیت‌های اعتباری، سیاست‌های سخت‌گیرانه بانکی یا کاهش رشد تولید نسبت به اعتبارات باشد. این تغییر رفتار بیانگر وجود چرخه‌های اعتباری ناپایدار و نامتوازن در اقتصاد ایران است که با نوسانات شدید ولی بدون ثبات بلندمدت همراه بوده‌اند.

در مسیر تکانه‌های نامتقارن، تکانه‌های مثبت اعتباری تأثیر بیشتری بر انتقال نوسانات به بازارهای مالی و دارایی داشته‌اند. در روابطی مانند اثر اعتبارات به تولید (CG) بر بازار مسکن (HO) و بازار سرمایه (TI)، خط سبز در بخش زیادی از دوره بالاتر از صفر و حتی بالاتر از ناحیه سیاه قرار گرفته است. این الگو نشان می‌دهد که رشد نسبت اعتبارات به تولید به تحریک بازار مسکن و سرمایه کمک کرده است. در مقابل، تکانه‌های منفی اثر اعتبارات به تولید (CG) نیز در دوره‌هایی مانند

بحران ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ اثر منفی گذاشته‌اند، هرچند دامنه آن محدودتر از اثرات مثبت بوده است.

رابطه بازار سرمایه (TI) با سایر متغیرها:

بر اساس نتایج نمودار ۳، بازار سرمایه (TI) در نقش فرستنده نوسانات رفتاری ناپایدار و به‌طور عمده محدود داشته است. در بیشتر روابط از جمله با چرخه تجاری (GDP)، چرخه پولی (MC) و نسبت اعتبارات به تولید (CG)، شاخص (NPDC) در حوالی صفر نوسان کرده و فاقد الگوی صعودی یا پایدار بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که برخلاف برخی اقتصادهای توسعه‌یافته، نوسانات بازار سرمایه در ایران اثر ساختاری قابل‌توجهی بر سایر متغیرهای کلان نداشته است.

تنها در برخی روابط خاص مانند اثر بازار سرمایه (TI) بر بازار مسکن (HO) و بازار سکه (CO)، در بازه‌هایی مثل ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵، نشانه‌هایی از افزایش شاخص دیده می‌شود که ممکن است ناشی از سرایت انتظارات تورمی یا نوسانات سوداگرانه به سایر بازارها باشد. با این حال، این انتقال‌ها گذرا بوده و در بیشتر سال‌ها تداوم نداشته‌اند.

در بررسی رفتار نامتقارن، مشخص است که تکانه‌های مثبت در بازار سرمایه (TI) (مانند رشد شاخص در سال ۱۳۹۸) تأثیر پایداری بر سایر متغیرها نداشته‌اند؛ خط سبز بطور معمول نزدیک به صفر باقی مانده یا کمتر از خط قرمز بوده است. در مقابل، تکانه‌های منفی در ti به‌ویژه در سال‌های پرتنش مانند ۱۳۹۲، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۹ واکنش منفی بیشتری در متغیرهایی مانند نقدینگی و سکه ایجاد کرده‌اند. به‌طور کلی، بازار سرمایه در اقتصاد ایران در دهه گذشته بیشتر کانالی برای سرایت منفی در شرایط بحران بوده تا محرکی برای تحریک سایر بخش‌ها.

رابطه قیمت سکه (CO) با سایر متغیرها:

سکه (CO) به‌عنوان یکی از دارایی‌های متاثر از انتظارات تورمی و نااطمینانی‌های اقتصادی، در اغلب روابط مدل عملکردی منفعل و غیرساختاری داشته است. در بیشتر روابط از جمله با چرخه تجاری (GDP)، چرخه پولی (MC) و نسبت اعتبارات به تولید (CG)، شاخص NPDC

نوسانـاتی کوتاه‌مدت و پراکنده نشـان داده و فاقد روند بلندمدت یا الگوی پایدار بوده اسـت. حتی در دوره‌هایی مانند ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴ که بازار سـکه تحت تأثیر نوسـانات ارزی قرار داشـته، انتقال نوسانات به سایر متغیرها موقتی و گذرا باقی مانده است.

تنها در برخی روابط محدود، مانند بازار سـرمایه (TI) و بازار مسـکن (HO)، شـواهدی از سـرایت متقابل دیده می‌شـود که احتمالاً ناشـی از رفتارهای سفته‌بازانه هم‌زمان در بازارهای دارایی اسـت. با این حال، این تأثیرگذاری نیز پایدار نبوده و در بیشـتر سـال‌ها، بازار سـکه نقش فعالی در انتقال نوسانات به سایر بخش‌ها نداشته است. روند کلی نشان می‌دهد که سکه (CO) بیش از آنکه فرستنده پایدار تکانه‌ها باشد، به‌عنوان یک متغیر واکنش‌پذیر عمل کرده است.

در تحلیل تکانه‌های نامتقارن نیز، تکانه‌های مثبت در بازار سکه (مانند رشد ناگهانی قیمت) اثر چندانی بر سایر بخش‌ها نداشته و خط سبز در بیشتر روابط نوسانی خفیف یا نزدیک به صفر بوده است. در مقابل، تکانه‌های منفی در دوره‌هایی مانند ۱۳۹۳ یا پس از اصلاحات ارزی، واکنش‌های منفی مشخص‌تری در متغیرهایی مانند اعتبارات به تولید (TI) و چرخه پولی (CG) ایجاد کرده‌اند. با این حال، بازار سکه در مجموع فاقد نقش ساختاری در سرایت چرخه‌ای بوده و بیشتر بازتاب‌دهنده تکانه‌های بیرونی، تکانه‌های تورمی و تغییرات انتظارات بوده است. این ویژگی، جایگاه پناهگاهی سکه را در اقتصاد ایران تقویت می‌کند، اما اثرگذاری آن را به‌عنوان محرک سیستماتیک محدود می‌کند.

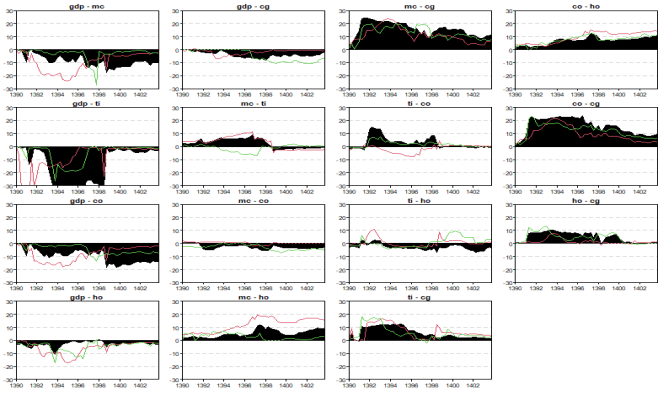
رابطه قیمت مسکن (HO) با سایر متغیرها:

بازار مسکن (HO) به‌عنوان یکی از بازارهای دارایی مهم در اقتصاد ایران، در جایگاه فرستنده نوسانات چرخه‌ای عملکردی نسبتاً فعال از خود نشان داده است. در روابطی مانند اثر بازار مسکن (HO) بر نسبت اعتبارات به تولید (CG) و چرخه پولی (MC)، شاخص NDPC طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ افزایش ملایمی داشته و در برخی مقاطع به بالای ۱۰ درصد رسیده است. این روند بیانگر آن است که رونق‌های قیمتی در بازار مسکن توانسته‌اند نوساناتی را به ساختار پولی و اعتباری اقتصاد

منتقل کنند. در مقابل، روابط آن با چرخه تجاری (GDP) و بازار سرمایه (TI) نوسانات محدودی داشته و به‌طور عمده فاقد روند مشخص است.

در مجموع، قدرت سرایت بازار مسکن در سطح متوسط ارزیابی می‌شود. اگرچه در سال‌های رونق، تأثیرگذاری آن بر سایر بخش‌ها معنی‌دار بوده، اما در سایر دوره‌ها اثرگذاری ساختاری و پایداری نداشته است. الگوی کلی نشان می‌دهد که پیوند بازار مسکن (HO) با حوزه‌هایی چون چرخه تجاری (GDP) یا بازار سرمایه (TI) ضعیف‌تر بوده و تأثیر آن بر ساختار کلان اقتصادی به‌طور عمده محدود به حوزه‌های پولی و اعتباری است.

در بررسی رفتار نامتقارن نیز، تکانه‌های مثبت در بازار مسکن در روابطی مانند بازار مسکن (HO) با اعتبارت به تولید(CG) و چرخه پولی(MC) با افزایش شاخص NPDC همراه بوده‌اند؛ به‌ویژه در سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸، خط سبز بالاتر از صفر قرار گرفته که حاکی از اثر رونق مسکن بر تقاضای تسهیلات و افزایش نقدینگی است. این سرایت می‌تواند نتیجه رفتارهای سفته‌بازانه، انتقال سرمایه یا پاسخ نظام بانکی به تقاضا باشد. در مقابل، تکانه‌های منفی، مانند سال‌های ۱۳۹۲ یا پس از ۱۳۹۹، تأثیر کمتری داشته‌اند و خط قرمز اغلب پایین‌تر یا هم‌سطح با خط سبز باقی مانده است. در نتیجه، بازار مسکن در ایران عمدتاً در شرایط رونق فعال بوده و نقش آن به‌عنوان محرک بخشی، نه سیستماتیک، قابل توجه است.

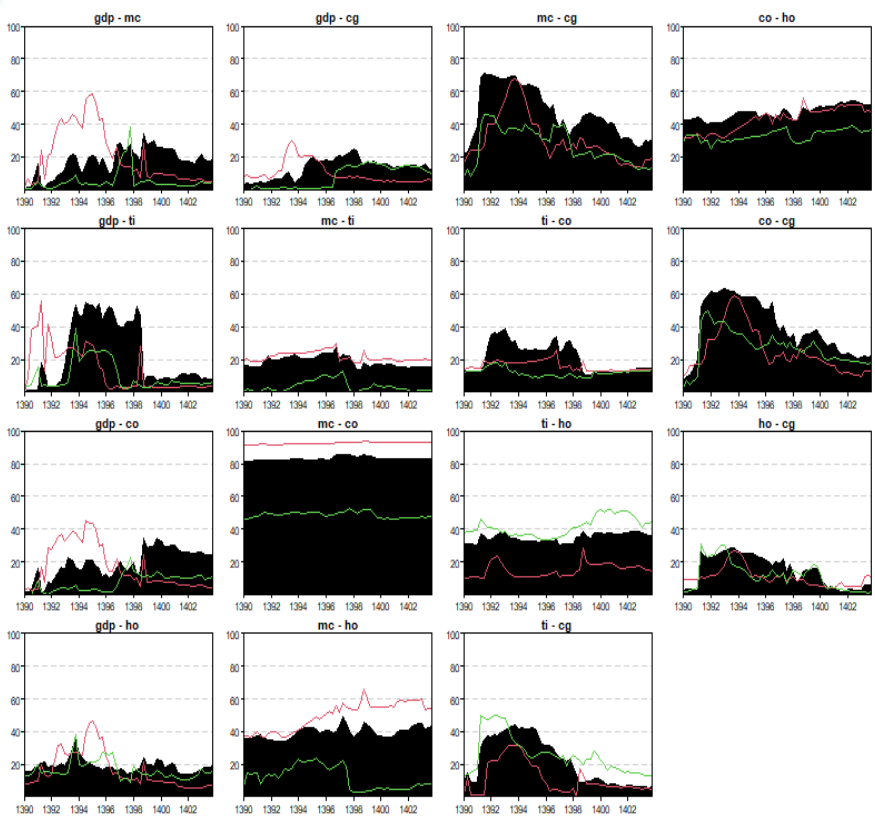


نمودار ۳. خالص اتصال جهت‌دار زوجی (NPDC)
منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه، تحلیل ساختاری و اقتصادسنجی از نمودارهای شاخص اتصال زوجی (PCI) مبتنی بر مدل بردار خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) و متغیرهای سیکلی اقتصاد ایران در نمودار ۴ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیر چرخه تجاری حقیقی (GDP) در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵، پیشران اصلی هم‌سرایتی در اقتصاد ایران بوده است. ناحیه سیاه‌رنگ در نمودارهای(چرخه تجاری حقیقی-چرخه پولی) و (چرخه بازار سرمایه- چرخه تجاری حقیقی)، که در مواردی به بیش از ۶۰ درصد می‌رسد، بیانگر انتقال سریع نوسانات تولید به حوزه‌های پولی و مالی است. پس از سال ۱۳۹۶، این میزان هم‌سرایتی کاهش یافته که می‌تواند ناشی از افت توان تولید، محدودیت‌های ساختاری، یا تغییر در سیاست‌گذاری اقتصادی باشد. این یافته حاکی از آن است که سیاست‌های ضدچرخه‌ای در نیمه دوم دهه ۱۳۹۰ اثرگذاری کمتری در هماهنگی بین بخش‌ها داشته‌اند. تحلیل نامتقارن تکانه‌ها نشان می‌دهد که در اغلب جفت‌های چرخه تجاری حقیقی (GDP) ، تکانه‌های منفی (خط قرمز) نقش قوی‌تری در ایجاد هم‌سرایتی داشته‌اند. در روابط چرخه تجاری حقیقی – چرخه پولی و چرخه تجاری حقیقی ، این خطوط به‌وضوح از تکانه‌های مثبت فراتر رفته‌اند، که نشان می‌دهد در شرایط رکود یا بحران، ساختار اقتصاد ایران مستعد سرایت درون‌بخشی بیشتری است. این امر از منظر سیاست‌گذاری هشداردهنده است؛ چرا که در زمان تکانه‌های منفی، ضعف‌های ساختاری اقتصاد فعال‌تر شده و به شکل گسترده‌تری بر سایر بخش‌ها اثرگذار می‌شوند.

در روابط مربوط به بازار اعتبارات (CG)، به‌ویژه با بازار مسکن (HO) و چرخه پولی (MC)، هم‌سرایتی بالا در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ دیده می‌شود. این پدیده با توسعه تسهیلات‌دهی در نظام بانکی همزمان است. تکانه‌های مثبت بازار اعتبارات (CG)، برخلاف بیشتر متغیرها، اثر هم‌زمان و افزایشی بر سایر بخش‌ها داشته‌اند (خط سبز بالاتر از قرمز). با این حال، پس از افت رشد اعتبارات در سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹، قدرت سرایت بازار اعتبارات (CG) نیز کاهش یافته و نقش آن به‌عنوان فرستنده نوسانات محدودتر شده است. این الگو نشان می‌دهد که CG تنها متغیری است که در هر

دو فاز چرخه مالی، نقش ساختاری در هماهنگی رفتاری بین متغیرها ایفا کرده است. بازار سرمایه (TI) و بازار سکه (CO) اغلب دارای هم‌سرایتی محدود و مقطعی با سایر متغیرها هستند. در دوره‌هایی مانند ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ و بحران ارزی ۱۳۹۷–۱۳۹۹، شاخص اتصال زوجی (PCI) در این بازارها افزایش یافته، ولی این افزایش پایدار نبوده است. تکانه‌های منفی در این بازارها اثرگذارتر از تکانه‌های مثبت بوده‌اند، به‌ویژه در (بازار مسکن- چرخه تجاری حقیقی) و (بازار سکه- چرخه پولی) و که نشان‌دهنده‌ی نقش این بازارها در انتقال نااطمینانی است. این یافته به اهمیت مدیریت انتظارات در بازارهای دارایی در دوران بحران تأکید دارد. در روابط بازار اعتبارات – بازار مسکن و چرخه پولی- بازار سکه و بازار مسکن هم‌سرایتی بالایی با سایر متغیرها در دوره ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ نشان داده است. تکانه‌های مثبت (افزایش قیمت و تقاضای سرمایه‌ای) بیشترین اثر را در ایجاد هم‌حرکتی داشته‌اند، در حالی که تکانه‌های منفی اغلب اثر کمتری داشته‌اند. این رفتار نامتقارن نشان می‌دهد که بازار مسکن در ایران، در فازهای رونق، نقش تعیین‌کننده‌ای در هم‌سویی متغیرهای اقتصادی دارد، اما در دوران رکود، این نقش کاهش می‌یابد و سرایت‌پذیری تضعیف می‌شود.



نمودار ٤. شاخص اتصال زوجی (PCI)

منبع: یافته‌های پژوهش

٦- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با بهره‌گیری از مدل بردار خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان (TVP-VAR) و با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۰–۱۴۰۳، به تحلیل ساختار پویای هم‌سرایتی میان چرخه‌های پولی، تجاری و مالی در اقتصاد ایران پرداخته است. چرخه‌ها از متغیرهای واقعی و مالی با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات استخراج شد و سپس با شاخص‌های کل اتصال (TCI)، اتصال زوجی (PCI) و اتصال جهت‌دار خالص زوجی (NPDC) تحلیل صورت گرفت.

شاخص اتصال کل (TCI)، نشان می‌دهد که ساختار اقتصاد ایران دارای هم‌سرایتی بالای درونی بین بخش‌های پولی، مالی و حقیقی است. در دوره‌هایی مانند ۱۳۹۰–۱۳۹۴ و ۱۳۹۷، شاخص

اتصال کل (TCI)، به بیش از ۵۵٪ رسید و بیانگر سرایت شدید ناشی از تکانه‌های بیرونی بود. اما از سال ۱۳۹۹ به بعد، با وجود کاهش دامنه نوسانات، این شاخص در سطح بالای ۴۵٪ تثبیت شد که نشان‌دهنده پایداری ساختاری سرایت و کاهش استقلال بخشی حتی در غیاب تکانه‌های خارجی است.

نکته قابل‌توجه، رفتار نامتقارن اقتصاد ایران در برابر تکانه‌هاست؛ به‌طوری‌که تکانه‌های منفی در اغلب دوره‌ها نقش پررنگ‌تری در افزایش هم‌سرایتی ایفا کرده است. این موضوع بیانگر حساسیت ساختاری اقتصاد ایران به تکانه‌های منفی و ضعف اثرگذاری تکانه‌های مثبت است؛ الگویی که در کشورهایی با ریسک ساختاری بالا نیز مشاهده شده است (گابوئر، ۲۰۲۱).

شاخص اتصال جهت‌دار خالص زوجی (NPDC) نشان می‌دهد که بازارهای سکه (CO) و سرمایه (TI) در اغلب دوره‌ها به‌عنوان فرستنده خالص نوسانات عمل کرده‌اند، در حالی که تولید ناخالص داخلی (GDP) و نسبت اعتبارات به تولید (CG) نقش گیرنده خالص را ایفا کرده‌اند. سکه، به‌ویژه در دوره‌های پرریسک، مرکز انتقال ریسک به سایر بازارها بوده است؛ رفتاری که با یافته‌های منسی و همکاران[1] (۲۰۲۱) مطابقت دارد و نشان می‌دهد دارایی‌های پناهگاهی می‌تواند منبع سرایت نیز باشد. در مقابل، چرخه تجاری حقیقی (GDP) فاقد نقش مؤثر در هدایت نوسانات بوده و بیشتر از تکانه‌های بازارهای مالی تأثیر پذیرفته است؛ امری که آنتوناکاکیاس و همکاران (۲۰۲۰) نیز برای اقتصادهای نفتی پرریسک تأیید کرده‌اند. همچنین شاخص اتصال زوجی (PCI) نشان می‌دهد که سرایت بین متغیرها به نوع تکانه وابسته است؛ تکانه‌های منفی تأثیرگذارتر از مثبت بوده‌اند و تنها متغیر بازار اعتبارات (CG) حتی در دوره‌های رکود نیز ارتباط پایداری با سایر بخش‌ها داشته است. این یافته، اهمیت سیاست‌های اعتباری هدفمند را در مدیریت چرخه‌های اقتصادی تأیید می‌کند (مشابه نتایج گزارش‌شده توسط لازارویچ و همکاران[2] (۲۰۲۴)).

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که ساختار اقتصاد ایران در مواجهه با تکانه‌های منفی،

[1] Mensi et al. (2021)
[2]. Lazarevic et al. (2024)

به‌ویژه در دوره‌های رکودی، دچار هم‌سرایتی شدید میان بخش‌های مختلف می‌شود؛ امری که بر ضرورت افزایش تاب‌آوری اقتصادی از طریق ایجاد صندوق‌های تثبیت، تنوع درآمدی دولت و توسعه ابزارهای پوشش ریسک تأکید دارد. همچنین شاخص اتصال جهت‌دار خالص زوجی (NPDC) بیانگر آن است که بازارهای دارایی، خصوصاً سکه و سرمایه، به دلیل نبود چارچوب‌های تنظیم‌گرانه، منشأ نوسانات ساختاری شده‌اند و کنترل آن‌ها نیازمند سیاست‌هایی مانند مداخله هدفمند در بازار ارز و طلا و تقویت نظارت بر بازار سرمایه است. علاوه‌براین، شاخص اتصال زوجی (PCI) نشان می‌دهد که متغیر بازار اعتبارات (CG) در تمام فازهای چرخه‌ای نقش پایداری در سرایت دارد که ضرورت بازتعریف سیاست‌های اعتباری در چارچوب ضدچرخه‌ای را مطرح می‌کند. نهایتاً، تثبیت ساختاری شاخص اتصال کل (TCI) حتی در غیاب تکانه‌های بیرونی نشان می‌دهد که اصلاحات نهادی، افزایش شفافیت و هماهنگی میان سیاست‌های کلان، شرط لازم برای کاهش سرایت و افزایش اثربخشی سیاست‌گذاری اقتصادی است.

دلالت‌های سیاستی نتایج مدل بردار خودرگرسیون با پارامترهای متغیر در زمان(TVP-VAR)نشان می‌دهد که الگوی سرایت در اقتصاد ایران نامتقارن و به‌طور عمده تحت‌تأثیر تکانه‌های منفی است. در سال‌هایی مانند ۱۳۹۲، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۷، تکانه‌های منفی در تولید ناخالص داخلی، بازار سرمایه و سکه بیشترین اثر را بر سایر متغیرها داشته‌اند و شدت رکود را به بخش‌های مختلف منتقل کرده‌اند. بر این اساس، سیاست‌های ضدچرخه‌ای باید به‌طور خاص بر دوره‌های رکودی متمرکز شود و ابزارهایی چون افزایش مخارج عمرانی دولت، ارائه تسهیلات حمایتی به بنگاه‌های کوچک و متوسط و تنظیم نرخ سود بانکی متناسب با چرخه اقتصادی می‌تواند در کاهش دامنه نوسانات و مهار سرایت منفی مؤثر واقع شود. علاوه بر این، نقش فعال نقدینگی (MC) و بازار اعتبارات (CG) در انتقال نوسانات ساختاری به سایر بازارها اهمیت سیاست‌گذاری اعتباری هوشمند را برجسته می‌کند. برای نمونه، رشد اعتبارات در سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۶ همزمان با رونق مسکن، به تشدید نوسانات دارایی منجر شد؛ امری که ضرورت استفاده از ابزارهایی مانند تنظیم ضریب فزاینده از طریق سپرده قانونی، سهمیه‌بندی اعتبارات در بخش‌های مولد و محدودسازی اعتبارات مصرفی در دوره‌های رونق دارایی را نشان می‌دهد.

از سوی دیگر، بازارهایی مانند سرمایه (TI) و سکه (CO) به‌ویژه در شرایط بحرانی نقش کانونی در انتقال ریسک ایفا کرده‌اند. نوسانات شدید این بازارها در سال‌هایی چون ۱۳۹۴ و ۱۳۹۹ با افت اعتماد عمومی و سرایت بحران به سایر بخش‌ها همراه بوده است. برای مدیریت این وضعیت، پایش مستمر شاخص‌های فرکانس بالا مانند جریان نقدینگی، حجم معاملات دارایی‌ها و نرخ ارز ضروری است تا امکان مداخله پیش‌دستانه فراهم شود. همچنین افزایش شفافیت مالی، اجرای مقررات ضدسفته‌بازی و استفاده از ابزارهایی مانند مالیات بر عایدی سرمایه در دوره‌های جهش قیمتی می‌تواند به مهار نوسانات و تقویت ثبات در بازارهای مالی و دارایی کمک کند. این مجموعه اقدامات، در عین حال که مستند به یافته‌های مدل هستند، با چارچوب سیاست‌گذاری کلان موجود نیز سازگار بوده و قابلیت اجرا دارند.

References

Adaro, A. (2021). Financial cycles around the world. International Journal of Finance & Economics, 27(3), 3163-3201. https://doi.org/10.1002/ijfe.2316

Alpanda, S., Granziera, E., & Zubairy, S. (2021). State dependence of monetary policy across business, credit and interest rate cycles. European Economic Review, 140, 103936. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2021.103936

Angeletos, G. M., Collard, F., & Dellas, H. (2023). Business-cycle anatomy. American Economic Review, 110(10), 3030-3070. https://doi.org/10.1257/aer.20181174

Antonakakis, N., Breitenlechner, M., & Scharler, J. (2015). Business cycle and financial cycle spillovers in the G7 countries. Quarterly Review of Economics and Finance, 58, 154–162. https://doi.org/10.1016/j.qref.2015.03.002

Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Gabauer, D. (2020). Refined measures of dynamic connectedness based on TVP-VAR. Energy Economics, 90, 104870. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104870.

Armen, S. A., Anvari, E., & Raki Kianpour, S. (2022). Modeling the dynamic

Ashtein, J. C. (2013). Overheating in Credit Markets: Origins, Measurement, and Policy Responses. In Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 95(2), 465-473.

Auclert, A., Rognlie, M., & Straub, L. (2020). Micro jumps, macro humps: Monetary policy and business cycles in an estimated HANK model (No. w26647), National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.1257/mac.20180483

Azimi Hosseini, A., Akbari Moghaddam, B., & Asadi, M. (2021). The effects of economic fluctuations and monetary and fiscal policies on business cycles. Journal of Economic Growth and Development Research, 11(43), 51–64. [In Persian]. **https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_6624.html**

Bagheri, S. F., Nazarian, R., Hadi Nejad, M., & Daman Keshideh, M. (2022). The impact of banking, financial, and economic macro indicators on business cycles in Iran and selected developing Islamic countries and sustainable development.

Financial Economics, 16(2), 303–323. [In Persian]. **https://sanad.iau.ir/Journal/ecj/Article/1063267/FullText**

Balcilar, M., & Toren, E. (2021). The time-varying effect of asset prices on Turkey's circular economy. Sustainability, 13(22), 12373. https://doi.org/10.3390/su132212373

Balounejad Nouri, R., & Farhang, A. A. (2022). New Evidence of the Effect of Oil Revenues, Exchange Rates and Money Supply on CPI and PPI: Quantile ARDL Approach. Iranian Journal of Economic Studies, 11(1), 103-120. [In Persian]. DOI. 10.22099/IJES.2023.44948.1870

Baruník, J., Kočenda, E., & Vácha, L. (2016). Asymmetric connectedness on the U.S. stock market: Bad and good volatility spillovers. Journal of Financial Markets, 27, 55–78. https://doi.org/10.1016/j.finmar.2015.09.001

Basmar, E., Campbell III, C. M., & Basmar, E. (2019). The effect of interest rates on the financial cycle in Indonesia. In First International Conference on Materials Engineering and Management-Management Section (ICMEMm 2018) (pp. 7-10). Atlantis Press. https://doi.org/10.2991/icmemm-18.2019.2

Bekiros, S. (2014). Forecasting with a state space time-varying parameter VAR model: Evidence from the Euro area. Economic Modelling, 38, 619–626. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.02.010

Bianchi, F., Ilut, C., & Saijo, H. (2024). Diagnostic business cycles. Review of Economic Studies, 91(1), 129-162. https://doi.org/10.1093/restud/rdad024

Bikker, J. A., & Vervliet, T. M. (2018). Bank profitability and risk-taking under low interest rates. International Journal of Finance & Economics, 23(1), 3-18. https://doi.org/10.1002/ijfe.1595

Borio, C., & Tsatsaronis, K. (2012). Characterising the financial cycle: don't lose sight of the medium term! BIS Working Papers, No. 380. https://ssrn.com/abstract=2084835

Borio, C., & Zhu, H. (2012). Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism. *Journal of Financial Stability*, 8(4), 236-251. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2011.12.003

Calderon, C., Duncan, R., & Schmidt-Hebbel, K. (2016). Do good institutions promote counter-cyclical macroeconomic policies? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 4(6), 49-90. https://doi.org/10.1111/obes.12132

Cerra, V., Fatás, A., & Saxena, S. C. (2023). Hysteresis and business cycles. *Journal of Economic Literature*, 61(1), 181-225. https://doi.org/10.1257/jel.20211584

Chang, P., & Hu, A. (2017). Monetary Policy and the Financial Cycle in Emerging Markets. Emerging Markets Finance and Trade, 53(8), 1891-1908.

Chen, Y., Gong, X., & Li, X. (2020). Financial development and the transmission of monetary policy: Evidence from China. Economic Modelling, 90, 329–346. doi.org/10.1016/j.econmod.2020.05.010

Claessens, S., Kose, M.A., & Terrones, M.E. (2012). How do business and financial cycles interact? Journal of International Economics, 87(1), 178–190

Coulibaly, B. (2012). Monetary policy in emerging market economies: What lessons from the global financial crisis. International Finance Discussion. 1042. https://doi.org/10.17016/IFDP.2012.1042

Davoodi, P., Sezavar, M. R., & Eslamian, M. (2022). Introducing and estimating the monetary conditions index for the Iranian economy using the Johansen-Juselius vector error correction method. *Journal of Economics and Islamic Banking*, 11(38), 7–31. [In Persian].

Deng, C., Zhao, X., & Xu, M. (2022). Financial cycle and the effect of monetary

policy. *Finance Research Letters*, 47, 102570. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102570

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119–134. **Doi: 10.22096/esp.2020.43404.**

Dery, C., & Serletis, A. (2024). Business cycles in the USA: the role of monetary policy and oil shocks. Empirical Economics, 67(1), 1-30. https://doi.org/10.1007/s00181-024-02556-5

Eghbali, A. , Ghobeyshavi, A. and Abdollahi, F. (2020). The Impact of Fiscal Policy on Business Cycles in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 7(2), 107-132. [In Persian] **doi: 10.22096/esp.2020.43404.**

El-Khodary, M. (2024). The Impact of Money Supply, Interest Rate and Inflation Rate on Economic Growth: A Case of Morocco. *Journal of Economics, Finance, and Accounting Studies*, 6(2), 132. https://doi.org/10.32996/jefas.2024.6.2.11

Eqbali, A., Ghabishavi, A., & Abdollahi, F. (2020). Investigating the impact of fiscal policy on business cycles in Iran. *Journal of Economic Studies and Policies*, 7(2), 107–132. [In Persian]

Fisher, D. M., & Gallagher, C. M. (2012). New tests for neglected nonlinearity in time series models, *Journal of Time Series Analysis*, 33(4), 466–478, https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2012.00798.x

Gabauer, D. (2021). Dynamic connectedness approach based on TVP-VAR. Econometrics and Statistics, 18, 1–15. https://doi.org/10.1016/j.ecosta.2020.06.001.

Gertler, M., & Kiyotaki, N. (2010). Financial intermediation andcredit policy in business cycle analysis. In Handbook of Monetary Economics (Vol. 3, pp. 547–599). https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53238-1.00011-9

Giani, L., Torri, G., & Wagener, M. (2022). Global Monetary Policy Spillovers and the Domestic Financial Cycle. Journal of International Money and Finance, 130, 102691. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2022.102691

Gross, T., Notowidigdo, M. J., & Wang, J. (2020). The marginal propensity to consume over the business cycle. American Economic Journal: Macroeconomics, 12(2), 351-384. https://doi.org/10.1257/mac.20160287

Gu, Z., Huang, Y., & Shen, W. (2018). Monetary Policy and the Financial Cycle in China. Journal of Macroeconomics, 58, 200-219. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.06.005

Haberler, G. (2024). Money and the business cycle. In Business Cycle Theory, Part I 3 , 257-290. Routledge. https://doi.org/10.4324/9781003412953-8

Jalalpoor, A. , Abtahi, S. Y. , Totonchi, J. and Dehghan Tafti, M. A. (2020). Nonlinear Correlation between Business Cycles and Monetary Policy in Iranian Economy. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 7(2), 81-106. doi: 10.22096/esp.2020.43400. [In Persian]

Juselius, M., Borio, C., Disyatat, P., & Drehmann, M. (2016). Monetary policy, the financial cycle and ultra-low interest rates. Bank of Finland Discussion Paper, (24). https://doi.org/10.2139/ssrn.2811107

Khosravi, F. , Eskandari Sabzi, S. , Hagh khah, D. , Gharehdaghi, R. and Salmanpour, A. (2022). Investigating the Effect of Bank Facilities on Business Cycle in Services and Housing Sectors in Iran's Economy. *Journal of Economics and Modelling*, 13(2), 37-63. doi: 10.29252/jem.2022.227883.1770. [In Persian].

Löwe, A. (2024). On the Influence of Monetary Factors on the Business Cycle 1, In Business Cycle Theory, Part I Volume 3 (1), 199-212.

Ma, Y., & Zhang, J. (2016). Financial cycle, business cycle and monetary policy: Evidence from four major economies. *International Journal of Finance & Economics*, 21(4), 502-527. https://doi.org/10.1002/ijfe.1566

Mamipour, S. , Jafari, S. and Sasanian Asl, Z. (2018). The Effects of Fiscal and Monetary Policies on Iranian Business Cycle Dynamics with Time Varying Markov Switching Models. *Iranian Journal of Economic Research*, 23(75), 167-203. doi: 10.22054/ijer.2018.9125. [In Persian]

Mensi, W., Reboredo, J. C., & Ugolini, A. (2021). Price-switching spillovers between gold, oil, and stock markets: Evidence from the USA and China during the COVID-19 pandemic. Resources Policy, 73, 102217. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102217

Miranda-Agrippino, S., & Rey, H. (2020). US monetary policy and the global financial cycle. *The Review of Economic Studies*, 87(6), 2754-2776. https://doi.org/10.1093/restud/rdaa019

Mitchell, W. C. (2024). Business cycles. In Business Cycle Theory, 8(2), 225-241. *Routledge*. https://doi.org/10.4324/9781003412953-5

Pflueger, C., & Rinaldi, G. (2022). Why does the Fed move markets so much? A model of monetary policy and time-varying risk aversion. *Journal of Financial Economics*, 146(1), 71-89. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2022.06.002.

Raanaei, A. R. , Eslamloueyan, K. , Shahnazi, R. and Owjimehr, S. (2024). The Effects of Monetary and Fiscal Policy on Financial Instability in Iran through Banks' and Entrepreneurs' Leverage Behavior: A DSGE Model. *Journal of Economics and Modelling*, *14*(3), 1-53. doi: **10.48308/jem.2024.236064.1923**[In Persian]

Rfani, A. and Talebbeydokhti, A. (2017). The Investigation of the role of Monetary Policy and Financial Leverage on Financial Stability in the Economy of Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *6*(24), 75-94. doi: 10.22084/aes.2017.14263.2505. [In Persian]

Rey, H. (2015). Dilemma not Trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence, *NBER Working Paper* No. 21162. https://doi.org/10.3386/w21162

Robstad, O. (2018). House prices, credit and the effect of monetary policy in Norway: evidence from structural VAR models, Empirical Economics, 54(2), 461–483. https://doi.org/10.1007/s00181-016-1222-1

Rodríguez, G., Castillo, B. P., & Ojeda Cunya, J. A. (2024). Time Varying Effects of External Shocks on Macroeconomic Fluctuations in Peru: An Empirical Application using TVP VAR SV Models, Open Economies Review, 35(5), 1015 1050. https://doi.org/10.1007/s11079-023-09742-5

Saadat, R., Abounori, E. and Reiskarami, F. (2023). Shocks in Iran's Business Cycle: Dynamic Stochastic General Equilibrium Models Approach. Economic Policies and Research, 2(2), 139-174. doi: 10.22034/jepr.2024.140259.1065. [In Persian].

Setoodeh Nia, S,. and Abedi, F,. (2013). The Impact of Fiscal and Monetary Policies on Fiscal Consolidation in Iran. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *1*(Vol1-No3), 103-115. ttps://www.jmsp.ir › article_5728 [In Persian]

Sezavar, M. , & Eslamian, M. (2022). Investigating the Dominance of Fiscal Policy over Monetary Policy in Iran's Economy with Fiscal Theory of the Price Level (FTPL). *Macroeconomics Research Letter*, *17*(33), 61-86. doi: 10.22080/iejm.2023.24332.1932. [In Persian]

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 204-234

The Impact of Macroeconomic Uncertainty on the Quality of Financial Information Disclosure by Listed Companies on the Tehran Stock Exchange

Mojtaba Mohammadian[*1]

Received: 12-01-2026 Accepted: 27-05-2026

Abstract

This study aims to investigate the impact of macroeconomic uncertainty on the quality of financial information disclosure among the companies listed in the Tehran Stock Exchange. The statistical population consists of 102 firms operating in six industries over a period from 2011 to 2024. To measure the independent variable, a macroeconomic uncertainty index was constructed using a composite indicator based on the volatilities of asset markets (stock market, exchange rate, gold price, and inflation rate), employing GARCH models and principal component analysis (PCA). The quality of financial disclosure was inversely measured using the absolute value of discretionary accruals, estimated through the modified Jones model. To test the hypothesis, a panel data regression with random effects was used. The results show that an increase in macroeconomic uncertainty is associated with an increase in the magnitude of discretionary accruals and, consequently, a decrease in the quality of financial disclosure. This effect is statistically significant in the petrochemical, cement, pharmaceutical, and steel industries, while it is not significant in the auto parts and non-metallic mineral industries. Thus, industry type plays a significant moderating role in this relationship. The findings indicate that, under uncertain economic conditions, managers tend to adopt conservative behavior and restrict disclosed information rather than enhancing transparency. While confirming the political cost hypothesis and the agency theory, the results have important implications for investors, managers, and regulatory bodies. They also emphasize the need for intensified supervisory oversight of financial reporting during turbulent periods.

Extended Abstract

Purpose: Macroeconomic uncertainty represents one of the most critical environmental factors that profoundly affect the economic decision-making processes of market participants, regulators, and corporate managers. In an inherently volatile

[1]. Corresponding Author. Assistant Professor of Economics, Gonbad Kavous University, Gonbad Kavous, Iran. Email: b.adabi@gonbad.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 204-234

economic environment, the unpredictability of fundamental variables such as inflation, exchange rates, and monetary policies complicates the business landscape, thus making financial planning and resource allocation highly challenging. Consequently, the quality of financial information disclosure, serving as the primary communication channel between firm management and external stakeholders, becomes a focal point of interest. The purpose of this study is to investigate the impact of macroeconomic uncertainty on the quality of financial information disclosure among the companies listed in the Tehran Stock Exchange (TSE). The Iranian capital market provides a unique and compelling setting for this research due to its chronic exposure to structural shocks, international economic sanctions, severe currency fluctuations, and high inflation rates. In such a high-risk environment, managers face a duality; they must choose between enhancing transparency to signal confidence and reduce information asymmetry and engaging in opportunistic earnings management to mask true performance and mitigate proprietary and political costs. This research addresses this gap by utilizing a composite, market-based uncertainty index to empirically determine whether managers lean towards information conservatism or transparency when faced with severe macroeconomic turbulence.

Methodology: This study employs a quantitative, an ex-post facto research design using panel data analysis. The statistical population consists of the companies registered in the Tehran Stock Exchange. After applying systematic screening criteria, including the exclusion of financial/insurance institutions and firms with discontinuous fiscal data, a final sample of 102 companies across six major industries (cement, steel, auto parts, pharmaceuticals, petrochemicals, and non-metallic minerals) was selected over a 14-year period from 2011 to 2024.

To measure the independent variable, Macroeconomic Uncertainty (MU), a composite index was constructed. First, the conditional volatilities of four key macroeconomic indicators (stock market returns, foreign exchange rates, gold prices, and the consumer price index) were extracted using Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) models. These normalized volatilities were then aggregated using Principal Component Analysis (PCA) to form a single, robust uncertainty metric. The dependent variable, namely the Quality of Financial Disclosure, was inversely proxied by the absolute value of discretionary accruals (|DA|). These accruals were estimated using the cross-sectional Modified Jones Model (1991) and run separately for each industry-year to isolate managerial manipulation from normal business operations. Finally, a panel data regression model with random effects, selected based on the outcomes of the Limer and Hausman tests, was utilized to estimate the relationship between macroeconomic uncertainty and disclosure quality, controlling for firm size, financial leverage, return on assets (ROA), and sales growth. Moreover, separate panel regressions were estimated for each of the six industries to test whether the effect of macroeconomic uncertainty varies across sectors.

Findings and Discussion: The empirical findings reveal a positive and statistically significant relationship between the macroeconomic uncertainty index and the absolute value of discretionary accruals at the 1% confidence level. Because discretionary accruals serve as an inverse proxy for disclosure quality, this result indicates that an increase in macroeconomic uncertainty leads to a significant reduction in the quality of financial information disclosure among the sampled firms.

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 204-234

However, this effect is not homogeneous across industries. The industry-level analysis shows that macroeconomic uncertainty significantly reduces disclosure quality in the petrochemical, cement, pharmaceutical, and steel industries, while the effect is not statistically significant in the auto parts and non-metallic mineral industries. In the context of the Iranian economy, these findings suggest that, when faced with severe market risks, currency jumps, and unpredictable inflation, corporate managers prefer to obscure true financial performance. Rather than signaling strength through increased transparency, managers resort to opportunistic accounting choices to manage market expectations, protect proprietary information from competitors, and avoid the potential political costs or regulatory scrutiny associated with volatile profits. The stronger effect in industries with higher profitability and greater government presence (petrochemicals, steel, cement) supports the political cost hypothesis. The control variables also demonstrated significant impacts; higher financial leverage, greater firm size, and higher profitability (ROA) were all associated with increased earnings management, further reducing disclosure quality. Overall, the findings strongly support the transaction cost theory and the information conservatism hypothesis, confirming that high-risk environments encourage managers to restrict transparent financial reporting. The industry-differentiated results represent a key novelty of this study, as prior research mainly reported aggregated findings.

Conclusions and Policy Implications: This study concludes that macroeconomic uncertainty serves as a catalyst for reduced financial transparency and diminished disclosure quality in the Iranian capital market. As economic instability rises, managers systematically increase their reliance on discretionary accruals to manipulate earnings, thereby increasing information asymmetry between insiders and external investors. An important additional finding is that this effect is not uniform, it is significant only in the petrochemical, cement, pharmaceutical, and steel industries, but not in auto parts and non-metallic minerals. Thus, industry type plays a crucial moderating role. This conservative and opaque reporting behavior is a defensive mechanism against the severe operational and financial risks prevalent in Iran's sanctioned and inflation-prone economy. The findings of this research, while confirming the political costs hypothesis and the agency theory, have important implications for investors, managers, and regulatory bodies.

From a policy perspective, the findings of this study have important implications for regulatory bodies and policymakers. Given the evidence that the quality of financial disclosure deteriorates during periods of macroeconomic uncertainty, and that this deterioration is more pronounced in the petrochemical, steel, cement, and pharmaceutical industries, it is essential that legal and regulatory authorities reconsider the scope and depth of disclosure requirements. A one-size-fits-all supervisory approach is insufficient; instead, stricter standards should be applied during crisis periods, particularly for these sensitive industries, concerning accruals, accounting estimates, and interim reporting. Continuously strengthening oversight of financial reports and mandating greater transparency in the explanatory notes to the financial statements can significantly curb opportunistic managerial behaviors. Finally, to further develop this line of inquiry in future research, it is recommended that scholars examine the effect of product market competition on disclosure quality under uncertainty separately for high-risk industries, as well as the moderating role of corporate governance mechanisms, such as board independence and audit quality, in

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 204-234

mitigating the adverse impacts of macroeconomic factors on financial disclosure quality.

Keywords: Macroeconomic uncertainty, Financial disclosure, Discretionary accruals, Quality of financial reporting

JEL Classification: F32, G32, M41.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۲۰۴-۲۳۴

تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر کیفیت افشای اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مجتبی محمدیان*[1]

دریافت: ۱۴۰۴-۱۰-۲۱ **پذیرش: ۱۴۰۵-۰۳-۰۶**

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر سطح کیفیت افشای اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. جامعه آماری پژوهش شامل ۱۰۱ شرکت فعال در ۶ صنعت طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳ است. برای سنجش متغیر مستقل، شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان با استفاده از یک شاخص ترکیبی مبتنی بر نوسانات بازارهای دارایی (بازار سهام، نرخ ارز، قیمت طلا و نرخ تورم) با استفاده از مدل‌های گارچ و تحلیل مؤلفه‌های اصلی ساخته شد. کیفیت افشای اطلاعات مالی نیز با استفاده از قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری (برآورد شده با مدل تعدیل‌شده جونز) به‌عنوان شاخص معکوس اندازه‌گیری شد. برای آزمون فرضیه، از رگرسیون داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات تصادفی استفاده شد. نتایج نشان داد که افزایش نااطمینانی اقتصاد کلان با افزایش شدت استفاده از اقلام تعهدی اختیاری و در نتیجه کاهش سطح کیفیت افشای اطلاعات مالی همراه است. این تأثیر در صنایع پتروشیمی، سیمان، دارو و فولاد معنی‌دار است، در حالی که در صنایع قطعات خودرو و کانی غیرفلزی معنی‌دار نیست؛ بنابراین نوع صنعت نقش تعدیل‌کننده مهمی در این رابطه ایفا می‌کند. یافته‌ها بیانگر آن است که در شرایط نامطمئن اقتصادی، مدیران به‌جای تقویت شفافیت اطلاعاتی، تمایل بیشتری به اتخاذ رفتارهای محافظه‌کارانه و محدودسازی اطلاعات گزارش‌شده دارند. نتایج پژوهش ضمن تأیید فرضیه هزینه‌های سیاسی و نظریه نمایندگی، پیامدهای مهمی برای سرمایه‌گذاران، مدیران و نهادهای ناظر داشته و بر ضرورت نظارت فزاینده نهادهای ناظر بر گزارشگری مالی در دوره‌های پرنوسان تأکید دارد.

واژگان کلیدی: نااطمینانی اقتصاد کلان، افشای اطلاعات مالی، اقلام تعهدی اختیاری، کیفیت گزارشگری مالی.

طبقه‌بندی JEL: F32، G32، G41

[1]. نویسنده مسئول. دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، تهران، ایران mo_mohammadian@ut.ac.ir

۱- مقدمه

نااطمینانی اقتصاد کلان که از نوسانات غیرقابل پیش‌بینی در متغیرهایی نظیر نرخ تورم، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و همچنین تغییرات ناگهانی در سیاست‌های پولی و مالی نشأت می‌گیرد، چالش‌های عمیقی برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی بازیگران بازار به وجود می‌آورد (بکمن و گیجر[1]، ۲۰۲۴: ۲). در یک محیط اقتصادی باثبات، مدیران، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان می‌توانند با اتکا به روندهای گذشته و اطلاعات فعلی، پیش‌بینی‌های نسبتاً دقیقی از جریان‌های نقدی آینده داشته باشند. اما در صورت وجود نااطمینانی، امکان برنامه‌ریزی استراتژیک بلندمدت از بنگاه‌ها سلب شده و هزینه تأمین مالی به دلیل افزایش صرف ریسک درخواستی از سوی سرمایه‌گذاران، بالا می‌رود (بیلگین[2] و همکاران، ۲۰۲۲: ۲). در چنین محیطی، کیفیت و کمیت اطلاعات ارائه‌شده توسط شرکت‌ها به بازار سرمایه می‌تواند نقشی مؤثر در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، هدایت سرمایه‌گذاری‌ها به سمت فرصت‌های مولد و در نهایت، حفظ ثبات بازار ایفا کند.

افشای اطلاعات شرکتی[3] به عنوان پل ارتباطی میان مدیریت و ذینفعان خارجی، یکی از سازوکارهای اساسی برای کاهش شکاف اطلاعاتی و افزایش پاسخگویی محسوب می‌شود. شواهد تجربی در بازارهای مختلف، رابطه‌ای پیچیده و گاه متناقض را بین نااطمینانی اقتصاد کلان و افشای شرکتی نشان می‌دهد. از یک‌سو، شرکت‌ها در دوران بی‌ثباتی اقتصادی برای جلب اعتماد سرمایه‌گذاران، کاهش ریسک ادراک‌شده و کاهش هزینه تأمین مالی، معمولاً به افشای بیشتر اطلاعات روی می‌آورند (دایموند و ورکیا[4]، ۲۰۱۹: ۳۰۸). از سوی دیگر، افزایش نااطمینانی ممکن است به دلیل نگرانی مدیریت از افشای اطلاعات محرمانه، تشدید رقابت و افزایش ریسک‌های پیش‌بینی‌ناپذیر، انگیزه‌های شرکت‌ها برای افشا را تضعیف کند (نگار[5] و همکاران، ۲۰۱۹: ۳۸).

در بازار سرمایه ایران، که در دهه‌های اخیر به‌واسطه مواجهه مستمر با مجموعه‌ای از شوک‌های برون‌زا و درون‌زا -از جمله تحریم‌های گسترده بین‌المللی، نوسانات شدید نرخ ارز،

---

1. Beckmann & Geiger (2024)
2. Bilgin et al. (2022)
3. Corporate Disclosure
4. Diamond Verrecchia (2019)
5. Negar et al. (2019)

کسری بودجه مزمن دولت و نرخ‌های تورم پایدار- با سطح بالایی از نااطمینانی اقتصاد کلان روبه‌رو بوده است، بررسی رابطه میان نااطمینانی و کیفیت افشای اطلاعات شرکتی از اهمیتی دوچندان برخوردار است. چنین شرایطی، محیطی را رقم زده است که در آن نااطمینانی نه یک پدیده گذرا، بلکه ویژگی ساختاری و همیشگی اقتصاد ایران تلقی می‌شود (یاوری‌فر و همکاران، ۱۴۰۲ :۴۲؛ سجودی و همکاران، ۱۴۰۵ :۲۲۷).

در این بستر پرریسک، تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بیش از هر زمان دیگری نیازمند دسترسی به اطلاعات شفاف، قابل اتکا و به‌موقع است؛ از این‌رو، انتظار می‌رود مدیران در مواجهه با نااطمینانی‌های فزاینده کلان، برای حفظ اعتبار خود در بازار سرمایه و تقویت اعتماد سرمایه‌گذاران، به سمت ارتقای کیفیت افشای اطلاعات حرکت کنند. با این حال، هم‌زمان فشار مضاعفی بر مدیران شرکت‌های بورسی وارد می‌شود تا عملکرد مالی خود را در مواجهه با این بی‌ثباتی‌های کلان، مطلوب جلوه دهند، امری که می‌تواند انگیزه آن‌ها را برای کاهش شفافیت و استفاده فرصت‌طلبانه از انعطاف‌پذیری‌های گزارشگری مالی افزایش دهد. مسئله اصلی پژوهش حاضر نیز در همین دوگانگی نهفته است. آیا مدیران در مواجهه با نااطمینانی‌های کلان اقتصادی، برای حفظ اعتبار و اعتماد سرمایه‌گذاران، کیفیت افشای اطلاعات را ارتقا می‌دهند، یا آنکه در جهت مدیریت انتظارات سرمایه‌گذاران و پوشش ناکارآمدی‌ها و فشارهای محیط کلان، از انعطاف‌پذیری‌های موجود در استانداردهای حسابداری (نظیر اقلام تعهدی اختیاری[1]) بهره گرفته و کیفیت افشا را کاهش می‌دهند؟

نوآوری پژوهش حاضر در چند بعد کلیدی قابل تبیین است. نخست آنکه، برخلاف اکثر مطالعات پیشین داخلی که تنها اثر یک متغیر کلان (مانند تورم یا نرخ ارز) را به صورت مجزا بر متغیرهای حسابداری بررسی کرده‌اند، این پژوهش با استفاده از رویکرد آماری، از یک شاخص ترکیبی نااطمینانی اقتصاد کلان مبتنی بر نوسانات واقعی بازارهای موازی استفاده کرده است. دوم، تمرکز این مطالعه بر کیفیت افشا از دریچه اقلام تعهدی اختیاری در دوران بحران است که نشان می‌دهد چگونه شوک‌های سیستماتیک اقتصاد کلان به طور مستقیم در ساختار صورت‌های مالی نفوذ کرده و رفتار فرصت‌طلبانه مدیریت را تحریک می‌کند. سوم، این پژوهش تأثیر نااطمینانی را به تفکیک صنایع بورسی نیز بررسی می‌کند و نشان می‌دهد که رابطه مذکور در همه صنایع یکسان

[1]. Discretionary Accruals

نیست و نوع صنعت به عنوان متغیر تعدیل‌کننده، شدت و جهت اثر نااطمینانی بر افشای اطلاعات را تعیین می‌کند.

۲- مبانی نظری

افشای اطلاعات شرکتی به معنی ارائه اطلاعات مالی و غیرمالی مربوط، قابل اتکا، کامل و به‌موقع توسط واحد تجاری است که به تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان خارجی در ارزیابی عملکرد و اتخاذ تصمیم‌های اقتصادی کمک می‌کند. این فرایند، که می‌تواند در قالب الزامات اجباری (مطابق با استانداردها و قوانین) یا به صورت داوطلبانه (فراتر از حداقل الزامات) صورت پذیرد، نقش مهمی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و بهبود کارایی بازار سرمایه ایفا می‌کند (هیلی و پاپلو[1]، ۲۰۰۱: ۴۰۵).

مبانی نظری تبیین‌کننده رابطه بین نااطمینانی اقتصاد کلان و کیفیت افشای شرکتی، عمدتاً بر پایه چندین نظریه بنیادین در ادبیات حسابداری و مالی استوار است که هر یک از زاویه‌ای متفاوت به انگیزه مدیران برای شفافیت یا پنهان‌کاری در شرایط نااطمینانی می‌پردازد. به طور مشخص، برای درک عمیق چگونگی تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر کیفیت افشای اطلاعات مالی، باید تقابل سه نظریه اصلی یعنی نظریه نمایندگی[2]، نظریه علامت‌دهی[3] و فرضیه هزینه‌های سیاسی[4] را مورد بررسی قرار داد که پیش‌بینی‌های متفاوت و گاه متناقضی ارائه می‌کند.

۲-۱- نظریه نمایندگی و تشدید رفتار فرصت‌طلبانه

نظریه نمایندگی که توسط جنسن و مکلینگ[5] (۱۹۷۶) مطرح شد، تضاد منافع ذاتی میان مالکان (سهامداران) و کارگزاران (مدیران) را مورد توجه قرار می‌دهد. بر اساس این نظریه، در شرایطی که نااطمینانی اقتصاد کلان بالاست، محیط کسب‌وکار به شدت پیچیده شده و اصطکاک اطلاعاتی میان داخل و خارج سازمان به اوج خود می‌رسد. این محیط مبهم اقتصاد کلان، فرصتی را برای مدیران فراهم می‌کند تا رفتار فرصت‌طلبانه خود را در قالب نوسانات اقتصادی پنهان سازند.

---

1. Healy & Palepu (2001)
2. Agency Theory
3. Signaling Theory
4. Political Cost Hypothesis
5. Jensen & Meckling (1976)

در محیط‌های پرنوسان، تفکیک عملکرد ضعیف ناشی از بی‌کفایتی مدیریت از عملکرد ضعیف ناشی از شوک‌های کلان اقتصادی برای سهامداران بسیار دشوار می‌شود. از این رو، نظریه نمایندگی پیش‌بینی می‌کند که در دوره‌های نااطمینانی، مدیران انگیزه‌های قدرتمندی برای استفاده از اقلام تعهدی اختیاری و دستکاری سود (که در نهایت به کاهش کیفیت افشا منجر می‌شود) دارند تا پاداش‌های خود را حفظ کرده، امنیت شغلی‌شان را تضمین کنند و از نقض شروط قراردادهای بدهی جلوگیری نمایند. در نتیجه، هزینه نظارت به شدت افزایش یافته و کیفیت گزارشگری مالی کاهش می‌یابد (گلدمن و اسلزاک[1]، ۲۰۱۴: ۵۳۰).

۲-۲- نظریه علامت‌دهی و انگیزه متمایزسازی

نظریه علامت‌دهی که ریشه در اقتصاد اطلاعات دارد، استدلال می‌کند که شرکت‌های دارای عملکرد خوب و بنیادهای قوی، تمایل دارند در شرایط بحرانی و نااطمینانی بالای اقتصاد کلان، خود را از شرکت‌های ضعیف متمایز سازند. هنگامی که بازار دچار ابهام و عدم قطعیت است، سرمایه‌گذاران ریسک بالاتری را ادراک کرده و هزینه تأمین مالی افزایش می‌یابد (اسپنس[2]، ۱۹۷۳: ۳۵۵).

بر اساس نظریه علامت‌دهی، مدیران شرکت‌های توانمند در این دوره‌ها با افزایش داوطلبانه کیفیت افشای اطلاعات مالی، ارائه پیش‌بینی‌های دقیق‌تر و کاهش استفاده از اقلام تعهدی، یک علامت مثبت و پرهزینه به بازار مخابره می‌کنند. این شفافیت باعث می‌شود که شرکت مذکور در تخصیص منابع بازار سرمایه در اولویت قرار گیرد و هزینه سرمایه آن کاهش یابد. بنابراین، از منظر علامت‌دهی، نااطمینانی می‌تواند محرکی برای ارتقای کیفیت افشا باشد (هینله[3] و همکاران، ۲۰۲۵: ۴).

۲-۳- فرضیه هزینه‌های سیاسی و محافظه‌کاری راهبردی

فرضیه هزینه‌های سیاسی که توسط واتز و زیمرمن[4] (۱۹۸۶) مطرح شد، کفه ترازو را مجدداً به سمت کاهش کیفیت افشا سنگین می‌کند. در اقتصادهایی مانند اقتصاد ایران که دولت نقش

---

1. Goldman & Slezak (2014)
2. Spence (1973)
3. Heinle et al. (2025)
4. Watts & Zimmerman (1986)

پررنگی در قیمت‌گذاری، وضع مالیات، تخصیص ارز و قانون‌گذاری دارد، شرایط نااطمینانی (نظیر تورم‌های بالا) حساسیت‌های عمومی و سیاسی را به شدت برمی‌انگیزد. در دوران تورم و بحران اقتصادی، شرکت‌هایی که سودهای بالایی را گزارش کنند (حتی اگر این سود صرفاً ناشی از تورم و افزایش اسمی ارزش دارایی‌ها باشد)، فوراً در معرض توجه رسانه‌ها، نهادهای تنظیم‌گر دولتی و افکار عمومی قرار می‌گیرند. این توجه می‌تواند به وضع مالیات‌های سنگین‌تر، لغو معافیت‌ها، اعمال محدودیت‌های قیمت‌گذاری دستوری و یا مطالبات بیشتر نیروی کار منجر شود (آز[1]، ۲۰۲۲: ۹۶۶).

بنابراین، بر طبق فرضیه هزینه‌های سیاسی، در دوران نااطمینانی اقتصاد کلان، مدیران شرکت‌ها (به ویژه شرکت‌های بزرگ و سودآور) انگیزه بالایی دارند تا با استفاده از اقلام تعهدی کاهنده سود و اتخاذ رویه‌های محافظه‌کارانه، سودهای خود را هموار یا پنهان کنند. این فرآیند مستقیماً به کاهش شفافیت و تنزل کیفیت افشای اطلاعات مالی می‌انجامد. به عبارت دیگر، ملاحظات رقابتی[2] و هزینه‌های معاملات[3] نیز می‌تواند خطر افشای اطلاعات محرمانه به رقبا را تشدید کرده و انگیزه مدیریت برای محدودسازی اطلاعات را تقویت کند (ژانگ[4]، ۲۰۲۰: ۲۸۵).

۲-٤- جمع‌بندی و فرضیه پژوهش

با توجه به مطالب ارائه‌شده می‌توان دریافت که در محیط‌های اقتصادی با نوسانات شدید ساختاری و نقش پررنگ دولت، غلبه فرضیه هزینه‌های سیاسی و نظریه نمایندگی بر انگیزه علامت‌دهی محتمل‌تر است، چرا که هزینه‌های ناشی از شفافیت (از جانب رقبا، دولت و افکار عمومی) در دوران بحران بسیار بیشتر از منافع ناشی از کاهش هزینه سرمایه در بازاری با ناکارآمدی اطلاعاتی ارزیابی می‌شود. این دوگانگی نظری میان "انگیزه اعتمادسازی" (نظریه علامت‌دهی) و "انگیزه محافظه‌کاری و پنهان‌سازی" (نمایندگی و هزینه‌های سیاسی) ادبیات نظری را شکل می‌دهد. بر این اساس، فرضیه اصلی پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

افزایش نااطمینانی اقتصاد کلان تأثیر منفی و معنی‌داری بر کیفیت افشای اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

---

[1]. Oz (2022)
[2]. Competitive Concerns
[3]. Transaction Cost
[4]. Zhang (2020)

۳- پیشینه پژوهش

مشابه با مبانی نظری، شواهد تجربی نیز مؤید وجود این دوگانگی بوده و در نتیجه، اجماع روشنی در این حوزه مشاهده نمی‌شود. در برخی پژوهش‌ها، شواهدی همسو با نظریه علامت‌دهی و افزایش افشا مشاهده شده است. برای نمونه، نتایج پژوهش‌هایی در بازار آمریکا و چین نشان می‌دهد که دقت در پیش‌بینی سود یا افشای داوطلبانه اطلاعات شرکت‌ها در دوره‌های نااطمینانی سیاست‌گذاری اقتصادی، با هدف کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، افزایش می‌یابد (رجوع کنید به لو[1] و همکاران، ۲۰۲۴؛ نگار[2] و همکاران، ۲۰۱۹).

در نقطه مقابل، نتایج پژوهش‌های دیگری حاکی از غلبه انگیزه محافظه‌کاری[3] و کاهش شفافیت است. برای نمونه، شواهدی از کره جنوبی و چین نشان می‌دهد که در بحران‌های مالی یا نااطمینانی بالا، افشا اطلاعات توسط شرکت‌ها به‌ویژه آن دسته که دارای اطلاعات محرمانه ارزشمند یا فرصت‌های رشد هستند، کاهش می‌یابد تا از دسترسی رقبا به اطلاعات محرمانه و از دست دادن مزیت رقابتی خود جلوگیری شود (رجوع کنید به لی و لو[4]، ۲۰۲۳؛ کیم[5] و همکاران، ۲۰۲۴).

در سطح بین‌المللی، پژوهش‌های اخیر به‌طور فزاینده‌ای بر نقش نااطمینانی اقتصاد کلان در رفتار گزارشگری مالی متمرکز شده است. ریگمونتی[6] و همکاران (۲۰۲۴) در پژوهشی جامع به بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر مدیریت سود شرکت‌های فعال در حوزه کالا پرداختند و نشان دادند که نااطمینانی در محیط اقتصاد کلان، بستری فراهم می‌کند که در آن مدیران رفتار فرصت‌طلبانه خود را توجیه کرده و کیفیت اطلاعات مالی را کاهش می‌دهند. چاوهان و جیزوال[7] (۲۰۲۳) نیز اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر انگیزه هموارسازی سود را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که عدم قطعیت‌های کلان باعث می‌شود مدیران از طریق اقلام تعهدی، سودهای گزارش‌شده را دستکاری می‌کنند که این امر به کاهش کیفیت افشای اطلاعات منجر می‌شود.

---

1. Lu et al. (2024)
2. Negar et al. (2019)
3. Incentives to Withhold
4. Lei & Luo (2023)
5. Kim et al. (2024)
6. Rigamonti et al. (2024)
7. Chauhan & Jaiswall (2023)

در مطالعه‌ای دیگر، کیم[1] و همکاران (۲۰۲۴) رفتار افشای شرکتی در دوران بحران‌های مالی در کشور کره جنوبی را مطالعه کردند و دریافتند که در زمان وقوع شوک‌های اقتصاد کلان، شرکت‌ها برای جلوگیری از دسترسی رقبا به اطلاعات حساس و کاهش هزینه‌های مالکانه، میزان و کیفیت افشای اطلاعات داوطلبانه و الزامی خود را محدود می‌کنند. بات[2] (۲۰۲۵) در پژوهشی با استفاده از داده‌های شرکت‌های پاکستانی در دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۲ نشان داد که افزایش ریسک سیاسی به‌طور معنی‌داری منجر به کاهش افشا می‌شود و این اثر برای شرکت‌های با ساختار حاکمیت شرکتی ضعیف و محیط اطلاعاتی مبهم‌تر، قوی‌تر است . موس[3] (۲۰۲۴) نیز با ارائه شواهد بین‌المللی تأیید کرد که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، کیفیت گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد.

در عرصه مطالعات داخلی، پژوهش‌های متعددی به بررسی آثار نااطمینانی اقتصادی بر عملکرد مالی شرکت‌ها پرداخته‌اند، اما تمرکز عمده این پژوهش‌ها بر متغیرهایی نظیر سودآوری، نسبت‌های نقدینگی، بار مالیاتی و سرمایه‌گذاری شرکتی بوده است (برای مثال؛ میرزایی و شیخ، ۱۳۹۷؛ متین‌فرد و همکاران، ۱۳۹۸؛ ارباب و همکاران، ۱۴۰۰؛ لونی و همکاران، ۱۴۰۰) و در پژوهش‌های اندکی به موضوع تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر مدیریت سود در ایران پرداخته‌شده است. از جمله، طباطبایی‌نسب و شاه‌مرادی (۱۴۰۰) با استفاده از شاخص فشار بازار ارز به عنوان نماینده نااطمینانی اقتصادی، رابطه پویای کیفیت سود و بازده شرکت‌ها را تحت تأثیر بحران‌های ارزی بررسی کردند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که بحران ارزی رابطه مثبت بین کیفیت سود و بازده را تضعیف می‌کند. با این حال، در مطالعه مذکور صرفاً بر نااطمینانی ناشی از بازار ارز تمرکز شده و سایر ابعاد نااطمینانی اقتصاد کلان (مانند بازار سهام، قیمت طلا و نرخ تورم) لحاظ نشده است.

ناهمگونی موجود در نتایج مطالعات بین‌المللی نشان می‌دهد که اثر نااطمینانی اقتصاد کلان بر افشای اطلاعات شرکتی وابسته به ویژگی‌های نهادی، ساختار بازار و محیط اقتصادی هر کشور است. در بازار سرمایه ایران، با وجود سطوح بالای نااطمینانی اقتصاد کلان، مطالعات تجربی اندکی به‌طور مستقیم به بررسی این رابطه پرداخته‌اند. پژوهش حاضر با استفاده از شاخص ترکیبی نااطمینانی

[1]. Kim et al. (2024)
[2]. Butt (2025)
[3]. Mos (2024)

مبتنی بر نوسانات بازارهای مالی و تمرکز بر اقتصاد ایران، درصدد پر کردن این شکاف پژوهشی است.

٤- روش‌شناسی

در این بخش، ابتدا نحوه سنجش کیفیت افشای اطلاعات مالی شرکت‌ها تشریح می‌شود، سپس روش محاسبه شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان[1] بر پایه نوسانات بازارهای کلیدی اقتصاد کلان ارائه می‌شود و در نهایت، چارچوب مدل داده‌های تابلویی[2] برای برآورد اثر نااطمینانی اقتصادی بر افشای اطلاعات مالی شرکت‌ها توضیح داده می‌شود.

٤-١- سنجش افشای اطلاعات مالی

افشای اطلاعات مالی مفهومی چندبُعدی است که علاوه بر دامنه و به‌موقع بودن اطلاعات افشاشده، کیفیت و قابلیت اتکای گزارش‌های مالی را نیز در بر می‌گیرد. در ادبیات مالی، به‌ویژه در مطالعات تجربی مربوط به بازارهای نوظهور، به‌دلیل محدودیت داده‌های مستقیم افشا، از معیارهای کیفیت گزارشگری مالی به‌عنوان شاخص‌های جایگزین افشای اطلاعات مالی استفاده می‌شود (برای مثال؛ فرانسیس[3] و همکاران، ۲۰۰۵؛ لئوز[4] و همکاران، ۲۰۰۳). یکی از رایج‌ترین این معیارها، اقلام تعهدی اختیاری[5] است که بیانگر میزان مداخله مدیریت در فرآیند گزارشگری مالی است.

در این پژوهش، کیفیت گزارشگری مالی به‌عنوان نماینده‌ای برای افشای اطلاعات مالی در نظر گرفته شده است. بر این اساس، اقلام تعهدی اختیاری به‌عنوان شاخصی معکوس برای کیفیت افشا در نظر گرفته شده است؛ به‌گونه‌ای که مقادیر بالاتر آن نشان‌دهنده مدیریت سود بیشتر و کیفیت افشای پایین‌تر است. برای محاسبه این اقلام، از مدل تعدیل‌شده جونز[6] (۱۹۹۱) استفاده شده است:

$$TA_{it} = NI_{it} - CFO_{it} \qquad (۱)$$

---

1. Macroeconomic Uncertainity (MU)
2. Panel Data
3. Francis et al. (2005)
4. Leuz et al. (2003)
5. Discretionary Accruals
6. Jones Modified Model

که در آن، TA_{it} اقلام تعهدی کل، NI_{it} سود خالص و CFO_{it} جریان نقدی عملیاتی شرکت i در سال t است. در گام بعد، برای تفکیک اقلام تعهدی عادی از اقلام تعهدی اختیاری، رگرسیون مدل تعدیل‌شده جونز در سطح صنعت–سال به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\frac{TA_{it}}{A_{i.t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i.t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{i.t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{it}}{A_{i.t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن $A_{i.t-1}$ مجموع دارایی‌های ابتدای دوره، ΔREV_{it} تغییرات فروش، ΔREC_{it} تغییرات حساب‌های دریافتنی و PPE_{it} خالص دارایی‌های ثابت است. تعدیل فروش با کسر تغییرات دریافتنی‌ها، اثر بالقوه مدیریت فروش اعتباری را کنترل می‌کند (دیچو[1] و همکاران، ۱۹۹۵: ۲۰۱). پس از برآورد ضرایب در سطح صنعت–سال، اقلام تعهدی غیراختیاری محاسبه شده و اقلام تعهدی اختیاری از تفاضل اقلام تعهدی کل و بخش غیراختیاری به دست می‌آید:

$$DA_{it} = \frac{TA_{it}}{A_{i.t-1}} - NDA_{it} \quad (۳)$$

در نهایت، مشابه با اغلب پژوهش‌ها جهت افزایش قابلیت مقایسه و تمرکز بر شدت مدیریت سود، از قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری به‌عنوان شاخص نهایی استفاده می‌شود (برای مثال؛ کوتاری[2] و همکاران، ۲۰۰۵).

٤-۲- سنجش نااطمینانی اقتصاد کلان

در این پژوهش، شاخص نااطمینانی اقتصادی بر پایه نوسانات بازارهای اصلی دارایی شامل بازار ارز، بازار سهام، بازار طلا و نرخ تورم محاسبه می‌شود. این رویکرد با مطالعاتی همسو است که نوسانات بازارهای دارایی را به‌عنوان بازتابی از شوک‌ها و عدم‌قطعیت‌های کلان اقتصادی در نظر می‌گیرند (برای مثال؛ بکارت[3] و همکاران، ۲۰۱۳).

در گام نخست، برای هر یک از سری‌های بازدهی ماهانه این چهار متغیر، معادله میانگین شرطی با ساختار خودرگرسیون میانگین متحرک[4] برازش می‌شود. بر اساس معیارهای اطلاعات[5]، بهترین مرتبه‌های (p,q) برای هر سری به صورت جداگانه انتخاب می‌شود. سپس با استفاده از

[1]. Dechow et al. (1995)
[2]. Kothari et al. (2005)
[3]. Bekaert et al. (2013)
[4]. Auto-regressive moving average (ARMA)
[5]. Information criterion

باقیمانده‌های آن، نوسانات هر یک از متغیرها با استفاده از مدل‌های گارچ[1] استخراج می‌شود. مدل‌های گارچ به دلیل توانایی در مدل‌سازی ناهمسانی واریانس و خوشه‌بندی نوسانات، به‌طور گسترده برای سنجش ریسک و نااطمینانی در بازارهای مالی به کار می‌رود (سئو[2] و همکاران، ۲۰۲۵؛ ۲). مدل گارچ، به‌طور ساده بیان می‌کند که واریانس شرطی بازده، علاوه بر یک مقدار ثابت (ω)، تابعی از شوک‌های گذشته (ε_{t-i}^2) و واریانس‌های گذشته (σ_{t-j}^2) است.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{n} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \qquad (۴)$$

پس از استخراج نوسانات شرطی[3]، مقادیر برای ایجاد قابلیت مقایسه، نرمال‌سازی می‌شود. فرمول نرمال‌سازی بدین صورت است که مقادیر متغیرها با کسر میانگین و تقسیم بر انحراف معیار، استانداردسازی می‌شود تا اثر مقیاس‌های متفاوت حذف شود. سپس، برای تجمیع اطلاعات و استخراج مؤلفه مشترک نااطمینانی، از تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)[4] استفاده می‌شود. فرض کنید بردار p-بعدی نوسانات بازارها در زمان t به‌صورت $x_t = (x_{1t}. x_{2t}. \dots . x_{pt})'$ باشد و داده‌ها استاندارد شده باشد، PCA بردار وزن‌های w_1 را به‌گونه‌ای تعیین می‌کند که با قید نرمال بودن $w_1'w_1 = 1$، واریانس مؤلفه اول حداکثر شود:

$$PC_{1.t} = x_1' w_t \qquad (۵)$$

بردار w_1 بردار ویژه ماتریس کوواریانس $\Sigma = Cov(x_1)$ و مقدار ویژه متناظر λ_1 نشان‌دهنده سهم واریانس توضیح داده شده توسط مؤلفه اول است. مؤلفه اول که بیشترین واریانس مشترک میان نوسانات بازارها را توضیح می‌دهد، به‌عنوان شاخص ترکیبی نااطمینانی اقتصادی در نظر گرفته می‌شود (گانگ[5] و همکاران، ۲۰۲۲: ۴۴). این روش در مطالعات تجربی برای ساخت شاخص‌های ترکیبی نااطمینانی به‌طور گسترده استفاده شده است (برای مثال؛ باکر[6] و همکاران، ۲۰۱۶؛ جورادو[7] و همکاران، ۲۰۱۵).

---

1. Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
2. Seo et al. (2025)
3. Volatility
4. Principal Component Analysis
5. Gong et al. (2022)
6. Baker et al. (2016)
7. Jurado et al. (2015)

٤-۳- مدل رگرسیونی داده‌های تابلویی[1]

برای بررسی تجربی اثر نااطمینانی اقتصاد کلان بر کیفیت افشای اطلاعات مالی شرکت‌ها، از چارچوب داده‌های تابلویی و رگرسیون با اثرات تصادفی استفاده شده است. این رویکرد امکان کنترل ناهمگنی‌های مشاهده‌نشده در سطح شرکت را فراهم می‌کند (بالتاجی[2] و همکاران، ۲۰۲۵: ۲).

مدل تجربی پژوهش به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$|DA_{it}| = \beta_0 + \beta_1 MU_t + \beta_2 X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

که در آن $|DA_{it}|$ قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در سال t، MU_t شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان است. X_{it} بردار متغیرهای کنترل شامل اندازه شرکت، اهرم مالی[3]، بازده دارایی[4] و رشد فروش است. تعریف و چرایی استفاده از این متغیرها در جدول ۱ ارائه شده است. u_i بیانگر اثرات تصادفی شرکت‌ها و ε_{it} جزء خطای مدل است. ضریب β_1 پارامتر کلیدی پژوهش محسوب می‌شود و مقدار مثبت و معنی‌دار آن نشان‌دهنده افزایش شدت مدیریت سود در دوره‌های افزایش نااطمینانی اقتصاد کلان و کاهش سطح افشای اطلاعات مالی است. عکس این قضیه نیز قابل تفسیر است.

جدول ۱: نقش متغیرهای کنترل در مدل

متغیرها	تعریف	نقش در مدل
اندازه شرکت	لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها	کنترل اثرات مقیاس شرکت بر کیفیت گزارشگری
اهرم مالی	کل بدهی تقسیم بر کل‌دارایی‌ها	سنجش فشارهای گزارشگری مرتبط با بدهی در مدیریت سود
بازده دارایی	سود خالص تقسیم بر کل دارایی‌ها	کنترل چگونگی تأثیر سودآوری شرکت بر اختیارات گزارشگری
رشد فروش	درصد تغییرات سالیانه فروش	کنترل انگیزه‌های مدیریتی مرتبط با رشد در اقلام تعهدی

منبع: دیچو و همکاران (۱۹۹۵) و دی‌فاند و جیامبالوو[5] (۱۹۹۴)

[1]. Panel Data Regression Model
[2]. Baltagi et al. (2025)
[3]. Financial Leverage
[4]. Return on Asset
[5]. Defund & Jiambalvo (1994)

۵- داده‌ها

در این پژوهش، جهت بررسی تأثیر متغیرها بر شفافیت مالی، از داده‌های صورت‌های مالی سالانه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره ۱۴ساله ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳ استفاده شد. با توجه به انجام رگرسیون در سطح صنعت-سال، از صنایعی استفاده شد که داده‌های در دسترس آن صنعت امکان برآورد مدل را فراهم کند.[۱] همچنین شرکت‌های مالی و بیمه‌ای به دلیل تفاوت ساختاری صورت‌های مالی و نیز شرکت‌هایی با داده‌های ناقص یا سال مالی غیرپیوسته حذف شدند. در مجموع نمونه پژوهش شامل ۱۰۱ شرکت از شش صنعت (سیمان، فولاد، قطعات خودرو، دارو و پتروشیمی، کانی غیرفلزی) است که دارای سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند و اطلاعات مالی پیوسته در کل دوره بودند. داده‌های مورد نیاز جهت برآورد متغیر وابسته پژوهش و محاسبه متغیرهای کنترلی از صورت‌های مالی شرکت‌ها استخراج شد.[۲] برای برآورد شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان، از داده‌های ماهیانه بازده شاخص کل بورس، قیمت طلا، نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده و با میانگین‌گیری، شاخص سالانه استخراج شد.[۳] کلیه محاسبات و برآوردها با استفاده از نرم‌افزارهای R و Stata انجام شده است.

٦- نتایج تجربی

در ادامه ابتدا آمار توصیفی دادهها و سپس نتایج برآورد مدل ارائه‌شده است.

٦-١- آمار توصیفی داده‌ها

جدول ۲، آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در تحلیل تجربی را به تفکیک صنایع بورسی ارائه می‌دهد. میانگین کل قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری ۰/۱۱۰ با میانه ۰/۰۷۷ است که نشان‌دهنده شدت متوسطی از مدیریت سود و کیفیت افشای اطلاعات مالی در بین شرکت‌های نمونه است. در

---

[۱]. جهت برآورد رگرسیون برای هر صنعت در سال مشخص، از صنایعی استفاده شده است که داده‌های پیوسته برای حداقل ۱۰ نماد (بیانگر تعداد مشاهدات هر رگرسیون) داشته باشند.

[۲]. اطلاعات صورت‌های مالی از سامانه کدال گردآوری شده است.

[۳]. داده‌های ماهانه شاخص کل بورس، قیمت طلا، نرخ ارز و شاخص قیمت مصرف‌کننده از بانک داده‌های اقتصادی و مالی وزارت امور اقتصادی و دارایی استخراج شده‌اند.

بررسی صنایع، صنعت پتروشیمی با میانگین ۰/۱۴۵ بالاترین میزان استفاده از اقلام تعهدی اختیاری را دارد. در مقابل، صنعت سیمان کمترین تمایل را به مدیریت سود نشان می‌دهد.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرها به تفکیک صنعت طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۳

متغیرها	فولاد	سیمان	قطعات خودرو	پتروشیمی	دارویی	کانی غیرفلزی	کل/ میانگین
تعداد بنگاه‌ها	۱۳	۱۸	۲۱	۲۰	۱۸	۱۱	۱۰۱
تعداد مشاهدات	۱۸۲	۲۵۲	۲۹۴	۲۸۰	۲۵۲	۱۵۴	۱،۴۱۴
میانگین |DA|	۰/۱۱۸	۰/۰۷۱	۰/۱۰۰	۰/۱۴۵	۰/۱۱۸	۰/۱۰۰	۰/۱۱۰
میانه |DA|	۰/۰۹۳	۰/۰۵۲	۰/۰۷۲	۰/۰۹۱	۰/۰۸۴	۰/۰۸۴	۰/۰۷۷
انحراف معیار |DA|	۰/۱۰۱	۰/۰۷۰	۰/۰۹۴	۰/۱۸۳	۰/۱۱۲	۰/۰۷۶	۰/۱۲۰
کمینه |DA|	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
بیشینه |DA|	۰/۵۵۵	۰/۴۲۶	۰/۵۳۳	۲/۴۲۰	۰/۷۶۹	۰/۳۵۲	۲/۴۲۰
میانگین اندازه شرکت	۷/۰۳۰	۶/۴۱۸	۶/۲۵۱	۷/۰۵۵	۶/۵۸۴	۶/۱۷۲	۶/۵۹۶
میانگین اهرم مالی	۰/۵۲۲	۰/۵۱۸	۰/۶۱۶	۰/۵۳۸	۰/۶۱۴	۰/۶۰۵	۰/۵۶۹
میانگین بازده دارایی‌ها	۰/۱۶۳	۰/۲۲۹	۰/۰۵۳	۰/۲۳۴	۰/۱۶۳	۰/۱۲۶	۰/۱۶۳
میانگین رشد فروش	۰/۴۱۳	۰/۲۹۱	۰/۳۹۵	۰/۳۶۰	۰/۳۳۱	۰/۳۶۹	۰/۳۵۸

منبع: یافته‌های پژوهش

اندازه شرکت، که به عنوان لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود، در کل نمونه به‌طور متوسط ۶/۵۹۶ است، که بزرگترین شرکت‌ها در بخش‌های فولاد ۷/۰۳۰ و پتروشیمی ۷/۰۵۵ متمرکز شده‌اند. اهرم مالی به‌طور متوسط ۰/۵۶۹ است که نشان‌دهنده ساختار سرمایه‌ای عموماً متکی بر بدهی است؛ به‌طوری‌که شرکت‌های فعال در بخش‌های قطعات خودرو (۰/۶۱۶) و دارویی (۰/۶۱۴) با نسبت‌های اهرمی نسبتاً بالاتری فعالیت می‌کنند. سودآوری عملیاتی، که بازده دارایی‌ها (ROA) شاخصی از آن است، تنوع زیادی را در میان صنایع مختلف نشان می‌دهد. صنایع سیمان (۰/۲۲۹) و پتروشیمی (۰/۲۳۴) بالاترین معیارهای سودآوری را گزارش می‌کند، در حالی که بخش قطعات خودرو دارای ضعیف‌ترین عملکرد (۰/۰۵۳) از این نظر است. به‌طور مشابه، مسیرهای رشد فروش نیز به میزان زیادی متفاوت است؛ به‌طوری‌که بخش‌های فولاد (۰/۴۱۳) و پتروشیمی (۰/۳۶۰) قوی‌ترین نرخ‌های توسعه را ثبت کرده‌اند.

در مجموع، این الگوهای توزیعی، وجود درجه قابل‌توجهی از ناهمگنی در ساختارهای مالی و پیامدهای عملیاتی صنایع تشکیل‌دهنده بورس اوراق بهادار تهران را تایید می‌کند.

۶-۲- برآورد شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان

در راستای سنجش نااطمینانی اقتصاد کلان، در این پژوهش از یک شاخص ترکیبی مبتنی بر نوسانات متغیرهای اصلی بازارهای دارایی استفاده شده است. بر این اساس، نوسانات بازده بازار سهام، شاخص قیمت مصرف‌کننده (نرخ تورم)، قیمت طلا و نرخ ارز به‌صورت ماهانه محاسبه و در قالب یک شاخص جامع نااطمینانی اقتصاد کلان تجمیع شده است. استفاده از داده‌های ماهانه امکان انعکاس دقیق‌تر پویایی‌های کوتاه‌مدت و شوک‌های اقتصادی را فراهم می‌کند. فرآیند برآورد شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان در سه مرحله انجام شده است.

گام اول: برآورد معادله میانگین و استخراج شوک‌های خالص

برای جداسازی جزء قابل‌پیش‌بینی از شوک‌های غیرمنتظره، معادله میانگین هر سری به صورت یک مدل خودرگرسیون میانگین متحرک (ARMA) با استفاده از معیارهای اطلاعات آکائیک[1] و بیزین[2] بهینه‌یابی شد. مشخصات نهایی مدل‌های ARMA برای هر متغیر در جدول ۳ ارائه شده است. سپس، باقیمانده‌های حاصل از این برآورد به عنوان شوک‌های غیرمنتظره (جزء اخلال) در نظر گرفته شد. برای اطمینان از پایایی سری باقیمانده‌ها، آزمون ریشه واحد انجام شد. نتایج نشان می‌دهد که تمام سری‌های باقیمانده در سطح، پایا هستند.

گام دوم: برآورد مدل گارچ بر روی شوک‌ها

پس از اطمینان از پایایی باقیمانده‌های معادلات میانگین، واریانس شرطی هر یک از متغیرها با استفاده از مدل‌های گارچ برآورد و بر اساس معیارهای آکائیک و بیزی بهترین مدل انتخاب شد. پارامترهای برآوردی مدل گارچ برای هر متغیر نیز در جدول ۳ گزارش شده است. سپس، مقادیر واریانس شرطی برآوردشده برای هر ماه، به عنوان نماینده نااطمینانی آن بازار در آن زمان در نظر گرفته شد.

---
[1]. Akaike information criterion (AIC)
[2]. Bayesian information criterion (BIC)

جدول ۳: نتایج برآورد معادلات میانگین و واریانس برای متغیرهای بازارهای دارایی

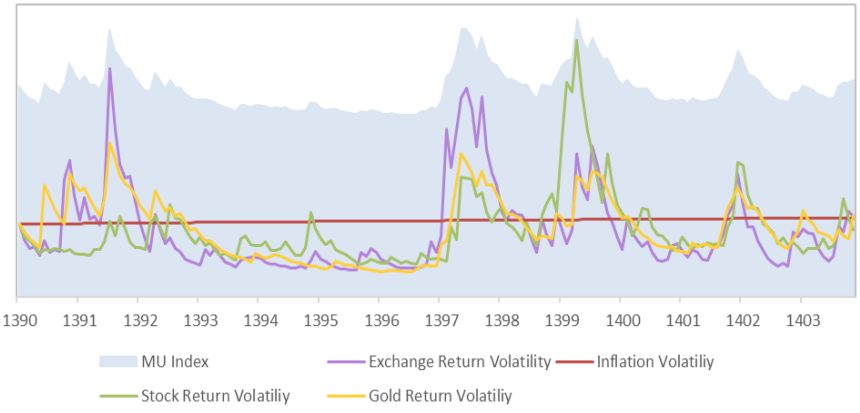
متغیرها	مدل میانگین	مدل واریانس	آماره ADF
بازده بازار سهام	ARMA(1,1)	GARCH(1,1)	-۴/۸۲۵***
نرخ تورم (CPI)	ARMA(2,1)	GARCH(1,2)	-۳/۴۱۶***
بازده قیمت طلا	ARMA(2,2)	GARCH(1,2)	-۵/۲۵۵***
بازده نرخ ارز	ARMA(1,0)	GARCH(1,1)	-۵/۴۷۸***

توضیحات: *** معنی‌داری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز وقفه‌های بهینه هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

گام سوم: ساخت شاخص ترکیبی با تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)

پس از نرمال‌سازی[1] نوسانات شرطی چهار بازار، با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی، شاخص واحد نااطمینانی اقتصاد کلان (MU) استخراج شد. شکل ۱ روند ماهانه شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان را به‌همراه نوسانات چهار بازار نشان می‌دهد و هم‌حرکتی آن با دوره‌های افزایش نوسانات و شوک‌های اقتصادی را به‌صورت شهودی نمایش می‌دهد.

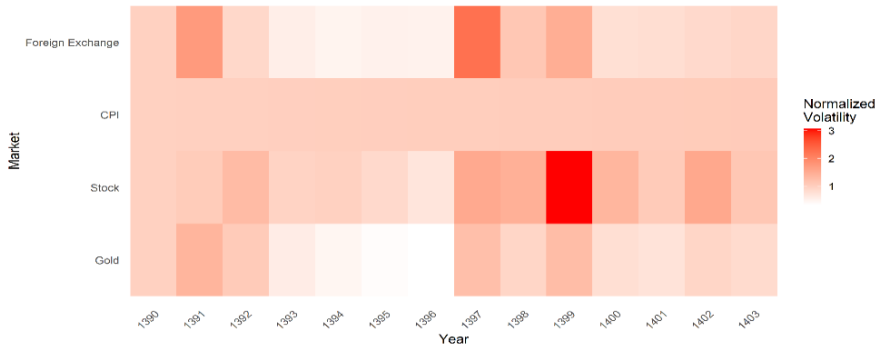


شکل ۱: روند ماهانه شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان و نوسانات بازارهای دارایی

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. در این روش، نوسانات چهار بازار با استفاده از ماتریس همبستگی استاندارد می‌شود تا اثر مقیاس‌های متفاوت و تأثیر متغیرهای دیگر حذف شود. سپس مؤلفه PCA به عنوان شاخص نااطمینانی استخراج و بر اساس روش استانداردسازی Z-score (کسر میانگین و تقسیم بر انحراف معیار) نرمال می‌شود.

برای بررسی سهم هر یک از متغیرها در شکل‌گیری شاخص نااطمینانی، سهم سالانه نوسانات بازارها محاسبه و در شکل ۲ به‌صورت نقشه حرارتی ارائه شده است. این نمودار نشان می‌دهد که اهمیت نسبی بازارها در انتقال نااطمینانی بسته به شرایط اقتصادی در طول سال‌ها متفاوت بوده است. به‌عنوان مثال در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۹ بزرگترین منشأ نااطمینانی به‌ترتیب مرتبط با بازار ارز و بازار سهام بوده است.



شکل ۲: اهمیت نسبی نوسانات بازارهای دارایی در شکل‌گیری شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان

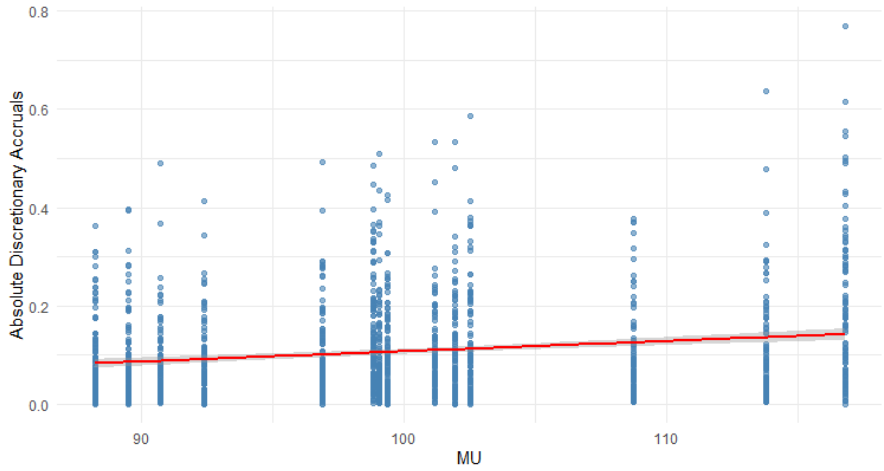
منبع: یافته‌های پژوهش

استفاده از این شاخص ترکیبی، امکان سنجش جامع نااطمینانی اقتصاد کلان و بررسی اثر آن بر رفتار گزارشگری مالی شرکت‌ها را در چارچوب داده‌های تابلویی فراهم می‌کند.

٦-۳- برآورد کیفیت افشای اطلاعات مالی

در این پژوهش، اقلام تعهدی اختیاری با استفاده از مدل تعدیل‌شده جونز (۱۹۹۱) برای ۶ صنعت طی دوره ۱۴ ساله برآورد شد که در مجموع شامل ۸۴ رگرسیون صنعت–سال است. در هر رگرسیون، اقلام تعهدی کل به‌عنوان متغیر وابسته بر اساس متغیرهای توضیحی مدل، برازش و پسماندهای حاصل، به‌عنوان برآورد اقلام تعهدی اختیاری در نظر گرفته شد. شکل ۳ توزیع اقلام تعهدی اختیاری را در سطوح مختلف شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان نمایش می‌دهد. با توجه به اینکه شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان برای هر سال تنها یک مقدار برآورد می‌شود، همه شرکت‌ها در همان سال دارای یک مقدار یکسان روی محور افقی هستند و مقادیر اقلام تعهدی اختیاری

شرکت‌ها در آن سال به‌صورت ستونی از نقاط نمایش داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش سطح نااطمینانی، سطح و پراکندگی اقلام تعهدی اختیاری نیز افزایش می‌یابد.



شکل ۳: توزیع مقادیر |DA| در سطوح مختلف شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان (MU)

منبع: یافته‌های پژوهش

٦-٤- برآورد مدل تجربی

پیش از برآورد نهایی مدل تجربی، آزمون پایایی برای متغیرهای مدل انجام شد تا از پایداری سری‌های پانل اطمینان حاصل شود. نتایج این آزمون در جدول ۴ ارائه شده است و نشان می‌دهد که تمام متغیرهای مدل پایا هستند و می‌توان بدون نگرانی از نتایج رگرسیون کاذب، مدل پانل را اجرا کرد.

جدول ٤: نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد (Levin–Lin–Chu)

متغیرها	آماره تعدیل‌شده t
قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری (|DA|)	-۱۲/۴۸۱***
اندازه شرکت (لگاریتم ارزش دارایی‌ها)	-۵/۹۷۹***
اهرم مالی (نسبت مالی)	-۱۲/۲۹۲***
بازده دارایی‌ها (ROA)	-۱۰/۹۸۱***
رشد فروش	-۸/۹۸۳***

توضیحات: *** نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه، جهت برآورد مدل تجربی، از رگرسیون داده‌های تابلویی استفاده شد. پیش از برآورد نهایی مدل، ابتدا آزمون چاو[۱] برای انتخاب بین مدل تجمیعی و داده‌های تابلویی انجام شد که نتایج آن وجود اثرات فردی معنی‌دار را تأیید نمود. سپس آزمون هاسمن[۲] برای تعیین انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تصادفی اجرا شد. نتایج آزمون هاسمن نشان داد که فرض عدم همبستگی میان اثرات فردی شرکت‌ها و متغیرهای توضیحی رد نمی‌شود؛ بنابراین، مدل اثرات تصادفی به‌عنوان روش مناسب برآورد انتخاب شد.

جدول ۵: نتایج حاصل از برآورد مدل

متغیرها	ضریب و آماره z
عرض از مبدأ	-۰/۱۹۳۲*** (-۴/۰۴)
شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان	۰/۰۰۱۵*** (۳/۹۴)
اندازه شرکت	۰/۰۱۲۵*** (۲/۹۴)
اهرم مالی	۰/۰۸۲۵*** (۵/۶۶)
بازده دارایی‌ها	۰/۰۹۷۹*** (۳/۱۲)
رشد فروش	۰/۰۲۱۹*** (۳/۵۸)
تعداد مشاهدات	۱،۴۱۴
تعداد شرکت‌ها	۱۰۱
ضریب تعیین درون‌گروهی	۰/۰۷۰
معنی‌داری کل رگرسیون (Wald chi2)	۱۰۹/۵۳***

توضیحات: *** نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی در جدول ۵ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان، مثبت و در سطح اطمینان یک درصد معنی‌دار است. این یافته بیانگر آن است که با افزایش نااطمینانی اقتصاد کلان، سطح کیفیت افشای اطلاعات

---

۱. نتایج آزمون بروش-پاگان (آزمون LM) برای اثرات تصادفی ($\chi^2(1) = 31.88; p_value = 0.0000$)، نشان‌دهنده رد قوی فرض صفر مبنی بر صفر بودن واریانس اثرات فردی شرکت‌هاست. بنابراین، استفاده از مدل‌های داده‌های تابلویی (اثرات ثابت یا تصادفی) نسبت به مدل تلفیقی OLS ارجحیت دارد.

۲. نتایج آزمون هاسمن (Hausman) ($\chi^2(5) = 4.52; p_value = 0.4770$) نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر عدم تفاوت سیستماتیک بین ضرایب مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی رد نمی‌شود. بنابراین، مدل اثرات تصادفی به‌عنوان مدل نهایی مناسب است.

مالی شرکت‌ها کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، در بازار سرمایه ایران، انگیزه‌های محافظه‌کارانه بر انگیزه‌های شفاف‌سازی غلبه دارد. بنابراین، مدیران در مواجهه با نااطمینانی فزاینده، تمایل بیشتری به استفاده از رویه‌های اختیاری حسابداری پیدا می‌کنند تا از این طریق، سود گزارش‌شده را هموار و انتظارات بازار را تعدیل کنند و از آسیب‌پذیری شرکت در برابر تکانه‌های بیرونی بکاهند.

در میان متغیرهای کنترلی، ضریب اهرم مالی مثبت و معنی‌دار است و نشان می‌دهد شرکت‌های بدهکار تمایل بیشتری به استفاده از اقلام تعهدی اختیاری و کاهش افشای اطلاعات مالی دارند. در اقتصاد ایران که بازار بدهی عمدتاً مبتنی بر تسهیلات بانکی با شروط قراردادی سختگیرانه است، مدیران برای اجتناب از نقض شروط قراردادها و همچنین جلوگیری از فراخوانی وام‌ها، از اقلام تعهدی اختیاری برای هموارسازی سود و مدیریت نسبت‌های مالی استفاده می‌کنند.

بازده دارایی‌ها نیز مثبت و معنی‌دار است و حاکی از آن است که حتی شرکت‌های سودآور نیز تمایل دارند از اقلام اختیاری بیشتری استفاده کنند که نشانه‌ای از کاهش کیفیت افشای اطلاعات مالی است. در تفسیر این یافته با توجه به شرایط ایران، می‌توان به فرضیه هزینه‌های سیاسی اشاره کرد. شرکت‌های سودآور در ایران (به ویژه در صنایعی مانند پتروشیمی و فولاد) به دلیل جلب توجه نهادهای نظارتی، رسانه‌ها و افکار عمومی، انگیزه دارند تا سودهای واقعی خود را کمتر از مقدار واقعی گزارش کرده و از پیامدهایی مانند وضع مالیات‌های سنگین‌تر، اعمال قیمت‌گذاری دستوری یا فشارهای کارگری جلوگیری کنند.

ضریب اندازه شرکت مثبت و معنی‌دار است؛ که ممکن است به دلیل پیچیدگی عملیاتی و الزامات نظارتی باشد که مدیران را به استفاده از اقلام اختیاری تشویق می‌کند. این یافته نشان می‌دهد شرکت‌های بزرگ‌تر (مانند شرکت‌های فعال در صنایع فولاد و پتروشیمی) از پیچیدگی عملیاتی و ساختاری بیشتری برخوردارند. این پیچیدگی، به مدیران امکان می‌دهد تا رفتارهای فرصت‌طلبانه را در گزارشگری مالی پنهان کرده و کیفیت افشا را کاهش دهند.

رشد فروش نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر اقلام تعهدی اختیاری دارد و نشان می‌دهد شرکت‌هایی که با رشد فروش مواجه هستند، تمایل بیشتری به استفاده از مدیریت سود و کاهش کیفیت افشای اطلاعات مالی دارند. در تفسیر این یافته با توجه به شرایط ایران، می‌توان به انگیزه هموارسازی سود در دوره‌های رشد اشاره کرد. در اقتصاد ایران که با نوسانات ارزی، تورم مزمن و

تحریم‌های اقتصادی همراه است، شرکت‌های دارای رشد فروش برای حفظ اعتماد بانک‌ها، تأمین‌کنندگان و سرمایه‌گذاران و همچنین برای اخذ تسهیلات جدید، سود خود را هموار نشان می‌دهند.

٦-٤- نتایج برآورد مدل به تفکیک صنایع

برای بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر کیفیت افشای اطلاعات مالی در هر یک از صنایع، مدل پژوهش به‌طور جداگانه برای هر یک از شش صنعت نمونه برآورد شد. نتایج این برآوردها در جدول ۶ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد تأثیر شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان بر قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری در چهار صنعت پتروشیمی، سیمان، دارو و فولاد مثبت و معنی‌دار است. این یافته نشان می‌دهد که در این صنایع، افزایش نااطمینانی با کاهش کیفیت افشای اطلاعات مالی همراه است. در مقابل، در صنایع قطعات خودرو و کانی غیرفلزی، ضریب نااطمینانی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

جدول ٦: نتایج حاصل از برآورد مدل به تفکیک صنایع

صنعت	تعداد شرکت‌ها	ضریب MU	آماره z
پتروشیمی	۲۰	۰/۰۰۳۱***	۲/۹۸
سیمان	۱۸	۰/۰۰۱۱**	۲/۲۶
دارویی	۱۸	۰/۰۰۲۳**	۱/۹۸
فولاد	۱۳	۰/۰۰۱۹**	۲/۱۵
قطعات خودرو	۲۱	۰/۰۰۰۸	۱/۱۴
کانی غیرفلزی	۱۱	-۰/۰۰۰۹	-۱/۶۳

توضیحات: *** و ** به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در سطح ۱ و ۵ درصد است.

منبع: یافته‌های پژوهش

شدت تأثیر نااطمینانی در صنایع مختلف متفاوت است. بیشترین ضریب مربوط به صنعت پتروشیمی (۰/۰۰۳۱) و کمترین ضریب معنی‌دار مربوط به صنعت سیمان (۰/۰۰۱۱) است. این تفاوت‌ها را می‌توان به ویژگی‌های ساختاری هر صنعت نسبت داد. صنایعی مانند پتروشیمی و فولاد حتی پس از کنترل متغیرهایی مانند سودآوری و اندازه، به دلیل حساسیت بیشتر به سیاست‌های کلان (مانند قیمت‌گذاری ارز و صادرات)، بیشتر در معرض هزینه‌های سیاسی و نظارت دولتی قرار دارند.

بنابراین، مدیران این شرکت‌ها در دوره‌های نااطمینانی، انگیزه بیشتری برای کاهش شفافیت و مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی اختیاری پیدا می‌کنند.

در مقابل، صنعت قطعات خودرو با میانگین سودآوری بسیار پایین (ROA برابر ۰/۰۵) و رقابت شدید، انگیزه چندانی برای مدیریت سود به‌ویژه در جهت کاهش سود گزارش‌شده ندارد. همچنین در صنعت کانی غیرفلزی که ضریب آن معنی‌دار نیست، احتمالاً ساختار متفاوت بازار، تمرکز کمتر سرمایه و وابستگی بیشتر به تقاضای داخلی باعث شده است نااطمینانی اثر معنی‌داری بر کیفیت افشا نداشته باشد. به طور کلی، یافته‌های این بخش تأکید می‌کند که اثر نااطمینانی اقتصاد کلان بر کیفیت افشا، یک پدیده همگن نیست و به نوع صنعت و ویژگی‌های آن بستگی دارد.

۷- خلاصه و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصاد کلان بر کیفیت افشای اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی اقتصاد کلان با کاهش سطح کیفیت افشای اطلاعات مالی همراه است. به بیان دیگر، مدیران شرکت‌ها در مواجهه با شرایط پرریسک و نامطمئن، به‌جای افزایش کیفیت افشا جهت علامت‌دهی به بازار، تمایل بیشتری به استفاده از رویه‌های اختیاری حسابداری و دستکاری اقلام تعهدی برای مدیریت اطلاعات گزارش‌شده دارند. این تغییرات در همه صنایع یکسان نیست. بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل به تفکیک صنایع، افزایش نااطمینانی اقتصاد کلان در صنایع پتروشیمی، سیمان، دارو و فولاد منجر به کاهش معنی‌دار کیفیت افشا می‌شود، در حالی که در صنایع قطعات خودرو و کانی غیرفلزی این اثر معنی‌دار نیست. بنابراین، نوع صنعت به عنوان متغیر تعدیل‌کننده، نقش کلیدی در تعیین شدت اثر نااطمینانی بر رفتار گزارشگری مالی ایفا می‌کند.

این یافته‌ها با حمایت از تئوری نمایندگی و فرضیه هزینه‌های سیاسی نشان می‌دهد که در محیط‌های پرابهام، ملاحظات رقابتی و هزینه‌های افشا می‌تواند انگیزه مدیران برای محدودسازی اطلاعات افشاشده را تقویت کند. به ویژه در صنایعی مانند پتروشیمی، فولاد و سیمان که سودآوری بالاتر، حضور پررنگ دولت و حساسیت بیشتر به سیاست‌های ارزی و قیمت‌گذاری دارند، هزینه‌های

سیاسی افشای شفاف سودها در دوره‌های نااطمینانی بسیار بالاست؛ بنابراین مدیران این صنایع بیشتر از سایرین به سمت محافظه‌کاری و پنهان‌سازی حرکت می‌کنند.

نتایج این پژوهش با یافته‌های مطالعات بین‌المللی همسو است؛ به طوری که ریگمونتی[1] و همکاران (۲۰۲۴)، استین و وانگ[2] (۲۰۱۶) و چوهان و جیزوال[3] (۲۰۲۳) نیز در پژوهش‌های خود نشان دادند که نااطمینانی اقتصادی (نظیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی یا بی‌ثباتی بازارهای کالایی)، انگیزه‌های مدیران را برای دستکاری سود، هموارسازی اقلام تعهدی و در نهایت کاهش کیفیت افشای اطلاعات افزایش می‌دهد. این همسویی یکپارچه، نشان‌دهنده رفتار محافظه‌کارانه و فرصت‌طلبانه مدیریت در سراسر جهان در زمان مواجهه با عدم قطعیت‌هاست؛ رفتاری که در شرایط ایران، به دلیل تحریم‌های اقتصادی، نوسانات شدید ارزی و تورم مزمن، بسیار تشدید شده و مدیران را وادار می‌کند تا برای جلوگیری از تبعات مخرب نظارتی و حفظ بقای شرکت، کیفیت افشا را کاهش دهند.

از منظر سیاست‌گذاری، نتایج این پژوهش پیام‌های مهمی برای نهادهای ناظر و سیاستگذار به همراه دارد. با توجه به شواهدی مبنی بر اینکه کیفیت افشای مالی در دوره‌های نااطمینانی اقتصاد کلان رو به کاهش است و این کاهش در برخی صنایع بارزتر است، ضروری است که مقامات قانونی و نظارتی در محدوده و عمق الزامات افشا تجدید نظر کنند. رویکرد نظارتی یکسان برای همه کافی نیست؛ در عوض، باید استانداردهای سخت‌تری در دوره‌های بحران – به ویژه برای صنایع حساس – در مورد اقلام تعهدی، برآوردهای حسابداری و گزارش‌های میان‌دوره‌ای اعمال شود. تقویت مستمر نظارت بر صورت‌های مالی و الزام به شفافیت بیشتر در یادداشت‌های توضیحی صورت‌های مالی می‌تواند به طور قابل توجهی رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیریتی را مهار کند. در نهایت، برای توسعه این خط فکری در پژوهش‌های آتی، پیشنهاد می‌شود که پژوهشگران به بررسی تأثیر میزان رقابت در بازار محصولات بر کیفیت افشای اطلاعات تحت شرایط نااطمینانی بپردازند و همچنین نقش تعدیل‌گر مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی (مانند استقلال هیئت‌مدیره و کیفیت حسابرسی) را در کاهش اثرات مخرب عوامل کلان اقتصادی بر کیفیت افشای اطلاعات مالی مورد

[1]. Rigamonti et al. (2024)
[2]. Stein & Wang (2016)
[3]. Chauhan & Jaiswall (2023)

کنکاش قرار دهند.

References

Arbab, H., Amadeh, H., Amini, A. (2021). The Impact of economic policy uncertainty on the returns of petrochemical companies in different market conditions. *Iranian Journal of Economic Research, 26*(88), 191-221. [in Persian] https://doi.org/10.22054/ijer.2021.50187.838

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, *131*(4), 1593-1636.

Baltagi, B. H., Feng, Q., & Wang, W. (2025). Nonstationary heterogeneous panels with multiple structural changes. *Econometric Reviews*, 44(4), Article 265.

Beckmann, J., & Geiger, M. (2024). Expectations and the transmission of international uncertainty: Evidence from cross-country survey data. *Macroeconomic Dynamics, 29,* 1-32. https://doi.org/10.1017/S1365100524000397

Bekaert, G., Hoerova, M., & Duca, M. L. (2013). Risk, uncertainty and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, *60*(7), 771-788. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.06.003

Bilgin, M. H., Gozgor, G., & Lau, C. K. M. (2022). Economic policy uncertainty and bank credit growth: International evidence. *Research in International Business and Finance*, 59, 101523.

Butt, A. (2025). Do firms disclose more or less under political risk? new evidence from Pakistan, *Asian Finance Research Journal (AFRJ), 7*, 44–62.

Chauhan, Y., & Jaiswall, M. (2023). Economic policy uncertainty and incentive to smooth earnings. *International Review of Economics & Finance*, *85*, 93-106. https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.01.014

Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting review*, *70*(2), 193-225.

DeFond, M. L., & Jiambalvo, J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1-2), 145-176. https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90008-6

Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (2019). Voluntary disclosure, mandatory disclosure and the cost of capital. *Journal of Accounting and Economics*, 46(3-4), 307-335. https://doi.org/10.1111/JBFA.12368

Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of accounting and economics*, *39*(2), 295-327. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.06.003

Goldman, E., & Slezak, S. L. (2014). Earnings management, incentive contracts and private information acquisition**.** *Journal of Accounting and Public Policy***,** *33*(6), 529-550.
https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2014.08.002

Gong, X., Zhang, W., Xu, W., & Li, Z. (2022). Uncertainty index and stock volatility prediction: evidence from international markets. *Financial Innovation*, 8(1), 1-57. https://doi.org/10.1186/s40854-022-00361-6

Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics, 31*(1–3), 405–440. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00018-0

Heinle, M. S., Kim, C., Taylor, D. J., & Zhou, F. S. (2025). Signaling long-term information using short-term forecasts. Journal of Accounting and Economics, 80(1), 101768. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2025.101768

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. In *Corporate governance, 3* (4) 77-132. https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X

Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research, 29*(2), 193–228.
https://doi.org/10.2307/2491047

Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, *105*(3), 1177-1216.

Kim, Y., Lee, J., Lee, K., & Oh, F. D. (2024). Corporate disclosure behavior during financial crises: Evidence from Korea. *Journal of Financial Stability*, *73*, 101298. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2024.101298

Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of accounting and economics*, *39*(1), 163-197. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.11.002

Lei, L., & Luo, Y. (2023). Political/policy uncertainty, corporate disclosure, and information asymmetry. *Accounting Perspectives*, *22*(1), 87-110. https://doi.org/10.1111/1911-3838.12317

Leuz, C., Nanda, D., & Wysocki, P. D. (2003). Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of financial economics*, *69*(3), 505-527.
https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00121-1

Loni, S., Abbasian, E., Haji, G. (2021). The effect of economic policy uncertainty on corporate investment: evidence from companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal, 23*(2), 249-268. [in Persian] https://doi.org/10.22034/epj.2025.22598.2668

Lu, C., Parsley, D., & Xue, B. (2024). Economic policy uncertainty and voluntary disclosures: How do Chinese firms respond?. *International Review of Economics & Finance*, *92*, 141-167. https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.02.008

Matinfard, M., Ola., M., Minab., M. (2019). Investigating the impact of political uncertainity on cash holdings. *Journal of Accounting Knowledge, 11*(1), 112-133. [in Persian]
https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.310437.1007069

Mos, C. R. (2024). Economic policy uncertainty, financial reporting quality, and accounting enforcement: International evidence. *Finance, Accounting and Business Analysis*, *6*(2), 159–179.
https://doi.org/10.37075/FABA.2024.2.06

Nagar, V., Schoenfeld, J., & Wellman, L. (2019). The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures. *Journal of accounting and economics*, *67*(1), 36-57.

Oz, Y. (2022). The effect of inflation on earnings management and the moderating role of political connection: Evidence from Turkey**.** *Borsa Istanbul Review*, *22*(5), 960-972.

Rigamonti, A. P., Greco, G., Pierotti, M., & Capocchi, A. (2024). Macroeconomic uncertainty and earnings management: evidence from commodity firms. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, *62*(4), 1615-1649.
https://doi.org/10.1007/s11156-024-01246-8

Seo, M., Jeong, W., Kim, G., & Lee, S. (2026). Conditional continuous quantile forecasting under rough and heavy-tailed market dynamics. *Expert Systems with Applications*, 132464.

Sheikh, M., Mirzaei, H. (2018)., The impact of economic policies uncertainity on tax burden by listed companies on the Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Economic Strategies, 7*(24), 95-119. [in Persian]

Sojoodi, S., Yousefi, P., Azizi Norouzabadi, E. (2026). Exploring the asymmetric impact of domestic and global economic policy uncertainty on the stock market index in Iran. *Journal of Economic Policy, 18*(35), 272-309. [in Persian] https://doi.org/10.22034/epj.2025.22598.2668

Spence, M. (1973). Job market signaling, *The Quarterly Journal of Economics,* 87 (3), *355*-374. https://doi.org/10.2307/1882010

Stein, L. C., & Wang, C. C. (2016). Economic uncertainty and earnings management. *Harvard Business School Accounting & Management Unit Working Paper*, (16-103). https://doi.org/10.2139/ssrn.2746091

Tabatabaienasab, Z., Shahmoradi, N. (2021). The effect of economic uncertainty on the dynamic relationship between earnings quality and return in listed companies in Tehran stock market: exchange market pressure approach, *Financial Knowledge of Securities Analysis, 14* (49), 131-148. [in Persian]

Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1986). *Positive accounting theory*. Prentice-Hall.

Yavarifar, A., Emami Jazeh, K., Mohammadi, T. (2026). Studying the effects of the uncertainty shock of the economic policies on Iran's economy with the DSGE approach. *Journal of Economic Policy, 15*(31), 38-66. [in Persian] https://doi.org/10.22034/epj.2023.20166.2440

Zhang, L. (2020). Trade secrets law and corporate disclosure: Causal evidence on the proprietary cost hypothesis. *Journal of Accounting Research*, *58*(2), 265-308. https://doi.org/10.1111/1475-679X.12187

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 235-274

Money as the Pre-Condition for Production: A Quantitative Reconstruction of Keynes's Monetary Theory of Production for the Iranian Economy

Alireza Raanaei[1], Seyyed Aqil Hoseiny*[2]

Received: 05-03-2026 Accepted: 27-05-2026

Abstract

This research seeks to provide a quantitative reconstruction of the Monetary theory of production. In the conventional Iranian macroeconomic literature, references to Keynes are often limited to demand-side analysis and expenditure-stimulus policies, with the deeper foundation of his thought. The formulation of a capitalist economy as a money-production economy is rarely represented structurally. The central question of this research is whether money and credit are the pre-condition for production. This can be elevated from a conceptual explanation to a structural hypothesis within the framework of a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model and empirically tested for the Iranian economy. The present research achieves this innovation on three levels. At the theoretical level, it offers a coherent narrative of the monetary theory of production, drawing on the works of Marx, the Old Institutionalists, Keynes, Schumpeter, and Minsky. At the quantification level, a clear distinction is made and explained between the monetary theory of production and other approaches that assess the effect of money on production (such as money in the production function). At the methodological level, an advanced financial DSGE model is developed to integrate the financial accelerator mechanism, banks' balance sheet constraints, and the working capital constraint into a single framework. This model is parameterized and estimated for the Iranian economy using a hybrid method of calibration and Bayesian estimation. The results show that, given the bank-based structure and the high dependence of production on short-term financing, an expansionary monetary impulse only leads to a sustainable increase in output if the expansion of current credit occurs simultaneously and proportionally to the growth of real activity. Furthermore, an increase in credit stability always exacerbates the amplitude of fluctuations. The active working capital constraint causes the reaction of macroeconomic variables to the expansionary monetary impulse to reach its maximum point sooner. Moreover, larger short-term jumps do not necessarily lead to a greater cumulative effect on production. Consequently, the interaction between the intensity of the credit constraint and the stability of credit supply determines the shape,

[1]. PhD in Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: a.raanaei@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Assistant Professor in Economics, Yasouj University, Yasouj, Iran. Email: aqil.hoseiny@yu.ac.ir

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 16, No. 31, spring and summer 2024, P: 235-274

magnitude, and ultimate efficiency of monetary policy in the Iranian economy. Additionally, in the presence of the pre-financing constraint, an expansionary fiscal impulse transforms from a demand stimulus into a more volatile disturbance in production and investment. The activation of the working capital channel not only increases the range of reactions but also intensifies the magnitude of intermediate adjustments, as any increase in economic activity immediately raises the need for operational financing. This exposes the economy to credit volatility. The existence of a credit constraint also makes the restrictive effects of a fiscal impulse more severe and volatile for the private sector.

Extended Abstract

Purpose: The primary Purpose of this research is to quantitatively reconstruct Keynes's Monetary Theory of Production, fundamentally positing that "Money and credit are the conditions for the possibility of production". The study seeks to elevate this concept from a mere conceptual explanation to a verifiable, structural hypothesis within a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) framework specifically tailored for the Iranian economy. The work addresses the gap in the Iranian macroeconomic literature, which traditionally limits Keynesian analysis to demand-side stimulus, neglecting the deeper, structural role of money as a prerequisite for real activity. The innovation lies in three areas including a) developing a coherent theoretical narrative based on Marx, Keynes, Schumpeter, and Minsky, b) clearly distinguishing the monetary theory of production from models where money is merely an input in the production function, and c) integrating key financial frictions, namely financial accelerator, bank balance sheet constraints, and working capital constraint, into a unified financial DSGE model.

Methodology: The study procedure is centered on developing and estimating a Financial Stochastic Dynamic General Equilibrium (DSGE) model. This model is structurally innovative because it explicitly incorporates money as a pre-condition by simultaneously integrating certain mechanisms including the financial accelerator, bank balance sheet limitations, and the constraint on working capital. The model was parameterized and estimated for the Iranian economy using a hybrid approach combining calibration and Bayesian Estimation. This method was chosen to rigorously test the explanatory power of the model regarding the dynamics of output, investment, and credit flows within Iran's specific economic structure, characterized by its high dependence on the banking system and short-term financing. The theoretical foundation was established through a systematic reconstruction of the monetary theory of production by synthesizing insights from finance-driven economics.

Findings and Discussion: The findings provide critical insights into the transmission mechanism of monetary policy under binding credit constraints as follows:

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 235-274

1. Monetary Impulse Effectiveness: An expansionary monetary impulse only leads to a sustained increase in output if the growth in current credit coincides and is proportional to the growth in real activity.
2. Role of Working Capital: The active working capital constraint amplifies and accelerates the impact of monetary shocks. Any increase in economic activity immediately raises the demand for operational financing, exposing the economy to greater credit volatility and intensifying the magnitude of intermediate adjustments.
3. Stability vs. Volatility: an increase in credit stability consistently increases the amplitude of fluctuations. Furthermore, larger short-term credit jumps do not necessarily translate into a greater cumulative effect on output.
4. Fiscal vs. Monetary Shocks: In the presence of the pre-financing constraint, an expansionary fiscal impulse transforms from a simple demand stimulus into a more volatile disturbance impacting production and investment, highlighting the non-neutrality of money as a prerequisite.
5. Policy Determination: The ultimate shape, intensity, and efficiency of monetary policy in Iran are determined by the interaction between the severity of the credit constraint and the stability of the credit supply.

Conclusions and Policy Implications: The study concludes that the Iranian economy can be modeled quantitatively as a money-production economy, provided that the prerequisite nature of money and credit is recognized structurally. The primary Policy Implications are as follows:

- Monetary policymakers in Iran cannot focus solely on prices (interest rates) but must actively manage real credit provision synchronized with production.
- Expansionary liquidity policies without adequate financing for working capital risk lead to severe volatility and inefficiency, as the economy is quickly exposed to credit constraints.

Effective stabilization and growth policies require shifting the focus from money merely as a financial intermediary to its role as a pre-condition that must align with the real needs of sectors. Policymakers must also ensure that credit expansion is contemporaneous with real output growth to maximize the effectiveness of the stimulus.

Keywords: Monetary Theory of Production, Working Capital, Pre-Financing, Keynes, Iranian Economy

JEL Classification: E12, E51, E52, C11, C52

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۲۳۵-۲۷۴

پول به‌مثابهٔ پیش‌شرط تولید: نظریهٔ پولی تولید کینز و اقتصاد ایران

علیرضا رعنائی[۱]، سید عقیل حسینی*[۲]

دریافت: ۱۴-۱۲-۱۴۰۴ پذیرش: ۰۶-۰۳-۱۴۰۵

چکیده

پژوهش حاضر با اتکا به نظریهٔ پولی تولید کینز، این فرضیه را بررسی می‌کند که پول و اعتبار پیش‌شرط آغاز و تداوم تولید در اقتصاد ایران‌اند. مسئلهٔ اصلی آن است که در بسیاری از الگوهای متعارف اقتصاد کلان، حتی در حضور اصطکاک‌های مالی، نقش پول و اعتبار عمدتاً به کانال‌های هزینه‌ای یا قیمتی فروکاسته می‌شود. برای رفع این خلأ، مقاله یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مالی ارائه می‌کند که در آن قید سرمایه در گردش، شتاب‌دهندهٔ مالی و محدودیت‌های ترازنامه‌ای بانک‌ها در قالبی واحد تلفیق شده‌اند. نوآوری اصلی مدل در تفکیک میان اعتبار موردنیاز و اعتبار تحقق‌یافته و وارد کردن شکاف میان آن دو به‌عنوان یک قید مقداری مستقیم بر تولید جاری است. مدل با استفاده از روش ترکیبی کالیبراسیون و برآورد بیزی برای اقتصاد ایران مقداردهی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، اثر تکانهٔ پولی انبساطی بر تولید به کفایت و هم‌زمانی گسترش اعتبار با فعالیت واقعی وابسته است. همچنین افزایش پایداری عرضهٔ اعتبار دامنه نوسانات را تشدید می‌کند و فعال‌بودن قید سرمایه در گردش موجب می‌شود واکنش متغیرهای کلان سریع‌تر به اوج برسد. افزون بر این، تکانهٔ مالی انبساطی در حضور این قید، نوسانات تولید و سرمایه‌گذاری را تشدید می‌کند. در مجموع، شدت قید اعتباری و پایداری عرضهٔ اعتبار دو عامل کلیدی در تعیین اثربخشی سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران‌اند.

واژگان کلیدی: نظریهٔ پولی تولید، سرمایه در گردش، قید پیشینی اعتبار، کینز، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: E12, E51, E52, C11, C52

[۱]. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد. دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. a.raanaei@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. استادیار اقتصاد دانشکده علوم انسانی، دانشگاه یاسوج، یاسوج، ایران aqil.hoseiny@yu.ac.ir

۱- مقدمه

در ادبیات اقتصادی ایران، ارجاع به کینز عمدتاً از مسیر مدل‌های درآمد-مخارج، سیاست‌های تحریک تقاضا و الگوهای تثبیت کوتاه‌مدت صورت گرفته است. در این خوانشِ رایج، اندیشهٔ کینزی عمدتاً به‌عنوان اقتصاد طرف تقاضا فهم می‌شود. حال‌آنکه در دستگاه تحلیلی کینز، مسئله تحریک تقاضا نیست، بلکه تعیین سطح تولید و اشتغال در یک اقتصاد پولی است؛ اقتصادی که در آن سرمایه‌گذاری، سود و مقیاس فعالیت اقتصادی به شرایط پولی و اعتباری، نرخ بهره، رجحان نقدینگی و دسترسی به تأمین مالی وابسته‌اند. از این منظر، پول صرفاً وسیلهٔ مبادله یا متغیری خنثی نیست، بلکه جزئی از سازمان‌دهی فرایند تولید است.

با وجود اهمیت این چارچوب، در بخش بزرگی از الگوهای متعارف اقتصاد کلان -به‌ویژه در چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)- بازنمایی کمّی از اقتصاد پولی تولید به‌ندرت مشاهده می‌شود. حتی در نسخه‌های دارای اصطکاک مالی، پول و اعتبار معمولاً از مسیر نرخ بهره، اسپردهای اعتباری یا قیود ترازنامه‌ای وارد مدل می‌شود و کمتر به‌صورت شرط پیشینی و مقداری آغاز و تداوم تولید صورت‌بندی می‌شود. در نتیجه، در بسیاری از این الگوها، تولید از حیث مفهومی مستقل از دسترسی پیشینی به اعتبار فرض می‌شود و نظام بانکی بیشتر به‌عنوان واسطهٔ انتقال وجوه عمل می‌کند تا شرط امکان فعالیت تولیدی. بدین‌ترتیب، میان منطق نظری اقتصاد پولی تولید و معماری غالب مدل‌های کمّی شکافی باقی می‌ماند.

ازسوی‌دیگر، ویژگی‌های نهادی و ساختاری اقتصادهایی مانند ایران اهمیت این شکاف را برجسته‌تر می‌کند. ساختار تأمین مالی بنگاه‌ها در ایران همچنان عمدتاً بانک‌محور است و بخش مهمی از فعالیت جاری بنگاه‌ها به اعتبارات کوتاه‌مدت برای پرداخت هزینه‌های عملیاتی وابسته است. در چنین بستری، اختلال در عرضهٔ اعتبار تنها یک عامل مؤثر بر هزینه تأمین مالی نیست، بلکه می‌تواند مستقیماً ظرفیت تولید جاری را محدود کند. ازاین‌رو، تحلیل پویایی‌های تولید در اقتصاد ایران بدون توجه به نقش پیشینی و مقداری اعتبار، تصویری ناقص از سازوکارهای پولی و مالی به دست می‌دهد.

مسئلهٔ اصلی پژوهش آن است که چگونه می‌توان نقش پیشینی اعتبار را از سطح یک بحث نظری به سطح یک فرضیهٔ ساختاری و آزمون‌پذیر برای اقتصاد ایران منتقل کرد. استدلال مقاله این

است که در چارچوب‌های متعارف، حتی زمانی که قید سرمایه در گردش یا اصطکاک‌های مالی وارد مدل می‌شود، هنوز تمایز روشنی میان «اعتبار موردنیاز» برای آغاز تولید و «اعتبار تحقق‌یافته» از سوی نظام بانکی برقرار نمی‌شود. در نتیجه، نقش اعتبار به‌عنوان یک قید مقداریِ مستقیم بر تولید جاری به‌طور کامل عملیاتی نمی‌شود.

در پاسخ به این خلأ، این مقاله یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مالی ارائه می‌کند که در آن قید سرمایه در گردش، شتاب‌دهندهٔ مالی، و محدودیت‌های ترازنامه‌ای بانک‌ها در قالبی واحد تلفیق شده‌اند. نوآوری اصلی مقاله در تفکیک میان اعتبار موردنیاز و اعتبار تحقق‌یافته و وارد کردن شکاف میان آن دو به‌عنوان یک قید مقداری مستقیم بر ظرفیت تولید جاری است. بنابراین، هدف پژوهش حاضر عملیاتی‌سازی یکی از دلالت‌های ساختاری مرکزی سنت نظریهٔ پولی تولید در یک چارچوب کمّی است، این‌که تولید جاری فقط به قیمت‌های نسبی، نرخ بهره یا قیود وثیقه‌ای وابسته نیست، بلکه به دسترسی پیشینی و کافی به اعتبار نیز مقید است. این چارچوب سپس با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران و روش ترکیبی کالیبراسیون و برآورد بیزی مقداردهی و ارزیابی می‌شود.

بر این اساس، پرسش محوری مقاله آن است که آیا درونی‌کردن قید پیشینی اعتبار در یک چارچوب تعادل عمومی می‌تواند نشان دهد که تولید در اقتصاد ایران به‌طور ساختاری به شرایط پولی و اعتباری وابسته است؟ اهمیت این پرسش فقط نظری نیست، بلکه دلالت سیاستی نیز دارد؛ زیرا اگر تولید به کفایت و پایداری عرضهٔ اعتبار مقید باشد، آنگاه ارزیابی کارایی سیاست‌های پولی و مالی نیز باید با توجه به سازوکار تأمین مالی و محدودیت‌های اعتباری انجام شود، نه صرفاً از مسیر متغیرهای قیمتی و تقاضای کل.

ساختار پژوهش حاضر بدین شرح است: در بخش دوم به ادبیات پژوهش و شکاف‌های مترتب بر آن پرداخته می‌شود. بخش سوم به مبانی نظری پژوهش حاضر اختصاص دارد. تصریح الگو، بخش چهارم، و مقداردهی، برآورد بیزی، بخش پنجم، تحلیل نتایج، بخش ششم مقاله را تشکیل می‌دهد. درنهایت، بخش هفتم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- ادبیات پژوهش

ادبیات مرتبط با رابطهٔ پول، اعتبار و تولید یکدست و همگن نیست، بلکه از چند سنت تحلیلی متمایز تشکیل شده است که هر یک فقط بخشی از مسئله را روشن می‌کند. نخست، در سنت نظریهٔ پولی تولید و پول درون‌زا، پول و اعتبار نه صرفاً ابزار مبادله، بلکه شرط نهادی آغاز و

تداوم تولید تلقی می‌شود. دوم، در برخی مطالعات، تلاش شده است پول یا نقدینگی به‌طور کمّی وارد رابطهٔ تولید شود؛ خواه از طریق تابع تولید و خواه از مسیر قیود مالی. سوم، در ادبیات الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی مالی، تمرکز اصلی بر اصطکاک‌های مالی، قیود وثیقه‌ای، سرمایه در گردش، و محدودیت‌های ترازنامه‌ای در انتقال تکانه‌ها قرار دارد. چهارم، مطالعات داخلی اقتصاد ایران نیز با شدت و ضعف گوناگونی به نقش اعتبار، اصطکاک مالی، بانک‌محوری، و قید سرمایه در گردش پرداخته‌اند.

در سنت نظریهٔ پولی تولید، نکتهٔ محوری آن است که تولید سرمایه‌داری بدون دسترسی به پول و اعتبار آغاز نمی‌شود و فرایند تولید از ابتدا درون یک ساختار پولی و اعتباری سازمان می‌یابد. در این سنت، مزیت اصلی تحلیل آن است که تقدم منطقی و نهادی پول و اعتبار بر تولید را برجسته می‌سازد. با این حال، این ادبیات غالباً در سطح بازسازی مفهومی، تفسیر نظری، یا تحلیل فرایندی باقی می‌ماند و کمتر به یک چارچوب خردبنیان و قابل‌برآورد در قالب الگوهای ساختاری معاصر می‌رسد.

در مقابل، ادبیات پول در تابع تولید و نیز الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی مالی‌محور گامی مهم در جهت کمّی‌سازی رابطهٔ میان پول، اعتبار و تولید برداشته‌اند، اما همچنان با منطق نظریهٔ پولی تولید فاصله دارند. در این الگوها، هرچند قید سرمایه در گردش، شتاب‌دهندهٔ مالی، محدودیت وثیقه و محدودیت‌های ترازنامه‌ای وارد مدل می‌شود، اما در اغلب موارد اعتبار پیشینی همچنان به‌صورت هزینهٔ مالی، شکاف قیمتی، یا قید تأمین مالی متعارف ظاهر می‌شود، نه به‌مثابهٔ یک قید مقداری و مقدم بر تحقق تولید. به بیان دیگر، در این ادبیات، سازوکارهای مالی عمدتاً شدت نوسانات را تغییر می‌دهد، بی‌آنکه خودِ امکان تحقق تولید را به‌صورت مستقل و صریح مقید سازد. در الگوهای پول در تابع تولید نیز، پول معمولاً به‌صورت یک نهاده یا مکمل بهره‌وری وارد می‌شود و نقش آن بیشتر به بهبود کارایی یا کاهش هزینه‌های مبادله فروکاسته می‌شود.

مطالعات داخلی نیز اگرچه در سال‌های اخیر در استفاده از الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی، تحلیل اصطکاک‌های اعتباری، و توجه به بانک‌محوری اقتصاد ایران پیشرفت کرده‌اند، هنوز عمدتاً در چارچوب‌های متعارف شتاب‌دهندهٔ مالی باقی مانده‌اند. این مطالعات به‌درستی نشان می‌دهد که تکانه‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران از مجرای اعتبار، ترازنامه‌ها، و شرایط تأمین مالی بر تولید و تورم اثر می‌گذارد؛ اما کمتر پژوهشی کوشیده است گزاره بنیادی نظریهٔ پولی تولید را به‌صورت یک فرضیهٔ ساختاری مستقل عملیاتی کند؛ یعنی این ایده که میان اعتبار موردنیاز برای آغاز تولید و اعتبار تحقق‌یافته از سوی شبکهٔ بانکی ممکن است شکافی پدید آید که مستقیماً

ظرفیت تولید جاری را محدود کند.

در جدول ۱ می‌توان خلاصه‌ای از این ادبیات را مشاهده کرد.

جدول ۱. خلاصه‌ای از ادبیات پژوهش

رویکرد	ایدهٔ مرکزی
نظریهٔ پولی تولید و پول درون‌زا	پول و اعتبار شرط نهادی آغاز و تداوم تولید است (کینز[1]، ۱۹۳۳؛ گراتزیانی[2]، ۲۰۰۳؛ فونتانا و رئال‌فونزو[3]، ۲۰۰۵؛ مور[4]، ۲۰۲۵)
مدل‌سازی: پول در تابع تولید	دارایی‌های پولی بر شدت سرمایه اثر دارد (توبین[5]، ۱۹۶۵). نقد بر توبین: سرمایه‌گذاری از تأمین مالی جدا نیست (مینسکی[6]، ۱۹۶۵) . پول به‌مثابهٔ نهادهٔ تولید در تابع تولید (سینای و استوکس[7]، ۱۹۷۲). نقد پول در تابع تولید: تابع تولید فیزیکی مستقل از پول است (فیشر[8]، ۱۹۷۴).
مدل‌سازی: پول در تابع تولید از طریق DSGE	پول در تابع تولید اثر محدود و ناچیز دارد (بنچیمول[9]، ۲۰۱۵). پول با قیمت‌های چسبنده بر تولید اثر دارد و در بلندمدت خنثی است (پنگ و همکاران[10]، ۲۰۲۳)
مدلسازی: DSGE مالی	قید سرمایه در گردش: بنگاه باید پیشاپیش وام بگیرد (کریستیانو[11] و همکاران، ۲۰۰۵؛ سووگ[12]، ۲۰۲۶) شتاب‌دهندهٔ مالی: تأمین مالی چرخه‌ها را تشدید می‌کند (برنانکی و همکاران[13]، ۱۹۹۹). قید وثیقه: اعتبار قید اصلی بر تولید است (کیوتاکی و مور[14]، ۱۹۹۷) . محدودیت اهرمی و ترازنامه‌ای بانک‌ها مهم است (گرتلر و کارادی[15]، ۲۰۱۱). سیاست پولی باید به اثرات چرخهٔ مالی بر بخش واقعی توجه کند (بوریو[16]، ۲۰۱۴)
مدل‌سازی: تطبیق روانه‌انباره[17] (SFC)	تضمین سازگاری حسابداری میان ترازنامه‌ها، جریان‌های مالی و موجودی‌های انباشته و توصیف دقیق پیوند میان خلق اعتبار، درآمد و بازپرداخت بدهی (گادلی و لاوا[18]، ۲۰۰۶)
مطالعات داخلی	به‌کارگیری الگوی برنانکی و همکاران (۱۹۹۹) و گرتلر و کارادی (۲۰۱۱) برای نشـان دادن تکانه‌های پولی و مالی در نوسـانات کلان در ایران (رحمانی و فلاحی[19]، ۲۰۱۹؛ توکلیان و اسـفندیاری[20]، ۱۴۰۳؛ ارباب‌افضـلی و همکاران[21]، ۱۴۰۳؛ رعنائی و همکاران[22]، ۱۴۰۳؛ دلیری و مهرگان[23]، ۲۰۱۵؛ کاکاوندی و همکاران[24]، ۱۴۰۰) .

1. Keynes (1933)
2. Graziani (2003)
3. Fontana & Realfonzo (2005)
4. Moore (2025)
5. Tobin (1965)
6. Minsky (1965)
7. Sinai and Stokes (1972)
8. Fischer (1974)
9. Benchimol (2015)
10. Peng et al. (2025)
11. Christiano (2005)
12. Suveg (2026)
13. Bernanke et al. (1999)
14. Kiyotaki and Moore (1997)
15. Gertler and Karadi (2011)
16. Borio (2014)
17. Stock-Flow Consistent
18. Godley & Lavoie (2006)
19. Rahmani and Fallahi (2019)
20. Tavakolian and Esfandiary (2025)
21. Arbab Afzali et al. (2024)
22. Raanaei et al. (2024)
23. Daliri and Mehregan (2015)
24. Kakavandi et al (2021)

رویکرد	ایدهٔ مرکزی
	نقش محدود پول در تابع تولید برای ایران (آقابزرگ‌نژادخشکرودی و احسانی[1]، ۱۴۰۵). نقش برجسته سرمایه در گردش در انتقال تکانهٔ پولی (عظیمی‌نیا[2] و همکاران، ۲۰۲۴). تحلیل نقش نهادی پول و تأمین مالی پیشینی بنگاه‌ها در چارچوب رشد شومپیتری پول‌بنیان و نشان دادن وابستگی اثرگذاری پول بر رشد به تناسب نهادی میان نهاد پول، ساختار تولید و روح سرمایه‌داری در اقتصاد ایران (رعنائی و حسینی[3]، ۱۴۰۴)

منبع: یافته‌های پژوهش

بر مبنای این مرور، شکاف پژوهشی موجود را می‌توان در سه سطح صورت‌بندی کرد. نخست، شکاف نظری؛ ادبیات نظریهٔ پولی تولید، با وجود غنای مفهومی، کمتر به یک صورت‌بندی ساختاری و قابل‌استفاده در مدل‌های کمّی رسیده است. دوم، شکاف روش‌شناختی؛ در بخش بزرگی از الگوهای کمّی موجود، حتی با حضور سرمایه در گردش و اصطکاک‌های مالی، تمایز روشنی میان اعتبار موردنیاز و اعتبار تحقق‌یافته برقرار نمی‌شود و در نتیجه نقش اعتبار به‌عنوان قید مقداری مقدم بر تولید به‌طور کامل عملیاتی نمی‌شود. سوم، شکاف کاربردی؛ در اقتصاد ایران، با وجود بانک‌محوری، وابستگی بالای بنگاه‌ها به تأمین مالی کوتاه‌مدت، و شکنندگی‌های اعتباری، هنوز الگویی برآوردپذیر که این منطق را به‌طور صریح وارد ساختار تولید کند، ارائه نشده است.

نوآوری مقالهٔ حاضر دقیقاً در پاسخ به همین سه شکاف تعریف می‌شود. این مقاله، نخست، منطق نظری تقدم پول و اعتبار بر تولید را در سطحی فشرده و منسجم صورت‌بندی می‌کند. دوم، این منطق را نه از طریق وارد کردن پول به تابع تولید به‌عنوان یک نهاده، بلکه از طریق تفکیک میان اعتبار موردنیاز و اعتبار تحقق‌یافته و تبدیل شکاف میان آن دو به یک قید مقداری مؤثر بر تولید جاری عملیاتی می‌سازد. سوم، این صورت‌بندی را در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی قابل‌برآورد برای اقتصاد ایران پیاده‌سازی و با استفاده از روش کالیبراسیون و برآورد بیزی ارزیابی می‌کند.

۳- مبانی نظری

مبانی نظری پژوهش حاضر با تطور و سیر منطقی اندیشهٔ کینز برای ساختن نظریهٔ پولی تولید آغاز می‌شود. این مسیر در اندیشهٔ کینز، چهار گام مکمل دارد: (۱) گام نهادی (رساله‌ای در باب

[1]. Aghabozorgnejadkhoshkrodi and Ehsani (2026)
[2]. Aziminia et al. (2024)
[3]. Raanaei and Hoseiny (2025)

اصلاحات پولی، ۱۹۲۳)؛ (۲) گام روش‌شناختی (نظریهٔ پولی تولید، ۱۹۳۳)؛ (۳) گام سازوکار (رساله‌ای در باب پول، ۱۹۳۰)؛ (۴) گام تعادل کلان (نظریهٔ عمومی، ۱۹۳۶).

در گام نخست، کینز[1] (۱۹۲۳) نشان می‌دهد که اقتصاد سرمایه‌داری را نمی‌توان مستقل از پول فهم کرد، زیرا تصمیم کارآفرین برای آغاز تولید بر مبنای محاسبهٔ سود موردانتظار در واحد پولی شکل می‌گیرد. در این چارچوب، پول صرفاً پوشش مبادله نیست، بلکه مقیاس ارزش و مبنای قراردادهای بلندمدت است و بدون ثبات نسبی آن، محاسبهٔ سرمایه‌گذاری و سامان‌یابی تولید تضعیف می‌شود. این مبنا در کینز[2] (۱۹۳۳) به یک نتیجه‌گیری روش‌شناختی می‌انجامد؛ تا زمانی که تحلیل اقتصادی بر الگوی اقتصاد مبادلهٔ واقعی و پیش‌فرض خنثایی پول استوار باشد، تبیین بحران‌ها و نوسانات سرمایه‌داری ناقص خواهد ماند. از نظر کینز، اقتصاد مبادلهٔ واقعی دقیقاً همان شرایطی را مفروض می‌گیرد که در آن مسئلهٔ اصلیِ اقتصاد سرمایه‌داری، یعنی امکان اختلال در تولید و اشتغال، از پیش کنار گذاشته شده است.

بر این بستر، کینز[3] (۲۰۱۱) [۱۹۳۰] گام بعدی را در سطح سازوکار برمی‌دارد و نشان می‌دهد که چگونه روابط پولی به متغیرهای درونی تعیین‌کنندهٔ مقیاس تولید تبدیل می‌شود. در این چارچوب، سود کارآفرینان صرفاً پدیده‌ای واقعی نیست، بلکه پدیده‌ای پولی است که به رابطهٔ میان سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، خلق اعتبار، و جریان مخارج وابسته است. بدین‌ترتیب، تولید در چرخه‌ای پولی-اعتباری حرکت می‌کند و سازگاری اقتصاد از مسیر تغییر در سود پولی و حجم مخارج برقرار می‌شود. این مسیر در نظریهٔ عمومی به صورت‌بندی نهایی خود می‌رسد؛ جایی که کینز[4] (۱۹۳۶) نشان می‌دهد سطح تولید و اشتغال به انتظارات، رجحان نقدینگی، نرخ بهره و تقاضای مؤثر وابسته است. به تعبیر لرنر[5] (۱۹۷۴)، در این چارچوب، سطح تولید به ساختار تصمیمات پولی و شرایط مالی گره می‌خورد.

بر پایهٔ این صورت‌بندی کینزی، نظریهٔ پولی تولید را می‌توان به‌منزلهٔ یک سنت فکری گسترده‌تر نیز فهم کرد؛ سنتی که شاخه‌های مختلف آن بر تقدم پول و اعتبار بر تولید تأکید

---

1. Keynes (1923)
2. Keynes (1933)
3. Keynes (2011)
4. Keynes (2018)
5. Lerner (1974)

می‌کند، هرچند هر یک این مسئله را از زاویه‌ای متفاوت توضیح می‌دهند. در سنت پساکینزی، گراتزیانی[1] (۲۰۰۳) با بازسازی نظریهٔ چرخه‌ای پول نشان می‌دهد که تولید سرمایه‌داری برخلاف باور رایج نه با پس‌انداز، که با خلق اعتبار بانکی آغاز می‌شود؛ بانک‌ها با اعطای وام به بنگاه‌ها قدرت خرید اولیه را ایجاد می‌کنند، مزدها از محل این اعتبار پرداخت می‌شوند، و تنها با بازپرداخت بدهی است که پول محو می‌شود. فونتانا و رئال‌فونزو[2] (۲۰۰۵) نیز این تلقی را بسط می‌دهند و اقتصاد سرمایه‌داری را نظمی می‌دانند که در آن پول و اعتبار نه ابزار مبادله، بلکه سازوکار سازمان‌دهی تولید و تعیین‌کنندهٔ مقیاس آن‌اند.

در همین امتداد، تیمواین[3] (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که در هر دو سنت کینزی و نهادگرایی کامونزی، پول بیش از آنکه کالای واسطه‌ای باشد، نهادی برای خلق، انتقال و ایفای بدهی است. از این منظر، اقتصاد سرمایه‌داری یک اقتصاد چرخه‌ای است که در آن تولید با خلق اعتبار آغاز می‌شود، از مسیر پرداخت‌ها و مبادلات گردش می‌کند، و با بازپرداخت بدهی بسته می‌شود. برتوکو و کالازیچ[4] (۲۰۲۴) نیز بر این نکته تأکید می‌کنند که تحول نظریهٔ پولی تولید بر محور نظریهٔ چرخه‌ای پول، تا حد زیادی مدیون شومپیتر[5] (۲۰۲۱، ۲۰۲۵ [۱۹۷۰]) است؛ زیرا در نظریهٔ شومپیتر، اعتبار بانکی نه واسطهٔ انتقال پس‌انداز، بلکه سازوکار خلق قدرت خرید جدید و شرط آغاز تولید نوآورانه است. از سوی دیگر، در سنت نهادگرایی، دیلارد[6] (۱۹۸۰، ۱۹۸۷) با ارجاع به وبلن[7] (۱۹۰۴) نشان می‌دهد که منطق کسب پول می‌تواند بر ظرفیت صنعتی جامعه سایه افکند و ساختار مالکیت و کنترل مالی بر سازمان تولید اثر بگذارد. میچل[8] (۱۹۶۴) نیز، هرچند با رویکردی کمّی‌تر، همین پیوند میان پول، نهاد و تولید را دنبال می‌کند.

در کنار این سنت‌ها، مارکس نیز سهم مهمی در فهم منطق پولی تولید دارد. فرمول گردش سرمایه در مارکس، یعنی حرکت از پول به کالا و سپس به پول بیشتر (که به‌صورت فرمول $M - C - M'$ نمایش داده می‌شود) نشان می‌دهد که فرایند سرمایه‌داری با پول (M) آغاز می‌شود،

---

1. Graziani (2003)
2. Fontana & Realfonzo (2005)
3. Tymoigne (2003)
4. Bertocco and Kalajzić (2024)
5. Schumpeter (2025 [1970]; 2021)
6. Dillard (1980, 1987)
7. Veblen (1904)
8. Mitchell (1964)

از مسیر خرید عوامل تولید (C) و تولید کالا عبور می‌کند، و تنها در صورت بازگشت به پول بیشتر (M') به انجام می‌رسد (مارکس[1]، ۲۰۲۴). دیلارد[2] (۱۹۸۴) نشان می‌دهد که اهمیت این فرمول در خوانش کینزی آن است که حرکت از C به M' قطعی نیست و به شرایط پولی و مالی وابسته است. در این معنی، تولید نه یک فرایند خودبسندهٔ واقعی، بلکه فرایندی وابسته به تحقق پولی است. البته، همان‌گونه که کمپل[3] (۱۹۹۷) یادآور می‌شود، تفاوت نظری مارکس و کینز عمیق است: در مارکس، پول بیان نهادی رابطهٔ اجتماعی ارزش و استثمار است، حال آنکه در کینز، تحلیل بر عدم‌قطعیت بنیادین، رجحان نقدینگی، و تعیین سطح تولید از مسیر تقاضای مؤثر استوار می‌شود.

درنهایت چارچوب نظریهٔ پولی تولید را می‌توان با مینسکی تکمیل کرد. مینسکی[4] (۱۹۸۲: ۲۸۰) تصریح می‌کند که «اقتصاد پولی لاجرم یک اقتصاد نهادی است». پول در سرمایه‌داری نه شیئی خنثی، بلکه رابطه‌ای نهادی مبتنی بر تعهد، قرارداد و ساختار ترازنامه‌ای است. در این چارچوب، اعتبار در قالب بدهی بانک‌ها، قراردادهای اسمی و تعهدات مالی متجلی می‌شود و پایداری آن به ساختارهای حقوقی، انتظارات تثبیت‌شده و سازوکارهای اعتماد وابسته است. مینسکی[5] (۱۹۸۶) همچنین در پیوند دادن کینز و شومپیتر نشان می‌دهد که در نزد هر دو، سرمایه‌داری نظامی است که در آن سرمایه‌گذاری از طریق تعهدات پولی آینده تأمین مالی می‌شود. از این رو، اگر شومپیتر بر «آغاز» تولید با اعتبار تأکید می‌کند و کینز بر «تحقق» آن در شرایط عدم‌قطعیت، مینسکی بر «شکنندگی» این فرایند در طول زمان انگشت می‌گذارد.

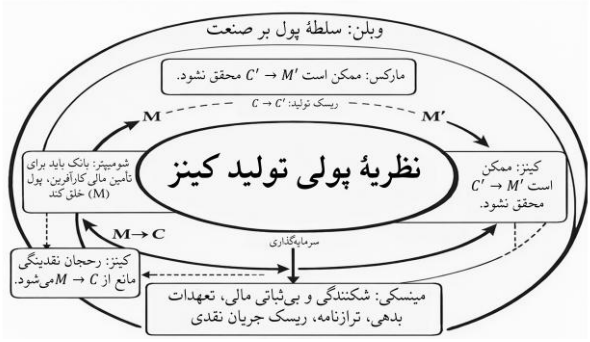
بر مبنای این مرور، می‌توان گفت نظریهٔ پولی تولید بر یک دعوی مرکزی استوار است. پول و اعتبار شرط امکان، تداوم و گاه اختلال در فرایند تولیدند. مارکس منطق پولی حرکت سرمایه را در فرمول $M - C - M'$ برجسته می‌کند؛ شومپیتر سازوکار اعتباری آغاز تولید را توضیح می‌دهد؛ نهادگرایان زمینه نهادی سلطهٔ منطق پولی بر تولید را روشن می‌سازند؛ و مینسکی پویایی ترازنامه‌ای و شکنندگی بین‌دوره‌ای آن را تحلیل می‌کند. بااین‌حال، آنچه این عناصر را در قالب یک نظریهٔ کلان‌نگر و منسجم گرد می‌آورد، کار کینز است. هرچند پیش از او نیز ویکسل[6] (۱۹۳۶) به نقش

---

1. Marx (2024)
2. Dillard (1984)
3. Campbell (1997)
4. Minsky (1982)
5. Minsky (1986)
6. Wicksell (1936)

پول و نرخ بهره در تعادل‌های کلان توجه کرده بود و این امر در تفسیرهای جدید نیز برجسته شده است (بویانوفسکی[1]، ۲۰۱۶)، تمایز کینز در آن است که نشان می‌دهد سطح تولید و اشتغال به‌طور ساختاری به شرایط پولی، نرخ بهره، رجحان نقدینگی، انتظارات و تقاضای مؤثر وابسته است.

در نتیجه، در دستگاه کینزی، پول نه فقط شرط آغاز تولید، و نه صرفاً صورت منطقی حرکت سرمایه، بلکه متغیری درونی در تعیین مقیاس تولید در سطح کل اقتصاد است. از همین رو، اگرچه نظریهٔ پولی تولید یک سنت گسترده است، صورت‌بندی منسجم و کلان‌نگر آن به‌معنی دقیق کلمه در آثار کینز تثبیت می‌شود. به تعبیر دیلارد (۱۹۸۷: ۱۶۲۵)، نظریهٔ پولی تولید باید فرایندی را مفهوم‌پردازی کند که با سرمایهٔ پولی آغاز می‌شود، از مسیر خرید عوامل تولید و تحقق محصول می‌گذرد، و تنها هنگامی کامل می‌شود که محصول دوباره به پول تبدیل شود. به‌صورت فشرده، این منطق را می‌توان در زنجیرهٔ $M \rightarrow C \rightarrow C' \rightarrow M'$ خلاصه کرد؛ زنجیره‌ای که در آن تولید درون فرایند پولی و اعتباری فهم می‌شود. در شکل (۱) خلاصه‌ای از سنت نظریهٔ پولی تولید ارائه‌شده است.



شکل ۱. سنت نظریهٔ پولی تولید

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیحات: منظور از $C \rightarrow C'$ فرایند خود تولید است که نهاده‌ها به تولید تبدیل می‌شود بدین‌ترتیب کل فرایند را باید چنین نوشت: $M \rightarrow C \rightarrow C' \rightarrow M'$.

[1]. Boianovsky (2016)

۴- الگو

پژوهش حاضر بر الگوهای مرجع کریستیانو[1] و همکاران (۲۰۰۵) و اسمتس و ووترس[2] (۲۰۰۷) تکیه دارد و از حیث مالی، از سازوکار شتاب‌دهندهٔ مالی برنانکی و همکاران[3] (۱۹۹۹)، محدودیت اهرمی بانک‌ها در گرتلر و کارادی[4] (۲۰۱۱)، و بسط تلفیقی آن در رانبرگ[5] (۲۰۱۶) بهره می‌گیرد. این چارچوب امکان مدل‌سازی هم‌زمان چسبندگی‌های اسمی، اصطکاک‌های مالی، شکنندگی ترازنامه‌ای و شکل‌گیری اسپردها را فراهم می‌کند. افزون بر این، برای انطباق با ویژگی‌های اقتصاد ایران، بخش دولت به‌صورت صریح وارد الگو شده و منابع تأمین مالی آن شامل مالیات، اوراق بدهی، درآمدهای نفتی و جزء پولی تأمین مالی در نظر گرفته شده است.[6]

نوآوری اصلی الگوی حاضر در وارد کردن یکی از مضامین مرکزی سنت نظریهٔ پولی تولید به یک چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی است؛ یعنی این ایده که تأمین مالی، از حیث زمانی و مقداری، بر تولید تقدم دارد. در الگوهای متعارف دارای قید سرمایه در گردش، اعتبار پیشینی عمدتاً ابزاری برای پوشش هزینه‌های جاری است. در الگوی حاضر، میان اعتبار موردنیاز و اعتبار تحقق‌یافته تفکیک می‌شود و شکاف میان آن دو به‌صورت یک قید مقداری مستقیم بر تولید جاری وارد می‌شود. بنابراین، پول و اعتبار فقط از کانال هزینه یا وثیقه بر تولید اثر نمی‌گذارد، بلکه از کانال دسترسی مقداری به تأمین مالی نیز بر ظرفیت تولید اثرگذارند.

ساختار مدل شامل هفت کنش‌گر است: خانوارها، کارآفرینان، بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای سرمایه‌ای، بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای نهایی، بانک‌ها، بانک مرکزی و دولت. بانک‌ها منابع خود را میان دو نوع اعتبار تخصیص می‌دهند: وام‌های بین‌دوره‌ای برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری و اعتبارات درون‌دوره‌ای سرمایه در گردش برای تأمین هزینه‌های جاری تولید. این تفکیک به مدل اجازه می‌دهد دو سطح متمایز اما مرتبط از شکنندگی را هم‌زمان بازنمایی کند: نخست، شکنندگی

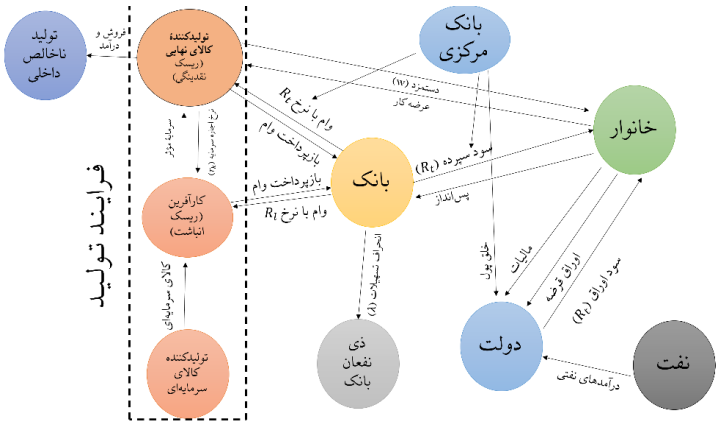
---

1. Christiano et al. (2005)
2. Smets and Wouters (2007)
3. Bernanke et al. (1999)
4. Gertler and Karadi (2011)
5. Rannenberg (2016)

۶. شایان ذکر است ورود درآمدهای نفتی در این مقاله به معنی مدل‌سازی صریح بخش خارجی، بازار ارز یا تعیین درون‌زای نرخ ارز نیست. ازآنجاکه تمرکز پژوهش حاضر بر تبیین رابطهٔ ساختاری میان پول، اعتبار و تولید و بر نقش قید پیشینی تأمین مالی در اقتصاد ایران است، بخش خارجی به‌صورت فروکاست‌یافته و تنها از مجرای نقش مالی- بودجه‌ای درآمدهای نفتی در قید بودجهٔ دولت وارد مدل شده است. بنابراین، متغیر درآمد نفتی در اینجا نمایندهٔ یک منبع مالی برون‌زا دولت است، نه جانشین یک بلوک کامل اقتصاد باز. تحلیل صریح نرخ ارز، تراز تجاری و کانال‌های خارجی می‌تواند در پژوهش‌های بعدی به‌عنوان بسط مدل دنبال شود.

بین‌دوره‌ای انباشت سرمایه از مسیر ترازنامه‌ها، اهرم و ریسک نکول؛ دوم، قید مقداری تأمین مالی بر تولید جاری.

در بسط الگو، چند ویژگی اقتصاد ایران نیز مدنظر قرار گرفته است: بانک‌محور بودن تأمین مالی، اهمیت اصطکاک‌های مالی، امکان انحراف تسهیلات، و بحث موجود دربارهٔ صورت‌بندی قاعدهٔ سیاست پولی در ایران. مطالعات داخلی نشان می‌دهد که اقتصاد ایران با اصطکاک‌های مالی معنی‌دار، رفتار اهرمی بنگاه‌ها و بانک‌ها، و مسائل مرتبط با تخصیص و انحراف اعتبار مواجه است (سید نورانی و همکاران[1]، ۱۳۹۶؛ نوفرستی و عباسقلی‌نژاد[2]، ۱۳۹۷؛ محمدی و جوهری[3]، ۱۳۹۹؛ ملکیان و همکاران[4]، ۱۴۰۰). همچنین در ادبیات داخلی، هم قواعد نرخ‌محور و هم قواعد مبتنی بر کل‌های پولی برای ایران بررسی شده است (کمیجانی و توکلیان[5]، ۱۳۹۱؛ بیات و همکاران[6]، ۱۳۹۶). از این رو، قاعدهٔ سیاست پولی به‌کاررفته در این مقاله باید به‌عنوان یک تقریب تحلیلی از موضع سیاست پولی فهم شود، نه به‌مثابهٔ توصیف نهادی کامل رفتار بانک مرکزی ایران. در شکل (۲) خلاصه الگو به‌تصویر کشیده شده است.



شکل ۲. الگوی پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش

خانوار نماینده، ترجیحات بین‌دوره‌ای استاندارد دارد و مطلوبیت انتظاری او از رابطهٔ (۱) به

---

1. Seyednoorani et al. (2019)
2. Noferesti and Abbasgholi Nezhad (2018)
3. Mohammadi and Johari (2020)
4. Malekian et al. (2021)
5. Tavakolian and Akbar Komijani (2012)
6. Bayat et al. (2017)

دست می‌آید:

$$\max E_t \left\{\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [\ln(C_{t+i} - hC_{t+i-1}) - \frac{\chi}{1+\varphi} l_{t+i}^{1+\varphi}]\right\} \quad (۱)$$

که در آن $0 < \beta < 1$، $0 < h < 1$ و $\chi, \varphi > 0$. همچنین β، عامل تنزیل بین‌دوره‌ای خانوار است. پارامتر h شدت عادت‌پذیری مصرف را نشان می‌دهد. پارامتر χ وزن عدم مطلوبیت ناشی از کار را نسبت به مطلوبیت مصرف تعیین می‌کند و ϕ معکوس کشش عرضه نیروی کار فریش[1] است. مصرف C_t از تجمیع انواع کالاهای مصرفی در قالب یک سبد با کشش جانشینی ثابت تشکیل می‌شود و l_t بیانگر ساعات کار عرضه‌شده به بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی است. مجموع سپرده‌های بانکی و اوراق بدهی دولتی که خانوار نگه می‌دارد با B_t^T نمایش داده می‌شود. خانوار درآمد خود را از دستمزد (w_t)، بازده دارایی‌ها و سود خالص دریافت می‌کند و قید بودجه او به‌صورت زیر است:

$$C_t = w_t l_t + \pi_t - T_t + R_t B_{t-1}^T - B_t^T \quad (۲)$$

که در آن π_t خالص دریافتی و T_t مالیات مقطوع را نشان می‌دهد. بهینه‌سازی خانوار منجر به معادلهٔ اویلر مصرف می‌شود که به‌صورت رابطه (۳) نمایش داده می‌شود:

$$\varrho_t = \beta E_t \left[\varrho_{t+1} \frac{R_t}{\Pi_{t+1}}\right] \quad (۳)$$

که در آن ϱ مطلوبیت نهایی مصرف و $\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ نشان‌دهنده تورم است و P_t بیانگر قیمت‌هاست.

بنگاه‌های تولیدکنندهٔ کالای سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری را با وجود هزینه‌های تعدیل به سرمایه فیزیکی جدید تبدیل می‌کنند و در محیط رقابت انحصاری فعالیت دارند. تقاضا برای کالای بنگاه i برابر است با:

$$Y_t(i) = \left(\frac{p_t(i)}{P_t}\right)^{-\varepsilon} Y_t, \quad (۴)$$

که در آن $\varepsilon > 1$ کشش جانشینی میان کالاهای متمایز، P_t سطح عمومی قیمت‌ها و Y_t تولید یا مخارج کل اقتصاد است. قیمت نسبی $\frac{p_t(i)}{P_t}$ تعیین‌کننده سهم هر بنگاه از تقاضای کل است.

[1]. Frisch elasticity of labor supply

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی، نیروی کار را از خانوارها و خدمات سرمایه را از کارآفرینان استخدام می‌کنند. تابع تولید پایه به‌صورت کاب-داگلاس تعریف می‌شود:

$$Y_t(i) = \exp(a_t)K_t(i)^{\alpha} l_t(i)^{1-\alpha} \quad (۵)$$

که در آن a_t تکانهٔ بهره‌وری با میانگین صفر است. در نسخهٔ توسعه‌یافتهٔ مدل، تولید علاوه بر نهاده‌های متعارف، به دسترسی به اعتبار سرمایه در گردش نیز وابسته است. در فرم لگاریتم-خطی، رابطهٔ تولید به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y_t = a_t + \alpha(u_t + k_{t-1}) + (1-\alpha)l_t + \chi_{wc}\, wc_tight_t \quad (۶)$$

پارامتر $\chi_{wc} \geq 0$ شدت اثر تنگنای اعتباری بر تولید را نشان می‌دهد. هرچه این پارامتر بزرگ‌تر باشد، تولید به تأمین مالی پیشینی وابسته‌تر است.

منظور از سرمایه در گردش در این مقاله، نه مفهوم حسابداریِ تفاوت دارایی‌های جاری و بدهی‌های جاری، بلکه شکاف تأمین مالی میان پرداخت هزینه‌های جاری تولید و تحقق درآمد فروش است (کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۵؛ فرناندز-کُرگِندو و همکاران[1]، ۲۰۱۱). بر این اساس، فرض می‌شود بنگاه‌های نهایی باید سهمی از هزینهٔ دستمزد و خدمات سرمایه را پیش از فروش محصول تأمین مالی کنند. اعتبار موردنیاز ($L_t^{r,req}$) بنگاه به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L_t^{r,req} = \psi_L w_t l_t + \psi_K r_t^k K_{t-1} \quad (۷)$$

در اینجا ψ_L و ψ_K به‌ترتیب سهم نیاز به تأمین مالی پیشینی برای دستمزد و خدمات سرمایه را نشان می‌دهند. در نسخه پایه راننبرگ (۲۰۱۶)، این اعتبار صرفاً ابزار پرداخت پیشاپیش بود و از حیث مقدار با اصطکاک مستقلی مواجه نمی‌شود. در الگوی حاضر، عرضه واقعی اعتبار سرمایه در گردش (L_t^r) از رابطهٔ (۸) پیروی می‌کند:

$$L_t^r = \rho_{L_r} L_{t-1}^r + (1-\rho_{L_r})L_t^{r,req} + \varepsilon_t^{L_r} \quad (۸)$$

که در آن $\rho_{L_r} \in (0,1)$ درجه پایداری عرضه اعتباری و $\varepsilon_t^{L_r} \sim N(0, \sigma_{L_r}^2)$ شوک عرضه اعتبار است. شکاف اعتباری (wc_gap_t) به‌صورت رابطه (۹) تعریف می‌شود:

$$wc_gap_t = L_t^r - L_t^{r,req} \quad (۹)$$

و شاخص نرمال‌شدهٔ تنگنای اعتباری (wc_tight_t) که در تابع تولید وارد می‌شود عبارت است از:

$$wc_tight_t = \frac{L_t^r - L_t^{r,req}}{L_{ss}^r} \quad (۱۰)$$

[1]. Corugedo et al. (2011)

این سازوکار بیان می‌کند که حتی در صورت همسویی نرخ وام سرمایه در گردش با نرخ سیاستی، محدودیت مقداری یا شوک عرضه می‌تواند مستقیماً ظرفیت تولید را محدود کند. زمان‌بندی این سازوکار اهمیت اساسی دارد. در ابتدای دوره، بنگاه با سرمایه ازپیش‌تعیین‌شده و پس از مشاهده شوک‌ها، نیاز اعتباری خود را برای تأمین بخشی از هزینه‌های جاری تعیین می‌کند. سپس بانک‌ها اعتبار تحقق‌یافته را عرضه می‌کنند، شکاف اعتباری شکل می‌گیرد، و تولید در همان دوره تحت این قید محقق می‌شود. در پایان دوره، فروش انجام می‌شود و وام کوتاه‌مدت تسویه می‌شود. بنابراین، متغیر wc_tight_t در معادلهٔ تولید یک قید درون‌دوره‌ایِ مقدم بر تحقق تولید است، نه متغیری که پس از تحقق تولید تعیین شود.

بنگاه‌های نهایی با چسبندگی اسمی از نوع کالوو[1] مواجه‌اند؛ در هر دوره فقط سهم $1-\xi^P$ از بنگاه‌ها امکان تعدیل بهینهٔ قیمت را دارند و سایر بنگاه‌ها قیمت خود را بر اساس تورم گذشته و تورم روند شاخص‌بندی می‌کنند. این بخش همان سازوکار استاندارد چسبندگی اسمی در الگوهای کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) و اسمتس و ووترس (۲۰۰۷) را دنبال می‌کند.

در بخش مالی، مطابق رویکرد گرتلر و کارادی (۲۰۱۱)، بانکداران ریسک‌خنثی هستند و با احتمال ثابت $1-\theta$ از بازار خارج می‌شوند. به تبعیت از رانبرگ (۲۰۱۶)، بانک‌ها دو نوع تسهیلات ارائه می‌کنند: وام‌های بین‌دوره‌ای ریسکی L_t^e برای تأمین خرید سرمایه توسط کارآفرینان، و وام‌های درون‌دوره‌ای L_t^r برای تأمین سرمایه در گردش. قید انگیزشی صریح فقط برای وام‌های بین‌دوره‌ای در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌شود بانکدار می‌تواند سهمی $0 \le \lambda \le 1$ از دارایی‌ها را منحرف کند؛ از این رو، سپرده‌گذاران فقط زمانی منابع خود را در اختیار بانک قرار می‌دهند که ارزش تداوم فعالیت بانک از منفعت نکول کمتر نباشد، یعنی:

$$\mathrm{V_t^b}(q) \geq \lambda L_t^e(q) \qquad (11)$$

که در آن $V_t^b(q)$ ارزش فعلی مورد انتظار ثروت آتی بانکدار است، λ میزان انحراف تسهیلات توسط بانک‌ها و $\mathrm{L^e}$ وام‌های دریافتی توسط کارآفرینان است. در الگوی حاضر، وام‌های سرمایه در گردش به‌عنوان اعتبارات کوتاه‌مدتی در نظر گرفته می‌شوند که نسبت به وام‌های بین‌دوره‌ای سرمایه‌گذاری با مسئلهٔ عاملیت ضعیف‌تری مواجه‌اند. هدف این فرض آن است که دو کانال از یکدیگر تفکیک شود: نخست، شکنندگی ترازنامه‌ای و قید اهرمی در تأمین مالی انباشت؛ دوم، قید

[1]. Calvo
در سازوکار کالوو، امکان تعدیل قیمت در هر دوره به‌صورت تصادفی فقط برای بخشی از بنگاه‌ها فراهم است و سایر بنگاه‌ها قیمت خود را بر اساس قاعدهٔ شاخص‌بندی یا قیمت پیشین ادامه می‌دهند

مقداری تأمین مالی بر تولید جاری. وارد کردن مسئلهٔ عاملیت به هر دو نوع اعتبار، هرچند ممکن است از حیث واقع‌گرایی مطلوب باشد، در این مرحله شفافیت تحلیلی مدل را کاهش می‌دهد.

ترازنامه بانک برای وام‌های بین‌دوره‌ای از رابطه (۱۲) تبعیت می‌کند:

$$L_t^e(q) = N_t^b(q) + B_{b,t}(q) \qquad (۱۲)$$

که $B_{b,t}$ سپرده‌های جذب‌شده و $N_t^b(q)$ ارزش خالص بانک‌هاست. در تعادل، بانک‌ها نسبت ثابتی میان وام‌های بین‌دوره‌ای و ارزش خالص خود انتخاب می‌کنند و از این مسیر اهرم بانکی تعیین می‌شود.

کارآفرینان در پایان دوره t موجودی سرمایه K_t^j را به قیمت Q_t خریداری می‌کنند، این خرید را از محل ارزش خالص خود و وام بانکی تأمین مالی می‌کنند. سرمایه خریداری‌شده در معرض ریسک خاص قرار دارد و در دورهٔ بعد بازده سرمایه را ایجاد می‌کند. آستانهٔ نکول از رابطهٔ (۱۳) به دست می‌آید:

$$\bar{\omega}_{t+1}^j R_{t+1}^K P_t Q_t K_t^j = R_t^L P_t L_t^j \qquad (۱۳)$$

برای مقادیر $\omega_{t+1}^j < \bar{\omega}_{t+1}^j$ کارآفرین نکول می‌کند و بانک دارایی را با تحمل هزینهٔ ورشکستگی تصاحب می‌نماید. این سازوکار همان کانال استاندارد شتاب‌دهندهٔ مالی را در بخش انباشت سرمایه فعال می‌کند.

برای مدل‌سازی رفتار سیاست پولی، از یک قاعده تیلور تعدیل‌شده استفاده می‌شود.

$$\begin{aligned} R_t - 1 = (1-\rho_i)\big[&R - 1 + \psi_\pi \log(\Pi_t) - \log(\Pi^*) \\ &+ \psi_y(\log(Y_t) - \log(Y_t^*))\big] \\ &+ \rho_i(R_{t-1} - 1) + e_t^i, \end{aligned} \qquad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴)، بانک مرکزی نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت (R_t) را بر حسب نرخ بهره تعادلی بلندمدت (R)، انحراف تورم از هدف $(\Pi_t - \Pi^*)$، وضعیت بخش واقعی $(Y_t - Y^*)$ و جزء هموارسازی نرخ بهره $(\rho_i(R_{t-1} - 1))$ تعیین می‌کند و e_t^i بیانگر تکانهٔ پولی است. همان‌گونه که گفته شد، این قاعده باید به‌عنوان تقریب تحلیلی از موضع سیاست پولی در ایران فهم شود.

دولت در اقتصاد ایران از ترکیبی از منابع مالی برای تأمین مخارج خود استفاده می‌کند: مالیات‌ستانی، انتشار اوراق بدهی، درآمدهای نفتی و خلق پول. قید بودجه دولت به‌صورت رابطه (۱۵) نوشته می‌شود:

$$G_t + R_t B_{g,t-1} = T_t + B_{g,t} - B_{g,t-1} + MB_t + OR_t + e_t^g \qquad (۱۵)$$

که در آن $B_{g,t}$ اوراق بدهی دولت، MB_t جزء پولی تأمین مالی دولت (حق‌الضرب)، و OR_t درآمدهای نفتی است. عبارت e_t^g تکانهٔ مالی را نشان می‌دهد که به صورت فرایند برون‌زا با میانگین

صفر و ورایانس σ_g^2 تعریف می‌شود. برای مدل‌سازی پویایی منابع مالی دولت، اجزای اصلی از فرایندهای خودرگرسیونی مرتبه اول تبعیت می‌کند.

برای بستن مدل، شرط تسویهٔ بازار (قیود کلان و روابط تجمیعی) به‌صورت رابطهٔ (۱۶) برقرار است:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \qquad (۱۶)$$

علاوه بر آن، روابط تجمیعی استاندارد شامل تابع تولید کل، قانون حرکت سرمایه با هزینه‌های تعدیل، تجمیع مصرف بخش‌های مختلف، و تجمیع اعتبارات برقرار است. از این رو، کل تسهیلات اقتصاد از دو جزء وام‌های بین‌دوره‌ای (L_t^e) و اعتبارات سرمایه در گردش (L_t^r) تشکیل می‌شود:

$$L_t = L_t^e + L_t^r \qquad (۱۷)$$

در مجموع، الگوی حاضر دو سازوکار مالی متمایز اما درهم‌تنیده را در یک چارچوب واحد گرد می‌آورد: سازوکار نخست، از مسیر اهرم، نکول، و محدودیت‌های ترازنامه‌ای بر انباشت سرمایه و پویایی مالی بین‌دوره‌ای اثر می‌گذارد؛ سازوکار دوم، از مسیر شکاف میان اعتبار موردنیاز و اعتبار تحقق‌یافته، مستقیماً تولید جاری را مقید می‌کند. سهم اصلی مقاله در همین سازوکار دوم نهفته است؛ زیرا به مدل اجازه می‌دهد نقش پیشینی و مقداری اعتبار را در تعیین ظرفیت تولید به‌طور صریح وارد تحلیل کند.

۵- داده‌ها، برآورد بیزی، و مقداردهی

در این پژوهش از رویکردی ترکیبی شامل مقداردهی و برآورد بیزی استفاده شده است. منطق این انتخاب آن است که پارامترهای نسبتاً پایدار و نهادی، تا حد امکان، بر اساس مطالعات پیشین، داده‌های اقتصاد ایران، یا محاسبات وضعیت یکنواخت مقداردهی شوند؛ در مقابل، پارامترهایی که بیشتر به رفتار عاملان، شدت اصطکاک‌ها، و پویایی‌های کوتاه‌مدت وابسته‌اند، با استفاده از روش بیزی برآورد شوند. این راهبرد با توجه به محدودیت طول نمونهٔ سالانه، امکان تفکیک میان پارامترهای نسبتاً ساختاری و پارامترهای نیازمند یادگیری از داده را فراهم می‌کند.

داده‌های مورد استفاده بازهٔ زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۱ را پوشش می‌دهد و از منابع بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول گردآوری شده‌اند. مقادیر مربوط به نرخ تورم، نرخ بهره و نسبت مخارج دولت به تولید نیز بر مبنای همین داده‌ها محاسبه شده‌اند. افزون بر این، در تعیین برخی پارامترهای نهادی از شواهد نهادی اقتصاد ایران استفاده شده است. برای مثال،

با توجه به این نکته که در ساختار حقوقی ایران سازوکار روشنی برای فروش بنگاه به‌عنوان یک واحد اقتصادی در فرایند ورشکستگی وجود ندارد (رمضانی و تفرشی[1]، ۱۳۹۹)، هزینهٔ ورشکستگی کارآفرین با اتکا به کارلستروم و فوئرست[2] (۱۹۹۷) و با لحاظ شرایط ایران در بازه‌ای معقول در نظر گرفته شده است.[3] همچنین احتمال بقای کارآفرینان با استفاده از اطلاعات مرتبط با شاخص دیده‌بانی کارآفرینی جهانی محاسبه شده است.

جدول ۲ مقادیر پیشین و پسین پارامترهای برآوردی را گزارش می‌کند. برای پارامترهایی مانند کشش عرضهٔ کار فریش، عادت مصرفی، شاخص‌بندی قیمت‌ها، ضرایب قاعدهٔ سیاست پولی، و هزینهٔ تعدیل سرمایه‌گذاری، میانگین‌های پیشین بر مبنای مطالعات داخلی یا پژوهش‌های نزدیک به ساختار الگوی حاضر انتخاب شده‌اند. در مقابل، برای برخی پارامترهای کلیدی مقالهٔ حاضر، از جمله شدت اثر تنگنای اعتباری χ_{wc}، سهم تأمین مالی پیشینی برای دستمزد و خدمات سرمایه ψ_L, ψ_K، و درجهٔ پایداری عرضهٔ اعتبار ρ_{L_r}، برآوردهای مستقیم و تثبیت‌شده‌ای در ادبیات موجود یافت نشد. ازاین‌رو، مقدار پیشین این پارامترها با اتکا به سه معیار تعیین شد: سازگاری با منطق نظری مدل، قرار گرفتن در دامنه‌های مجاز اقتصادی، و ایجاد رفتار پویای معقول در شبیه‌سازی مبنا جهت مقایسهٔ سناریوهای مختلف.

جدول ۲: جدول مقادیر پیشین و پسین پارامترها

نماد	توضیحات	میانگین پیشین	منبع میانگین پیشین	میانگین پسین	دامنه اطمینان ۹۰ درصد		توزیع	انحراف معیار پسین
φ	کشش عرضه کار فریش	۰/۴۵۲۴	توکلیان و کمیجانی[4] (۱۳۹۱)	۰/۳۳۲۱	۰/۲۶۱۸	۰/۴۱۰۸	بتا	۰/۰۵
h	عادت مصرفی خانوار	۰/۷۹	داوودی و باستان‌زاد[5] (۱۳۹۹)	۰/۸۱۱۵	۰/۷۳۳۰	۰/۸۹۴۱	بتا	۰/۰۵

[1]. Ramezani and Tafreshi (2020)
[2]. Carlstrom and Fuerst (1997)
[3]. منظور از «بازهٔ معقول» دامنه‌ای است که هم با مقادیر متعارف هزینهٔ ورشکستگی در ادبیات شتاب‌دهندهٔ مالی، به‌ویژه کارلستروم و فوئرست (۱۹۹۷)، سازگار باشد و هم ویژگی‌های نهادی اقتصاد ایران را منعکس کند. در ایران، ضعف بازار فروش بنگاه، هزینه‌های حقوقی و اداری تصفیه، و نقدشوندگی پایین دارایی‌ها می‌تواند اتلاف ناشی از ورشکستگی را افزایش دهد؛ ازاین‌رو این پارامتر به‌صورت کالیبره‌شده در بازهٔ ۲۰ تا ۳۶ درصد در نظر گرفته شده است.
[4]. Tavakolian and Akbar Komijani (2012)
[5]. Davoudi and Bastanzad (2020)

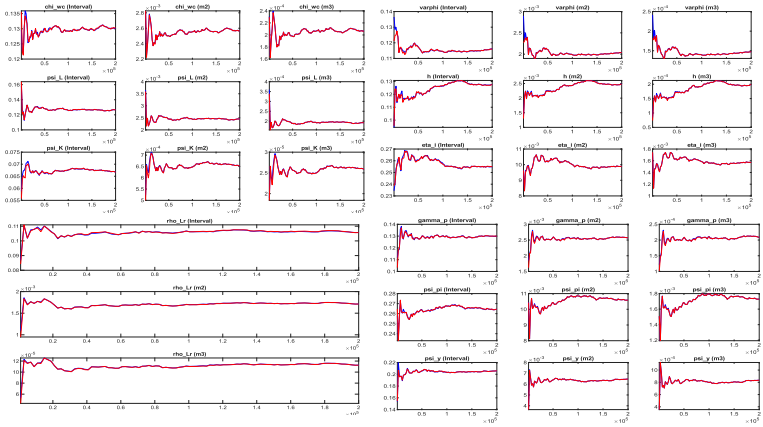
نماد	توضیحات	میانگین پیشین	منبع میانگین پیشین	میانگین پسین	دامنه اطمینان ۹۰ درصد		توزیع	انحراف معیار پسین
η_i	تعدیل سرمایه‌گذاری	۴/۳	متوسلی و همکاران[1] (۱۳۸۹)	۴/۲۵۵۷	۴/۰۹۰۹	۴/۴۱۶۸	نرمال	۰/۱
γ_P	شاخص‌بندی قیمت‌ها	۰/۴۱	جعفری صمیمی[2] و همکاران (۱۳۹۵)	۰/۴۳۱۸	۰/۳۵۲۶	۰/۵۱۹۱	بتا	۰/۰۵
ψ_π	ضریب تورم	۱/۴۷	داوودی و باستان‌زاد (۱۳۹۹)	۱/۷۵۹۱	۱/۵۹۱۵	۱/۹۲۹۰	نرمال	۰/۱
ψ_y	ضریب شکاف محصول	۰/۲۲	داوودی و باستان‌زاد (۱۳۹۹)	۰/۱۶۳۰	۰/۰۳۴۳	۰/۲۹۹۵	نرمال	۰/۱
χ_{wc}	شدت اثر تنگنای اعتباری	۰/۳	انتخابی	۰/۳۰۷۲	۰/۲۲۳۶	۰/۳۹۰۲	بتا	۰/۰۵
ψ_L	تقدم نقدینگی برای تأمین مالی نیروی کار	۰/۵	انتخابی	۰/۵۲۵۸	۰/۴۴۶۲	۰/۶۰۸۵	بتا	۰/۰۵
ψ_K	تقدم نقدینگی برای تأمین مالی سرمایه	۰/۵	انتخابی	۰/۷۳۹۹	۰/۷۰۱۸	۰/۷۸۴۳	بتا	۰/۰۵
ρ_{Lr}	پایداری عرضهٔ اعتبار	۰/۷	انتخابی	۰/۵۴۴۲	۰/۴۷۶۷	۰/۶۱۲۴	بتا	۰/۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

برای ارزیابی همگرایی زنجیره‌های مارکوف در برآورد بیزی، از شاخص بروکس-گلمن[3] استفاده شده است. نمودار ۱ نشان می‌دهد که زنجیره‌های حاصل از الگوریتم شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو[4] به‌تدریج به توزیع پسین مشترک همگرا می‌شود. این امر بیانگر کفایت اجرای الگوریتم از حیث عددی است، هرچند به‌تنهایی به معنی شناسایی قوی همهٔ پارامترها از سوی داده‌ها نیست. در برخی پارامترها، از جمله ψ_π همگرایی نسبت به سایرین کندتر است؛ با این حال، نبود

[1] . Motavaseli et al. (2010)
[2] . Jafari Samimi et al. (2016)
[3]. Brooks–Gelman
[4]. Markov Chain Monte Carlo

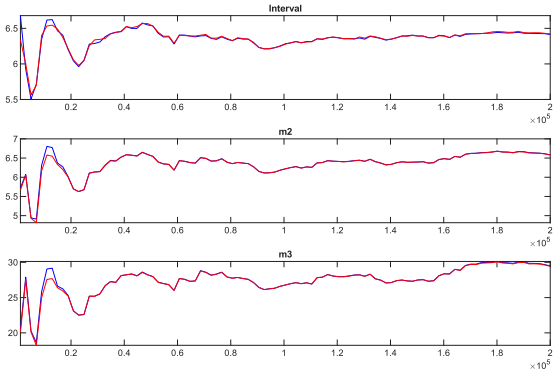
شکاف پایدار در شاخص بروکس-گلمن[1]، همراه با نتایج آزمون گوئکه[2] و نزدیکی آمارهای پسین در زنجیره‌های مستقل، نشان می‌دهد که مسئلهٔ عدم همگرایی مؤثر وجود ندارد.



نمودار (۱). شاخص بروکس-گلمن (شبیه‌سازی زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو MCMC)

منبع یافته‌های پژوهش

نمودار ۲ پایداری گشتاورهای توزیع پسین را در طول اجرای الگوریتم نشان می‌دهد. با افزایش تعداد تکرارها، بازهٔ اعتباری و گشتاورهای دوم و سوم به‌تدریج هموار می‌شود و در نیمهٔ دوم نمونه به مسیر نسبتاً پایدار می‌رسد. این الگو نیز مؤید آن است که الگوریتم از حیث عددی به ناحیهٔ باثباتی از توزیع پسین وارد شده است.

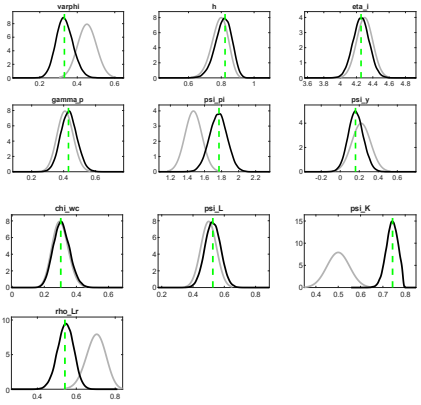


نمودار (۲). پایداری گشتاورهای توزیع پسین

[1]. Brooks–Gelman convergence diagnostic
[2]. Geweke diagnostic test

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳ مقایسهٔ توزیع‌های پیشین و پسین را برای پارامترهای برآوردی ارائه می‌کند. برای برخی پارامترها، از جمله ψ_π، ψ_K و ρ_{L_r}، جابه‌جایی معنی‌دار توزیع پسین نسبت به پیشین نشان می‌دهد که داده‌ها نقش فعالی در بازنگری باورهای اولیه ایفا کرده‌اند. در مقابل، برای پارامترهایی مانند χ_{wc} و h تفاوت میان پیشین و پسین محدودتر است؛ امری که نشان می‌دهد این پارامترها بیش از سایرین تحت تأثیر مفروضات اولیه باقی مانده‌اند. از این رو، تفسیر نتایج مربوط به آن‌ها باید با احتیاط بیشتری انجام شود.



نمودار ۳. مقایسهٔ توزیع پیشین و پسین

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳ نیز پارامترهای مقداردهی‌شده و محاسبات مقادیر در وضعیت یکنواخت را نشان می‌دهد.

جدول ۳. مقداردهی و برآورد پارامترها و محاسبات مقادیر یکنواخت

پارامتر	توضیح	مقدار	منبع
β	عامل تنزیل خانوار	۰/۹۷۶۷	اسلاملوئیان و استادزاد[1] (۱۳۹۳)
α	کشش سرمایه‌ای تولید	۰/۴۲	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴۲	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
θ	احتمال بقای بانک‌دارها	۰/۹۷۲	قاسمی و اکبری‌مقدم[2] (۱۳۹۸)
γ	احتمال بقای کارآفرین	۰/۹۵۸	محاسبات پژوهش
ξ^P	پارامتر چسبندگی قیمت	۰/۴۷۶۳	همتی و توکلیان[3] (۱۳۹۷)

[1]. Eslamloueyan and Ostadzad (2014)
[2]. Ghasemi and Akbari Moghaddam (2020)
[3]. Hematy and Tavakolian (2019)

μ	هزینه ورشکستگی کارآفرین[1]	۰/۲۸	کارلستروم و فوئرست (۱۹۹۷)
Π	میانگین تورم	۰/۲۳۲۸	محاسبات پژوهش
$R^L - R$	شکاف ۴	۰/۰۴۵۴	امیری و همکاران[2] (۱۳۹۹)
$R^b - R$	شکاف ۲	۰/۰۴۱۲۸	زروکی و همکاران[3] (۱۳۹۵)
$\frac{G}{Y}$	سهم مخارج دولت در GDP	۰/۲۰۳۷	محاسبات پژوهش
ϕ_b	اهرم بانکی	۰/۷۹۰۷	محاسبات پژوهش
R^b	نرخ بازده پرتفوی بانک	۰/۱۵	مهربان‌پور و همکاران[4] (۱۳۹۶)
R	نرخ بهره اسمی	۰/۱۶۵۸	محاسبات پژوهش
ρ_i	هموارسازی نرخ بهره	۰/۷۷۶۲	محاسبات پژوهش
ρ_{mb}	هموارسازی حق‌الضرب	۰/۲۶۹۲	رعنائی و همکاران[5] (۱۴۰۲)
ρ_{oil}	هموارسازی درآمد نفتی	۰/۷۰۳	محاسبات پژوهش
ρ_t	هموارسازی مالیات	۰/۸۷۸	محاسبات پژوهش
ρ_{Bg}	هموارسازی بدهی دولت	۰/۹۳۰۴	محاسبات پژوهش
ε	کشش جانشینی کالاها	۴/۳۳	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- تحلیل نتایج

در این بخش، ابتدا واکنش متغیرهای کلان به تکانه‌های پولی و مالی در حالت مبنا بررسی می‌شود. سپس، برای ارزیابی نقش قید پیشینی اعتبار، نتایج در سناریوهای مختلف شدت اثر تنگنای اعتباری (χ_{wc}) و پایداری عرضهٔ اعتبار (ρ_{Lr}) مقایسه می‌شود. تمرکز تحلیل بر این است که آیا و چگونه شکاف میان اعتبار موردنیاز و اعتبار تحقق‌یافته می‌تواند مسیر انتقال تکانه‌ها را در بخش حقیقی و اعتباری اقتصاد تغییر دهد.

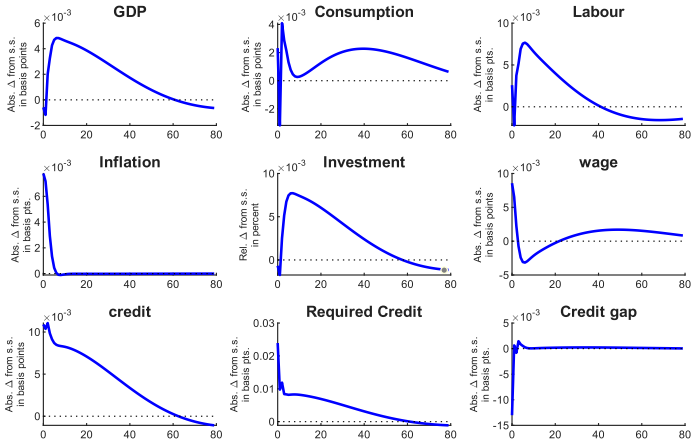
۱-۶. تکانهٔ پولی انبساطی

نمودار ۴ واکنش متغیرهای کلان به یک تکانهٔ پولی انبساطی را در حالت مبنا نشان می‌دهد. کاهش نرخ بهره موجب افزایش سرمایه‌گذاری، اشتغال، تولید، دستمزد و تورم می‌شود. با این حال، این واکنش صرفاً از مسیر قیمت‌ها و تقاضا شکل نمی‌گیرد. اعتبار موردنیاز بلافاصله پس از شوک افزایش می‌یابد، در حالی که عرضهٔ اعتبار با وقفه و شیبی ملایم‌تر تعدیل می‌شود. حاصل

[1] به عبارت دیگر یعنی قیمت خرید بنگاه ورشکسته.

[2]. Amiri et al. (2020)
[3]. Zaroki et al. (2017)
[4]. Mehrabanpour (2017)
[5]. Raanaei et al. (2024)

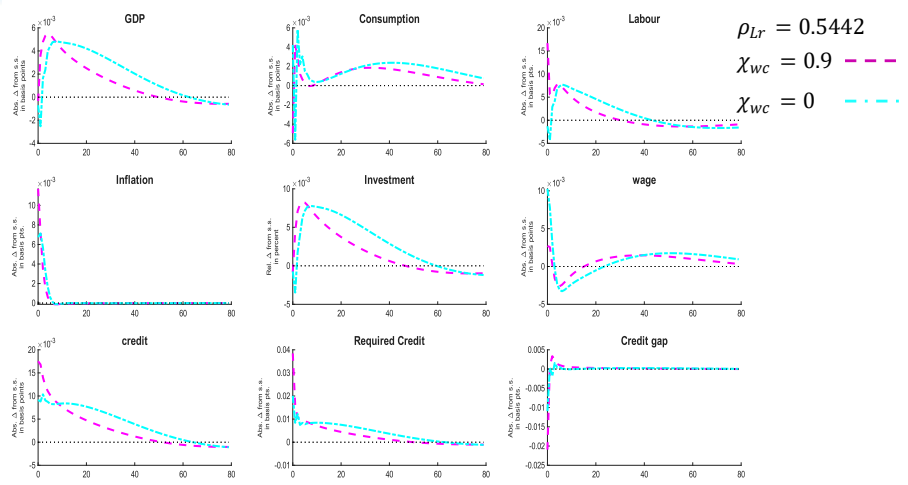
این ناهم‌زمانی، شکل‌گیری شکاف اعتباری است که بخشی از اثر انبساطی اولیه را خنثی می‌کند. بنابراین، حتی در سناریوی مبنا نیز انتقال سیاست پولی به کفایت و سرعت تعدیل اعتبار وابسته است.



نمودار ٤. تکانهٔ پولی انبساطی درحالت استاندارد

منبع: یافته‌های پژوهش

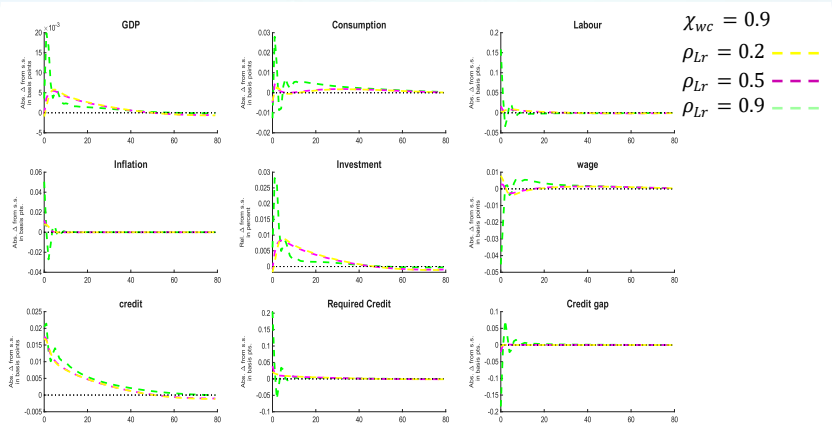
برای تفکیک نقش قید اعتباری، ابتدا حالتی بررسی می‌شود که درجهٔ پایداری عرضهٔ اعتبار در مقدار برآوردی آن ثابت نگه داشته می‌شود و فقط شدت اثر تنگنای اعتباری تغییر می‌کند. نتایج نمودار ۵ نشان می‌دهد که فعال بودن قید سرمایه در گردش، هم اندازه و هم شکل زمانی واکنش‌ها را تغییر می‌دهد. در حالت $\chi_{wc} = 0.9$، تولید و سرمایه‌گذاری سریع‌تر به اوج می‌رسد، اما بازگشت آن‌ها به وضعیت یکنواخت نیز فشرده‌تر و همراه با نوسان کوتاه‌مدت شدیدتری است. در مقابل، در حالت $\chi_{wc} = 0$، واکنش‌ها هموارتر و ماندگارترند. در بخش اعتباری نیز، در حالت فعال بودن قید، اعتبار موردنیاز بیشتر افزایش می‌یابد و شکاف اعتباری منفی‌تری شکل می‌گیرد. این یافته نشان می‌دهد که هرچه تولید به تأمین مالی پیشینی وابسته‌تر باشد، تکانهٔ پولی بیش از آنکه صرفاً یک تحریک تقاضا باشد، به مسئله‌ای دربارهٔ هماهنگی میان اعتبار و فعالیت واقعی تبدیل می‌شود.



نمودار ۵. تکانهٔ پولی انبساطی در سناریوی اول

منبع: یافته‌های پژوهش

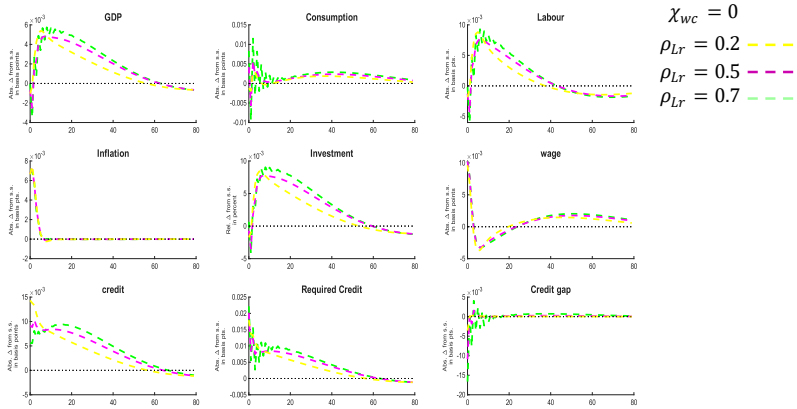
در گام بعد، شدت قید اعتباری در سطح بالا ($\chi_{wc} = 0.9$) ثابت نگه داشته می‌شود و فقط پایداری عرضهٔ اعتبار تغییر می‌کند. مطابق نمودار ۶، افزایش ρ_{Lr} واکنش متغیرها را تشدید می‌کند. در سطوح بالاتر پایداری اعتباری، تولید، سرمایه‌گذاری و تورم جهش اولیه بزرگ‌تری را تجربه می‌کند، اما این مسیر با نوسان بیشتر و بازگشت سریع‌تر همراه است. در مقابل، سطوح پایین‌تر ρ_{Lr} واکنش‌ها را هموارتر و کم‌دامنه‌تر می‌سازد. در بخش اعتباری نیز، افزایش ρ_{Lr} سبب می‌شود اعتبار عرضه‌شده و اعتبار موردنیاز برای مدت طولانی‌تری از سطح یکنواخت فاصله بگیرد و شکاف اعتباری دامنه بیشتری پیدا کند. بنابراین، در حضور قید فعال سرمایه در گردش، پایداری بیشتر عرضهٔ اعتبار به معنی انتقال قوی‌تر، اما پرنوسان‌ترِ تکانهٔ پولی است.



نمودار ٦. تکانهٔ پولی انبساطی در سناریوی دوم

منبع: یافته‌های پژوهش

برای آنکه نقش مستقل قید سرمایه در گردش روشن‌تر شود، نمودار ۷ همان تغییرات ρ_{Lr} را در حالتی نشان می‌دهد که $\chi_{wc} = 0$ است. در این رژیم نیز افزایش پایداری اعتبار دامنه نوسانات را بیشتر می‌کند، اما مقایسهٔ نمودارهای ۶ و ۷ نشان می‌دهد که فعال بودن قید سرمایه در گردش ساختار انتقال را تغییر می‌دهد و واکنش‌ها را به افق کوتاه‌مدت متمرکز می‌کند. به بیان دیگر، در حضور قید سرمایه در گردش، همان تغییر در پایداری اعتباری با سرعت بیشتر در بخش حقیقی منعکس می‌شود.



نمودار ۷. تکانهٔ پولی انبساطی در سناریوی سوم

منبع: یافته‌های پژوهش

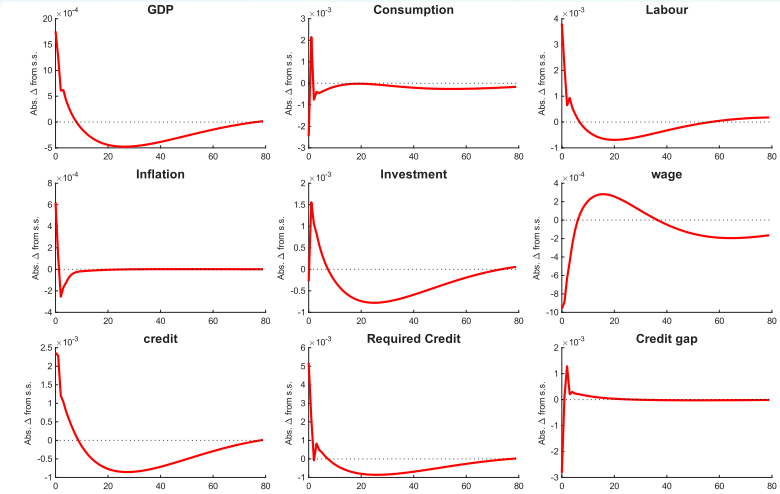
جدول ۴ جمع‌بندی کمّی این نتایج را نشان می‌دهد. سه نکتهٔ اصلی از جدول قابل استخراج است. نخست، افزایش پایداری اعتبار در همه سناریوها دامنه نوسانات متغیرهای حقیقی و اعتباری را افزایش می‌دهد. دوم، فعال بودن قید سرمایه در گردش زمان تحقق اوج تولید و سرمایه‌گذاری را به جلو می‌آورد و واکنش‌ها را در افق کوتاه‌مدت فشرده‌تر می‌کند. سوم، بزرگ‌تر شدن واکنش کوتاه‌مدت الزاماً به معنی افزایش اثر تجمعی نیست؛ در برخی سناریوها جهش بزرگ‌تر اولیه با تعدیل سریع‌تر همراه است و در نتیجه اثر تجمعی محدودتری بر جا می‌گذارد. در مجموع، نتایج این بخش نشان می‌دهد که کارایی سیاست پولی در اقتصاد بانک‌محور نه فقط به اندازهٔ شوک، بلکه به شدت قید اعتباری و پایداری عرضهٔ اعتبار وابسته است.

جدول ٤. شاخص‌های کمّی واکنش اقتصاد به تکانهٔ پولی انبساطی تحت سناریوهای مختلف شدت قید سرمایه در گردش و پایداری اعتباری

χ_{wc}	ρ_{Lr}	حداکثر تولید	زمان تحقق حداکثر تولید	اثر تجمعی تولید	حداکثر سرمایه‌گذاری	زمان تحقق حداکثر سرمایه‌گذاری	اثر تجمعی سرمایه‌گذاری	حداقل شکاف اعتبار	مجموع قدرمطلق شکاف اعتباری
۰	۰/۵۴۴۲	۰/۰۰۴۸	۹	۰/۱۳۸	۰/۰۰۷۷	۹	۰/۲۱۶	−۰/۰۱	۰/۰۲۱
۰	۰/۲	۰/۰۰۵۳	۶	۰/۱۱۸	۰/۰۰۸۴	۶	۰/۱۷۹	−۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۶
۰	۰/۷۵	۰/۰۰۵۷	۹	۰/۱۱۵۶	۰/۰۰۹	۹	۰/۲۴۷۲	−۰/۰۱۶۶	۰/۰۵۷۳
۰/۹	۰/۵۴۴۲	۰/۰۰۵۴	۵	۰/۱۰۶۵	۰/۰۰۸۲	۵	۰/۱۵۷۲۱	−۰/۰۲۰۹	۰/۰۴۰۲
۰/۹	۰/۲	۰/۰۰۵۸	۶	۰/۱۰۸۵	۰/۰۰۸۹	۶	۰/۱۶۱۹	−۰/۰۰۴	۰/۰۰۸۱
۰/۹	۰/۷۵	۰/۰۰۷	۲	۰/۱۰۲۵۹	۰/۰۱۱۱	۳	۰/۱۴۷۶	−۰/۰۵۶۰	۰/۱۰۷۹

۲-۶. تکانهٔ مالی انبساطی

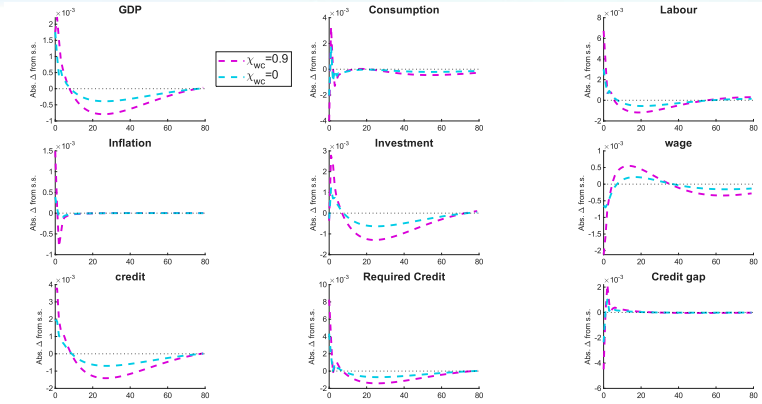
نمودار ۸ واکنش متغیرها به تکانهٔ مالی انبساطی را در حالت مبنا نشان می‌دهد. این تکانه در ابتدا تولید، سرمایه‌گذاری و اشتغال را افزایش می‌دهد، اما این اثر پایدار نیست و متغیرهای واقعی پس از جهش اولیه وارد فاز اصلاح نزولی می‌شوند و سپس به‌تدریج به وضعیت یکنواخت بازمی‌گردند. تورم نیز واکنشی مثبت اما کوتاه‌مدت دارد. در بخش اعتباری، هم اعتبار تحقق‌یافته و هم اعتبار موردنیاز در ابتدا افزایش می‌یابد، اما شکاف اعتباری به‌سرعت میرا می‌شود. بنابراین، در حالت مبنا، تکانهٔ مالی عمدتاً از مسیر تقاضا و تعدیلات کوتاه‌مدت عمل می‌کند و به‌خودی‌خود به یک تنگنای اعتباری پایدار تبدیل نمی‌شود.



نمودار ۸. تکانهٔ مالی انبساطی در حالت استاندارد

منبع: یافته‌های پژوهش

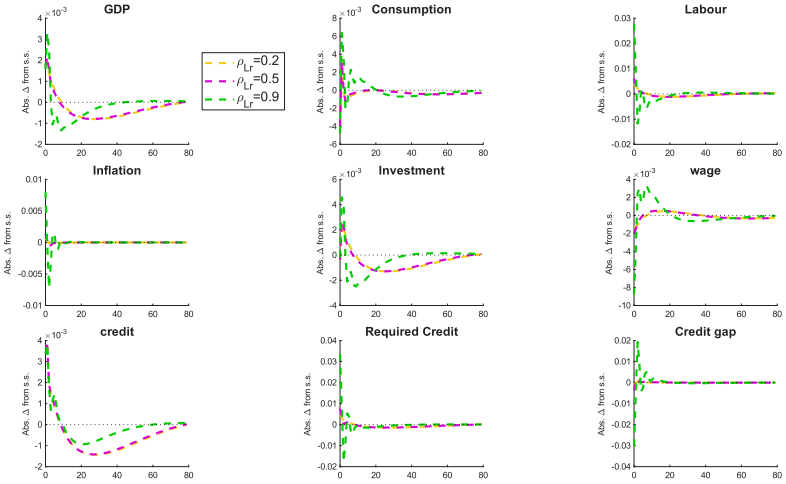
نمودار ۹ اثر تکانهٔ مالی را در حالتی مقایسه می‌کند که پایداری عرضهٔ اعتبار در مقدار برآوردی ثابت است، اما قید سرمایه در گردش فعال یا غیرفعال می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که فعال بودن قید، دامنه نوسان متغیرهای واقعی و اعتباری را افزایش می‌دهد. در حالت $(\chi_{wc} = 0.9)$ تولید و سرمایه‌گذاری جهش اولیه بزرگ‌تری دارند، اما متعاقب آن کاهش عمیق‌تری را نیز تجربه می‌کند. اشتغال و دستمزد نیز در همین رژیم نوسان بیشتری دارد. در بخش اعتباری، اعتبار موردنیاز بیشتر افزایش می‌یابد و شکاف اعتباری عمیق‌تری شکل می‌گیرد. ازآنجاکه این شکاف در رژیم فعال مستقیماً وارد تابع تولید می‌شود، تکانهٔ مالی از یک تحریک تقاضای نسبتاً ملایم به فرآیندی پرنوسان‌تر در تولید و سرمایه‌گذاری تبدیل می‌شود.



نمودار ۹. تکانهٔ مالی انبساطی در سناریوی اول

منبع: یافته‌های پژوهش

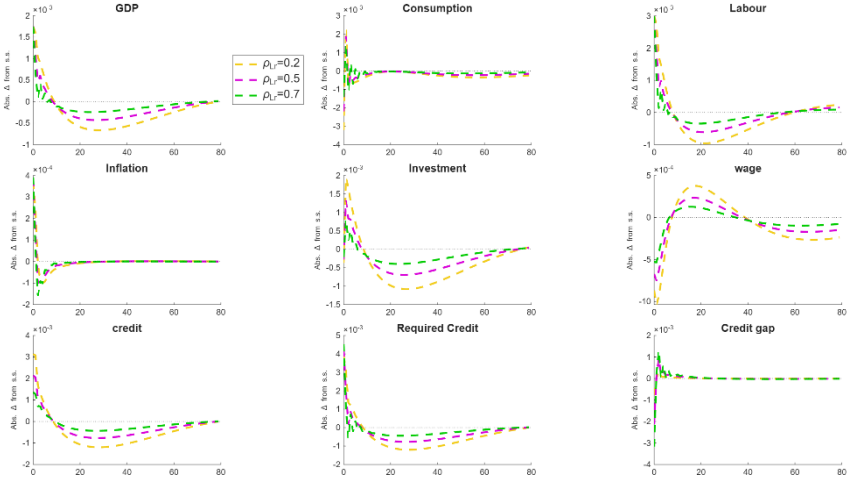
نمودار ۱۰ نشان می‌دهد که در حضور قید فعال سرمایه در گردش، افزایش ρ_{Lr} واکنش متغیرها را نوسانی‌تر و در برخی موارد شدیدتر می‌کند. به‌ویژه در مقادیر بالاتر ρ_{Lr} تولید، سرمایه‌گذاری، اشتغال و متغیرهای اعتباری در دوره‌های اولیه جهش‌های بزرگ‌تری را تجربه می‌کند. در مقابل، در سطوح پایین‌تر پایداری اعتبار، مسیر تعدیل هموارتر و کم‌دامنه‌تر است. بنابراین، وقتی قید پیشینی اعتبار فعال است، درجهٔ پایداری عرضهٔ اعتبار نقش تعیین‌کننده‌ای در شدت انتقال تکانهٔ مالی پیدا می‌کند.



نمودار ۱۰. تکانهٔ مالی انبساطی در سناریوی دوم با $\chi_{wc} = 0.9$

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱۱ همان تغییرات ρ_{Lr} را در حالت $\chi_{wc} = 0$ نشـــان می‌دهد. در این حالت، واکنش‌ها هموارترند و اختلاف میان سناریوها محدودتر است. تغییر پایداری اعتباری اگرچه هنوز بر سـرمایه‌گذاری و برخی متغیرهای اعتباری اثر دارد، اما نقش آن در شـکل‌دهی به واکنش تولید بسیار ضـعیف‌تر از حالتی اسـت که قید سـرمایه در گردش فعال باشـد. بنابراین، در غیاب این قید، تکانهٔ مالی عمدتاً از کانال تقاضا عمل می‌کند؛ اما در حضور آن، همان شوک به اختلالی اعتباری–حقیقی تبدیل می‌شود که می‌تواند نوسانات را تشدید کند.



نمودار ۱۱. تکانهٔ مالی انبساطی در سناریوی سوم با $\chi_{wc} = 0$

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵ این نتایج را به‌صورت فشرده تأیید می‌کند. در رژیم بدون قید سرمایه در گردش، حداکثر تولید تقریباً نسبت به تغییرات ρ_{Lr} حسـاسـیت اندکی دارد و واکنش اولیه سـیاسـت مالی عمدتاً از کانال تقاضـا شـکل می‌گیرد. با این حال، شـاخص‌های تجمعی تولید و سـرمایه‌گذاری در همهٔ سـناریوها منفی‌اند؛ به این معنی که تعدیل بعدی بخشـی از اثر اولیه را مسـتهلک می‌کند. در مقابل، در رژیم فعال بودن قید سـرمایه در گردش، هم حداکثر تولید و هم حداکثر سـرمایه‌گذاری بزرگ‌تر می‌شـود و اختلالات اعتباری نیز تشـدید می‌شـود. به‌ویژه حداقل شـکاف اعتباری عمیق‌تر می‌شـود و مجموع قدرمطلق شـکاف اعتبار افزایش می‌یابد. این نتایج نشـان می‌دهد که در حضـور قید پیشینی اعتبار، پایداری بیشتر عرضهٔ اعتبار می‌تواند آثار تکانهٔ مالی را از حیث حقیقی و اعتباری تشـدید کند، در حالی که در غیاب این قید، نقش آن بیشـتر به تغییر شـکل مسـیر تعدیل محدود می‌ماند.

جدول ۵. شاخص‌های کمّی واکنش اقتصاد به تکانهٔ مالی انبساطی تحت سناریوهای مختلف شدت قید سرمایه در گردش و پایداری اعتباری

χ_{wc}	ρ_{Lr}	حداکثر تولید	زمان تحقق حداکثر تولید	اثر تجمیعی تولید	حداکثر سرمایه‌گذاری	زمان تحقق حداکثر سرمایه گذاری	اثر تجمیعی سرمایه‌گذاری	حداقل شکاف اعتبار	مجموع قدرمطلق شکاف اعتباری
۰	۰/۵۴۴۲	۰/۰۰۱۷۵۳۹	۰	-۰/۰۱۰۸۱۸	۰/۰۰۱۲۰۵۸	۱	-۰/۰۲۰۴۱۲	-۰/۰۰۲۳۵۵	۰/۰۰۶۳۸۷۱
۰	۰/۲	۰/۰۰۱۷۵۳۴	۰	-۰/۰۱۹۷۳۴	۰/۰۰۱۹۴۵۲	۱	-۰/۰۳۴۹۰۱	-۰/۰۰۰۷۸۳۱۲	۰/۰۰۲۱۶۵۸
۰	۰/۷۵	۰/۰۰۱۷۵۰۴	۰	-۰/۰۰۴۴۶۸۴	۰/۰۰۰۶۶۷۲۴	۱	-۰/۰۱۰۱۱۶	-۰/۰۰۳۴۴۴۹	۰/۰۰۹۲۰۴۳
۰/۹	۰/۵۴۴۲	۰/۰۰۲۲۰۲۴	۱	-۰/۰۲۳۳۱۱	۰/۰۰۲۷۷۴	۱	-۰/۰۴۰۸۴۱	-۰/۰۰۴۴۹۴۱	۰/۰۱۲۴۰۹
۰/۹	۰/۲	۰/۰۰۱۹۵۳	۱	-۰/۰۲۳۹۴	۰/۰۰۲۴۰۳۱	۱	-۰/۰۴۱۷۶۶	-۰/۰۰۰۹۲۸۸۷	۰/۰۰۲۵۷۷
۰/۹	۰/۷۵	۰/۰۰۲۶۲۰۴	۱	-۰/۰۲۱۷۴۱	۰/۰۰۳۴۰۳	۱	-۰/۰۳۸۵۳	-۰/۰۱۱۴۵۷	۰/۰۳۲۳۹۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در مجموع، نتایج این بخش از دو جهت حائز اهمیت‌اند. نخست، هر دو تکانهٔ پولی و مالی در اقتصادی که تولید آن به اعتبار پیشینی وابسته است، از مسیر متغیرهای اعتباری انتقال می‌یابد، نه صرفاً از مسیر نرخ‌ها و تقاضای کل. دوم، شدت قید سرمایه در گردش و درجهٔ پایداری عرضهٔ اعتبار دو پارامتر کلیدی در تعیین شکل، شدت و پایداری انتقال تکانه‌ها هستند. از این رو، ارزیابی اثربخشی سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران بدون توجه به این دو سازوکار، تصویری ناقص از پویایی‌های بخش واقعی و مالی ارائه خواهد کرد..

۷- نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی

این پژوهش با این پرسش آغاز شد که آیا می‌توان گزارهٔ «پول و اعتبار شرط امکان تولیدند» را از سطح یک دعوی نظری در سنت نظریهٔ پولی تولید به سطح یک فرضیهٔ ساختاری قابل‌برآورد در چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی منتقل کرد و از این طریق پویایی‌های اقتصاد ایران را دقیق‌تر توضیح داد. پاسخ مقاله به این پرسش مثبت است، اما در معنی مشخص و محدود: نه از مسیر بازسازی همه‌جانبهٔ نظریهٔ پولی تولید، بلکه از طریق عملیاتی‌سازی یکی از دلالت‌های مرکزی آن، یعنی تقدم زمانی و مقداری تأمین مالی بر تحقق تولید.

در سطح نظری، مقاله نشان داد که نظریهٔ پولی تولید صرفاً به مسئلهٔ تحریک تقاضا

فروکاستنی نیست، بلکه بر این ایده استوار است که تولید درون یک ساختار پولی و اعتباری سازمان می‌یابد. از این منظر، پول و اعتبار نه متغیرهایی حاشیه‌ای، بلکه جزء درونی تعیین مقیاس تولیداند. بر همین مبنا، در این پژوهش میان پول در تابع تولید" و پول به‌مثابهٔ قید مقدم بر تولید تمایز گذاشته شد. در صورت‌بندی حاضر، مسئلهٔ اصلی نه وارد کردن پول به‌مثابهٔ نهاده‌ای تکنولوژیک، بلکه نشان دادن این نکته است که شکاف میان اعتبار موردنیاز و اعتبار تحقق‌یافته می‌تواند مستقیماً ظرفیت تولید جاری را مقید سازد.

در سطح مدل‌سازی، در این مقاله یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مالی ارائه شد که در آن دو لایهٔ متمایز اما مرتبط از شکنندگی در کنار یکدیگر قرار می‌گیرد: نخست، شکنندگی بین‌دوره‌ای انباشت سرمایه از مسیر اهرم، ریسک نکول و محدودیت‌های ترازنامه‌ای؛ و دوم، شکنندگی تولید جاری از مسیر قید سرمایه در گردش و محدودیت مقداری اعتبار. از این رو، تولید در الگوی حاضر نه فقط از کانال نرخ بهره یا تقاضای کل، بلکه از مسیر کفایت و پایداری جریان اعتباری نیز تعیین می‌شود.

نتایج کمّی مدل برای اقتصاد ایران نشان داد که وابستگی تولید به تأمین مالی کوتاه‌مدت از نظر ساختاری معنی‌دار است. به‌طور مشخص، هرگاه شکاف میان اعتبار موردنیاز و اعتبار تحقق‌یافته گسترش می‌یابد، بخشی از ظرفیت تولید، حتی بدون تغییرات بسیار بزرگ در متغیرهای قیمتی، مقید می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که شدت قید اعتباری و درجهٔ پایداری عرضهٔ اعتبار، هر دو، در تعیین شکل و شدت انتقال تکانه‌های پولی و مالی نقش اساسی دارد. در تکانه‌های پولی، فعال بودن قید سرمایه در گردش واکنش‌ها را فشرده‌تر و کوتاه‌مدت‌تر می‌کند و افزایش پایداری اعتبار دامنه نوسانات را بالا می‌برد. در تکانه‌های مالی نیز، حضور این قید می‌تواند یک محرک تقاضا را به فرآیندی پرنوسان‌تر در تولید و سرمایه‌گذاری تبدیل کند. بر این اساس، نتایج مقاله تأیید می‌کند که برای فهم پویایی‌های اقتصاد ایران، توجه به سازوکارهای مقداری تأمین مالی، در کنار متغیرهای قیمتی، ضروری است.

یافته‌های مقاله چند دلالت سیاستی مهم دارند. نخست، اگر تولید به‌طور ساختاری به جریان اعتبار سرمایه در گردش وابسته باشد، تمرکز صرف بر تورم و نرخ بهره برای حفظ ثبات تولید کافی نخواهد بود. سیاست پولی باید علاوه بر شاخص‌های قیمتی، شاخص‌های کمّی جریان اعتبار

به بخش تولید را نیز رصد کند. دوم، اعتبار سرمایه در گردش کارکردی متمایز از اعتبار سرمایه‌گذاری دارد؛ از این رو، سیاست‌گذار باید میان این دو نوع تأمین مالی تمایز قائل شود و در دوره‌های تنگنای پولی یا مالی، از اختلال در گردش نقدینگی جاری بنگاه‌ها جلوگیری کند. سوم، ثبات تورمی و ارزی فقط برای مهار تورم اهمیت ندارد، بلکه برای حفظ امکان محاسبهٔ کارآفرینانه و استمرار تولید نیز ضروری است؛ نکته‌ای که با تأکید کینز (۱۹۲۳) بر نقش ثبات پولی در سازمان‌دهی فعالیت اقتصادی سازگار است.

درعین‌حال، مقالهٔ حاضر با محدودیت‌هایی نیز همراه است. مدل در سطح بنگاه نماینده صورت‌بندی شده و ناهمگنی بنگاه‌ها، تفاوت بخش‌ها در وابستگی به سرمایه در گردش، و ناهمگنی ترازنامه‌ای در آن وارد نشده است. همچنین، هرچند چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی امکان تحلیل سازگار رفتارهای بهینه و انتقال تکانه‌ها را فراهم می‌کند، ترکیب آن با رهیافت‌های سازگار با ترازنامه نظیر تطبیق روانه‌انباره(SFC) می‌تواند در پژوهش‌های بعدی تصویر کامل‌تری از پویایی خلق و محو اعتبار ارائه دهد. افزون بر این، بسط نقش دولت، به‌ویژه از مسیر تأمین مالی کسری، بازار بدهی و حق‌الضرب، می‌تواند مسیر مهمی برای پژوهش‌های بعدی باشد. در نهایت، استفاده از داده‌های بنگاهی برای برآورد مستقیم رابطهٔ میان تولید و تنگنای اعتباری سرمایه در گردش نیز می‌تواند آزمون تجربی دقیق‌تری از سازوکار پیشنهادی مقاله فراهم کند.

References

Aghabozorgnejadkhoshkrodi, M., & Ehsani, M. (2026). Money in the Production Function: Interactions with Oil and Government in a DSGE Model for Iran. *Macroeconomics Research Letter*, *21*(49). [In Persian] https://doi.org/10.22080/mrl.2025.30495.2212

Amiri, M., Dehnavi, M. D., & Rezaei, M. (2020). Evaluation of the Effects of Capital Injection on the Performance of Government Banks. *Journal of Studies in Banking Management and Islamic Banking*, *4*(11), 93–130. [In Persian].

Arbab Afzali, M., Nadri, K., & Tavakolian, H. (2024). Comparison of the effect of capital adequacy changes on Iran's economy and banking system in the context of Basel II and III (DSGE approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(3), 1–29. [In Persian] https://doi.org/10.22055/jqe.2021.38511.2405

Aziminia, H., Mahmoudzadeh, A., & Madanizadeh, S. A. (2024). *Working Capital or Investment, that is the question: A Firm-Level Analysis of Credit Channel in*

Iran (SSRN Scholarly Paper No. 4153119). Social Science Research Network . https://doi.org/10.2139/ssrn.4153119

Bayat, N., Bahrami, J., & Mohammadi, T. (2017). Inflation Targeting and Nominal GDP Targeting in Monetary Rules for Iran Economy. *Applied Theories of Economics*, *4*(1), 29–58. [In Persian].

Benchimol, J. (2015). Money in the production function: A new Keynesian DSGE perspective. *Southern Economic Journal*, *82*(1), 152–184. https://doi.org/10.4284/0038-4038-2011.197

Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of Macroeconomics*, *1*, 1341–1393.

Bertocco, G., & Kalajzić, A. (2024). Schumpeter and the post-Keynesian monetary theory. *Metroeconomica*, *75*(4), 546–567. https://doi.org/10.1111/meca.12466

Boianovsky, M. (2016). WICKSELL, GENERAL EQUILIBRIUM, AND THE WAY TO MACROECONOMICS. *Journal of the History of Economic Thought*, *38*(3), 261–284. https://doi.org/10.1017/S105383721600033X

Borio, C. (2014). The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? *Journal of Banking & Finance, Liquidity Risk, Reform of Bank Regulation, and Risk Management, Liquidity Risk Management, New York, USA, 14 June 2014*, *45*, 182–198. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.07.031

Campbell, M. (1997). Marx and Keynes on Money. *International Journal of Political Economy*, *27*(3), 65–91. https://doi.org/10.1080/08911916.1997.11643952

Carlstrom, C. T., & Fuerst, T. S. (1997). Agency costs, net worth, and business fluctuations: A computable general equilibrium analysis. *The American Economic Review*, 893–910.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, *113*(1), 1–45. https://doi.org/10.1086/426038

Corugedo, E. F., McMahon, M., Millard, S., & Rachel, L. (2011). *Understanding the macroeconomic effects of working capital in the United Kingdom*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1814987

Daliri, H., & Mehrgan, N. (2015). The Anatomy of DSGE Models with Banking Industry for Iran's Economy. *Iranian Journal of Economic Studies*, *4*(2), 17–49. [In Persian]. https://doi.org/10.22099/ijes.2015.4121

Davoudi, P., & Bastanzad, H. (2020). Monetary policy and financial stability in Iran (DSGE approach). *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *17*(2), 43–87. [In Persian]. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.28357.2025

Dillard, D. (1980). A Monetary Theory of Production: Keynes and the Institutionalists. *Journal of Economic Issues*, *14*(2), 255–273.

Dillard, D. (1984). Keynes and Marx: A Centennial Appraisal. *Journal of Post Keynesian Economics*, *6*(3), 421–433. https://doi.org/10.1080/01603477.1984.11489451

Dillard, D. (1987). Money as an Institution of Capitalism. *Journal of Economic Issues*,

21(4), 1623–1647. https://doi.org/10.1080/00213624.1987.11504717

Eslamloueyan, K., & Ostadzad, A. H. (2014). Estimating the rate of time preference for Iran: A recursive algorithm. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E- Eghtesadi)*, *49*(2), 267–294. [In Persian] https://doi.org/10.22059/jte.2014.51794

Fischer, S. (1974). Money and the production function. *Economic Inquiry*, *12*(4), 517.

Fontana, G., & Realfonzo, R. (2005). Introduction: The Monetary Theory of Production. In G. Fontana & R. Realfonzo (Eds.), *The Monetary Theory of Production* (pp. 1–19). Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1057/9780230523074_1

Gertler, M., & Karadi, P. (2011). A model of unconventional monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, *58*(1), 17–34.

Ghasemi, A., & Akbari Moghaddam, B. (2020). Financial Instability under a DSGE Modeling Approach: A Case Study of Iran. *Macroeconomics Research Letter*, *14*(28), 319–354. [In Persian]. https://doi.org/10.22080/iejm.2020.16293.1686

Godley, W., & Lavoie, M. (2006). *Monetary economics: An integrated approach to credit, money, income, production and wealth*. Springer.

Graziani, A. (2003). *The monetary theory of production*. Cambridge University Press. https://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=3oMD5qGtgAkC&oi=fnd&pg=PP1&dq=monetary+theory+of+production&ots=9QKmswOWT5&sig=2lVX7Jr5MOd9UznzCtQeMTnopHQ

Hematy, M., & Tavakolian, H. (2019). Evaluation of Price Setting Models in Iran's Economy (DSGE Approach). *Journal of Monetary & Banking Research*, *11*(38), 698–655. [In Persian].

Jafari Samimi, A., Balounejad Nouri, R., & Tranchian, A. M. (2016). An Investigation of the Impact of Oil Revenue Shocks on Output and Inflation under Conditions of Price and Wage Stickiness. *Quarterly Energy Economics Review*, *12*(48), 1–32. [In Persian].

Kakavandi, M. M., Rahbar, F., Mehrara, M., & Sarem, M. (2021). Presenting a model of how the central bank policies affect macroeconomic variables: A dynamic stochastic general equilibrium approach. *The Journal of Economic Policy*, *13*(25), 109–142. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/epj.2021.14236.2095

Keynes, J. M. (1923). *A tract on monetary reform*. Cosimo Classics. https://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=8HsuAAAAYAAJ&oi=fnd&pg=PA1&dq=a+tract+on+monetary+reform&ots=iGgY26L0Z1&sig=jfkgEdqMaiWRVOOUErrpsVFaSyI

Keynes, J. M. (1933). A monetary theory of production. *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, *13*(1), 408–411.

Keynes, J. M. (2011). *A treatise on money: In two volumes*. Martino Publishing.

Keynes, J. M. (2018). *The general theory of employment, interest, and money*. Springer. https://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=Su1lDwAAQBAJ&oi=fnd

&pg=PR7&dq=The+General+Theory+of+Employment,+Interest+and+Money&ots=dttq-neKtu&sig=-6E41hHApDKU8L35WQCdoFEEUqs

Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, *105*(2), 211–248. https://doi.org/10.1086/262072

Lerner, A. (1974). From the treatise on money to the general theory. *Journal of Economic Literature*, *12*(1), 38–42.

Malekian, E., Hasani, H., & Malekian, M. (2021). The Effect of Changes in Financial Leverage and Debt Cost on Revenue-Expense Matching. *Financial Management Strategy*, *9*(3), 41–60. [In Persian]. https://doi.org/10.22051/jfm.2021.33027.2416

Marx, K. (2024). *Capital: Critique of Political Economy, Volume 1*. Princeton University Press.

Mehrabanpour, M. (2017). Influencing Factors on Bank Profitability. *Empirical Studies in Financial Accounting*, *14*(54). [In Persian]. https://doi.org/10.22054/qjma.2017.11251.1369

Minsky, H. (1965). Minsky's Notes on James Tobin's "Money and Economic Growth." *Hyman P. Minsky Archive*. https://digitalcommons.bard.edu/hm_archive/487

Minsky, H. (1982). *Can "It" Happen Again?*

Minsky, H. P. (1986). Money and crisis in Schumpeter and Keynes. *The Economic Law of Motion of Modern Society: A Marx-Keynes-Schumpeter Centennial*, 112–122.

Mitchell, W. C. (Ed.). (1964). *What Veblen Taught*. Augustus M. Kelley.

Mohammadi, T., & Johari, H. (2020). The effect of leverage ratios customers on credit risk in Iranian Banks using mixed effects model (fixed and random). *Journal of Investment Knowledge*, *9*(35), 49–64. [In Persian].

Moore, B. (2025). *Horizontalists and Verticalists: The Macroeconomics of Credit Money*. Taylor & Francis.

Motavaseli, M., Ebrahimi, I., Shahmoradi, A., & Komijani, A. (2010). A New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Model for an Oil Exporting Country. *Economic Research and Perspectives*, *10*(4), 87–116. [In Persian].

Noferesti, M., & Abbasgholi Nezhad Asbaghi, R. (2018). Financial Frictions and The Effectiveness of Monetary Policy Instruments on The Power of The Banking System to Provide Credits. *Journal of Economics and Modelling*, *9*(3), 63–90. [In Persian].

Peng, A., Wei, Z., & Yu, X. (2025). Money in the Utility and Production Function: A DSGE Approach. *De Economist*, *173*(4), 559–580. https://doi.org/10.1007/s10645-025-09458-6

Raanaei, A., & Hoseiny, S. A. (2025). The Spirit of Capitalism in Iran: Institutional Congruity Approach to Function of Money as an Institution in Schumpeterian growth Framework based on the General Equilibrium Model. *The Journal of Economic Policy*, *17*(34), 289–336. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/epj.2025.22185.2642

Raanaei, A. R., Eslamloueyan, K., Shahnazi, R., & Owjimehr, S. (2024). The Effects of Monetary and Fiscal Policy on Financial Instability in Iran through Banks' and Entrepreneurs' Leverage Behavior: A DSGE Model. *Journal of Economics and Modelling*, *14*(3), 1–53. [In Persian]. https://doi.org/10.48308/jem.2024.236064.1923

Rahmani, T., & Fallahi, S. (2019). The Role of Financial Frictions in Iran's Business Cycles: A DSGE Approach. *Iranian Economic Review*, *23*(2), 341–372. [In Persian]. https://doi.org/10.22059/ier.2019.70286

Ramezani Akerdi, H., & Issaei Tafreshi, M. (2020). The role of bankruptcy law in maintaining bankrupt businesse enterprises (Study in Iranian and United State Law). *Comparative Law Researches*, *24*(1), 59–86. [In Persian].

Rannenberg, A. (2016). Bank Leverage Cycles and the External Finance Premium. *Journal of Money, Credit and Banking*, *48*(8), 1569–1612. https://doi.org/10.1111/jmcb.12359

Schumpeter, J. (2025). *Treatise on Money* (F. K. Mann, Ed.; R. Alvarado, Trans.). Wordbridge Publishing.

Schumpeter, J. A., & Swedberg, R. (2021). *The theory of economic development*. Routledge. https://api.taylorfrancis.com/content/books/mono/download?identifierName=doi&identifierValue=10.4324/9781003146766&type=googlepdf

Seyednoorani, S. M., Tari, F., Aghajani, K., & Hasan Zadeh, A. (2019). Factors effecting credit diversion. *Majlis and Rahbord*, *26*(98), 41–69. [In Persian].

Sinai, A., & Stokes, H. H. (1972). Real Money Balances: An Omitted Variable from the Production Function? *The Review of Economics and Statistics*, *54*(3), 290–296. https://doi.org/10.2307/1937990

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, *97*(3), 586–606. https://doi.org/10.1257/aer.97.3.586

Suveg, M. (2026). The working capital channel. *European Economic Review*, *182*, 105193. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2025.105193

Tavakolian, H., & Esfandiari, M. (2025). The Role of the Interbank Market in Business Cycles under Risk: A DSGE Approach. *Economic Research.* 59(4). 526-569. [In Persian]. https://doi.org/10.22059/jte.2025.388622.1008972

Tavakolian, H., & Komijani, A. (2012). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach. *Journal of Economic Modeling Research*, *2*(8), 87–117. [In Persian].

Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 671–684.

Tymoigne, É. (2003). Keynes and Commons on Money. *Journal of Economic Issues*, *37*(3), 527–545. https://doi.org/10.1080/00213624.2003.11506602

Veblen, T. (1904). The theory of business enterprise. *Psychological Bulletin*, *1*(11), 398–403.

Wicksell, K. (1936). *Interest and Prices: (Geldzins und Güterpreise) : a Study of the Causes Regulating the Value of Money*. A. M. Kelley.

Zaroki, S., Motameni, M., & Eisazadeh Roshan, Y. (2017). Analysis of Net Interest Margin (spread) of Commercial Banks with Emphasis on Competitiveness and Credit Risk. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *13*(4), 103–126. [In Persian].

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 275-319

An Analytical-Explanatory Model for the Factors Influencing the Emergence and Development of Financial Center Cities

Farzaneh Jandaghi Ardakani[1], Habib Ansari Samani*[2], Daryosh Farid[3], Syed Heidar Mirfakharadini[4]

Received: 01-07-2025 Accepted: 30-05-2026

Abstract

The transformation of cities into financial centers has become a strategic goal in the economic development agendas of many developing countries. Nevertheless, the lack of a structured framework for identifying and prioritizing the key indicators driving this transformation often leads to inefficient policymaking and misallocation of resources. This study aims to develop an analytical-explanatory model to identify and hierarchically rank the financial indicators influencing the emergence and development of financial center cities, using the Fuzzy Delphi Method and Interpretive Structural Modeling (ISM). In the first stage, 29 financial indicators were extracted through a systematic review of the relevant literature. These indicators were then refined and validated by experts in finance, economics, and management using the Fuzzy Delphi technique. In the second stage, the ISM method was applied to analyze the interrelationships among the indicators and to construct a six-level hierarchical structure. The results reveal that indicators such as economic stability, development of technological infrastructure, quality of financial education, and the ability to attract specialized talent have the highest levels of influence and act as key driving forces. On the other hand, indicators like digital banking development, access to financial resources and credit facilities, cybersecurity, and public acceptance of fintech were found to be at lower levels, influenced by higher-level variables. The proposed model provides a structured framework for understanding the dynamics of financial center development. It can serve as a strategic tool for urban development planning, financial policymaking, and the design of national and regional roadmaps

[1]. PhD. Candidate in Finance (Financial Engineering), Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. Email: Farzaneh.Jandaghi.Ardakani@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. Email: h.samani@yazd.ac.ir
[3]. Professor, Department of Accounting and Finance, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. fareed@yazd.ac.ir
[4]. Professor, Department of Industrial Management, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. Email: mirfakhr@yazd.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 275-319

aimed at positioning cities as competitive global financial hubs.

Extended Abstract

Purpose: The rise of global financial centers is a defining feature of the modern economy. Cities that succeed in becoming international financial hubs benefit from greater foreign investment, skilled labor attraction, technological progress, and integration into global capital flows. For emerging economies, this transformation is both a major opportunity and a strategic necessity for long-term competitiveness.

Despite these prospects, many cities face challenges in building financial hubs. Policymakers often lack a structured framework to identify and prioritize the wide range of indicators involved. As a result, efforts frequently focus on visible outcomes, such as digital banking or capital mobility, while neglecting core enablers like institutional quality or macroeconomic stability. This misalignment leads to wasted resources and stalled financial development.

The purpose of this research is to develop a comprehensive and hierarchical model that identifies, categorizes, and explains the financial indicators influencing the transformation of cities into global financial centers. By addressing the existing lack of a systematic framework, the study seeks to a) assist policymakers in distinguishing between foundational enablers and dependent outcomes, b) provide a structured roadmap for sequencing interventions in urban financial development, and c) enhance the effectiveness of policy design and prevent misallocation of resources in emerging economies.

Methodology: The study adopts a mixed-method approach that integrates the Fuzzy Delphi Method (FDM) with Interpretive Structural Modeling (ISM). First, a systematic review of academic literature, international reports, and global benchmarks such as the Global Financial Centres Index and the World Bank's financial development indicators led to the identification of 29 financial indicators across five dimensions: macroeconomic, institutional, infrastructural, financial market, and socio-technological. To refine these indicators, ten experts in finance, economics, and urban development assessed their importance and relevance, with FDM applied to consolidate expert judgments, eliminate less significant indicators, and ensure the validity of the final set. Subsequently, ISM was employed to structure the validated indicators by mapping their interrelationships and organizing them into hierarchical levels, thereby distinguishing the key enablers with the strongest systemic influence from the dependent indicators shaped by broader structural conditions.

Findings and Discussion: The ISM model revealed a six-level hierarchical structure of indicators.

- Top-Level Enablers: Economic stability, technological infrastructure, quality of financial education, and attraction of specialized talent were identified as foundational drivers. These indicators shape an environment within which financial markets can flourish.

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 275-319

- Intermediate Drivers: Institutional quality, legal frameworks, regulatory capacity, and policy coherence were positioned at the middle levels. They serve as mediators linking foundational enablers with market outcomes.
- Dependent Outcomes: At the bottom of the hierarchy were indicators such as fintech adoption, digital banking development, cybersecurity, and access to credit. These are highly dependent on prior achievements in macroeconomic and institutional stability.

This classification underscores the importance of addressing systemic enablers before pursuing advanced financial services. For instance, efforts to promote fintech adoption may fail in environments where digital infrastructure is weak or macroeconomic volatility undermines investor confidence. Likewise, without strong legal frameworks and regulatory institutions, even advanced financial systems remain vulnerable to inefficiency.

The discussion also highlights the role of human capital and financial education as central enablers. Cities that build a skilled workforce and provide quality education in finance and technology are better positioned to sustain long-term innovation. Furthermore, technological infrastructure, including broadband penetration, digital payment systems, and data security frameworks, emerges as a prerequisite for becoming a global financial hub.

Conclusions and Policy Implications: The study concludes that the emergence of financial center cities is best understood as a systemic, hierarchical process rather than a collection of isolated indicators. The ISM-based model shows that foundational enablers, namely economic stability, human capital, institutional quality, and technological infrastructure, must be established before expecting outcomes in advanced financial services.

The main policy implications are as follows:

a) Sequencing of Interventions: Policymakers should prioritize macroeconomic stability, institutional quality, and infrastructural development before investing heavily in fintech and digital banking initiatives.

b) Efficient Resource Allocation: The model enables decision-makers to identify leverage points with the highest systemic influence, thereby avoiding misallocation of limited resources.

c) Capacity Building: Investments in education, talent attraction, and regulatory institutions create long-term capacity that strengthens the resilience and competitiveness of financial hubs.

d) Readiness Assessment Tool: The model can serve as a diagnostic framework for assessing the preparedness of cities aspiring to become financial centers, allowing them to benchmark their progress against international standards.

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 275-319

By integrating systemic thinking to practical policymaking, this study provides both a theoretical contribution and an applied roadmap for urban financial development. For emerging economies, adopting this framework can accelerate their journey toward becoming competitive players in the global financial system.

Keywords: Structural Change, Productive Capacity, Legal and Political Environment, Physical Property Rights, Intellectual Property Rights

JEL Classification: F02, O10, O30, P14.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۲۷۵-۳۱۹

ارائه الگوی تحلیلی-تبیینی عوامل موثر بر پیدایش و توسعه شهرهای مرکز مالی

فرزانه جندقی اردکانی[۱]، حبیب انصاری سامانی*[۲]، داریوش فرید[۳]، سید حیدر میرفخرالدینی[۴]

دریافت: ۱۲-۰۴-۱۴۰۴ **پذیرش: ۱۰-۰۳-۱۴۰۵**

چکیده

تحول شهرهای مرکز مالی به یکی از اهداف راهبردی توسعه اقتصادی بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه تبدیل شده است. با این حال، فقدان یک مدل ساختاریافته برای شناسایی و اولویت‌بندی شاخص‌های کلیدی این فرایند، اغلب به سیاست‌گذاری‌های ناکارآمد و تخصیص نادرست منابع منجر می‌شود. هدف پژوهش حاضر، شناسایی و سطح‌بندی شاخص‌های مالی مؤثر بر شکل‌گیری شهرهای مرکز مالی با بهره‌گیری از روش‌های دلفی فازی و مدل‌سازی ساختاری تفسیری (ISM) است. در گام نخست، شاخص‌ها بر پایه مرور نظام‌مند ادبیات نظری شناسایی شد. سپس با استفاده از نظرات خبرگان مالی، اقتصاد و مدیریت، شاخص‌ها با روش دلفی فازی غربال‌گری و ۲۹ شاخص نهایی انتخاب شدند. نهایتا ساختار سلسله‌مراتبی شاخص‌ها در شش سطح ترسیم شد. نتایج نشان داد شاخص‌هایی مانند ثبات اقتصادی، توسعه زیرساخت‌های فناورانه، کیفیت آموزش مالی و جذب استعدادهای تخصصی در بالاترین سطح اثرگذاری قرار دارند و به‌عنوان عوامل محرک شناخته می‌شوند. در مقابل، توسعه بانکداری دیجیتال، دسترسی به منابع مالی و تسهیلات اعتباری، امنیت سایبری و پذیرش عمومی فین‌تک در سطوح پایین‌تر قرار گرفته‌اند و از متغیرهای بالادستی تأثیر می‌پذیرند.

واژگان کلیدی: شهرهای مرکز مالی، مدل‌سازی ساختاری تفسیری، توسعه مالی شهری.

طبقه‌بندی JEL: R13, O16, G00, H7

---

[۱]. دانشجوی دکتری مالی گرایش مهندسی مالی، دانشکده اقتصاد مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران farzaneh.jandaghi.ardakani@gmail.com

[۲]. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران h.samani@yazd.ac.ir

[۳]. استاد، گروه حسابداری ومالی، دانشکده اقتصاد مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران fareed@yazd.ac.ir

[۴]. استاد، گروه مدیریت صنعتی، دانشکده اقتصاد مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران mirfakhr@yazd.ac.ir

۱- مقدمه

تکامل سریع نظام مالی جهانی طی چند دهه اخیر باعث شده است که شهرها نه تنها به‌عنوان پایتخت‌های سیاسی و فرهنگی، بلکه به‌عنوان موتورهای رشد اقتصادی و نوآوری مالی شناخته شوند. ظهور کلان‌شهرهایی که تراکم بالایی از مؤسسات مالی، بورس‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، نهادهای نظارتی و زیست‌بوم‌های فین‌تک را در خود جای داده‌اند، به یکی از شاخص‌های مهم چشم‌انداز اقتصادی معاصر تبدیل شده است. این شهرها به‌عنوان مراکز عصبی فعالیت مالی جهانی عمل می‌کنند و نقش تعیین‌کننده‌ای در هدایت جریان سرمایه، شکل‌دهی بازارهای بین‌المللی و تأثیرگذاری بر سیاست‌گذاری اقتصادی ایفا می‌کنند. نمونه‌های برجسته این مراکز مالی شامل نیویورک، لندن و هنگ‌کنگ هستند که موقعیتشان بر اساس عواملی نظیر زیرساخت‌های مالی قوی، محیط‌های نظارتی مناسب، اعتماد نهادی و اتصال‌پذیری جهانی تثبیت شده است (اندیشکده زد/ین[1]، ۲۰۲۳).

در سال‌های اخیر، اقتصادهای نوظهور نیز تلاش کرده‌اند تا شهرهایی با قابلیت رقابت در حوزه مالی ایجاد کنند. شهرهایی مانند دبی، سنگاپور، شانگهای و سائوپائولو نمونه‌هایی از روند متنوع‌سازی جغرافیایی مراکز مالی است. هدف این شهرها جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ارتقای تاب‌آوری اقتصادی و ادغام در زنجیره‌های ارزش جهانی است. با این حال، تبدیل شدن یک شهر به یک مرکز مالی جهانی، فرایندی پیچیده و چندعاملی است که تحت تأثیر مجموعه‌ای گسترده از شاخص‌های اقتصادی، مالی، سیاسی، زیرساختی و فناورانه قرار دارد (هال و همکاران[2]، ۲۰۲۳). با وجود حجم گسترده ادبیات موجود، همچنان یک خلأ اساسی در درک ساختار سلسله‌مراتبی و روابط متقابل میان شاخص‌های مؤثر بر ظهور مراکز مالی وجود دارد. بسیاری از پژوهش‌ها متغیرهایی

---

[1]. (Z/Yen Group) اندیشکده و شرکت مشاوره مستقر در لندن که در حوزه سیاست‌گذاری اقتصادی، مالی و مدیریت ریسک فعالیت دارد و شاخص مراکز مالی جهانی (GFCI) را منتشر می‌کند.

[2]. Hall et al. (2023)

مانند کارآیی بازار، استحکام حقوقی، شفافیت، دسترسی به سرمایه و نوآوری فین‌تک را بررسی کرده‌اند، اما اغلب این عوامل به‌صورت مجزا و مستقل تحلیل شده‌اند (رجوب و همکاران[1]، ۲۰۲۳). آنچه کمتر مورد توجه قرار گرفته، ماهیت پویا و چندلایه این شاخص‌ها است؛ به گونه‌ای که برخی عوامل زیربنایی، سایر متغیرها را توانمندسازی می‌کنند. برای مثال، محیط سیاسی باثبات و دارای مقررات شفاف می‌تواند پیش‌شرط جذب سرمایه خارجی و توسعه ابزارهای مالی پیچیده باشد، و زیرساخت‌های دیجیتال و سرمایه انسانی می‌توانند زیست‌بوم فین‌تک را تقویت کنند و در نتیجه جذابیت مالی شهر را افزایش دهند (بانیک و روی[2]، ۲۰۲۳).

تحلیل روابط پیچیده و غیر خطی میان این عوامل با روش‌های آماری سنتی و مدل‌های خطی محدودیت دارد. از این رو، نیاز به رویکردهای مدل‌سازی سیستمیک برای شناسایی شبکه درهم‌تنیده متغیرها و تعیین نقاط اهرمی در توسعه مالی شهری احساس می‌شود. مدل‌سازی ساختاری تفسیری (ISM) که نخستین بار توسط وارفیلد در سال ۱۹۷۶ معرفی شد، یکی از ابزارهای قدرتمند در این زمینه است (وارفیلد[3]، ۱۹۷۶). این روش امکان ترسیم نمودار سلسله‌مراتبی متغیرها را فراهم می‌کند و آنها را بر اساس سطح تأثیر و وابستگی در دسته‌های «محرک»، «پیوندی» و «وابسته» طبقه‌بندی می‌نماید (احمد و قحمش[4]، ۲۰۲۱). به‌کارگیری ISM در مطالعه ظهور مراکز مالی، فراتر از تحلیل عوامل منفرد، به پژوهشگران و سیاست‌گذاران امکان می‌دهد روابط کل‌نگر میان شاخص‌ها را شناسایی کرده و اولویت‌های استراتژیک را تعیین کنند. این مطالعه با استفاده از رویکرد ISM قصد دارد شاخص‌های مالی مؤثر بر ظهور شهرهای مرکز مالی را شناسایی و به صورت سلسله‌مراتبی ساختاربندی کند. نتایج پژوهش می‌تواند علاوه بر غنای ادبیات علمی، بینش‌های عملی برای دولت‌ها، توسعه‌دهندگان شهری، سرمایه‌گذاران و نهادهای بین‌المللی فراهم آورد تا جایگاه شهرها در چشم‌انداز رقابتی مالی جهانی روشن‌تر شود.

---

1. Rjoub et al. (2023)
2. Banik & Roy (2023)
3. Warfield (1976)
4. Ahmad &Qahmash (2021)

مقاله‌ی حاضر در شش بخش مجزا ارائه شده است: پس از مقدمه در بخش‌های دوم و سوم به اختصار، مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه‌ی پژوهش مطرح شده است. بخش چهارم به بیان چارچوب روش‌شناسی پژوهش پرداخته است. بخش پنجم به نتایج و بحث اختصاص دارد. در پایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی مطرح می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

با تغییر پارادایم‌های اقتصاد جهانی به‌سوی آزادسازی مالی، دیجیتالی‌شدن و تحرک بین‌المللی سرمایه، تلاش‌ها برای معرفی شهرها به‌عنوان مراکز مالی در سراسر جهان شدت یافته است. این تلاش‌ها ناشی از این درک هستند که مرکزهای مالی، افزون بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، نقش کلیدی در تنوع‌بخشی اقتصادی، ایجاد اشتغال و ارتقاء رقابت‌پذیری منطقه‌ای دارند. با این حال، علی‌رغم تخصیص منابع و بلندپروازی‌های چشمگیر، مسیر تبدیل شدن به یک مرکز مالی موفق به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه و اقتصادهای نوظهور، همچنان چالش‌برانگیز و پیچیده باقی مانده است. برخلاف شهرهایی چون نیویورک یا لندن که جایگاه آن‌ها به‌صورت طبیعی و طی دهه‌ها شکل گرفته است، بسیاری از شهرهای نوظهور فاقد بلوغ نهادی لازم برای طی این مسیر هستند و نیازمند مداخله هدفمند و ساختاریافته هستند (هال[1]، ۲۰۲۳). در این ارتباط، رابطه بین مرکزیت مالی شهرها و توسعه شهری در بخش مالی را می‌توان از طریق چارچوب‌های نظری مختلفی مورد بررسی قرار داد. این چارچوب‌ها شامل نظریه اقتصاد شهری، جغرافیای مالی و اقتصادهای تجمعی هستند که توضیح می‌دهند چگونه فعالیت‌های مالی در مناطق خاصی از شهرها متمرکز شده و به رشد اقتصادی کمک می‌کنند. این بخش به بررسی این مبانی نظری می‌پردازد.

۲-۱- مرکزیت مالی و نظریه اقتصاد شهری

نظریه اقتصاد شهری بیان می‌کند که شهرها به دلیل تسهیل مبادلات اقتصادی، تخصص‌گرایی و نوآوری، به عنوان مراکز اقتصادی عمل می‌کنند. نظریه مکان مرکزی (کریستالر[2]، ۱۹۳۳) توضیح

[1]. Hall (2023)
[2]. Christaller (1933)

می‌دهد که شهرها بر اساس یک ساختار اقتصادی سلسله‌مراتبی توسعه می‌یابند که در آن مراکز مالی نقش محوری در انباشت و توزیع سرمایه دارند. مطالعات اخیر نشان می‌دهد که شهرهایی با مرکزیت مالی بالا، به دلیل توانایی در جذب سرمایه‌گذاری، نیروی کار متخصص و نهادهای مالی، از پویایی اقتصادی بیشتری برخوردار هستند (وانگ و همکاران[1]، ۲۰۲۰). این مزیت اقتصادی باعث ایجاد یک چرخه خودتقویت‌کننده می‌شود که رشد مداوم بخش مالی را تضمین می‌کند.

۲-۲- جغرافیای مالی و شبکه‌های مالی جهانی

جغرافیای مالی به بررسی نحوه سازماندهی فضایی بازارها، نهادها و خدمات مالی می‌پردازد. فرضیه شهر جهانی (فریدمن[2]، ۱۹۸۶؛ ساسن[3]، ۲۰۱۳) بیان می‌کند که مراکز مالی جهانی مانند نیویورک، لندن و هنگ‌کنگ به عنوان مراکز فرماندهی در اقتصاد جهانی عمل می‌کنند. تحقیقات تجربی اخیر این نظریه را تأیید کرده‌اند و نشان می‌دهند که شهرهای دارای مرکزیت مالی بالا، به عنوان گره‌های کلیدی در جریان‌های مالی جهانی، نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد خدمات مالی و افزایش ارزش‌افزوده در این بخش ایفا می‌کنند (لیسبینسکی و برنکویست[4]، ۲۰۲۴). ادغام این شهرها در شبکه‌های مالی بین‌المللی، موقعیت اقتصادی آن‌ها را تقویت کرده و به رشد پایدار بخش مالی کمک می‌کند.

۲-۳- اقتصادهای تجمعی و رشد بخش مالی

اقتصادهای تجمعی به مزایای اقتصادی ناشی از تمرکز جغرافیایی صنایع اشاره دارند. در مراکز مالی جهانی، اقتصادهای مقیاس و سرریزهای دانش مزیت‌های رقابتی ایجاد می‌کنند که باعث افزایش بهره‌وری و نوآوری در خدمات مالی می‌شود (کروگمن[5]، ۱۹۹۲). مطالعات نشان می‌دهند که شهرهایی که دارای تمرکز بالایی از مؤسسات مالی هستند، به دلیل بهره‌گیری از زیرساخت‌های مشترک، استعدادهای انسانی و پیشرفت‌های فناورانه، خروجی بالاتری در بخش مالی و سهم بیشتری

---

1. Wang et al. (2020)
2. Friedmann (1986)
3. Sassen (2013)
4. Lisbinski & Burnquist (2024)
5. Krugman (1992)

از ارزش‌افزوده را تجربه می‌کنند (پاون و همکاران[1]، ۲۰۱۹). علاوه بر این، اثرات خوشه‌ای باعث می‌شود که شرکت‌های مالی چندملیتی جذب این شهرها شوند و در نتیجه، مرکزیت مالی آن‌ها تقویت شود.

۲-٤- نقش نوآوری مالی در توسعه شهری

ظهور فناوری‌های مالی[2] پیوند بین مرکزیت مالی و رشد بخش مالی را بیش از پیش تقویت کرده است. شهرهای مالی پیشرو، به سرعت فناوری‌های دیجیتال مالی، بلاک‌چین و خدمات مالی مبتنی بر هوش مصنوعی را پذیرفته‌اند، که این امر منجر به انتقال خلق ارزش‌افزوده از بانکداری سنتی به امور مالی مبتنی بر فناوری شده است (آرنر و همکاران[3]، ۲۰۲۲). این تحول نشان می‌دهد که مرکزیت مالی دیگر صرفاً وابسته به موقعیت فیزیکی نیست، بلکه به طور فزاینده‌ای تحت تأثیر زیرساخت‌های مالی دیجیتال و نوآوری قرار دارد.

۲-۵- توسعه مالی در مرکزیت مالی شهرها

توسعه مالی به بهبود و گسترش نهادها، بازارها، ابزارها و خدمات مالی اشاره دارد که نقش مهمی در جمع‌آوری و تخصیص بهینه پس‌اندازها، مدیریت ریسک و تسهیل مبادلات اقتصادی ایفا می‌کند. این توسعه یکی از عوامل کلیدی رشد اقتصادی است که با کاهش هزینه‌های اطلاعاتی و معاملاتی، بهبود تخصیص سرمایه و تسریع نوآوری‌های تکنولوژیک، به رشد اقتصادی کمک می‌کند (کائو و همکاران[4]، ۲۰۲۱). همچنین توسعه مالی با تسهیل جمع‌آوری پس‌اندازها و تبدیل آن‌ها به سرمایه‌گذاری‌های مولد، نقش کلیدی در تسریع رشد اقتصادی ایفا می‌کند. بازارهای مالی کارآمد با کاهش هزینه‌های معاملاتی و زمان لازم برای تبدیل پس‌انداز به سرمایه، نقدشوندگی دارایی‌ها را افزایش می‌دهند و این امر باعث می‌شود منابع مالی به سرعت و با کمترین هزینه به بخش‌های تولیدی و نوآور اقتصاد هدایت شوند. همچنین، وجود نهادهای نظارتی و مکانیزم‌های

---

1. Paun et al. (2019)
2. FinTech
3. Arner et al. (2022)
4. Cao et al. (2021)

شفافیت مالی، امکان نظارت مؤثر بر شرکت‌ها را فراهم می‌کند که از سوءاستفاده‌های احتمالی جلوگیری کرده و اعتماد سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد. به این ترتیب، سیستم‌های مالی کارآمد با کاهش ریسک‌های اطلاعاتی و عملیاتی، تخصیص بهینه سرمایه را ممکن ساخته و زمینه را برای رشد پایدار اقتصادی فراهم می‌کنند. این ویژگی‌ها باعث می‌شوند که توسعه مالی نه تنها به افزایش حجم سرمایه‌گذاری کمک کند، بلکه کیفیت تخصیص سرمایه را نیز بهبود بخشد و در نتیجه رشد اقتصادی را تسریع نماید (ایب[1]، ۲۰۲۴).

در این مسیر یکی از چالش‌های اساسی، نبود نقشه راه ساختارمند و مبتنی بر شواهد است. در بسیاری از موارد، در شهرها پروژه‌ها و سیاست‌هایی را به‌صورت پراکنده و بدون تحلیل روابط سیستمی میان شاخص‌ها اجرا می‌کنند. برای مثال، ممکن است سرمایه‌گذاری‌های کلانی در ایجاد مناطق تجاری یا زیرساخت‌های دیجیتال انجام شود، اما در صورت ضعف چارچوب‌های حقوقی یا بی‌ثباتی اقتصادی، این اقدامات به نتیجه مطلوب نرسند (بتی[2]، ۲۰۱۳). در نتیجه، راهبردها دچار ناهماهنگی شده و منابع عمومی به شکل ناکارآمد مصرف می‌شوند. این خلأ منجر به استفاده از رویکردهای تحلیل سیستمی شده است که قادر به درک پیچیدگی‌ها و تعامل متغیرهای مختلف هستند. یکی از این ابزارها، مدل‌سازی ساختاری تفسیری (ISM) است که نخستین بار توسط وارفیلد (۱۹۷۶) معرفی شد. ISM روشی برای شناسایی و ساختاربندی روابط بین متغیرهاست که آن‌ها را در قالب محرک، پیوندی و وابسته دسته‌بندی می‌کند. این رویکرد، به‌ویژه در شرایط تصمیم‌گیری چندعاملی، مؤثر بوده و در سال‌های اخیر در مطالعات زنجیره تأمین، پایداری شهری، برنامه‌ریزی استراتژیک و اکنون در سیاست‌گذاری مالی شهری نیز به کار گرفته شده است. همچنین، ساختار ISM نه تنها به فهم بهتر پویایی‌های توسعه کمک می‌کند، بلکه به ادبیات علمی حوزه مدیریت مالی شهری مبتنی بر شواهد نیز افزوده می‌شود.

---

[1]. Ibe (2024)
[2]. Batty (2013)

بر این اساس، خلأ اصلی ادبیات در نبود یک مدل جامع برای اولویت‌بندی و ساختاربندی شاخص‌های مؤثر بر توسعه مراکز مالی شهری نهفته است. بسیاری از سیاست‌ها تاکنون به‌صورت پراکنده و بدون نقشه راه مشخص اجرا شده‌اند، در حالی که به‌کارگیری روش‌هایی چون مدل‌سازی ساختاری-تفسیری (ISM) می‌تواند این شاخص‌ها را در قالب یک ساختار سلسله‌مراتبی سازمان‌دهی کند. چنین الگویی نه‌تنها امکان شناسایی محرک‌های اصلی و روابط میان متغیرها را فراهم می‌سازد، بلکه می‌تواند به دولت‌ها، سرمایه‌گذاران و پژوهشگران کمک کند تا راهبردهای مالی شهری را به‌صورت هوشمندانه، مرحله‌ای و منسجم طراحی و اجرا کنند. در این میان، بررسی‌ها نشان می‌دهد که در ایران تاکنون نه بر روی شاخص‌های شکل‌دهنده مراکز مالی کار علمی نظام‌مندی انجام شده و نه از روش ISM برای تحلیل این شاخص‌ها استفاده شده است؛ بنابراین، پژوهش حاضر می‌تواند گامی بدیع و ضروری در پر کردن این شکاف علمی باشد.

چارچوب نظری این پژوهش با ترکیب دیدگاه‌های اقتصاد شهری، جغرافیای مالی، اقتصادهای تجمعی و نوآوری مالی، توضیح می‌دهد که چرا شهرهای دارای مرکزیت مالی بالا، رشد بیشتری در بخش مالی شهری تجربه می‌کنند. درک این مبانی نظری، به سیاست‌گذاران و پژوهشگران کمک می‌کند تا استراتژی‌هایی را برای حفظ مزیت رقابتی مراکز مالی شهری و تقویت نقش آن‌ها در توسعه اقتصادی کلان تدوین کنند.

۳- پیشینه پژوهش

بحث دربارهٔ نقش شهرها در نظام مالی جهانی ریشه در دههٔ ۱۹۸۰ دارد. فریدمن (۱۹۸۶) با طرح «فرضیهٔ شهر جهانی» نخستین چارچوب نظری جدی را برای جایگاه شهرها در سلسله‌مراتب اقتصاد جهانی ارائه داد. او استدلال کرد که برخی شهرها به دلیل تمرکز فعالیت‌های مالی و حضور شرکت‌های چندملیتی، در سطحی فراتر از کارکرد محلی قرار گرفته و به «گره‌های جهانی» تبدیل می‌شوند. این چارچوب، آغازگر نگاه شبکه‌ای به شهرهای مالی بود.

ساسن (۲۰۱۳) در کتاب «شهر جهانی» این بحث را بسط داد و نشان داد که تمرکز خدمات مالی، حقوقی و حسابداری در شهرهایی نظیر نیویورک، لندن و توکیو باعث شد این شهرها به موتورهای اصلی اقتصاد جهانی بدل شوند. او بر این نکته تأکید داشت که جهانی‌شدن اقتصادی بدون نقش میانجی‌گرانه چنین شهرهایی امکان‌پذیر نیست.

در دهۀ ۲۰۰۰، تیلور و درودر[1] (۲۰۱۵) در کتاب «شبکه جهانی شهرها» گام مهمی در جهت نظریه‌پردازی برداشت. او مفهوم «شبکه جهانی شهرها» را معرفی کرد و بیان داشت که اهمیت یک مرکز مالی تنها به ظرفیت‌های داخلی محدود نیست، بلکه به میزان اتصال شبکه‌ای آن با سایر مراکز خدمات مالی بستگی دارد. این رویکرد منجر به شکل‌گیری «تحلیل شبکه جهانی» شد و پژوهشگران توانستند مراکز مالی را به‌عنوان گره‌هایی در شبکه‌ای پیچیده و چندلایه مطالعه کنند.

مطالعات بعدی این دیدگاه را غنی‌تر کردند. درودر و تیلور[2] (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های دفاتر مرکزی شرکت‌های خدمات مالی نشان دادند که شهرها در قالب شبکه‌ای جهانی به یکدیگر متصل می‌شوند و این پیوندها عاملی تعیین‌کننده در جایگاه رقابتی آن‌هاست. پرنرایتر[3] (۲۰۱۰) نیز نشان داد که مراکز مالی آمریکای لاتین مانند سائوپائولو و مکزیکوسیتی برای ارتقاء جایگاه جهانی خود نیازمند تعمیق اتصال‌های فراملی و بهبود چارچوب‌های نهادی هستند.

از سوی دیگر، وویچیک[4] (۲۰۱۳) مفهوم «مالی‌سازی شهرها» را مطرح کرد و بر این نکته تأکید نمود که مراکز مالی نه‌تنها محل تجمع بانک‌ها و شرکت‌ها هستند، بلکه فرآیندهای مالی‌سازی، سیاست‌گذاری شهری و جریان‌های سرمایه‌ای نیز آن‌ها را بازتولید و تقویت می‌کنند. کلارک و مونن[5] (۲۰۱۷) نیز بر نقش فناوری‌های مالی (فین‌تک) و سرمایه انسانی متخصص در صعود شهرهای آسیایی مانند سنگاپور و شانگهای تأکید کردند.

---

1. Taylor & Derudder (2015)
2. Dröder & Taylor (2005)
3. Prunneriter (2010)
4. Wójcik (2013)
5. Clark & Moonen (2017)

در دهۀ اخیر، پژوهش‌های بیشتری بر ابعاد نهادی و فناورانه تمرکز کرده‌اند. بسنس و همکاران (۲۰۱۹) نشان دادند که شبکه‌های مالی جهانی و چارچوب‌های تنظیم‌گری پایدار نقش تعیین‌کننده‌ای در تثبیت جایگاه شهرهای مالی دارند. کاور و سینگ[1] (۲۰۲۰) با بهره‌گیری از مدل‌سازی ساختاری تفسیری (ISM) فعال‌کننده‌های کلیدی زیرساخت مالی، مانند سامانه‌های پرداخت دیجیتال و امنیت سایبری را شناسایی کردند. همچنین، پاتیدار و همکاران[2] (۲۰۲۱) با ترکیب ISM و MICMAC فازی نشان دادند که تعامل میان نوآوری فناورانه و سیاست‌های حمایتی دولت، زیست‌بوم فین‌تک را شکل می‌دهد.

مقایسه این یافته‌ها با پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که ساختار سلسله‌مراتبی مدل تحقیق با سایر مدل‌های علمی بین‌المللی نیز مطابقت دارد. برای مثال، مطالعه پاتیدار و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از ISM و MICMAC نشان داد که متغیرهایی نظیر «زیرساخت حقوقی»، «پلتفرم‌های دیجیتال» و «سیاست‌های حمایتی» نقش پیشران در توسعه فین‌تک دارند و سایر عوامل از آن‌ها تأثیر می‌پذیرند. همچنین در مطالعه کاور و سینگ (۲۰۲۰)، شاخص‌هایی چون «شفافیت نهادی» و «پایداری اقتصادی» به‌عنوان متغیرهای سطح بالا و اثرگذار در توسعه زیرساخت‌های مالی شهری معرفی شدند. یافته‌های مطالعه آیتال و آیتال (۲۰۲۲) نیز نشان داد که «آموزش مالی»، «پشتیبانی فناورانه» و «حاکمیت داده‌ها» پیش‌نیازهای کلیدی برای توسعه زیست‌بوم‌های مالی دیجیتال محسوب می‌شوند.

در مجموع، روند تاریخی پژوهش‌ها نشان می‌دهد که ادبیات شهرهای مالی از تمرکز بر «ظرفیت‌های داخلی» در دهۀ ۱۹۸۰، به سوی «تحلیل شبکه‌ای» در دهۀ ۲۰۰۰ و سپس به سمت «پویایی فناورانه و نهادی» در دهه‌های اخیر حرکت کرده است. این تحول نظری، ضرورت طراحی الگوهای تحلیلی- تبیینی جامع‌تری را آشکار می‌کند تا وابستگی‌های متقابل عوامل مالی، فناورانه و حکمرانی در ظهور و توسعه شهرهای مرکز مالی شناسایی شود.

---

[1]. Kaur & Singh (2020)
[2]. Patidar et al. (2021)

٤- چارچوب روش شناسی

مطالعه حاضر از منظر هدف، در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد و از نظر ماهیت روش، ترکیبی از رویکردهای کیفی و کمی است که به‌صورت توصیفی- تحلیلی انجام گرفته است. هدف پژوهش، شناسایی و سطح‌بندی شاخص‌های مالی مؤثر بر شکل‌گیری شهرهای مرکز مالی در ایران با بهره‌گیری از تلفیق روش‌های دلفی فازی و مدل‌سازی ساختاری - تفسیری (ISM) است. استفاده همزمان از این دو روش به پژوهشگران اجازه می‌دهد تا هم شاخص‌ها را از منظر محتوایی غربال کنند و هم روابط ساختاری میان آنها را تجزیه وتحلیل نمایند.

٤-١- جامعه آماری و نمونه پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل اساتید دانشگاهی حوزه مالی و اقتصاد شهری، مدیران مالی در نهادهای مرتبط با توسعه شهری، و مشاوران مالی است. این افراد به‌طور مستقیم با مفاهیم و فرآیندهای مرتبط با برنامه‌ریزی توسعه مالی شهری و سیاست‌گذاری در این حوزه سروکار دارند و بنابراین بهترین گزینه برای تحلیل شاخص‌های کلیدی در این موضوع محسوب می‌شوند.

با توجه به تخصص‌محور بودن موضوع پژوهش و لزوم بهره‌گیری از دانش و تجربه عمیق خبرگان، از روش نمونه‌گیری هدفمند[1] استفاده شده است. در مجموع، تعداد ۱۰ نفر از خبرگان مشارکت‌کننده در فرآیند گردآوری داده‌ها انتخاب شدند که ترکیب تحصیلاتی آن‌ها به شرح زیر است:

- 7 نفر دارای مدرک دکتری در حوزه‌های مرتبط (مالی، اقتصاد و مدیریت)
- 2 نفر دارای کارشناسی ارشد
- ۱ نفر دارای مدرک کارشناسی با سابقه بالا در حوزه نهاد مالی

٤-٢- ابزار گردآوری داده‌ها

گردآوری داده‌ها در دو مرحله انجام شده است:

۱) پرسشنامه دلفی فازی

[1]. Judgmental Sampling

در مرحله اول، بر مبنای مرور ادبیات نظری و بررسی پیشینه پژوهش، فهرستی اولیه از شاخص‌های مالی تهیه شد. سپس با استفاده از روش دلفی فازی و توزیع پرسشنامه در میان خبرگان، شاخص‌ها مورد ارزیابی قرار گرفتند. در این پرسشنامه، از طیف فازی مثلثی (با مقادیر کم، متوسط و زیاد) برای سنجش میزان اهمیت هر شاخص استفاده شد. نتایج با استفاده از میانگین فازی و بردارهای اولویت پردازش و شاخص‌های نهایی برای مرحله بعد استخراج شدند.

۲) ماتریس خودتعاملی ساختاری[1]

در مرحله دوم، برای تحلیل روابط میان شاخص‌های منتخب، از جدول خودتعاملی ساختاری (SSIM) استفاده شد. در این جدول، از خبرگان خواسته شد تا روابط علی میان شاخص‌ها را با استفاده از نمادهای V, A, X, O مشخص کنند. این اطلاعات مبنای مدل ISM را تشکیل دادند.

٤-۳- مراحل تحلیل داده‌ها

تحلیل داده‌ها در دو گام صورت گرفت:

۱. تحلیل دلفی فازی: ابتدا با تجمیع نظرات خبرگان در دورهای دلفی و با استفاده از منطق فازی، شاخص‌هایی که دارای بیشترین اهمیت بودند شناسایی شدند. داده‌ها در این مرحله با استفاده از میانگین فازی و رتبه‌بندی نهایی استخراج شدند.

۲. مدل‌سازی ساختاری تفسیری: در این مرحله، روابط بین شاخص‌ها از طریق تبدیل ماتریس SSIM به ماتریس دسترسی تحلیل شد. سپس با تحلیل سطوح، ساختار سلسله‌مراتبی شاخص‌ها در سطوح مختلف ترسیم شد.

٤-٤- اعتبارسنجی ابزار

برای افزایش روایی محتوایی، ابزارهای تحقیق پرسشنامه و فرم‌های SSIM قبل از اجرا توسط چند نفر از اساتید دانشگاه بازبینی شد. همچنین پایایی تحلیل دلفی از طریق بررسی همگرایی نتایج در رفت و برگشت ارزیابی و تثبیت شد.

[1]. SSIM

٤-٥- نرم‌افزارها و ابزار تحلیلی

در تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار Excel برای محاسبات فازی و تحلیل نهایی پرسشنامه‌ها استفاده شد. همچنین مدل ISM با بهره‌گیری از Excel و ترسیم دستی انجام شد.

۵- یافته‌های پژوهش

گام اول: معرفی شاخص‌های اولیه (مرحله کیفی)

در گام نخست پژوهش، به منظور شناسایی شاخص‌های مالی مؤثر بر شکل‌گیری شهرهای مرکز مالی، مرور نظام‌مند ادبیات نظری و مطالعات پیشین صورت گرفت. در این مرور، منابع علمی منتخب از پایگاه‌های اسکوپوس، وب آو ساینس و گوگل اسکالر، بررسی شد.

بر این اساس، تعداد ۲۹ شاخص اولیه در چهار محور کلی استخراج شدند:

- زیرساخت‌های مالی و اقتصادی
- چارچوب‌های قانونی و نظارتی
- فناوری و نوآوری مالی
- زیرساخت‌های ارتباطی و نیروی انسانی متخصص

جدول ۱: فهرست اولیه شاخص‌های استخراج‌شده از منابع نظری

مضمون فراگیر	مضمون سازمان دهنده
زیرساخت‌های مالی و اقتصادی	c۱)توسعه شبکه بانکی و دسترسی به خدمات مالی c۲)عمق و نقدشوندگی بازار سرمایه c۳)وجود نهادهای مالی متنوع c۴)شفافیت و کارآمدی نظام مالیاتی c۵)دسترسی به منابع مالی و تسهیلات اعتباری c۶)ثبات اقتصادی و کنترل تورم c۷)مقررات مالی و نظارت بر بازارها c۸)نقش فناوری‌های مالی (فین‌تک) در توسعه زیرساخت‌های اقتصادی

مضمون فراگیر	مضمون سازمان دهنده	
چارچوب‌های قانونی و نظارتی	c۹)	شفافیت و ثبات قوانین مالی و اقتصادی
	c۱۰)	حمایت قانونی از حقوق سرمایه‌گذاران و سهامداران
	c۱۱)	سهولت در ثبت و راه‌اندازی کسب‌وکارهای مالی
	c۱۲)	میزان نظارت و مقررات‌گذاری بر بازارهای مالی
	c۱۳)	چارچوب‌های مقابله با پول‌شویی و تأمین مالی غیر قانونی
	c۱۴)	شفافیت در نظام مالیاتی و نرخ‌های رقابتی
	c۱۵)	هماهنگی مقررات داخلی با استانداردهای بین‌المللی
فناوری و نوآوری مالی	c۱۶)	توسعه بانکداری دیجیتال و خدمات آنلاین مالی
	c۱۷)	میزان پذیرش و استفاده از فین‌تک (فناوری مالی)
	c۱۸)	گستردگی پرداخت‌های الکترونیکی و کیف پول‌های دیجیتال
	c۱۹)	امنیت سایبری و حفاظت از اطلاعات مالی
	c۲۰)	استفاده از هوش مصنوعی و تحلیل داده‌ها در خدمات مالی
	c۲۱)	توسعه زیرساخت‌های بلاک‌چین و ارزهای دیجیتال
	c۲۲)	میزان سرمایه‌گذاری در استارتاپ‌های حوزه فناوری مالی
	c۲۳)	نوآوری در ابزارهای اعتباری و روش‌های تأمین مالی هوشمند
زیرساخت‌های ارتباطی و نیروی انسانی متخصص	c۲۴)	توسعه شبکه‌های حمل‌ونقل بین‌المللی و داخلی
	c۲۵)	دسترسی به اینترنت پرسرعت و فناوری‌های ارتباطی پیشرفته
	c۲۶)	کیفیت و استانداردهای آموزشی در حوزه مالی و اقتصادی
	c۲۷)	تعداد و تخصص نیروی کار در بخش‌های مالی و بانکی
	c۲۸)	وجود مراکز تحقیقاتی و آموزشی مرتبط با بازارهای مالی
	c۲۹)	میزان جذب و حفظ استعدادهای مالی و اقتصادی در شهر

منبع: شاخص‌های استخراج شده در روش تحلیل مضمون

در ادامه، یافته‌های حاصل از اجرای دو مرحله اصلی پژوهش یعنی تحلیل دلفی فازی و مدل‌سازی ساختاری تفسیری (ISM) ارائه می‌شود. در مرحله اول، شاخص‌های مالی مؤثر بر شکل‌گیری شهرهای مرکز مالی با نظر خبرگان استخراج و غربال شد و در مرحله دوم، ساختار سلسله‌مراتبی روابط علّی میان آن‌ها با استفاده از روش ISM ترسیم و تحلیل شده است.

گام دوم: نتایج تحلیل دلفی فازی

در این پژوهش، به منظور اولویت‌بندی و ارزیابی شاخص‌ها بر اساس دیدگاه خبرگان، روش دلفی فازی به‌کار گرفته شده است. این روش با هدف مقابله با عدم قطعیت موجود در قضاوت‌های انسانی و کاهش ابهام در فرآیند تصمیم‌گیری گروهی به کار می‌رود. مراحل گام دوم به شرح زیر است:

۱- گردآوری داده‌ها

اطلاعات پژوهش از طریق پرسش‌نامه‌ای با مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای (از ۱ تا ۵) جمع‌آوری شد که توسط ۱۰ نفر از خبرگان موضوع تکمیل شد. هر خبره به ارزیابی میزان اهمیت ۲۹ شاخص پیشنهادی پرداخت.

۲- تبدیل نمرات لیکرت به اعداد فازی

برای مدل‌سازی عدم قطعیت موجود در نظرات خبرگان، نمرات مقیاس لیکرت به اعداد فازی مثلثی تبدیل شدند. جدول ۲ نگاشت میزان ارزیابی اهمیت هر شاخص با استفاده از طیف فازی مثلثی (کم، متوسط، زیاد) را نشان می‌دهد.

در مرحله دوم دلفی، با محاسبه میانگین فازی و تبدیل به مقدار قطعی[1]، شاخص‌هایی با بالاترین امتیاز به عنوان ورودی مرحله مدل‌سازی ISM انتخاب شدند.

۳- میانگین‌گیری فازی

برای هر شاخص، اعداد فازی مربوط به تمامی خبرگان با استفاده از روش میانگین ساده فازی ترکیب شدند؛ به این صورت که مقادیر هر پارامتر مثلثی (کم، متوسط، زیاد) به‌صورت جداگانه میانگین‌گیری شدند و عدد فازی مثلثی جدید بدست آمد.

۴- دیفازی‌سازی

برای تبدیل اعداد فازی مثلثی به مقادیر قطعی و ملموس، روش مرکز ثقل[2] به کار گرفته شد که بر اساس فرمول (۱) محاسبه می‌شود:

---

[1]. Defuzzification
[2]. Centroid

مقدار قطعی $= \frac{M+U+L}{3}$ (۱)

این مقدار نمایانگر اهمیت نهایی و میانگین وزنی هر شاخص از دیدگاه کل گروه خبرگان است.

۵- ارزیابی همگرایی نظرات

برای بررسی میزان همگرایی و توافق بین نظرات خبرگان، دامنه پراکندگی عدد فازی هر شاخص به صورت اختلاف بین مقدار بالایی و پایینی مثلثی، محاسبه شد. شاخص‌هایی که دامنه آن‌ها بیشتر از مقدار آستانه ۲ بود، به عنوان موارد نیازمند بازنگری و انجام دور دوم پرسشگری دلفی در نظر گرفته شدند. نتایج تحلیل نشان داد هیچ‌یک از شاخص‌ها چنین دامنه‌ای نداشتند، که بیانگر همگرایی کامل بین دیدگاه‌های خبرگان و عدم ضرورت انجام مجدد مرحله دلفی است.

جدول ۲: مقادیر فازی و دیفازی شده شاخص‌ها – مرحله اول دلفی

شاخص‌ها	عددهای مثلثی فازی	مقدار قطعی
1	(3.7,4.7,4.9)	4333/4
2	(3.5,4.5,4.9)	3000/4
3	(3.1,4.1,4.6)	9333/3
4	(3.5,4.5,4.9)	3000/4
5	(3,4,4.6)	8667/3
6	(2.9,3.9,4.5)	7667/3
7	(2.8,3.8,4.6)	7333/3
8	(3.7,4.7,5)	4667/4
9	(3,3.9,4.5)	8000/3
10	(3.5,4.5,5)	3333/4
11	(2.7,3.7,4.4)	6000/3

شاخص‌ها	عددهای مثلثی فازی	مقدار قطعی
12	(3.6,4.6,4.9)	3667/4
13	(3.4,4.4,4.7)	1667/4
14	(2.9,3.8,4.4)	7000/3
15	(3.3,4.3,4.9)	1667/4
16	(3.5,4.5,5)	3333/4
17	(3,4,4.7)	9000/3
18	(3.4,4.4,4.8)	2000/4
19	(2.6,3.6,4.5)	5667/3
20	(3.1,4.1,4.7)	9667/3
21	(3.3,4.3,4.7)	1000/4
22	(3.1,4.1,4.6)	9333/3
23	(3.2,4.2,4.7)	0333/4
24	(3.5,4.5,4.9)	3000/4
25	(3.7,4.7,5)	4667/4
26	(3.1,4.1,4.6)	9333/3
27	(3.3,4.3,4.9)	1667/4
28	(3.6,4.6,5)	4000/4
29	(3.4,4.4,4.9)	2333/4

منبع: مقادیر قطعی شاخص‌ها حاصل از دلفی فازی خبرگی

پس از انجام فرآیند دیفازی‌سازی و به‌دست آوردن مقادیر قطعی اهمیت هر شاخص، رتبه‌بندی شاخص‌ها بر اساس این مقادیر انجام شد. بدین ترتیب، شاخص‌ها به ترتیب نزولی اهمیت نهایی دسته‌بندی شدند تا اولویت‌های کلیدی از منظر خبرگان مشخص شود. این رتبه‌بندی امکان

تمرکز بر شاخص‌های با اهمیت‌تر و تصمیم‌گیری دقیق‌تر در مراحل بعدی پژوهش را فراهم می‌آورد.

جدول ۳: شاخص‌های نهایی به همراه امتیاز فازی و رتبه

شاخص‌ها	عددهای مثلثی فازی	مقدار قطعی	رتبه
1	(3.7,4.7,4.9)	4333/4	3
2	(3.5,4.5,4.9)	4/3000	8
3	(3.1,4.1,4.6)	3/9333	19
4	(3.5,4.5,4.9)	4/3000	9
5	(3,4,4.6)	3/8667	23
6	(2.9,3.9,4.5)	3/7667	25
7	(2.8,3.8,4.6)	3/7333	26
8	(3.7,4.7,5)	4/4667	1
9	(3,3.9,4.5)	3/8000	24
10	(3.5,4.5,5)	4/3333	6
11	(2.7,3.7,4.4)	3/6000	28
12	(3.6,4.6,4.9)	4/3667	5
13	(3.4,4.4,4.7)	4/1667	13
14	(2.9,3.8,4.4)	3/7000	27
15	(3.3,4.3,4.9)	4/1667	14
16	(3.5,4.5,5)	4/3333	7
17	(3,4,4.7)	3/9000	22
18	(3.4,4.4,4.8)	4/2000	12
19	(2.6,3.6,4.5)	3/5667	29
20	(3.1,4.1,4.7)	3/9667	18
21	(3.3,4.3,4.7)	4/1000	16
22	(3.1,4.1,4.6)	3/9333	20
23	(3.2,4.2,4.7)	4/0333	17

شاخص‌ها	عددهای مثلثی فازی	مقدار قطعی	رتبه
24	(3.5,4.5,4.9)	4/3000	10
25	(3.7,4.7,5)	4/4667	2
26	(3.1,4.1,4.6)	3/9333	21
27	(3.3,4.3,4.9)	4/1667	15
28	(3.6,4.6,5)	4/4000	4
29	(3.4,4.4,4.9)	4/2333	11

منبع: رتبه‌بندی شاخص‌ها با روش دلفی فازی خبرگان

گام سوم: تحلیل روابط علّی شاخص‌ها (ماتریس SSIM)

پس از نهایی شدن شاخص‌ها، ماتریس خودتعاملی ساختاری (SSIM) برای تحلیل روابط علّی میان شاخص‌ها تنظیم شد. هر دو شاخص به صورت جفتی توسط خبرگان مقایسه و نوع رابطه آن‌ها بر اساس نمادهای V، A، X و O تعیین شد.

روش مقایسه جفتی با نمادهای:

- V: شاخص i بر j اثر دارد.
- A: j بر i اثر دارد.
- X: رابطه دوطرفه

O: بدون رابطه

جدول ٤: ماتریس خود تعاملی ساختاری (ISM)

	c1	c2	c3	c4	c5	c6	c7	c8	c9	c10	c11	c12	c13	c14	c15	c16	c17	c18	c19	c20	c21	c22	c23	c24	c25	c26	c27	c28	c29
c1	۱	V	V	A	A	X	A	V	X	O	O	O	O	A	A	A	O	O	V	O	O	O	O	O	O	A	O	O	A
c2		۱	V	A	A	A	A	A	A	O	O	O	O	A	O	O	O	O	A	O	O	O	O	O	O	A	A	A	A
c3			۱	A	A	A	A	A	A	O	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A
c4				۱	V	V	O	V	O	O	A	O	O	X	A	A	O	A	A	A	A	A	A	O	O	A	O	A	O
c5					۱	O	X	O	A	O	O	O	O	A	O	O	O	O	O	O	O	O	X	O	O	O	O	A	O
c6						۱	O	X	O	O	O	O	O	A	O	O	A	O	A	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
c7							۱	V	O	O	O	O	O	X	O	O	A	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
c8								۱	O	O	O	O	O	A	A	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
c9									۱	O	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	O	O	A	O	A	A	A	A	A
c10										۱	A	A	A	O	O	O	A	A	A	O	A	A	A	O	O	O	O	O	O
c11											۱	V	O	O	O	A	O	A	O	O	X	X	O	O	O	O	A	O	O
c12												۱	A	A	A	A	A	A	O	O	A	V	X	O	O	O	O	O	O
c13													۱	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
c14														۱	O	O	O	O	V	O	O	O	O	O	O	O	O	O	O
c15															۱	V	X	V	O	V	V	V	V	O	A	V	O	A	A
c16																۱	X	X	V	A	A	A	X	O	A	A	A	A	A
c17																	۱	V	O	A	A	A	A	O	A	A	A	A	A
c18																		۱	O	O	X	A	A	O	A	A	A	A	A
c19																			۱	O	O	A	O	O	A	A	A	A	O
c20																				۱	O	A	A	O	A	A	A	A	A
c21																					۱	A	O	O	A	A	O	A	A
c22																						۱	V	A	A	A	A	A	A
c23																							۱	O	A	A	A	A	A
c24																								۱	O	O	A	O	O
c25																									۱	X	V	O	O
c26																										۱	V	V	V
c27																											۱	A	A
c28																												۱	V
c29																													۱

گام چهارم: تشکیل ماتریس دسترسی اولیه

در این مرحله روابط موجود در ماتریس ISM به اعداد صفر و یک بر حسب قواعد بیان شده تبدیل می‌شوند و از این راه ماتریس دسترسی اولیه ایجاد می‌شود. به عبارتی تهیه ماتریس دستیابی اولیه با استفاده از ماتریس خود تعاملی ساختاری صورت می‌گیرد، به‌طوری‌که ماتریس قبلی به یک ماتریس دودویی تبدیل می‌شود.

اگر ورودی (i , j) در ماتریس خودتعاملی ساختاری نماد V باشد، در ماتریس دسترسی اولیه (i , j) عدد یک و ورودی (j , i) عدد صفر خواهد بود.

اگر ورودی (i , j) در ماتریس خودتعاملی ساختاری نماد A باشد، در ماتریس دسترسی اولیه (i , j) عدد صفر و ورودی (j , i) عدد یک خواهد بود.

اگر ورودی (i , j) در ماتریس خودتعاملی ساختاری نماد X باشد، در ماتریس دسترسی اولیه (i , j) عدد یک و ورودی (j , i) عدد صفر خواهد بود.

اگر ورودی (i , j) در ماتریس خودتعاملی ساختاری نماد O باشد، در ماتریس دسترسی اولیه (i , j) عدد صفر و ورودی (j , i) عدد یک خواهد بود. به طورکلی، نتایج حاصل در جدول ۵، نشان داده شده است.

جدول ۵: ماتریس دسترسی اولیه (RM)

	c1	c2	c3	c4	c5	c6	c7	c8	c9	c10	c11	c12	c13	c14	c15	c16	c17	c18	c19	c20	c21	c22	c23	c24	c25	c26	c27	c28	c29
c1	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c2	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c3	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c4	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c5	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c6	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c7	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c8	۰	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c9	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c10	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c11	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c12	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c13	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c14	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c15	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰
c16	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c17	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c18	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c19	۰	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c20	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c21	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c22	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c23	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c24	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰
c25	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۰	۰
c26	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۱
c27	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰
c28	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۱
c29	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۱

گام پنجم: تشکیل و تحلیل ماتریس دسترسی[1]

پس ازآنکه ماتریس دسترسی اولیه به دست آمد، روابط ثانویه شاخص‌ها کنترل می‌شود. رابطه ثانویه به صورتی است که اگر شاخص i منجر به شاخص j شود و همچنین شاخص j منجر به شاخص k شود، آنگاه شاخص i نیز منجر به شاخص k خواهد شد. اگر در ماتریس دسترسی اولیه این حالت برقرار نبود، باید ماتریس اصلاح شده و روابطی که ازقلم افتاده جایگزین شود؛ به این عمل اصطلاحاً سازگار کردن ماتریس دسترسی اولیه گفته می‌شود. در این گام، کلیه روابط ثانویه بین متغیرها، بررسی شد و ماتریس دسترسی نهایی طبق جدول ۶ به دست آمد. خانه‌هایی که با علامت *۱ مشخص شده‌اند، نشان می‌دهند که در ماتریس دسترسی اولیه صفر بوده و پس از سازگاری عدد یک گرفته‌اند.

در این ماتریس قدرت نفوذ و میزان وابستگی هر متغیر نیز نشان داده شده است. قدرت نفوذ یک متغیر از جمع تعداد متغیرهای متأثر از آن و خود متغیر به دست می‌آید و میزان وابستگی یک متغیر نیز از جمع متغیرهایی که از آن تأثیر می‌پذیرد و خود متغیر به دست می‌آید.

[1]. Reachability Matrix

جدول ٦: ماتریس دسترسی نهایی

	c1	c2	c3	c4	c5	c6	c7	c8	c9	c10	c11	c12	c13	c14	c15	c16	c17	c18	c19	c20	c21	c22	c23	c24	c25	c26	c27	c28	c29
c1	۱	۱	۱	*1	*1	۱	۰	۱	۱	*1	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c2	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c3	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c4	۱	۱	۱	۱	۱	۱	*1	۱	*1	۰	۰	*1	۰	۱	۰	۰	۰	۰	*1	۰	۰	۰	*1	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c5	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c6	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c7	۱	۱	۱	*1	۱	۰	۱	۱	۰	*1	۰	*1	۰	۱	۰	*1	*1	*1	۰	*1	۰	۰	*1	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c8	۰	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c9	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c10	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c11	*1	*1	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	*1	*1	*1	۰	۰	۱	۱	*1	*1	۰	۰	۰	۰	۰
c12	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c13	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c14	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c15	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰
c16	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c17	۰	۰	۱	۰	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c18	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c19	۰	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c20	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c21	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c22	*1	*1	۱	۱	*1	*1	۰	*1	*1	۱	۱	۰	۰	*1	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	*1	۰	۰	۰
c23	*1	*1	۱	۱	۱	*1	*1	*1	۱	۱	۰	۱	۰	*1	۰	۱	۱	۱	۰	۱	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
c24	۰	۰	۱	*1	۰	۰	۰	۰	۰	*1	*1	۰	۰	۰	۰	*1	*1	*1	*1	*1	*1	۱	*1	۱	۰	۰	۰	۰	۰
c25	*1	*1	۱	*1	*1	*1	*1	*1	۱	*1	*1	*1	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۱	۱	۱	*1	*1
c26	۱	۱	۱	۱	*1	*1	*1	*1	۱	*1	*1	*1	۰	*1	*1	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	*1	۱	۱	۱	۱	۱
c27	*1	۱	۱	*1	*1	*1	*1	۰	۱	*1	۱	*1	۰	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	*1	۱	۱	۱	۰	۰	۱	۰	۰
c28	*1	۱	۱	۱	۱	*1	*1	*1	۱	*1	*1	*1	۰	۰	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۱	۱
c29	*1	*1	*1	۱	۱	۱	۱	۱	*1	۱	۱	۱	۰	۰	*1	*1	*1	*1	۱	*1	*1	*1	*1	۰	۰	۱	۱	۰	۱

گام ششم: تعیین روابط و سطح‌بندی عوامل

در این گام، با استفاده از ماتریس دسترسی، پس از تعیین مجموعه‌های ورودی و خروجی، اشتراک این مجموعه‌ها برای هر یک از عوامل به دست می‌آید.

مجموعه خروجی شامل خود آن عامل و عاملی است که بر آن اثر می‌گذارد که با عدد ۱های موجود در سطر مربوطه قابل شناسایی است.

مجموعه ورودی شامل خود آن عامل و عواملی است که از آن اثر می‌پذیرد که با عدد ۱های موجود در ستون مربوطه قابل شناسایی است.

پس از آنکه مجموعه‌های ورودی و خروجی مشخص شد، عواملی که بین مجموعه ورودی و خروجی مشترک هستند تحت عنوان مجموعه مشترک قرار می‌گیرند.

عواملی که مجموعه خروجی و مشترک آن‌ها کاملاً مشابه است در بالاترین سطح از مدل ساختار تفسیری قرار می‌گیرند. برای یافتن اجزا تشکیل‌دهنده سطح بعدی مدل، اجزای بالاترین سطح آن در محاسبات ریاضی جدول مربوط حذف می‌شوند و عملیات مربوط به تعیین اجزای سطح بعدی مانند روش تعیین اجزای بالاترین سطح انجام می‌شود. این عملیات تا آنجا تکرار می‌شود که اجزای تشکیل‌دهنده کلیه سطوح سیستم مشخص شوند. جداول ۷ الی ۱۲ روند سطح‌بندی شاخص‌ها را نمایش می‌دهد.

با تحلیل ماتریس دسترسی نهایی، شاخص‌ها در قالب شش سطح دسته‌بندی شدند. شاخص‌های سطح اول به عنوان متغیرهای «محرک» که تأثیر بالا و وابستگی پایین دارند شناخته شدند، در حالی‌که شاخص‌های سطوح پایین‌تر عمدتاً تأثیرپذیر یا «وابسته» هستند.

جدول ۷: سطح‌بندی شاخص‌ها

عوامل	ورودی	خروجی	مجموعه مشترک	سطح
c1	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c8, c9, c10, c19	c1, c4, c5, c6, c7, c9, c11, c14, c15, c16, c22, c23, c25, c26, c27, c28, c29		
c2	c2, c3	c1, c2, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c11, c14, c19, c22, c23, c25, c26, c27, c28, c29		
c3	c3	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c11, c12, c13, c14, c15, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c22, c23, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c4	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c19, c23	c1, c4, c7, c11, c14, c15, c16, c18, c19, c20, c21, c22, c23, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c5	c1, c2, c3, c5, c7, c23	c1, c4, c5, c7, c9, c14, c22, c23, c25, c26, c27, c28, c29		
c6	c1, c2, c3, c6, c8	c1, c4, c6, c8, c14, c17, c19, c22, c23, c25, c26, c27, c28, c29		
c7	c1, c2, c3, c4, c5, c7, c8, c10, c12, c14, c16, c17, c18, c20, c23	c4, c5, c7, c14, c17, c23, c25, c26, c27, c28, c29		
c8	c2, c3, c6, c8	c1, c4, c6, c7, c8, c14, c15, c22, c23, c25, c26, c28, c29		
c9	c1, c2, c3, c5, c9	c1, c4, c9, c11, c12, c13, c14, c15, c16, c17, c18, c19, c20, c22, c23, c25, c26, c27, c28, c29		
c10	c10	c1, c7, c10, c11, c12, c13, c17, c18, c19, c21, c22, c23, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c11	c1, c2, c3, c4, c9, c10, c11, c12, c16, c17, c18, c21, c22, c23, c24	c11, c16, c18, c21, c22, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c12	c3, c9, c10, c12, c22, c23	c4, c7, c11, c12, c13, c14, c15, c16, c17, c18, c21, c23, c25, c26, c27, c28, c29		
c13	c3, c9, c10, c12, c13	c13	c13	1
c14	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c19	c4, c7, c14, c22, c23, c26		
c15	c1, c3, c4, c8, c9, c12, c15, c16, c17, c18, c20, c21, c22, c23, c26	c15, c17, c25, c26, c28, c29		
c16	c1, c3, c4, c9, c11, c12, c16, c17, c18, c19, c23	c7, c11, c15, c16, c17, c18, c20, c21, c22, c23, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c17	c3, c6, c7, c9, c10, c12, c15, c16, c17, c18	c7, c11, c15, c16, c17, c20, c21, c22, c23, c24, c25, c26, c27, c28, c29		

عوامل	ورودی	خروجی	مجموعه مشترک	سطح
c18	c3, c4, c9, c10, c11, c12, c16, c18, c21	c7, c11, c15, c16, c17, c18, c21, c22, c23, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c19	c2, c3, c4, c6, c9, c10, c19	c1, c4, c14, c16, c19, c22, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c20	c3, c4, c9, c16, c17, c20	c7, c15, c20, c22, c23, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c21	c3, c4, c10, c11, c12, c16, c17, c18, c21	c11, c15, c18, c21, c22, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c22	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c8, c9, c10, c11, c14, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c22, c23, c26	c11, c12, c15, c22, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c23	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c10, c12, c14, c16, c17, c18, c20, c23	c4, c5, c7, c11, c12, c15, c16, c22, c23, c24, c25, c26, c27, c28, c29		
c24	c3, c4, c10, c11, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c22, c23, c24	c11, c24, c26, c27		
c25	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c10, c11, c12, c15, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c22, c23, c25, c26, c27, c28, c29	c25, c26	c15,c22,c25,c26,c29	1
c26	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c10, c11, c12, c14, c15, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c22, c23, c24, c25, c26, c27, c28, c29	c15, c22, c25, c26, c29		
c27	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c9, c10, c11, c12, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c22, c23, c24, c27	c25, c26, c27, c28, c29		
c28	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c10, c11, c12, c15, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c22, c23, c27, c28, c29	c25, c26, c28		
c29	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c10, c11, c12, c15, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c22, c23, c26, c27, c29	c25, c26, c28, c29		

جدول ۸: تکرار اول				
عوامل	ورودی	خروجی	مجموعه مشترک	سطح
c1	c1, c4, c5, c6, c7, c9, c11, c14, c16, c23, c27, c28	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c8, c9, c10, c19		
c2	c1, c2, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c11, c14, c19, c23, c27, c28	c2, c3		
c3	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c11, c12, c14, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c23, c24, c27, c28	c3	c3	2
c4	c1, c4, c7, c11, c14, c16, c18, c19, c20, c21, c23, c24, c27, c28	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c19, c23		
c5	c1, c4, c5, c7, c9, c14, c23, c27, c28	c1, c2, c3, c5, c7, c23		
c6	c1, c4, c6, c8, c14, c17, c19, c23, c27, c28	c1, c2, c3, c6, c8		
c7	c4, c5, c7, c14, c17, c23, c27, c28	c1, c2, c3, c4, c5, c7, c8, c10, c12, c14, c16, c17, c18, c20, c23		
c8	c1, c4, c6, c7, c8, c14, c23, c28	c2, c3, c6, c8		
c9	c1, c4, c9, c11, c12, c14, c16, c17, c18, c19, c20, c23, c27, c28	c1, c2, c3, c5, c9		
c10	c1, c7, c10, c11, c12, c17, c18, c19, c21, c23, c24, c27, c28	c10	c10	2
c11	c11, c16, c18, c21, c24, c27, c28	c1, c2, c3, c4, c9, c10, c11, c12, c16, c17, c18, c21, c23, c24		
c12	c4, c7, c11, c12, c14, c16, c17, c18, c21, c23, c27, c28	c3, c9, c10, c12, c23		
c14	c4, c7, c14, c23	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c19		
c16	c7, c11, c16, c17, c18, c20, c21, c23, c24, c27, c28	c1, c3, c4, c9, c11, c12, c16, c17, c18, c19, c23		
c17	c7, c11, c16, c17, c20, c21, c23, c24, c27, c28	c3, c6, c7, c9, c10, c12, c16, c17, c18		
c18	c7, c11, c16, c17, c18, c21, c23, c24, c27, c28	c3, c4, c9, c10, c11, c12, c16, c18, c21		
c19	c1, c4, c14, c16, c19, c24, c27, c28	c2, c3, c4, c6, c9, c10, c19		
c20	c7, c20, c23, c24, c27, c28	c3, c4, c9, c16, c17, c20		
c21	c11, c18, c21, c24, c27, c28	c3, c4, c10, c11, c12, c16, c17, c18, c21		
c23	c4, c5, c7, c11, c12, c16, c23, c24, c27, c28	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c10, c12, c14, c16, c17, c18, c20, c23		
c24	c11, c24, c27	c3, c4, c10, c11, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c23, c24		

جدول ۸: تکرار اول				
سطح	مجموعه مشترک	خروجی	ورودی	عوامل
		c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c9, c10, c11, c12, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c23, c24, c27	c27, c28	c27
2	c28	c1, c2, c3, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c10, c11, c12, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c23, c27, c28	c28	c28

جدول ۹: تکرار دوم

سطح	مجموعه مشترک	خروجی	ورودی	عوامل
		c1, c2, c4, c5, c6, c8, c9, c19	c1, c4, c5, c6, c7, c9, c11, c14, c16, c23, c27	c1
3	c2	c2	c1, c2, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c11, c14, c19, c23, c27	c2
		c1, c2, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c19, c23	c1, c4, c7, c11, c14, c16, c18, c19, c20, c21, c23, c24, c27	c4
		c1, c2, c5, c7, c23	c1, c4, c5, c7, c9, c14, c23, c27	c5
		c1, c2, c6, c8	c1, c4, c6, c8, c14, c17, c19, c23, c27	c6
		c1, c2, c4, c5, c7, c8, c12, c14, c16, c17, c18, c20, c23	c4, c5, c7, c14, c17, c23, c27	c7
		c2, c6, c8	c1, c4, c6, c7, c8, c14, c23	c8
		c1, c2, c5, c9	c1, c4, c9, c11, c12, c14, c16, c17, c18, c19, c20, c23, c27	c9
		c1, c2, c4, c9, c11, c12, c16, c17, c18, c21, c23, c24	c11, c16, c18, c21, c24, c27	c11
		c9, c12, c23	c4, c7, c11, c12, c14, c16, c17, c18, c21, c23, c27	c12
		c1, c2, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c19	c4, c7, c14, c23	c14
		c1, c4, c9, c11, c12, c16, c17, c18, c19, c23	c7, c11, c16, c17, c18, c20, c21, c23, c24, c27	c16
		c6, c7, c9, c12, c16, c17, c18	c7, c11, c16, c17, c20, c21, c23, c24, c27	c17
		c4, c9, c11, c12, c16, c18, c21	c7, c11, c16, c17, c18, c21, c23, c24, c27	c18
		c2, c4, c6, c9, c19	c1, c4, c14, c16, c19, c24, c27	c19
		c4, c9, c16, c17, c20	c7, c20, c23, c24, c27	c20

عوامل	ورودی	خروجی	مجموعه مشترک	سطح
c21	c11, c18, c21, c24, c27	c4, c11, c12, c16, c17, c18, c21		
c23	c4, c5, c7, c11, c12, c16, c23, c24, c27	c1, c2, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c16, c17, c18, c20, c23		
c24	c11, c24, c27	c4, c11, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c23, c24		
c27	c1, c2, c4, c5, c6, c7, c9, c11, c12, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c23, c24, c27	c27	c27	3

جدول ۱۰: تکرار سوم

عوامل	ورودی	خروجی	مجموعه مشترک	سطح
c1	c1, c4, c5, c6, c7, c9, c11, c14, c16, c23	c1, c4, c5, c6, c8, c9, c19		
c4	c1, c4, c7, c11, c14, c16, c18, c19, c20, c21, c23, c24	c1, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c19, c23		
c5	c1, c4, c5, c7, c9, c14, c23	c1, c5, c7, c23	c1,c5,c7,c23	4
c6	c1, c4, c6, c8, c14, c17, c19, c23	c1, c6, c8	c1,c6,c8	4
c7	c4, c5, c7, c14, c17, c23	c1, c4, c5, c7, c8, c12, c14, c16, c17, c18, c20, c23		
c8	c1, c4, c6, c7, c8, c14, c23	c6, c8		
c9	c1, c4, c9, c11, c12, c14, c16, c17, c18, c19, c20, c23	c1, c5, c9		
c11	c11, c16, c18, c21, c24	c1, c4, c9, c11, c12, c16, c17, c18, c21, c23, c24		
c12	c4, c7, c11, c12, c14, c16, c17, c18, c21, c23	c9, c12, c23		
c14	c4, c7, c14, c23	c1, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c19		
c16	c7, c11, c16, c17, c18, c20, c21, c23, c24	c1, c4, c9, c11, c12, c16, c17, c18, c19, c23		
c17	c7, c11, c16, c17, c20, c21, c23, c24	c6, c7, c9, c12, c16, c17, c18		
c18	c7, c11, c16, c17, c18, c21, c23, c24	c4, c9, c11, c12, c16, c18, c21		
c19	c1, c4, c14, c16, c19, c24	c4, c6, c9, c19		

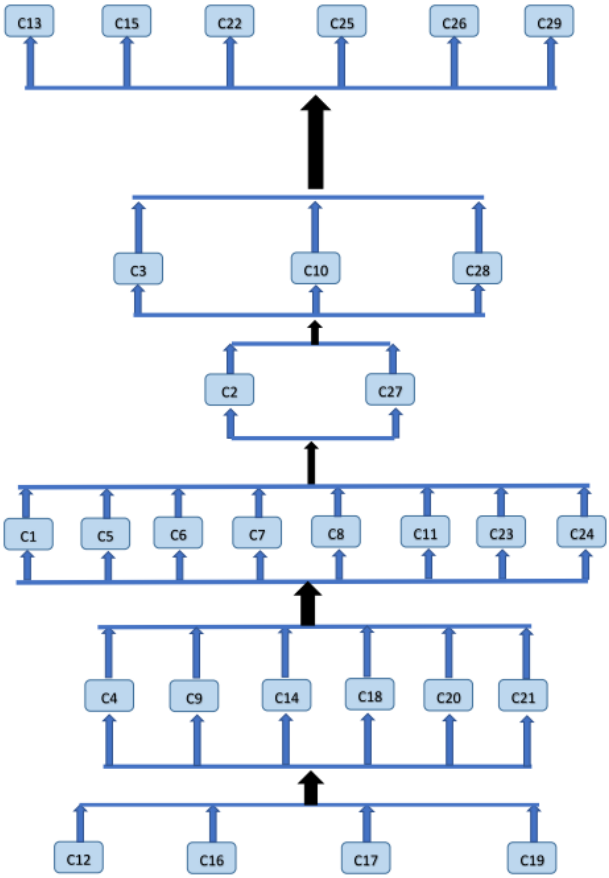
سطح	مجموعه مشترک	خروجی	ورودی	عوامل
		c4, c9, c16, c17, c20	c7, c20, c23, c24	c20
		c4, c11, c12, c16, c17, c18, c21	c11, c18, c21, c24	c21
		c1, c4, c5, c6, c7, c8, c9, c12, c14, c16, c17, c18, c20, c23	c4, c5, c7, c11, c12, c16, c23, c24	c23
4	c11,c24	c4, c11, c16, c17, c18, c19, c20, c21, c23, c24	c11, c24	c24

جدول ۱۱: تکرار چهارم

سطح	مجموعه مشترک	خروجی	ورودی	عوامل
		c4, c9, c12, c14, c19	c4, c14, c16, c18, c19, c20, c21	c4
5	c9	c9	c4, c9, c12, c14, c16, c17, c18, c19, c20	c9
		c9, c12	c4, c12, c14, c16, c17, c18, c21	c12
5	c4,c14	c4, c9, c12, c14, c19	c4, c14	c14
		c4, c9, c12, c16, c17, c18, c19	c16, c17, c18, c20, c21	c16
		c9, c12, c16, c17, c18	c16, c17, c20, c21	c17
		c4, c9, c12, c16, c18, c21	c16, c17, c18, c21	c18
		c4, c9, c19	c4, c14, c16, c19	c19
5	c20	c4, c9, c16, c17, c20	c20	c20
5	c18,c21	c4, c12, c16, c17, c18, c21	c18, c21	c21

جدول ۱۲: تکرار پنجم

سطح	مجموعه مشترک	خروجی	ورودی	عوامل
6	c12	c12	c12, c16, c17	c12
6	c16,c17	c12, c16, c17, c19	c16, c17	c16
		c12, c16, c17	c16, c17	c17
6	c19	c19	c16, c19	c19



نمودار ۱: مدل نهایی سطح‌بندی شاخص‌ها (ISM)

منبع: یافته حاصل از خروجی مدل ISM

بر اساس سطح‌بندی انجام‌شده، نمودار ساختاری ISM ترسیم شد. این نمودار نمایانگر روابط علّی بین شاخص‌ها و مسیر جریان تأثیرگذاری است. شاخص‌های سطح بالاتر (محرک‌ها) در بالای نمودار و شاخص‌های وابسته در پایین نمایش داده شده‌اند.

گام هفتم: تحلیل و تفسیر یافته‌ها

تحلیل سطح‌بندی شاخص‌ها نشان می‌دهد که عوامل کلیدی همچون «ثبات اقتصادی و کنترل تورم»، «نقش فناوری مالی در توسعه زیرساخت»، و «سرمایه‌گذاری در استارتاپ‌های فین‌تک» در بالاترین سطح مدل قرار گرفته‌اند. این جایگاه صرفاً توصیفی نیست، بلکه نشان می‌دهد این متغیرها شرط لازم برای حرکت سایر شاخص‌ها هستند؛ به این معنا که فقدان هر یک از آن‌ها می‌تواند کل فرایند شکل‌گیری مرکز مالی را مختل کند. برای مثال، بدون ثبات اقتصادی، حتی سرمایه‌گذاری فناورانه نیز به دلیل نااطمینانی و ریسک بالا قادر به جذب سرمایه‌گذار نخواهد بود. بنابراین، این متغیرها «پیشران‌های نهادی» به شمار می‌روند که تحقق شاخص‌های پایین‌دست کاملاً به آن‌ها وابسته است.

جای‌گیری «کیفیت آموزش مالی» و «توانایی جذب و حفظ استعدادهای مالی» در رده شاخص‌های محرک نشان می‌دهد که سرمایه انسانی حلقه اتصال فناوری و اقتصاد است. توسعه زیرساخت فنی بدون تربیت و نگهداشت نیروی متخصص، منجر به شکاف میان ظرفیت بالقوه و دستاورد بالفعل خواهد شد؛ بنابراین، آموزش مالی و توانایی حفظ استعدادها نقش راهبردی در انتقال فناوری به کارکردهای واقعی مالی دارند. از سوی دیگر، متغیرهایی مانند «توسعه بانکداری دیجیتال»، «دسترسی به منابع مالی و تسهیلات اعتباری»، «امنیت سایبری» و «پذیرش فین‌تک» در سطوح پایینی قرار دارند. این وضعیت نشان می‌دهد که این متغیرها بیشتر برونداد اقدامات کلان و زیربنایی هستند تا محرک اولیه. به بیان دیگر، توسعه بانکداری دیجیتال یا افزایش پذیرش فین‌تک تنها زمانی امکان‌پذیر است که ثبات اقتصادی برقرار، زیرساخت فناورانه تقویت، و سرمایه انسانی ماهر در دسترس باشد.

در مجموع، ساختار سلسله‌مراتبی به دست آمده حاوی یک پیام کلیدی برای سیاست‌گذاران است: مسیر توسعه مرکز مالی مسیری تدریجی و لایه‌ای است. تمرکز مستقیم بر ابزارها و خدمات مالی نوین بدون تقویت پایه‌های اقتصادی، نهادی و انسانی، اثربخشی پایداری نخواهد داشت و حتی می‌تواند به افزایش ریسک و بی‌اعتمادی عمومی منجر شود. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که توسعه پایدار تنها زمانی تحقق می‌یابد که اقدامات سیاستی از سطح محرک‌های کلان آغاز شود و سپس به تدریج به خروجی‌های فناورانه و خدماتی منتهی شود.

افزون بر این، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ابعاد دیگری همچون نقش فناوری مالی در شفاف‌سازی، عوامل اجتماعی و فرهنگی در پذیرش عمومی، و همچنین ارتباطات بین‌المللی و توانایی مدیریت ریسک، می‌توانند تکمیل‌کننده مسیر توسعه مراکز مالی باشند. این ابعاد اگرچه در سطح پایین‌تر مدل جای‌گیری کرده‌اند، اما برای پایداری و کارآمدی مرکز مالی در بلندمدت حیاتی هستند.

بررسی جایگاه فناوری‌های نوین مالی نشان می‌دهد که این فناوری‌ها صرفاً کارکرد زیرساختی ندارند، بلکه می‌توانند به‌عنوان ابزار شفاف‌سازی و ارتقای اعتماد عمومی عمل کنند. استفاده از فناوری بلاکچین در ثبت تراکنش‌ها یا سامانه‌های هوشمند نظارت مالی، نمونه‌هایی هستند که علاوه بر افزایش سرعت و کارایی، امکان کنترل بهتر ریسک و پیشگیری از فساد اقتصادی را فراهم می‌سازند. بنابراین، فناوری مالی نقشی دوگانه دارد: هم تسهیل‌گر خدمات نوین و هم تضمین‌کننده شفافیت نهادی.

از سوی دیگر، یافته‌ها نشان داد که عوامل اجتماعی و فرهنگی بر میزان پذیرش نوآوری‌های مالی توسط شهروندان اثرگذارند. حتی اگر زیرساخت‌ها و فناوری‌های پیشرفته در دسترس باشد، سطح پایین سواد مالی یا بی‌اعتمادی اجتماعی می‌تواند مانع بهره‌برداری کامل از آن‌ها شود. از این رو، ارتقای فرهنگ مالی عمومی و آموزش شهروندان باید هم‌زمان با اقدامات فناورانه و اقتصادی پیش برود. این نکته اهمیت توجه به بعد اجتماعی توسعه مراکز مالی را برجسته می‌کند.

تحلیل نتایج همچنین آشکار ساخت که ارتباطات بین‌المللی و جایگاه ژئوپلیتیکی شهرها

عاملی تعیین‌کننده در سرعت تحقق شاخص‌هاست. دسترسی به شبکه‌های مالی جهانی، جذب سرمایه خارجی، و حضور در نهادهای بین‌المللی، می‌تواند به‌عنوان شتاب‌دهنده فرایند توسعه عمل کند. بنابراین، سیاست‌گذاران شهری باید نگاه فرامرزی داشته باشند و تعامل فعال با بازارهای بین‌المللی را به‌عنوان بخشی از راهبرد کلان خود دنبال کنند.

در نهایت، ساختار سلسله‌مراتبی شاخص‌ها نشان داد که توسعه مرکز مالی بدون توجه به موضوع «مدیریت ریسک» و «تنوع‌بخشی ابزارهای مالی» پایدار نخواهد بود. ایجاد بازارهایی با ابزارهای متنوع و توانایی پاسخ‌گویی به شوک‌های اقتصادی، شرط لازم برای ماندگاری جایگاه یک شهر به‌عنوان مرکز مالی است. در غیر این صورت، هرچند ممکن است در کوتاه‌مدت رشد ایجاد شود، اما در مواجهه با بحران‌ها، مرکز مالی آسیب‌پذیر خواهد بود. این موضوع پیام روشنی برای سیاست‌گذاران دارد: پایداری نه فقط از طریق ایجاد شاخص‌های پایه‌ای، بلکه با توانایی مدیریت نوسانات و ریسک‌های آینده تضمین می‌شود.

٦- نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف شناسایی و سطح‌بندی شاخص‌های مالی مؤثر بر شکل‌گیری شهرهای مرکز مالی، با بهره‌گیری از تلفیق دو روش دلفی فازی و مدل‌سازی ساختاری تفسیری (ISM) انجام شد. مسئله اصلی تحقیق این بود که شهرهای درحال‌توسعه چگونه می‌توانند مسیر پیشرفت به سمت هاب‌های مالی جهانی را به‌صورت ساختاریافته و مرحله‌ای طی کنند. در ادبیات موضوع نیز به این موضوع اشاره شده که برخلاف شهرهای پیشرویی نظیر لندن یا نیویورک که به‌صورت طبیعی در طول زمان به مراکز مالی تبدیل شدند، در کشورهای نوظهور نیاز به برنامه‌ریزی آگاهانه، زیرساخت نهادی، و هدایت هدفمند منابع وجود دارد هال (۲۰۲۰)[1]؛ کلارک و مونن (۲۰۱۷)[2].

در گام نخست، از طریق مرور نظام‌مند متون علمی و شاخص‌های رتبه‌بندی بین‌المللی، ۲۹ شاخص اولیه در چهار بُعد کلان اقتصادی، نهادی، زیرساختی، بازار مالی، و اجتماعی استخراج

[1]. Hall (2020)
[2]. Clark & Moonen (2017)

شد. سپس با اجرای روش دلفی فازی در میان ۱۰ تن از خبرگان حوزه مالی و شهری، ۲۹ شاخص کلیدی با بالاترین امتیاز قطعی انتخاب شدند. در مرحله بعد، روابط علی میان این شاخص‌ها از طریق ماتریس SSIM تحلیل شد و ساختار سلسله‌مراتبی آن‌ها در قالب مدل ISM ترسیم شد.

مدل نهایی ISM، شش سطح ساختاری را مشخص کرد. در این مدل، شاخص‌هایی مانند «ثبات اقتصادی»، «نقش فین‌تک در زیرساخت‌های اقتصادی»، «سرمایه‌گذاری در استارتاپ‌های مالی»، و «دسترسی به فناوری‌های پیشرفته ارتباطی» در سطح نخست قرار گرفتند. این شاخص‌ها نقش محرک و بنیادین دارند و تحقق آن‌ها پیش‌نیاز شکل‌گیری سایر متغیرهاست. همچنین، شاخص‌هایی مانند «کیفیت آموزش مالی» و «جذب و نگهداشت استعدادها» نیز در همین سطح قرار گرفته‌اند که نشان‌دهنده اهمیت سرمایه انسانی و دانشی در توسعه زیرساخت‌های مالی است. در مقابل، شاخص‌هایی مانند «توسعه بانکداری دیجیتال»، «دسترسی به منابع مالی و تسهیلات اعتباری»، «پذیرش فین‌تک توسط عموم»، و «دسترسی به تسهیلات اعتباری» در سطح ششم قرار گرفتند و به‌عنوان متغیرهای وابسته و نتیجه‌ای شناخته شدند. این یافته‌ها تأکید می‌کند که تمرکز صرف بر ارائه خدمات مالی نوین بدون توجه به بسترهای کلان و زیرساختی، اثربخش نخواهد بود.

در مطالعه حاضر، از ترکیب نظر خبرگان با مدل‌سازی ISM استفاده شد که مزیت آن، ارائه دیدی سیستمی و تعاملی از متغیرهاست. برخلاف مدل‌های خطی یا رتبه‌بندی‌های سنتی که صرفاً شاخص‌ها را بدون تحلیل ساختار معرفی می‌کنند، ISM با تفکیک محرک‌ها و وابسته‌ها، امکان طراحی نقشه راه مرحله‌ای برای تصمیم‌گیری را فراهم می‌سازد. به‌ویژه آنکه در زمینه «شهرهای مرکز مالی»، چنین چارچوبی تاکنون به‌کار گرفته نشده و این امر جنبه نوآورانه پژوهش حاضر محسوب می‌شود.

از منظر کاربردی، یافته‌های تحقیق می‌تواند در سه سطح سیاست‌گذاری مورد استفاده قرار گیرد:

•سطح کلان (دولت/حاکمیت): تدوین سیاست‌های تثبیت اقتصادی، ایجاد سازوکارهای شفاف نظارتی، کنترل نوسانات ارزی، و اصلاح قوانین مالیاتی.

•سطح شهری (مدیریت شهری و شهرداری): سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های فناوری و حمل‌ونقل، ارتقای کیفیت آموزش مالی، و جذب و نگهداشت نیروی انسانی متخصص.

•سطح بخش خصوصی و سرمایه‌گذاران: توسعه بازارهای مالی نوین، سرمایه‌گذاری در استارتاپ‌های فین‌تک، و بهره‌گیری از فناوری‌های مالی دیجیتال.

برای روشن‌تر شدن این موضوع، توجه به نتایج شاخص GFCI 35 (2024) حائز اهمیت است. دبی با رتبه ۲۱ جهانی و امتیاز حدود ۷۳۲، به‌دلیل سرمایه‌گذاری گسترده در فین‌تک و قوانین شفاف توانسته به مرکز مالی منطقه‌ای بدل شود. در مقابل، استانبول با رتبه ۶۴ (امتیاز حدود ۵۹۰) علی‌رغم زیرساخت بانکی مناسب، به‌دلیل بی‌ثباتی اقتصادی و نوسان ارزی جایگاه ضعیف‌تری دارد. تهران نیز به دلیل فقدان داده‌های شفاف و ضعف نهادی اصلاً در رتبه‌بندی GFCI حضور ندارد. این مقایسه نشان می‌دهد که توجه به شاخص‌های پایه‌ای همچون ثبات اقتصادی، شفافیت نهادی و زیرساخت فناوری، پیش‌نیاز ورود به مراحل بعدی و ارتقای جایگاه بین‌المللی است.

به‌عنوان نمونه، در شهری مانند تهران، تمرکز بر ثبات اقتصادی و بهبود زیرساخت‌های ارتباطی دیجیتال می‌تواند پیش‌نیاز ورود به فاز خدمات مالی پیشرفته باشد. همچنین مقایسه با تجربه دبی در جذب سرمایه‌گذار بین‌المللی و استانبول در ایجاد چارچوب‌های نهادی نشان می‌دهد که اتخاذ راهبردهای هدفمند می‌تواند مسیر حرکت به سمت هاب مالی را تسریع کند.

بدین‌ترتیب، دستاورد پژوهش صرفاً معرفی شاخص‌ها نیست، بلکه ارائه یک چارچوب ساختاریافته برای اولویت‌بندی اقدامات و کاهش ریسک سیاست‌گذاری است؛ چارچوبی که می‌تواند راهنمایی عملی برای مدیران شهری و سیاست‌گذاران اقتصادی در سطح ملی و بین‌المللی باشد.

یافته‌های این پژوهش با ارائه یک مدل ساختاری مبتنی بر ISM، امکان تحلیل سلسله‌مراتبی شاخص‌های مالی مؤثر بر شکل‌گیری شهرهای مرکز مالی را فراهم ساخت. بر این اساس، مشخص شد که شاخص‌هایی مانند ثبات اقتصاد کلان، کیفیت آموزش مالی، زیرساخت‌های دیجیتال و

جذب استعدادها، در بالاترین سطح اثرگذاری قرار دارند و باید به‌عنوان نقاط شروع برای هرگونه مداخله سیاستی در نظر گرفته شوند. از این رو، به سیاست‌گذاران شهری و اقتصادی پیشنهاد می‌شود تمرکز اولیه خود را بر تقویت زیرساخت‌های کلیدی اقتصادی و فناورانه، ارتقاء استانداردهای آموزش مالی، و جذب نخبگان مالی قرار دهند. این اقدامات زمینه را برای تحقق سایر شاخص‌ها مانند توسعه خدمات بانکی دیجیتال، گسترش فین‌تک و ارتقاء دسترسی عمومی به خدمات مالی فراهم خواهد ساخت.

در حوزه مدیریتی، استفاده از مدل سلسله‌مراتبی ارائه‌شده در این تحقیق می‌تواند به‌عنوان نقشه راهی مرحله‌ای برای نهادهای توسعه شهری، بانک‌های مرکزی، و شرکت‌های سرمایه‌گذاری عمل کند. همچنین پیشنهاد می‌شود شهرداری‌ها و سازمان‌های برنامه‌ریزی اقتصادی با بهره‌گیری از نتایج این تحقیق، در تدوین استراتژی‌های مالی شهری از ابزارهایی مانند ISM برای اولویت‌بندی دقیق شاخص‌ها استفاده کنند. برای پژوهش‌های آتی نیز توصیه می‌شود با استفاده از روش‌هایی مانند ANP یا Fuzzy DEMATEL، شدت روابط بین شاخص‌ها اندازه‌گیری شده و مدل تکمیلی پویاتری ارائه شود. همچنین مطالعات میدانی در شهرهای خاص یا مقایسه تطبیقی میان شهرهای داخلی و منطقه‌ای (مانند تهران، استانبول، دبی یا دوحه) می‌تواند به بومی‌سازی مدل کمک شایانی نماید. در کنار این دستاوردها، پژوهش با محدودیت‌هایی نیز همراه بود. نخست آنکه تحلیل‌ها صرفاً بر اساس نظر خبرگان محدود (۱۰ نفر) انجام شد و نظرات گروه‌های دیگر مانند سیاست‌گذاران دولتی یا شهروندان لحاظ نشد. از سوی دیگر، پژوهش حاضر بیشتر بر تحلیل ادراکی و نظری متمرکز بود و برای سنجش عملیاتی شاخص‌ها در محیط واقعی شهری، نیاز به تحقیقات میدانی مکمل احساس می‌شود. با این حال، چارچوب ارائه‌شده در این تحقیق می‌تواند مبنایی معتبر برای توسعه مطالعات تجربی و سیاست‌گذاری شهری در حوزه مالی باشد.

References

Ahmad, N., & Qahmash, A. (2021). Smartism: Implementation and assessment of interpretive structural modeling. *Sustainability*, 13(16), 8801. https://doi.org/10.3390/su13168801.

Aithal, A., & Aithal, P. S. (2022). Strategic analysis of smart city financial ecosystems using hybrid ISM-DEMATEL model. *International Journal of Management, Technology, and Social Sciences*, 7(2), 45–56. https://doi.org/10.47992/IJMTS.2581.6012.0198.

Arner, D., Buckley, R., Charamba, K., Sergeev, A., & Zetzsche, D. (2022). Governing FinTech 4.0: BigTech, platform finance, and sustainable development. *Fordham J. Corp. & Fin. L.*, 27, 1. https://doi.org/10.2139/ssrn.3915275.

Banik, B., & Roy, C. K. (2023). Measuring fintech-driven financial inclusion for developing countries: Comprehensive Digital Financial Inclusion Index (CDFII). *Economic Journal of Emerging Markets*, 143-159. https://doi.org/10.20885/ejem.vol15.iss2.art3.

Bassens, D., Engelen, E., & Derudder, B. (2019). The power of financial networks: How global cities shape capital flows. *Global Networks,* 19(2), 256–278. https://doi.org/10.1111/glob.12229.

Batty, M. (2013). *The new science of cities*. MIT press. https://doi.org/10.7551/mitpress/9399.001.0001.

Cao, J., Law, S. H., Samad, A. R. B. A., Mohamad, W. N. B. W., Wang, J., & Yang, X. (2021). Impact of financial development and technological innovation on the volatility of green growth-evidence from China. *Environmental science and pollution research international*, 28(35), 48053–48069. https://doi.org/10.1007/s11356-021-13828-3.

Christaller, W. (1933). *Die Zentralen Orte in Suddeutschland*, Jena. Central Places in Southern Germany.

Clark, G., & Moonen, T. (2016). *World cities and nation states*. John Wiley & Sons. https://doi.org/10.1002/9781119216452.

Derudder, B., & Taylor, P. (2005). The cliquishness of world cities. *Global Networks*, 5(1), 71-91. https://doi.org/10.1111/j.1471-0374.2005.00108.x.

Friedmann, J. (1986). The world city hypothesis. *Development and Change,* 17(1), 69–83. https://doi.org/10.1111/j.1467-7660.1986.tb00231.x.

Hall, P. (2020). "The City of Theory": from Cities of Tomorrow: *An Intellectual History of Urban Planning and Design in the Twentieth Century*, 4th edn (2014). *In The City Reader* (pp. 440-453). Routledge. https://doi.org/10.4324/9780429261732-54.

Hall, S., Leaver, A., Seabrooke, L., & Tischer, D. (2023). The changing spatial arrangements of global finance: Financial, social and legal infrastructures.

Environment and Planning A: Economy and Space, 55(4), 923-930. https://doi.org/10.1177/0308518x231159396.

Ibe, N. (2024). The impact of national savings on economic development: a focused study on the ten poorest countries in Sub-Saharan Africa. *Scientific reports*, 14(1), 16249. https://doi.org/10.1038/s41598-024-67228-x.

Kaur, H., & Singh, S. P. (2020). Modeling critical enablers for smart financial infrastructure using ISM-MICMAC. *Decision Analytics Journal*, 1, 100005. https://doi.org/10.1016/j.dajour.2020.100005.

Krugman, P. (1992). *Geography and Trade*. MIT press. https://doi.org/10.2307/144207.

Lisbinski, F. C., & Burnquist, H. L. (2024). Institutions and financial development: Comparative analysis of developed and developing economies. *EconomiA*, (ahead-of-print). https://doi.org/10.1108/econ-11-2023-0201.

Parnreiter, C. (2010). Global cities in global commodity chains: exploring the role of Mexico City in the geography of global economic governance. *Global Networks*, 10(1), 35-53.

Patidar, P., Jain, V., & Soni, G. (2021). An integrated ISM and fuzzy MICMAC approach to model fintech enablers for financial innovation. *Technological Forecasting and Social Change*, 172, 121033. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121033.

Paun, C. V., Musetescu, R. C., Topan, V. M., & Danuletiu, D. C. (2019). The impact of financial sector development and sophistication on sustainable economic growth. *Sustainability*, 11(6), 1713. https://doi.org/10.3390/su11061713.

Rjoub, H., Adebayo, T. S., & Kirikkaleli, D. (2023). Blockchain technology-based FinTech banking sector involvement using adaptive neuro-fuzzy-based K-nearest neighbors algorithm. *Financial Innovation*, 9(1), 65. https://doi.org/10.1186/s40854-023-00469-3.

Sassen, S. (2013). *The Global City: New York*, London, Tokyo. https://doi.org/10.2307/j.ctt2jc93q.

Taylor, P., & Derudder, B. (2015). *World city network: a global urban analysis*. Routledge. https://doi.org/10.4324/9781315730950.

Wang, H., Yang, G., & Qin, J. (2020). City Centrality, Migrants and Green Inovation Efficiency: Evidence from 106 Cities in the Yangtze River Economic Belt of China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(2), 652. https://doi.org/10.3390/ijerph17020652.

Warfield, J. N. (1978). Societal systems planning, policy and complexity. *Cybernetics and System*, 8(1), 113-115. https://doi.org/10.1080/01969727808927573.

Wójcik, D. (2013). The dark side of NY–LON: Financial centres and the global financial crisis. *Urban Studies,* 50(13), 2736–2752. https://doi.org/10.1177/0042098012474513.

Z/Yen Group. (2020). *Global Financial Centres Index 27*. Z/Yen. https://www.longfinance.net/programmes/financial-centre-futures/global-financial-centres-index/gfci-27-explore-data/

Z/Yen Group. (2023). *Global Financial Centres Index 34*. https://www.longfinance.net/programmes/financial-centre-futures/global-financial-centres-index/

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 320-360

The Convergence Effect of Property Rights on Structural Change in Developing Economies: A Nonlinear Quantile-on-Quantile Analysis

Abolfazle Shahabadi*[1], Fatemeh Behfarin[2]

Received: 15-12-2024 Accepted: 20-06-2026

Abstract

The diffusion of emerging technologies into the global economy has fundamentally transformed economic structures and accelerated the reallocation of resources toward more productive sectors. This process, commonly referred to as structural transformation, plays a pivotal role in enhancing productive capacities and achieving sustainable development. Property rights constitute one of the key determinants of this process, providing the institutional foundation for efficient economic performance and optimal resource allocation. This study investigates the effects of different dimensions of property rights on structural transformation in 26 developing countries over the period 2011–2022. First, a Generalized Additive Model (GAM) was employed to examine the existence of nonlinear relationships, confirming significant nonlinear associations between property rights and structural transformation. Subsequently, the Quantile-on-Quantile Regression (QQR) approach was applied to explore the dynamic nature of these relationships across different levels of economic development. The findings reveal that the impact of property rights is highly contingent upon countries' stages of development. The legal and political environment exerts a positive effect at lower levels of development but a negative effect at more advanced stages. In contrast, physical property rights have the strongest positive influence on structural transformation in countries with higher levels of development. Intellectual property rights emerge as a significant driver of innovation and structural reallocation only in the later stages of development. These findings suggest that policy priorities concerning property rights should be tailored to the specific stage of economic development of each country.

[1]. Corresponding Author. Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Science, Alzahra University, Tehran, Iran. Email: a.shahabadi@alzahra.ac.ir.
[2]. M.A. in Planning of Economic Systems, Faculty of Humanities, Khatam University, Tehran, Iran. Email: f.behfarin.4569@khatam.ac.ir
*This article is derived from the M.A. thesis of Fatemeh Behfarin, entitled "The Effect of the Investment Environment on the Productive Capacities Index", completed at Khatam University under the supervision of Dr. Abolfazl Shahabadi.

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 320-360

Extended Abstract

Purpose: Structural change serves as a fundamental pillar of long-term economic development, reflecting an economy's capacity to reallocate resources from low-productivity activities toward sectors with higher productivity, technological sophistication, and greater value added. Despite its significance, many developing economies exhibit substantial gaps, both in the depth and pace of structural transformation, compared with advanced economies. Among the institutional foundations that can narrow this gap, property rights play a critical role. As institutions that shape economic security, investment incentives, innovation capabilities, and the efficiency of resource allocation, property rights influence not only economic performance but also the underlying dynamics of structural change. Nevertheless, empirical evidence on the nonlinear, heterogeneous, and development-dependent relationship between property rights and structural transformation remains limited.

The present study aims to examine how the convergence of property-rights institutions affects the convergence of structural change across 26 developing economies over the period 2011–2022. By employing advanced econometric techniques, the study seeks to identify which dimensions of property rights matter most at different stages of development and whether these effects remain stable or vary in the distribution of economic performance. In other words, the central objective is to understand how institutional improvements in property rights generate distinct structural-change outcomes depending on each country's developmental stage. The goal is also to uncover the mechanisms through which property rights shape transformative economic processes.

Methodology: To address these objectives, the study applies two complementary econometric frameworks: The Generalized Additive Model (GAM) and Quantile-on-Quantile Regression (QQR).

First, panel data were collected for 26 developing countries. Structural-change indicators were constructed from the UNCTAD Productive Capacities Index and normalized relative to the average of advanced economies to capture convergence dynamics. Three key components of property rights, namely a) Legal and political environment (LP), b) Physical property rights (PPR), and c) Intellectual property rights (IPR), were extracted from the International Property Rights Index (IPRI).

The GAM model was initially estimated to test whether the relationship between property rights and structural change is linear or nonlinear. The preliminary results strongly indicated nonlinearity, asymmetry, and dynamic behavior, suggesting that traditional linear models such as OLS or standard panel regressions cannot accurately capture the true underlying patterns.

Given this evidence, the QQR method was employed as the main analytical tool. QQR

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 320-360

allows for the assessment of how each quantile of a property-rights indicator influences each quantile of the structural-change index, thereby enabling a multidimensional examination of heterogeneous impacts. This approach reveals whether property rights have different effects in countries with low, medium, or high levels of structural development, and whether the influence changes across institutional quality levels. The model also includes lagged structural change to capture its dynamic nature.

Findings and Discussion:

1. Legal and Political Environment (LP): The legal and political environment shows a strong and positive influence on structural change in countries located in the lower quantiles of development. Improvements in judicial transparency, rule of law, contract enforcement, and corruption control can enhance investment confidence, reduce economic risk, and encourage productive activities. However, as countries move toward higher quantiles, the magnitude of LP's effect diminishes and even becomes negative in certain regions. This pattern reflects an institutional Inverted-U relationship; once economies achieve a threshold level of institutional maturity, incremental legal-political reforms yield diminishing returns. At this stage, transformation becomes driven more by technological upgrading, innovation, and dynamic capabilities than by additional institutional strengthening.

2. Physical Property Rights (PPR): The role of physical property rights exhibits a distinct nonlinear pattern. In lower quantiles, PPR has weak or sometimes negative effects, due largely to inefficient property registration systems, administrative barriers, and limited financial access in early-stage economies. As institutional quality improves, the effect of PPR becomes increasingly positive, especially in middle and upper quantiles. In this context, formal property rights enable credit access, facilitate investment, and support the efficient allocation of capital. These findings align with the "dead capital" theory proposed by Hernando de Soto, highlighting the transformative potential of formalizing property in developing economies.

3. Intellectual Property Rights (IPR): The impact of IPR is highly dependent on a country's technological capacity. In low-development contexts, strong intellectual property protection may restrict access to foreign technologies and imported knowledge, producing negligible or even negative effects on structural change. In contrast, in higher quantiles, IPR generates substantial positive effects by stimulating innovation, research and development (R&D), and the growth of knowledge-based industries. These results are consistent with endogenous-growth theories, emphasizing the importance of innovation systems at advanced stages of economic development.

4. Dynamic Nature of Structural Change: The lagged structural-change variable is positive and statistically significant across all quantiles, illustrating the self-

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 320-360

reinforcing and path-dependent nature of structural transformation. Once a country embarks on a track of technological upgrading, learning spillovers, workforce skill accumulation, and productivity improvements accelerate further structural progress.

Conclusions and Policy Implications: The empirical results demonstrate that the influence of property rights on structural change is neither linear nor uniform. Instead, it is strongly contingent upon a country's development stage and institutional maturity.

1. Early-Stage Priorities: Countries in the early stages of development should prioritize enhancing the legal and political environment. Enhancing judicial independence, reducing corruption, and securing basic property rights create the foundational conditions necessary for sustained structural transformation.

2. Middle-Stage Priorities: In the intermediate stages, the focus should shift toward enhancing physical property rights. Formalizing assets, improving property-registration systems, and expanding access to credit are crucial for enabling productive reallocation and investment.

3. Advanced-Stage Priorities: At higher development levels, intellectual property rights become the dominant driver of structural transformation. Strengthening innovation policies, supporting R&D activities, and protecting intellectual assets stimulate technological upgrading and facilitate entry into high-value industries.

4. No One-Size-Fits-All Approach: Institutional reforms must be sequenced and tailored to the developmental context of each country. Uniform policy recommendations are inappropriate, as property-rights reforms have different effects depending on the structural conditions of the economy.

5. Importance of Early Institutional Reforms: Because structural transformation is cumulative and path-dependent, initiating institutional reforms early can place economies on a higher long-run development track. The earlier the reforms begin, the greater their long-term payoff.

Keywords: Structural Change, Productive Capacity, Legal and Political Environment, Physical Property Rights, Intellectual Property Rights.

JEL Classification: F02, O10, O30, P14

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۳۲۰-۳۶۰

اثر همگرایی حقوق مالکیت بر تغییرات ساختاری در اقتصادهای درحال‌توسعه: یک تحلیل غیر خطی کوانتایل بر کوانتایل*

ابوالفضل شاه‌آبادی*[1]، فاطمه بهفرین[2]

دریافت: ۲۴-۰۹-۱۴۰۳ پذیرش: ۳۱-۰۳-۱۴۰۵

چکیده

ورود فناوری‌های نوین به اقتصاد جهانی موجب تغییرات عمیق در ساختارهای اقتصادی شده و بازتوزیع منابع به سمت بخش‌های بهره‌ورتر را تسریع کرده است. این فرایند، که به‌عنوان تغییرات ساختاری شناخته می‌شود، نقشی اساسی در افزایش ظرفیت‌های تولیدی و دستیابی به توسعه پایدار دارد. یکی از عوامل کلیدی مؤثر بر این فرایند، حقوق مالکیت است که زیربنای عملکرد صحیح اقتصاد و تخصیص بهینه منابع به‌شمار می‌رود. این پژوهش با هدف بررسی تأثیر ابعاد مختلف حقوق مالکیت بر تغییرات ساختاری در ۲۶ کشور درحال‌توسعه طی دوره ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۲ انجام شده است. ابتدا با مدل رگرسیون افزایشی تعمیم‌یافته، وجود روابط غیرخطی و معنی‌دار میان حقوق مالکیت و تغییرات ساختاری تأیید شد. سپس با استفاده از رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل، ماهیت پویای این روابط در سطوح مختلف توسعه اقتصادی تحلیل شد. یافته‌ها نشان می‌دهد که اثر حقوق مالکیت کاملاً وابسته به سطح توسعه کشورها است؛ محیط حقوقی و سیاسی در سطوح پایین توسعه اثر مثبت و در سطوح بالاتر اثر منفی دارد، در حالی‌که حقوق مالکیت فیزیکی در سطوح بالای توسعه بیشترین تأثیر را بر تغییرات ساختاری دارد. حقوق مالکیت معنوی نیز تنها در مراحل پیشرفته به‌عنوان محرک نوآوری و بازآرایی ساختاری نقش برجسته‌ای ایفا می‌کند.

واژگان کلیدی: تغییرات ساختاری، ظرفیت‌های تولیدی، محیط حقوقی و سیاسی، حقوق مالکیت فیزیکی، حقوق مالکیت معنوی.

طبقه‌بندی JEL: P14, O30, O10, F02

---

[1]. نویسنده مسئول. استاد گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
a.shahabadi@alzahra.ac.ir

[2]. کارشناسی ارشد برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران.
این مقاله مستخرج از پایان‌نامه نویسنده دوم است f.behfarin.4569@khatam.ac.ir

۱- مقدمه

از پایان جنگ جهانی دوم، دولت‌ها بر این باور بودند که با بهره‌گیری از دستاوردهای انقلاب صنعتی و پیشرفت‌های فناورانه، می‌توان از اقتصاد سنتی و تک‌بخشی عبور کرده و به سوی نظام اقتصادی چندبخشی و دانش محور حرکت کرد. در این چارچوب، توسعه اقتصادی مستلزم ایجاد تحولی دانسته شد که به دور از ساختارهای گذشته بوده تا بتواند نظام اقتصادی کشورها را در مسیر پیشرفت قرار دهد.

اصطلاح تغییرات ساختاری[1] به دگرگونی‌های بنیادین و بلندمدت در ساختار اقتصادی اشاره دارد. در تعریف کلاسیک، تغییرات ساختاری به انتقال و جابه‌جایی منابع تولیدی شامل سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی، نهاده‌های واسطه و فناوری از بخش‌های کم‌بهره‌ور مانند کشاورزی به بخش‌های با بهره‌وری بالاتر نظیر صنعت و خدمات مربوط می‌شود (هرندورف و همکاران[2]، ۲۰۱۴: ۸۵۴ و تیمر و همکاران[3]، ۲۰۱۴: ۶۶). این فرآیند با بهبود کارایی تخصیص منابع، افزایش بازده نسبت به مقیاس و ارتقای بهره‌وری کل عوامل، یکی از عوامل اصلی رشد پایدار اقتصادی محسوب می‌شود (UNCTAD/LDC/2020: 22).

تغییرات ساختاری در دو بُعد قابل تحلیل است؛ حرکت عمودی از بخش‌های اولیه به ثانویه و ثالثیه، و حرکت افقی از فعالیت‌های کم‌بهره‌ور به فعالیت‌های سرمایه‌بر و دانش‌بنیان.

در گام نخستِ این فرآیند، سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد و سرمایه و نیروی کار به سمت بخش‌های صنعت و خدمات ـ که از فناوری‌های پیشرفته‌تر و بهره‌وری بالاتری برخوردارند ـ منتقل می‌شوند. با این حال، این جابه‌جایی به معنای افول کشاورزی نیست؛ بلکه این بخش نیز با تحول درونی از طریق ارتقای سرمایه انسانی، مکانیزه‌سازی فرآیندهای تولید و بهره‌گیری از فناوری‌های نوین ناشی از صنعتی‌شدن، دچار افزایش بهره‌وری می‌شود. برآیند این مسیر، ارتقای بهره‌وری درون‌بخشی، بین‌بخشی و در نهایت کل اقتصاد است که به بهبود شاخص‌های

---

[1]. Structural Changes
[2]. Herrendorf et al. (2014)
[3]. Timmer et al. (2014)

کلان اقتصادی و اجتماعی منجر می‌شود (UNCTAD/TDR/2021: 105-108).

بر این اساس، فرآیند تغییرات ساختاری پدیده‌ای تدریجی، پویا و چندبعدی است که از تعامل میان بخش‌های مختلف اقتصاد و گسترش فناوری و دانش سرچشمه می‌گیرد و زمینه‌ساز رشد پایدار و متوازن اقتصادی می‌شود.

بر اساس مطالعات سازمان کنفرانس تجارت و توسعه ملل متحد[1]، میزان و سرعت وقوع تغییرات ساختاری یکی از عوامل تمایز و موفقیت کشورها در مسیر توسعه است. کشورهایی که توانسته‌اند با سرعت بیشتری از کشاورزی به صنعت و خدمات گذار یابند، امروز در زمره اقتصادهای پیشرفته قرار دارند (UNCTAD/GDS/2016/1: 9-11). با این حال در عین حال، شدت و جهت این تغییرات به مجموعه‌ای از عوامل اقتصادی و نهادی بستگی دارد. یکی از این عوامل کلیدی، کیفیت نهادهای اقتصادی و نظام حقوق مالکیت است (لی[2]، ۲۰۲۴: ۲۲).

حقوق مالکیت از شاخص‌های کلیدی و بحث‌برانگیز در اقتصاد کلان، به‌ویژه در زمینه توسعه اقتصادی است. طبق دیدگاه نهادگرایی جدید (نورث[3]، ۱۹۹۰؛ عجم اغلو و رابینسون[4]، ۲۰۱۲)، نهادها از طریق تعیین قواعد بازی اقتصادی و کاهش هزینه‌های مبادله، مسیر تخصیص منابع و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را شکل می‌دهند. در این میان، حقوق مالکیت به‌عنوان مؤلفه‌ای بنیادین از کیفیت نهادی، نقشی تعیین‌کننده در امنیت سرمایه‌گذاری، نوآوری و پویایی ساختار اقتصادی دارد. (IPRI Report, 2008: 2-4).

بر این اساس، چنان‌چه کیفیت حقوق مالکیت پایین باشد، نبود اطمینان نسبت به بازده سرمایه‌گذاری موجب می‌شود که جریان سرمایه و نوآوری به بخش‌های دارای ریسک نهادی کمتر منتقل شود. این پدیده به تدریج ساختار تولید را تغییر داده و مسیر جدیدی از تغییرات ساختاری را شکل می‌دهد. از این رو، می‌توان گفت کیفیت نظام حقوق مالکیت یکی از عوامل تعیین‌کننده در سرعت، جهت و پایداری تغییرات ساختاری به شمار می‌رود.

---

1. United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD)
2. Lee (2024)
3. North (1990)
4. Acemoglu and Robinson (2012)

با توجه به شکاف قابل توجه میان شاخص حقوق مالکیت در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، و نیز کمبود مطالعات تجربی جامع درباره‌ی رابطه میان حقوق مالکیت و تغییرات ساختاری، تحلیل این پیوند از منظر نظری و سیاست‌گذاری دارای اهمیت ویژه‌ای است.

فرضیه اصلی پژوهش آن است که تقویت حقوق مالکیت، فرایند همگرایی ساختاری را تسریع می‌کند؛ به‌گونه‌ای که بهبود کیفیت نهادی و حقوقی می‌تواند جابه‌جایی منابع اقتصادی از بخش‌های کم‌بازده به بخش‌های با ارزش‌افزوده بالاتر را تسهیل کند. انتظار می‌رود ابعاد مختلف حقوق مالکیت شامل حقوق مالکیت نهادی، فیزیکی و معنوی، از نظر شدت و جهت اثرگذاری بر تغییرات ساختاری تفاوت معنی‌داری داشته باشند.

در این راستا، پژوهش حاضر با استفاده از مدل داده‌های تابلویی پویا، اثر شاخص‌های حقوق مالکیت را بر شاخص تغییرات ساختاری کشورها بررسی می‌کند. به‌منظور ارزیابی میزان همگرایی، شاخص‌های اقتصادی هر یک از ۲۶ کشور منتخب درحال‌توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۲ نسبت به میانگین همان شاخص‌ها در ۱۵ کشور توسعه‌یافته محاسبه و در عدد ۱۰۰ ضرب شده است؛ سپس لگاریتم نسبت حاصل‌شده به‌عنوان شاخص همگرایی ساختاری مورد استفاده قرار گرفته است.

در ادامه، ساختار پژوهش به‌شرح زیر است: در بخش دوم و سوم به مبانی نظری و پیشینه مطالعاتی پرداخته می‌شود؛ در بخش چهارم حقایق آماری ارائه می‌شود؛ بخش پنجم و ششم شامل روش‌شناسی، مدل‌سازی اقتصادسنجی و نتایج است؛ و در نهایت، در بخش هفتم توصیه‌های سیاستی بیان می‌شود.

۲- مبانی نظری

ادبیات تغییرات ساختاری در توسعه اقتصادی نخستین بار توسط فیشر[1] (۱۹۳۹)، کلارک[2] (۱۹۴۰)، چنری[3] (۱۹۶۰)، کوزنتس[4] (۱۹۶۶) و سیرکین[5] (۱۹۸۸) مطرح شد. در این دیدگاه‌ها،

[1]. Fisher (1939)
[2]. Clark (1940)
[3]. Chenery (1960)
[4]. Kuznets (1966)
[5]. Syrquin (1988)

تغییرات ساختاری به‌عنوان یکی از ویژگی‌های بنیادین و پیش شرط‌های توسعه اقتصادی در نظر گرفته می‌شود (مارتینز[1]، ۲۰۱۹: ۱). نظریه‌پردازان کلاسیک بر این باورند که رشد اقتصادی پایدار مستلزم انتقال تدریجی منابع از بخش‌های اولیه اقتصاد (کشاورزی، ماهیگیری، جنگلداری و معدن) به بخش‌های ثانویه (صنعت و ساخت‌وساز) و سپس به بخش خدمات است. این گذار، نتیجه تعامل میان پیشرفت‌های فناورانه، تغییر الگوی تقاضا و بازتخصیص نیروی کار است.

مطالعات تجربی نیز نشان داده‌اند که شوک‌های برون‌زا نظیر جنگ‌ها، بحران‌های مالی، بیماری‌های فراگیر و انقلاب‌های فناورانه می‌توانند مسیر تغییرات ساختاری کشورها را دگرگون سازند (ماتسویاما[2]، ۲۰۰۸: ۱). از منظر نظری، جابه‌جایی عوامل تولید میان بخش‌های اصلی اقتصاد از دو دیدگاه قابل تبیین است:

نخست، دیدگاه مبتنی بر افزایش بهره‌وری در بخش‌های پایین‌تر است که به آزادسازی عوامل تولید و انتقال آن‌ها به بخش‌های با بهره‌وری بالاتر منجر می‌شود. این رویکرد در چارچوب نظریه رشد درون‌زا و بر مبنای قانون انگل تبیین می‌شود؛ بر این اساس، کشش درآمدی تقاضا برای کالاهای کشاورزی کمتر از کالاهای صنعتی و خدماتی است. پس با افزایش درآمد سرانه، تقاضا به سمت کالاها و خدمات با ارزش‌افزوده بالاتر متمایل می‌شود و منابع به تبع آن به بخش‌های مولدتر منتقل می‌شوند (مارتینز، ۲۰۱۹: ۲).

با این حال، اثر تغییر بهره‌وری بر رشد اقتصادی به درجه بازبودن اقتصاد بستگی دارد. در اقتصادهای بسته، انتقال منابع از کشاورزی به صنعت سبب تحریک رشد می‌شود، اما در اقتصادهای باز، افزایش بهره‌وری در کشاورزی ممکن است به کاهش قیمت‌های جهانی محصولات این بخش بی‌انجامد و انگیزه سرمایه‌گذاری را تضعیف کند. در این شرایط، ممکن است منابع از بخش‌های پیشرفته‌تر به سمت فعالیت‌های اولیه بازگردند، و این امر موجب رکود یا حتی بازگشت ساختاری

[1]. Martins (2019)
[2]. Matsuyama (2008)

شود (بر اساس مطالعات مورفی و همکاران[1] (۱۹۸۹)، لایتنر[2] (۲۰۰۰)، کاسلی و کلمن[3] (۲۰۰۱)، گولین و همکاران[4] (۲۰۰۲) و ماتسویاما (۲۰۰۸)).

دیدگاه دوم، مبتنی بر تفاوت فناوری‌های تولیدی و قیمت‌های نسبی برون‌زا است. در این دیدگاه، اقتصاد از دو بخش «تولید سنتی» (کشاورزی و صنایع‌دستی) و «تولید مدرن» (صنعت سرمایه‌بر و فناورانه) تشکیل می‌شود. فشار ناشی از پیشرفت‌های فناورانه، تغییر در ترجیحات مصرف‌کنندگان و افزایش بهره‌وری در بخش مدرن، منجر به انتقال نیروی کار از فعالیت‌های سنتی به فعالیت‌های مدرن می‌شود. این نظریه که در آثار لوئیس[5] (۱۹۵۴) و رانیس و فی[6] (۱۹۶۱) بسط یافته، پایه‌گذار تحلیل «دوگانه‌گرایی ساختاری» در اقتصاد توسعه است (ماتسویاما، ۲۰۰۸: ۲).

بر اساس طبقه‌بندی مارتینز (۲۰۱۹)، رویکردهای تحلیل تغییر ساختاری را می‌توان در سه دسته اصلی خلاصه کرد:

۱. رویکرد تولیدی: تغییر ساختاری زمانی محقق می‌شود که اقتصاد به‌سوی تولید کالاها و خدمات با ارزش‌افزوده بالاتر حرکت کند.
۲. رویکرد بهره‌وری: جابه‌جایی نیروی کار از فعالیت‌های کم‌بهره‌ور به فعالیت‌های با بهره‌وری بالا که موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل اقتصاد می‌شود.
۳. رویکرد گسترده اجتماعی-اقتصادی: تغییرات ساختاری را فراتر از تولید دانسته و شامل تحولات جمعیتی، مشارکت نیروی کار و سازمان‌دهی فضایی جمعیت می‌داند.

شواهد تاریخی از کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد که توسعه اقتصادی پایدار بدون تغییرات ساختاری امکان‌پذیر نیست (مارتینز، ۲۰۱۹: ۳). پیش از صنعتی‌شدن، بخش کشاورزی بیشترین سهم اشتغال را به خود اختصاص می‌داد، اما با صنعتی‌شدن و تمرکز سرمایه در این بخش، سهم کشاورزی از اشتغال کاهش یافت و تخصیص مجدد نیروی‌کار به تغییرات ساختاری مثبت

---

1. Murphy et al. (1989)
2. Laitner (2000)
3. Caselli & Coleman (2001)
4. Gollin et al. (2002)
5. Lewis (1954)
6. Ranis & Fei (1961)

منجر شد. بر این اساس، بین سهم اشتغال در بخش کشاورزی و سطح درآمد متوسط رابطه‌ای منفی وجود دارد (هرندورف و همکاران، ۲۰۱۴: ۹۶۸-۹۶۰).

در دهه‌های اخیر، بخش خدمات به‌عنوان موتور اصلی رشد اقتصادی و عامل مهم تغییرات ساختاری شناخته شده است. هرندورف و همکاران (۲۰۱۴) نشان می‌دهند اگرچه سهم خدمات در مراحل اولیه توسعه پایین است، اما در مراحل پیشرفته‌تر به مهم‌ترین بخش از نظر اشتغال و تولید تبدیل می‌شود. در کشورهای آمریکای شمالی، اروپا و شرق آسیا، تمرکز از تولید کالاهای فیزیکی به سمت خدمات دانش‌بنیان تغییر یافته است. این تغییر همراه با گسترش تجارت بین‌الملل، رشد شرکت‌های چندملیتی مبتنی بر خدمات، توسعه بازارهای مالی، افزایش صادرات و پیچیدگی اقتصادی، ظرفیت تولیدی این کشورها را به‌طور چشمگیری افزایش داده است.

در مقابل، بسیاری از کشورهای کمتر توسعه‌یافته به دلیل ناهماهنگی ساختارهای تولیدی با روند جهانی و ضعف در انباشت سرمایه و فناوری، در سطوح پایین یا متوسط درآمدی متوقف شده‌اند و به تغییرات ساختاری مطلوب دست نیافته‌اند. در این کشورها، در برخی موارد بخش کشاورزی و صادرات محصولات سنتی، و در برخی دیگر بخش صنعت با تکیه بر منابع طبیعی و ماشین‌آلات، نقش غالب در اقتصاد را ایفا می‌کنند (UNCTAD/GDS/2016/1: 16-18).

در مطالعات پیشین، معمولاً عوامل کمّی همچون بهره‌وری نیروی‌کار، میزان تولید و سهم ارزش‌افزوده هر بخش به‌عنوان معیار تغییرات ساختاری به‌کار رفته است. با این حال، پس از بحران مالی شرق آسیا در سال ۱۹۹۷، سازمان کنفرانس تجارت و توسعه ملل متحد در گزارش کشورهای کمتر توسعه‌یافته سال ۲۰۰۶ با معرفی شاخص ظرفیت‌های تولیدی، نقش تغییرات ساختاری را به‌عنوان مؤلفه‌ای محوری در توسعه اقتصادی مورد تأکید قرار داد.

شاخص ظرفیت‌های تولیدی[1] از سه جزء اصلی تشکیل شده است: منابع تولیدی[2]، قابلیت‌های کارآفرینی[3] و پیوندهای تولیدی[4]. توسعه منابع تولیدی نیز وابسته به سه فرآیند اساسی است: انباشت

[1]. Productive Capacities
[2]. Productive Resources
[3]. Entrepreneurial Capabilities
[4]. Production Linkages

سرمایه[۱]، پیشرفت فناوری[۲] و تغییرات ساختاری[۳]. تعامل این سه فرآیند به‌صورت هم‌زمان، زمینه‌ساز تحول ساختاری[۴] و در نهایت توسعه پایدار اقتصادی است (UNCTAD/LDC/2020: 87).

مفهوم حقوق مالکیت در اندیشه اقتصادی، در طول زمان و در بستر مکاتب مختلف فکری، تحول چشمگیری داشته است. در قرن هجدهم و نیمه نخست قرن نوزدهم، اقتصاددانان کلاسیک از جمله آدام اسمیت (۱۷۷۶)، ریکاردو (۱۸۱۷)، مالتوس[۵] (۱۸۲۰) و میل[۶] (۱۸۴۸) در انگلستان، سای[۷] (۱۸۰۳) در فرانسه، اگرچه به‌طور مستقیم به تبیین حقوق مالکیت نپرداختند، اما آن را به‌صورت ضمنی به‌عنوان پیش‌شرط عملکرد صحیح بازار و انباشت سرمایه تلقی کردند. از منظر آنان، اطمینان از مالکیت خصوصی یکی از الزامات شکل‌گیری انگیزه برای سرمایه‌گذاری و افزایش بهره‌وری بود. با ظهور اندیشه‌های مارکسیستی در نیمه قرن نوزدهم (انگلس و مارکس[۸]، ۱۸۴۸)، مالکیت خصوصی به‌عنوان سرچشمه نابرابری طبقاتی و سلطه اقتصادی مورد نقد قرار گرفت. در نتیجه، در چارچوب نظریات سوسیالیستی، تأکید بر منافع جمعی جایگزین مالکیت فردی شد. این رویکرد سبب شد تا در جریان‌های اقتصادی قرن بیستم، به‌ویژه در نظریات مارشال[۹] (۱۸۹۰)، و سپس در مکتب کینزی (۱۹۳۶) حقوق مالکیت از محور تحلیل‌های اقتصادی کنار گذاشته شود. حتی در مکتب نئوکلاسیکی شیکاگو نیز (فریدمن و فریدمن[۱۰]، ۱۹۸۰) تمرکز اصلی بر کارایی بازار و سیاست‌های پولی بود و جایگاه حقوق مالکیت به‌طور ضمنی و محدود باقی ماند (هیتگر[۱۱]، ۲۰۰۴: ۳۸۳-۳۸۹).

---

1. Capital Accumulation
2. Technological Progress
3. Structural Changes
4. Structural transformation
5. Malthus (1820)
6. Mill (1848)
7. Say (1803)
8. Engels & Marx (1848)
9. Marshall (1890)
10. Friedman & Friedman (1980)
11. Heitger (2004)

از دهه ۱۹۶۰ به بعد، با ظهور مکتب نهادگرایی نوین، حقوق مالکیت بار دیگر در مرکز تحلیل‌های اقتصادی قرار گرفت. آثار آلچیان[1] (۱۹۶۵) و کوز[2] (۱۹۶۰) نقطه آغاز بازگشت این مفهوم به ادبیات اقتصادی محسوب می‌شود. کوز (۱۹۶۰) در مقاله‌ی کلاسیک خود با عنوان مسئله هزینه اجتماعی نشان داد که تعریف شفاف و قابل اجرا از حقوق مالکیت، شرط لازم برای تخصیص کارای منابع است. دمستز[3] (۱۹۶۷) با توسعه چارچوب نظری کوز، حقوق مالکیت را ابزاری برای کاهش هزینه‌های مبادله و افزایش کارایی اقتصادی معرفی کرد. در ادامه، آلچیان و دمستز[4] (۱۹۷۳) پیوند میان حقوق مالکیت، انگیزه‌های فردی و ساختار بنگاه‌ها را تبیین کردند. این جریان فکری، مبنای رویکردی شد که مالکیت را نه صرفاً حق قانونی بلکه نهادی اقتصادی با پیامدهای مستقیم بر کارایی کل اقتصاد می‌دانست (هیتگر، ۲۰۰۴: ۳۸۶-۳۹۱).

در دهه‌های پایانی قرن بیستم، مفهوم حقوق مالکیت از سطح حقوقی به سطح نهادی و توسعه‌ای گسترش یافت. دسوتو[5] (۱۹۸۹) در اثر برجسته خود، دارایی‌ها را زمانی واجد ارزش اقتصادی دانست که در نظام رسمی حقوق مالکیت ثبت و قابل مبادله باشند. او استدلال کرد که نظام حقوقی ناکارا، دارایی‌ها را به «سرمایه مرده[6]» تبدیل می‌کند و مانع انباشت و رشد اقتصادی می‌شود. نورث (۱۹۹۰) نیز در چارچوب نظریه نهادگرایی تاریخی، حقوق مالکیت را از ارکان اصلی ساختار نهادی دانست که از طریق تعیین انگیزه‌ها و هزینه‌های مبادله، مسیر توسعه اقتصادی را شکل می‌دهد. بارزل[7] (۱۹۹۷) با تفکیک میان «حقوق مالکیت قانونی» و «حقوق مالکیت اقتصادی»، نشان داد که کارایی نظام اقتصادی وابسته به میزان انطباق این دو نوع حقوق است؛ به بیان دیگر، قوانین باید به‌گونه‌ای طراحی شوند که تحقق واقعی منافع اقتصادی مالکیت را تضمین کنند.

در مجموع، دیدگاه‌های نوین بر این نکته تأکید دارند که نظام مؤثر حقوق مالکیت از طریق ایجاد امنیت اقتصادی، کاهش هزینه‌های معاملاتی و تقویت انگیزه‌های سرمایه‌گذاری، زمینه‌ساز

---

1. Alchian (1965)
2. Coase (1960)
3. Demsetz (1967)
4. Alchian & Demsetz (1973)
5. DeSoto (1989)
6. Dead Capital
7. Barzel (1997)

بهره‌برداری کارا از منابع و رشد پایدار اقتصادی می‌شود (هیتگر، ۲۰۰۴: ۳۹۵-۳۹۹) و بسلی و گاتک[1]، ۲۰۰۹: ۹۳۶). در مقابل، ضعف در حفاظت از حقوق مالکیت موجب تخصیص ناکارای منابع، گسترش فعالیت‌های غیررسمی، فرار سرمایه و کاهش نوآوری می‌شود.

با وجود این، هنوز تعریف واحد و جهان‌شمولی از حقوق مالکیت وجود ندارد؛ زیرا این مفهوم، ابعاد حقوقی، نهادی، اقتصادی و حتی فرهنگی را در بر می‌گیرد و به عواملی همچون کیفیت حکمرانی، کارایی نظام قضایی، ثبات سیاسی و شفافیت دولت وابسته است.

در راستای سنجش تجربی این مفهوم، اتحادیه حقوق مالکیت[2] از سال ۲۰۰۷ اقدام به طراحی و انتشار شاخص بین‌المللی حقوق مالکیت[3] نموده است. این شاخص بر مبنای یازده مؤلفه در سه بُعد اصلی تعریف می‌شود:

۱) محیط حقوقی و سیاسی (LP)[4]: به ارزیابی سلامت نظام حقوقی و سیاسی کشور از طریق چهار مؤلفه‌ی اصلی شامل استقلال قضایی[5]، حاکمیت قانون[6]، ثبات سیاسی[7] و کنترل فساد اداری[8] می‌پردازد (IRPI Report, 2022: 6). آینده اقتصادی کشورها به تصمیمات دولت‌ها و میزان انسجام سیاسی آنها وابسته است. از این رو، شکل‌گیری محیطی منسجم، شفاف و عاری از فساد دولتی از اهمیت بالایی برخوردار است. وجود نظام قضایی مستقل و مصون از نفوذ گروه‌های سیاسی و تجاری، نقش تعیین‌کننده‌ای در تضمین حقوق مالکیت و ایجاد اعتماد در میان شهروندان، به‌ویژه مدیران و فعالان اقتصادی دارد. چنین فضایی موجب می‌شود مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی و تجاری با اطمینان از حمایت قانونی نهادهای دولتی همراه باشد و از گسترش اقتصاد غیررسمی و تخصیص ناکارای منابع جلوگیری شود.

---

1. Besley & Ghatak (2009)
2. Property Rights Alliance
3. International Property Rights Index (IPRI)
4. Legal and Political Environment
5. Judicial Independence
6. Rule of Law
7. Political Stability
8. Control of Corruption

۲) حقوق مالکیت فیزیکی (PPR)[1]: متشکل از حفاظت از حقوق مالکیت فیزیکی[2]، فرآیند ثبت[3] و سهولت در تامین مالی[4] است (IRPI Report, 2022: 6). ارزیابی این شاخص مستلزم بررسی کیفیت حمایت قضایی از مالکیت خصوصی و کارآمدی نظام حقوقی در تضمین امنیت مالکیت‌های مشهود است. تدوین قوانین شفاف و کارآمد در زمینه ثبت و انتقال اموال، موجب تسهیل گردش دارایی‌ها در بخش رسمی اقتصاد و جلوگیری از انباشت سرمایه در اقتصاد غیررسمی می‌شود. افزون بر این، دسترسی آسان به اعتبارات و وام‌های مالی برای صاحبان دارایی‌ها، امکان تبدیل سرمایه‌های فیزیکی به منابع مولد را فراهم می‌سازد و آنان را قادر می‌سازد در فعالیت‌های تجاری مشارکت کنند؛ عاملی که در نهایت به افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی منجر می‌شود.

۳) حقوق مالکیت معنوی (IPR)[5]: به ارزیابی اثربخشی سیاست‌های یک کشور در زمینه‌ی حمایت از نوآوری، خلاقیت و تعاملات فکری می‌پردازد. شاخص حقوق مالکیت معنوی شامل مؤلفه‌هایی نظیر حفاظت از حقوق مالکیت معنوی[6]، حفاظت از ثبت اختراع[7]، حفاظت از حق انتشار[8] و حفاظت از علائم تجاری[9] است (IRPI Report, 2022: 6). مهم‌ترین عنصر این بُعد، میزان حفاظت نهادی و اجرایی از حقوق مالکیت معنوی است که بر اساس ارزیابی‌های کارشناسان و متخصصان ملی اندازه‌گیری می‌شود. تقویت این حوزه، انگیزه‌ی نوآوری و فعالیت‌های فناورانه را افزایش داده و از تقلید و بهره‌برداری غیر قانونی از دارایی‌های معنوی جلوگیری می‌کند. در نتیجه، نظام کارآمد حمایت از مالکیت معنوی به توسعه‌ی صنایع دانش‌بنیان، جذب سرمایه‌گذاری خارجی و ارتقای توان رقابت‌پذیری اقتصادی منجر می‌شود.

---

1. Physical Property Rights
2. Protection of Physical Property Rights
3. Registering Process
4. Ease to Financing
5. Intellectual Property Rights
6. Protection of Intellectual Property Rights
7. Patent Protection
8. Copyright Protection
9. Trademark Protection

بنابراین، حقوق مالکیت از طریق سه سازوکار مکمل - امنیت نهادی، شفافیت اقتصادی و حمایت از نوآوری - به‌طور مستقیم بر تحول ساختاری اقتصاد اثر می‌گذارد. در نتیجه، تبیین رابطه بین ابعاد مختلف حقوق مالکیت و تغییرات ساختاری، نه‌تنها از منظر نظری بلکه از دیدگاه سیاست‌گذاری توسعه نیز اهمیتی بنیادین دارد.

سازوکار اثرگذاری حقوق مالکیت بر تغییرات ساختاری بدین‌گونه است که جابه‌جایی عوامل تولید میان بخش‌های اقتصادی تنها زمانی رخ می‌دهد که مالکان و سرمایه‌گذاران از امنیت حقوقی، بازده مورد انتظار و قابلیت پیش‌بینی بازگشت سرمایه اطمینان داشته باشند. نظام حقوق مالکیت کارآمد، با تعریف شفاف حدود مالکیت و تضمین حقوق قانونی، فضای لازم برای انتقال منابع، سرمایه‌گذاری مولد و نوآوری را فراهم می‌سازد. در چنین شرایطی، سرمایه از بخش‌های با بهره‌وری پایین به بخش‌های نوآور و با ارزش‌افزوده بالاتر منتقل می‌شود و روند تغییرات ساختاری شتاب می‌گیرد (بوندارف[1]، ۲۰۱۸: ۵). در مقابل، ضعف در نظام حقوق مالکیت موجب افزایش نااطمینانی، کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری و تداوم ساختارهای ایستا و تک‌محصولی خواهد شد (کارایلچین[2]، ۲۰۱۶: ۴۹۰).

از دیدگاه نورث (۱۹۹۱)، نهادها چارچوبی فراهم می‌سازند که در آن حقوق مالکیت معنا و ضمانت اجرایی پیدا می‌کند. وجود محیط حقوقی و سیاسی شفاف، مستقل و باثبات، اعتماد نهادی و اجتماعی را تقویت کرده و مشارکت فعال بازیگران اقتصادی را افزایش می‌دهد. در مقابل، فساد اداری، بی‌ثباتی سیاسی و ضعف در حاکمیت قانون، موجب می‌شود تخصیص منابع تابعی از روابط غیر رسمی و قدرت‌های ذی‌نفوذ شود. در این حالت، ساختار اقتصادی به‌جای حرکت به‌سوی تنوع و نوآوری، در وضعیت وابستگی و تمرکز بخشی گرفتار می‌شود (بن‌حموش[3]، ۲۰۱۸: ۵). با این حال، اثر محیط نهادی بر تغییرات ساختاری می‌تواند یکسان و خطی نباشد. در مراحل اولیه‌ی توسعه، بهبود نسبی کیفیت نهادها و محیط حقوقی می‌تواند اثر جهشی بر سرمایه‌گذاری و بازتخصیص منابع

[1]. Bondarev (2018)
[2]. Karayalcin (2016)
[3]. Benhamouche (2018)

داشته باشد، اما در سطوح بالاتر، با اشباع نهادی و تثبیت ساختارهای حقوقی، دامنه‌ی تأثیر کاهش یافته و به صورت تدریجی‌تر بروز می‌کند. این تفاوت رفتاری نشان می‌دهد که اثر حقوق مالکیت بر تغییرات ساختاری به سطح توسعه و ظرفیت نهادی کشورها وابسته است و ممکن است در برخی سطوح حتی غیر خطی یا بازگشتی (U- شکل یا S-شکل) ظاهر شود.

حقوق مالکیت فیزیکی از مسیر تفکیک دارایی‌ها به بخش رسمی و غیر رسمی بر تغییرات ساختاری اثر می‌گذارد (بارزل، ۱۹۸۹: ۳-۶). هنگامی‌که مالکیت رسمی و قابل اثبات فراهم باشد، دارایی‌ها به سرمایه‌های مولد تبدیل شده و به‌عنوان وثیقه‌ی مالی برای تأمین اعتبار به‌کار می‌روند. این فرآیند، دسترسی بنگاه‌ها و خانوارها به منابع مالی را افزایش داده و امکان سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های صنعتی و خدماتی با بهره‌وری بالاتر را فراهم می‌سازد. در مقابل، ضعف در نظام مالکیت فیزیکی موجب انباشت دارایی‌های راکد، گسترش بخش غیر رسمی و کندی انتقال منابع از فعالیت‌های کم‌بازده به بخش‌های مدرن می‌شود. با این حال، در مراحل پیشرفته‌تر توسعه، تأثیر حقوق مالکیت فیزیکی ممکن است کاهش یابد، زیرا نهادهای مالی و بازارهای سرمایه جایگزین مستقیم‌تری برای تأمین اعتبار و تخصیص منابع ایجاد می‌کنند.

حقوق مالکیت معنوی نیز با ایجاد انگیزه برای تحقیق و توسعه (R&D)، و ایجاد قابلیت‌های فناورانه، مسیر جدیدی برای تحول ساختاری فراهم می‌کند (آلچیان، ۱۹۶۵: ۸۱۹-۸۲۱). نظام مؤثر حمایت از دارایی‌های معنوی، با تضمین منافع مخترعان و صاحبان ایده، موجب انتقال نیروی کار و سرمایه به سمت صنایع با فناوری پیشرفته‌تر می‌شود. با این حال، شدت اثر حقوق مالکیت معنوی نیز به ظرفیت جذب فناوری و سطح بلوغ نهادی بستگی دارد. در کشورهای با ظرفیت فناورانه‌ی پایین، تقویت ناگهانی حقوق مالکیت معنوی ممکن است در کوتاه‌مدت موجب کاهش دسترسی به فناوری‌های خارجی و کندی تغییرات ساختاری شود، اما با ارتقای توان فناورانه، همین سازوکار به عامل تسریع‌کننده‌ی نوآوری و بازآرایی ساختاری تبدیل خواهد شد.

در مجموع، اثر حقوق مالکیت بر تغییرات ساختاری را نمی‌توان یک‌سویه یا ثابت دانست؛ این رابطه به‌صورت پویا، متقابل و وابسته به شرایط نهادی و سطح توسعه‌ی اقتصادی عمل می‌کند.

به‌عبارت دیگر، در مسیر تحول اقتصادی، حقوق مالکیت نه صرفاً شرط آغاز تغییرات ساختاری، بلکه عاملی است که شکل و شدت این تغییرات را در گذر زمان تعیین می‌کند.

۳- پیشینه پژوهش

بررسی پیشینه نظری و تجربی نشان می‌دهد مفهوم تغییرات ساختاری و نقش نهادها در شکل‌گیری آن، سیر تحول قابل توجهی را از دهه ۱۹۹۰ تاکنون طی کرده است.

در آغاز، چانگ[1] (۱۹۹۴) با تکیه بر دیدگاه نهادگرایی، مداخله دولت در فرآیند تغییرات ساختاری را تبیین کرد و پس از نقد نظریه‌های رفاه و نئولیبرالیسم، کارآفرینی و ایجاد نهادهای جدید را دو عامل اصلی تسهیل‌کننده در جهت‌دهی ساختار اقتصادی دانست. در ادامه این جریان، نورث (۱۹۹۰) به‌عنوان پایه‌گذار نهادگرایی جدید، بر نقش تعیین‌کننده نهادها و به‌ویژه حقوق مالکیت در مسیر رشد اقتصادی تأکید کرد و نهادهای کارآمد را عامل کاهش هزینه‌های مبادله و تسهیل انتقال منابع به فعالیت‌های با بهره‌وری بالاتر دانست.

لین[2] (۱۹۹۲) با بررسی اصلاحات ارضی چین نشان داد نظام مالکیت خانوادگی زمین موجب افزایش بهره‌وری کشاورزی و تسریع صنعتی‌شدن مناطق روستایی شد. بسلی[3] (۱۹۹۵) در مطالعه‌ای بر روی داده‌های غنا نیز بیان کرد امنیت مالکیت زمین سرمایه‌گذاری کشاورزان را افزایش داده و مهاجرت نیروی کار از کشاورزی به فعالیت‌های غیرکشاورزی را تسهیل می‌کند. در سطح نظری‌تر، هال و جونز[4] (۱۹۹۹) و به دنبال آن عجم‌اوغلو، جانسون و رابینسون[5] (۲۰۰۱) بر اهمیت کیفیت نهادهای مالکیت در تعیین مسیر توسعه اقتصادی تأکید کرده‌اند. از دیدگاه آنان، کشورهایی که از نظام حقوق مالکیت قوی‌تر و نهادهای کارآمدتر برخوردارند، زودتر فرآیند صنعتی‌شدن را آغاز کرده و تغییرات ساختاری سریع‌تری را تجربه کرده‌اند.

در دهه ۲۰۰۰، تمرکز مطالعات از تحلیل نهادی به سمت بررسی‌های تجربی مبتنی بر داده‌های

---

1. Chang (1994)
2. Lin (1992)
3. Besley (1995)
4. Hall & Jones (1999)
5. Acemoglu, Johnson & Robinson (2001)

بخشی و کلان تغییر یافت.

کروگر[1] (۲۰۰۸) تأثیر پیشرفت فناوری بر تغییرات ساختاری را از دو منظر عرضه و تقاضا بررسی کرد و نشان داد نوآوری‌های فناورانه با بهبود کارایی تولید، افزایش کیفیت محصول و تحریک رقابت، موجب تسریع تغییرات ساختاری می‌شوند. همزمان، پژوهش‌های میدانی نیز این ارتباط را تأیید کردند؛ فیلد[2] (۲۰۰۷) در پرو نشان داد اعطای سند رسمی مالکیت موجب افزایش اشتغال در بخش رسمی اقتصاد می‌شود و گلدستاین و ادری[3] (۲۰۰۸) در غنا دریافتند ناامنی مالکیت زمین مانع سرمایه‌گذاری بلندمدت و بهبود بهره‌وری است.

از دهه ۲۰۱۰ به بعد، پژوهش‌ها بیشتر به سمت مدل‌سازی‌های پویا و داده‌های مقطعی جهانی پیش رفتند.

دابلانوریس و همکاران[4] (۲۰۱۳) با داده‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ نشان دادند انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به صنعت و خدمات عامل اصلی افزایش بهره‌وری است و متغیرهایی مانند سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و تأمین مالی نقش کلیدی دارند. در همین راستا، مک‌میلان و همکاران[5] (۲۰۱۴) با تفکیک کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه دریافتند سهم پایین اشتغال در کشاورزی، انعطاف‌پذیری بازار کار و تنوع صادراتی موجب تسریع تغییرات ساختاری می‌شود. در ادامه، میکالوپولوس و پاپایوانو[6] (۲۰۱۴) نشان دادند تفاوت در کیفیت نهادهای مالکیت میان کشورهای آفریقایی موجب تفاوت در سرعت انتقال نیروی کار از کشاورزی به صنعت شده است.

در سال‌های بعد، تمرکز بر کیفیت نهادها و سرمایه انسانی افزایش یافت.

بن‌حموش (۲۰۱۸) دریافت نهادهای کارآمد در میان‌مدت اثر مثبت بر تغییرات ساختاری دارند، اما در بلندمدت در صورت تسلط نخبگان بر نهادها، این اثر تضعیف می‌شود.

مارتینز (۲۰۱۹) با داده‌های جهانی نشان داد سرمایه انسانی، زیرساخت‌های فیزیکی، حکمرانی

---

1. Krüger (2008)
2. Field (2007)
3. Goldstein & Udry (2008)
4. Dabla-Norris et al. (2013)
5. Mcmillan et al. (2014)
6. Michalopoulos & Papaioannou (2014)

خوب و نرخ ارز رقابتی از عوامل تسریع‌کننده تغییرات ساختاری هستند.

بای و فن[1] (۲۰۲۰) نیز با مدل رشد درون‌زای پویا در نروژ نشان دادند سرمایه انسانی از طریق ظرفیت نوآوری و جذب دانش، به انباشت دانش و شتاب تغییرات ساختاری منجر می‌شود.

به همین ترتیب، مولن و اسکوبار[2] (۲۰۲۰) در مکزیک اثر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر تخصیص مجدد نیروی کار تأیید کردند.

در مطالعات جدیدتر، پینتو و همکاران[3] (۲۰۲۳) دریافتند سرمایه انسانی از طریق افزایش مشارکت نسبی بخش‌ها در ارزش افزوده، موجب تسریع تغییرات ساختاری می‌شود.

در جمع‌بندی، می‌توان گفت از دهه ۱۹۹۰ تا امروز، مسیر مطالعات از تأکید نظری بر نهادها و حقوق مالکیت به سمت تحلیل تجربی شاخص‌های تغییرات ساختاری تحول یافته است.

وجه تمایز پژوهش حاضر در آن است که برخلاف مطالعات پیشین که از رشد بهره‌وری یا سهم اشتغال به عنوان معیار تغییرات ساختاری استفاده کرده‌اند، در این مطالعه از شاخص ویژه تغییرات ساختاری (به‌عنوان مؤلفه‌ای از شاخص ظرفیت‌های تولیدی) استفاده می‌شود تا با نگاهی مقایسه‌ای، همگرایی کشورهای درحال‌توسعه به سمت کشورهای توسعه‌یافته سنجیده شود.

۴- حقایق آمار

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از نوع ثانویه هستند و از پایگاه‌های داده بین‌المللی معتبر گردآوری شده‌اند. با این حال، از آنجا که داده‌های خام پس از جمع‌آوری، تحت فرآیند طبقه‌بندی، نرمال‌سازی و ترکیب قرار گرفته‌اند، می‌توان آن‌ها را در دسته داده‌های ثانویه مشتق‌شده[4] طبقه‌بندی کرد.

در گام نخست، کشورها بر اساس طبقه‌بندی صندوق بین‌المللی پول[5] به دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه تفکیک شدند. در این میان، ۲۶ کشور درحال‌توسعه و ۱۵ کشور

---

1. Bye & Fæhn (2020)
2. Mühlen & Escobar (2020)
3. Pinto et al. (2023)
4. Processed or Derived Secondary Data
5. International Monetary Fund (IMF)

توسعه‌یافته به عنوان نمونه منتخب مورد بررسی قرار گرفتند.

در گام دوم، برای اندازه‌گیری هم‌گرایی، میانگین شاخص کشورهای توسعه‌یافته در هر سال محاسبه و بر مقدار متناظر هر کشور در گروه کشورهای درحال‌توسعه در همان سال تقسیم شد. حاصل این نسبت، شاخصی از هم‌گرایی نسبی میان کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته است که بیانگر میزان نزدیکی عملکرد اقتصادی کشورها به مرجع توسعه‌یافته‌ها در طول زمان است.

به منظور جلوگیری از سوگیری‌های ناشی از مقیاس‌های متفاوت میان شاخص‌ها، تمامی داده‌ها پیش از محاسبه شاخص هم‌گرایی نرمال‌سازی شدند. همچنین برای تحلیل روندها، از مقادیر لگاریتمی شاخص‌ها استفاده شد تا پویایی‌های نسبی تغییرات در طول زمان با دقت بیشتری ارزیابی شود.

کشورها به تفکیک توسعه‌یافته و درحال‌توسعه عبارتند از:

کشورهای توسعه‌یافته: فنلاند، سوئیس، نیوزیلند، دانمارک، نروژ، هلند، ژاپن، اتریش، استرالیا، سوئد، آمریکا، کانادا، آلمان، انگلستان و بلژیک.

کشورهای درحال‌توسعه: الجزایر، آرژانتین، بنگلادش، برزیل، شیلی، چین، کلمبیا، مصر، اتیوپی، هند، اندونزی، ایران، اردن، مالزی، مکزیک، مراکش، نیجریه، پاکستان، پرو، عربستان سعودی، آفریقای جنوبی، تایلند، تونس، ترکیه، امارات متحده عربی.

اطلاعات آماری حقوق مالکیت از اتحادیه حقوق مالکیت و اطلاعات آماری تغییرات ساختاری از مرکز آمار سازمان کنفرانس توسعه و تجارت ملل متحد جمع‌آوری شده است (جدول ۱).

جدول ۲: ماخذ آماری متغیرهای مدل

نوع متغیر	نام متغیر	نماد متغیر	پایگاه آماری
وابسته	تغییر ساختاری	SC	www.unctad.org
توضیحی	شاخص حقوق مالکیت	IPRI	www.internationalpropertyrightsindex.org
	حقوق مالکیت فیزیکی	PPR	
	حقوق مالکیت معنوی	IPR	
	محیط حقوقی و سیاسی	LP	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

شاخص تغییرات ساختاری از ارکان تشکیل‌دهنده شاخص ظرفیت‌های تولیدی (PCI) محسوب می‌شود که توسط سازمان کنفرانس تجارت و توسعه‌ی ملل متحد (UNCTAD) به‌عنوان معیاری برای سنجش توان تولیدی و مسیر تحول ساختاری کشورها تدوین شده است. این شاخص بر پایه چهار مؤلفه کلیدی شامل تمرکز صادرات[1]، پیچیدگی اقتصادی[2]، تشکیل سرمایه ثابت خالص (درصدی از GDP)[3] و نسبت صنعتی (سهم ارزش‌افزوده بخش‌های صنعتی و خدماتی به GDP)[4] ارزیابی می‌شود. امتیاز نهایی شاخص در بازه ۱ تا ۱۰۰ قرار دارد؛ به‌گونه‌ای که مقادیر نزدیک‌تر به ۱۰۰ نشان‌دهنده سرعت و عمق بیشتر تغییرات ساختاری و مقادیر پایین‌تر بیانگر کندی فرایند گذار ساختاری و محدودیت در بازآرایی بخشی اقتصاد هستند. این شاخص در واقع بیانگر میزان توان یک اقتصاد برای انتقال منابع از فعالیت‌های کم‌بهره‌ور به فعالیت‌های با ارزش‌افزوده بالاتر است و ازاین‌رو، به‌عنوان یکی از شاخص‌های کلیدی در تحلیل مسیر توسعه اقتصادی کشورها مورد استفاده قرار می‌گیرد.

از سوی دیگر، برای سنجش کیفیت حقوق مالکیت در سطح بین‌المللی، اتحادیه حقوق مالکیت با برآورد شاخص بین‌المللی حقوق مالکیت (IPRI) کشورها را در سه دسته محیط حقوقی و سیاسی، حقوق مالکیت فیزیکی و حقوق مالکیت معنوی مورد ارزیابی قرار می‌دهد.

۱) محیط حقوقی و سیاسی (LP)، شامل ارزیابی حاکمیت قانون، استقلال قضایی، ثبات سیاسی و کنترل فساد؛

۲) حقوق مالکیت فیزیکی (PPR)، شامل میزان حمایت قانونی از مالکیت‌های مشهود، سهولت ثبت دارایی و دسترسی به تأمین مالی؛

۳) حقوق مالکیت معنوی (IPR)، شامل میزان حفاظت از اختراعات، علائم تجاری و حقوق نشر.

مقیاس رتبه‌بندی IPRI از صفر تا ۱۰ است. به‌گونه‌ای که مقادیر بالاتر بیانگر استحکام نهادی بیشتر، حمایت قانونی قوی‌تر و امنیت بالاتر حقوق مالکیت هستند، در حالی‌که مقادیر نزدیک به

---

1. Export Concentration Index
2. Economic Complexity Index
3. Gross Fixed Capital Formation As Share Of GDP
4. Industrial Ratio (Industry And Services Over Total GDP)

صفر نشان‌دهنده ضعف نهادی، ناکارآمدی قضایی و ناپایداری محیط حقوقی و اقتصادی است. افزون بر امتیاز کلی، برای هر یک از سه بُعد مذکور نیز امتیاز مجزا محاسبه می‌شود تا امکان تحلیل دقیق‌تر سازوکارهای نهادی مؤثر بر عملکرد اقتصادی فراهم شود.

در مجموع، ترکیب شاخص تغییرات ساختاری و شاخص حقوق مالکیت چارچوبی تحلیلی فراهم می‌آورد که می‌تواند کیفیت نهادها و ظرفیت تولیدی کشورها را در سطوح مختلف توسعه به‌صورت هم‌زمان ارزیابی کند.

نمودارهای پراکنش ارائه‌شده در این بخش بر پایه داده‌های تعدیل‌شده از مدل اثرات ثابت[1] ترسیم شده‌اند. در این مرحله، اثرات ثابت مختص هر کشور از داده‌ها حذف شده تا تفاوت‌های ساختاری پایدار و ویژگی‌های غیر مشاهده‌شده زمانی‌ثابت میان کشورها کنترل شود. بدین ترتیب، مقادیر نمایش داده شده در نمودارها صرفاً بیانگر نوسانات درون‌کشوری در طول دوره زمانی مورد بررسی هستند و تغییرات آن‌ها، بازتاب‌دهنده انحرافات موقتی هر کشور از میانگین بلندمدت خود است.

هدف اصلی از ترسیم این نمودارها، تحلیل الگوهای همگرایی پویا میان کشورها پس از کنترل اثرات ثابت است. از آنجا که تفاوت‌های ساختاری میان کشورها و روندهای عمومی زمانی حذف شده‌اند، پراکندگی نقاط در نمودار فاقد الگوی خطی مشخص است. این پدیده نشانه ضعف مدل یا داده‌ها نیست، بلکه پیامد مستقیم حذف ناهمگنی‌های ساختاری پایدار و تمرکز بر پویایی‌های درون‌کشوری است.

نتایج حاصل از تحلیل داده‌ها در نمودار (۱) نشان می‌دهد که در وضعیت کنترل‌نشده (Raw Scatter Plot)، میان سطح حمایت از حقوق مالکیت معنوی (IPR) و میزان تغییرات ساختاری (SC) رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار مشاهده می‌شود. اما در نمودار سمت راست (Controlled Effect)، که در آن اثر IPR پس از کنترل متغیرهای نهادی و اقتصادی ترسیم شده است، این رابطه به‌طور محسوس تضعیف شده و تقریباً به صفر می‌رسد. این الگو نشان می‌دهد که رابطه اولیه میان IPR و تغییرات

[1]. Fixed Effect

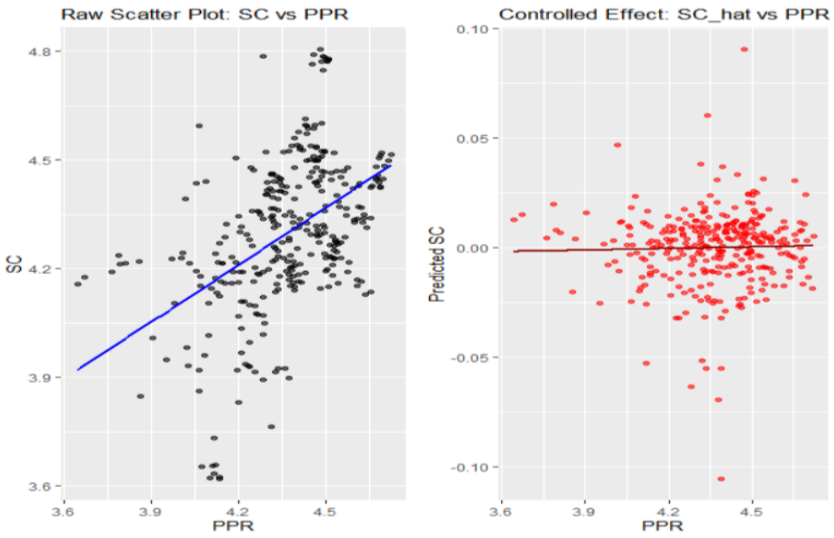
ساختاری زمانی که سایر عوامل کلان نهادی و اقتصادی وارد تحلیل شوند پایدار نمی‌ماند. بنابراین، هدف در این بخش تبیین پایداری یا ناپایداری رابطه بوده است، نه برآورد مدل‌های میانجی‌گری یا یک سیستم معادلات ساختاری. به بیان دیگر، کاهش اثر پس از کنترل متغیرها تنها بیانگر آن است که بخش زیادی از همبستگی مشاهده‌شده در نمودار اولیه ناشی از عوامل دیگری بوده که هم‌زمان بر تغییرات ساختاری تأثیر می‌گذارند.

نمودار ۱: رابطه میان حقوق مالکیت معنوی (IPR) و تغییرات ساختاری (SC) در دو حالت خام و کنترل‌شده

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از بررسی داده‌های تعدیل‌شده در نمودار (۲) نشان می‌دهد که در وضعیت پیش از کنترل (نمودار سمت چپ)، میان سطح حمایت از حقوق مالکیت فیزیکی و میزان تغییرات ساختاری، رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد. افزایش کارایی نظام‌های ثبت و حفاظت از دارایی‌های فیزیکی، با ارتقای سرمایه‌گذاری، بهبود بهره‌وری و انتقال منابع از فعالیت‌های سنتی به بخش‌های مولدتر همراه است. در مقابل، نمودار سمت راست (Controlled Effect) بیانگر آن است که پس از کنترل سایر عوامل نهادی و اقتصادی، اثر مستقیم حقوق مالکیت فیزیکی بر تغییرات ساختاری به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاهش یافته و تقریباً خنثی شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که اثر مشاهده‌شده عمدتاً از مسیرهای غیر مستقیم، از جمله ثبات نهادی، کارایی نظام قضایی و سهولت دسترسی به منابع مالی منتقل می‌شود. به طور کلی، تقویت حقوق مالکیت فیزیکی شرط لازم، اما نه

کافی، برای تسریع فرآیند تغییرات ساختاری است و تحقق آن نیازمند وجود نهادهای کارآمد و سیاست‌های مکمل اقتصادی است.

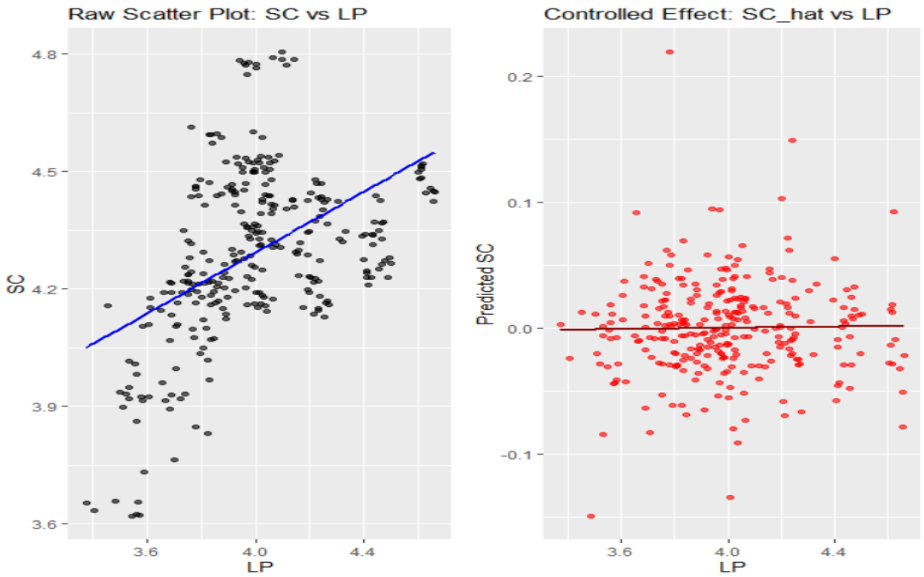


نمودار ۲: رابطه میان حقوق مالکیت فیزیکی (PPR) و شاخص تغییرات ساختاری (SC) در حالت خام و کنترل‌شده

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس داده‌های تعدیل‌شده در نمودار (۳)، در وضعیت پیش از کنترل (نمودار سمت چپ) رابطه‌ای مثبت و نسبتاً قوی میان محیط حقوقی و سیاسی (LP) و تغییرات ساختاری مشاهده می‌شود. افزایش کیفیت نهادهای حقوقی و سیاسی ـ شامل حاکمیت قانون، ثبات سیاسی و استقلال قضایی ـ با ارتقای تغییرات ساختاری همراه بوده است. این نتیجه با دیدگاه نهادگرایان از جمله نورث (۱۹۹۱) همسو است که نهادهای حقوقی و سیاسی را زیربنای امنیت مالکیت و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مولد می‌دانند. در مقابل، نمودار سمت راست (Controlled Effect) نشان می‌دهد که پس از کنترل سایر متغیرهای نهادی و اقتصادی، اثر مستقیم LP بر SC تضعیف شده و تقریباً به حالت خنثی رسیده است. این الگو بیانگر آن است که تأثیر محیط حقوقی و سیاسی بیشتر از طریق کانال‌های غیر مستقیم، مانند تقویت حقوق مالکیت، افزایش اعتماد نهادی، کاهش فساد و بهبود فضای کسب‌وکار منتقل می‌شود. به طور کلی، محیط حقوقی و سیاسی کارآمد شرط بنیادی برای پایداری

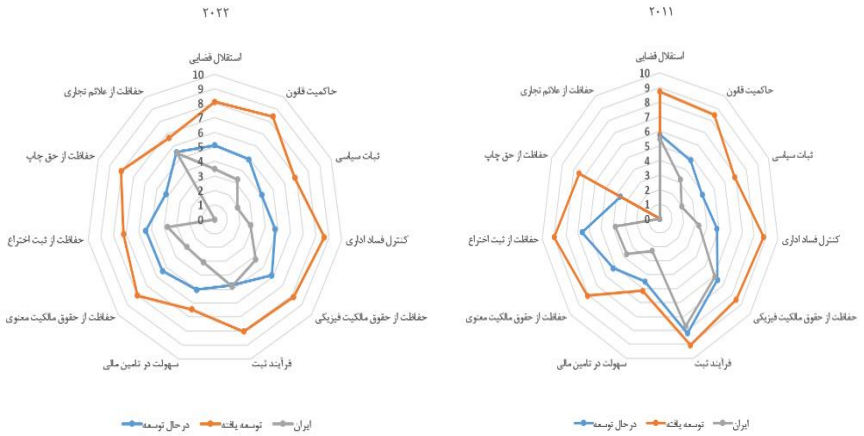
سایر ابعاد حقوق مالکیت و تحقق تغییرات ساختاری پایدار است.



نمودار ۳: رابطه میان شاخص محیط حقوقی و سیاسی (LP) و شاخص تغییرات ساختاری (SC) در حالت خام و کنترل‌شده

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار (۴) عملکرد دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه در سال ابتدایی دوره (۲۰۱۱) و در سال انتهایی دوره (۲۰۲۲) منتخب در زیر ارکان‌های شاخص حقوق مالکیت بین‌الملل است که بیانگر عملکرد بهتر کشورهای توسعه‌یافته نسبت به کشورهای درحال‌توسعه و گسترش فضای هر دو گروه کشورها در ۱۳ سال گذشته است.



نمودار ٤: عملکرد دو گروه کشورهای منتخب در سال ابتدایی و انتهایی دوره

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودارهای تعدیل‌شده، می‌توان دریافت که روابط میان ابعاد مختلف حقوق مالکیت (شامل شاخص‌های LP، PPR و IPR) و شاخص تغییرات ساختاری (SC) ماهیتی غیرخطی و پیچیده دارند. در نمودارهای کنترل‌شده، پراکندگی داده‌ها و شکل منحنی‌ها نشان می‌دهد که اثر هر متغیر بر SC یکنواخت و خطی نیست، بلکه در سطوح مختلف، شدت و جهت آن تغییر می‌کند. به عبارت دیگر، بهبود شاخص‌های نهادی تا یک سطح معین می‌تواند تأثیر مثبت و قوی بر تغییرات ساختاری داشته باشد، اما پس از آن، این اثر ممکن است کاهش یابد یا حتی خنثی شود.

بنابراین، استفاده از روش‌های خطی ساده نمی‌تواند رفتار واقعی داده‌ها را به‌درستی منعکس کند. در چنین شرایطی، مدل‌های افزایشی تعمیم‌یافته (GAM) انتخاب مناسب‌تری هستند، زیرا با به‌کارگیری توابع هموارساز (Smoothing Functions) امکان برآورد روابط غیرخطی و انعطاف‌پذیر را فراهم می‌کنند (هَستی و تیبشیرانی[1]، ۱۹۹۰).

$$\ln(SC_{it}) = \alpha + f_1(\ln(SC_{it-1})) + f_2(\ln(LP_{it})) + f_3(\ln(PPR_{it}) + f_4(\ln(IPR_{it})) + f_5(\ln(GLOB_{it})) + f_6(\ln(GII_{it})) + U_{it} \quad (1)$$

[1]. Hastie & Tibshirani (1990)

جدول ۲: نتایج تخمین GAM با استفاده از نرم افزار R

متغیر	edf	Ref.df	مقدار F	p-value
s(LP_s)	۷/۳۶	۸/۳۵	۱۸/۵۷	P›۰/۰۰۰۱
s(PPR_s)	۸/۵	۸/۹۲	۳/۶۹	P›۰/۰۰۰۱
s(IPR_s)	۳/۰۱	۳/۸۴	۵/۴۴	P›۰/۰۰۰۱
Intercept	۰/۰۰۶ (std.E=۰/۰۲)			
R^2 تعدیل‌شده	۰/۸۴			
Deviance Explained	٪۸۶			
GCV	۰/۱۸			
Scale Est.	۰/۱۶			

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد نشان داد که ضرایب هموارکننده برای تمامی متغیرها (LP، PPR، IPR، GLOB و GII) به‌طور معنی‌داری از صفر متفاوت هستند (P›۰/۰۰۰۱)، که بیانگر وجود روابط غیرخطی قوی میان شاخص‌های نهادی و تغییرات ساختاری است. همچنین، میزان بالای Deviance Explained (حدود ۸۶٪) و R^2 تعدیل‌شده (حدود ۰/۸۴) حاکی از برازش مناسب مدل و توان بالای آن در توضیح واریانس متغیر وابسته است. به‌طور کلی، یافته‌ها نشان می‌دهد که تغییرات ساختاری تحت تأثیر روابط پیچیده و غیرخطی با شاخص‌های نهادی قرار دارد. این امر احتمال وجود اثرات آستانه‌ای، بازخوردی یا غیرمتقارن را در ساختار اقتصادی کشورها تقویت می‌کند. بنابراین، فرضیه ساده خطی بودن روابط بین متغیرهای نهادی و تغییرات ساختاری قابل رد است و تحلیل این روابط نیازمند مدل‌هایی است که بتوانند ناهمگنی و پویایی در توزیع داده‌ها را منعکس کنند.

۵- روش‌شناسی و ارائه مدل

بر اساس نتایج بخش حقایق آماری و برآورد مدل تعمیم‌یافته افزایشی (GAM)، شواهد تجربی دلالت بر وجود روابط غیر خطی و ناهمگن میان شاخص‌های نهادی و تغییرات ساختاری دارد. تحلیل‌های انجام‌شده نشان می‌دهد که شدت و جهت اثرگذاری متغیرهای نهادی در سطوح مختلف توزیع متغیر وابسته یکنواخت نبوده و در برخی نواحی دارای رفتارهای واگرا است. این الگو بیانگر آن است که فروض خطی بودن و همگنی ضرایب، که مبنای مدل‌های کلاسیک نظیر OLS

یا حتی رگرسیون صدکی استاندارد است، در این مطالعه برقرار نیست.

از این رو، جهت مدل‌سازی دقیق‌تر پویایی و ناهمگنی موجود، از رویکرد Quantile-on-Quantile Regression (QQR) بهره گرفته می‌شود. این روش، توسعه‌ای بر چارچوب رگرسیون صدکی است که به جای برآورد ضرایب در چند صدک منفرد از متغیر وابسته، به‌طور هم‌زمان توزیع‌های کامل متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را در نظر می‌گیرد. به بیان دقیق‌تر، QQR قادر است اثر متغیر مستقل در صدک θام را بر رفتار متغیر وابسته در صدک τام مدل‌سازی کند؛ بدین ترتیب، ساختار اثرگذاری دو متغیر در سراسر دامنه توزیع آن‌ها آشکار می‌شود (سیم و ژو[1]، ۲۰۱۵: ۳-۴).

مزیت اصلی این روش در آن است که امکان بررسی اثرات غیر خطی، نامتقارن و وابسته به وضعیت (state-dependent) میان متغیرها را فراهم می‌سازد. به ویژه در مطالعات اقتصاد نهادی، که در آن پاسخ سیستم اقتصادی به تغییرات شاخص‌های نهادی ممکن است در سطوح پایین توسعه با سطوح بالا متفاوت باشد، استفاده از QQR می‌تواند بینش عمیق‌تری نسبت به روابط علّی ارائه دهد.

معادله برآورد مدل به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$Q_\tau(\ln SC_{it}) = \alpha_i(\tau) + \delta(\tau,\theta)Q_\theta(\ln SC_{i,t-1}) + \beta_1(\tau,\theta)Q_\theta(\ln LP_{it}) + \beta_2(\tau,\theta)Q_\theta(\ln PPR_{it}) + \beta_3(\tau,\theta)Q_\theta(\ln IPR_{it}) + \gamma_1(\tau,\theta)Q_\theta(\ln GLOB_{it}) + \gamma_2(\tau,\theta)Q_\theta(\ln GII_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

در این معادله، $Q_\tau(\ln SC_{it})$ بیانگر τامین صدک (کوانتیل) لگاریتم تغییرات ساختاری برای کشور i در زمان t است. پارامتر $\alpha_i(\tau)$ عرض از مبدأ مختص هر کشور در کوانتیل τ است که ویژگی‌های ثابت و تفاوت‌های ساختاری میان کشورها را در سطوح مختلف توزیع متغیر وابسته در نظر می‌گیرد. عبارت $Q_\theta(\cdot)$ نشان‌دهنده θامین کوانتیل متغیرهای مستقل است. ضرایب $\beta_j(\tau,\theta)$ برای $j = 1,2,3$ شدت و جهت اثر شاخص‌های نهادی شامل محیط حقوقی و سیاسی (LP)، حقوق مالکیت فیزیکی (PPR) و حقوق مالکیت معنوی (IPR) را در نقاط مختلف توزیع متغیر وابسته منعکس می‌کنند. همچنین ضرایب $\gamma_1(\tau,\theta)$ و $\gamma_2(\tau,\theta)$ تأثیر متغیرهای کنترلی یعنی شاخص جهانی‌شدن (GLOB) و نوآوری (GII) را در سطوح متفاوت تغییرات ساختاری تبیین می‌کنند.

[1]. Sim & Zhou (2015)

به‌منظور لحاظ‌کردن پویایی در مدل، جمله $\delta(\tau,\theta)Q_\theta(\ln SC_{i,t-1})$ وارد معادله شده است که اثر کوانتیل‌های مختلف تغییرات ساختاری در دوره گذشته را بر توزیع کنونی آن بررسی می‌کند. این بخش از مدل امکان تحلیل پویایی‌های درون‌زا و اثرات بازگشتی در فرآیند تغییرات ساختاری را فراهم می‌سازد.

جزء اخلال ε_{it} بیانگر عوامل تصادفی و اثرات توضیح‌داده‌نشده در هر کشور و دوره زمانی است.

بر این اساس، ضرایب دوسویه (τ,θ) در مدل QQR امکان بررسی تعامل میان بخش‌های مختلف توزیع متغیرهای وابسته و مستقل را فراهم می‌کنند؛ به بیان دیگر، این ضرایب نشان می‌دهند که چگونه تغییرات در کوانتیل‌های مختلف متغیرهای نهادی می‌تواند بر بخش‌های پایین، میانی یا بالای توزیع تغییرات ساختاری اثرگذار باشد.

از آنجا که تمامی متغیرها به‌صورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب برآوردشده را می‌توان به‌عنوان کشش‌های نسبی تفسیر کرد که بیانگر تغییرات نسبی در متغیر وابسته در واکنش به تغییرات نسبی در متغیرهای نهادی و کنترلی در سطوح مختلف توزیع هستند.

متغیرهای کنترلی پژوهش حاضر شامل موارد زیر است:

جهانی شدن (GLOB): جهانی‌شدن از طریق گسترش تجارت بین‌الملل، جریان سرمایه‌گذاری خارجی و انتقال فناوری، نقش تعیین‌کننده‌ای در جهت‌دهی به تغییرات ساختاری ایفا می‌کند. این فرایند با تسهیل دسترسی کشورها به بازارهای جهانی و فناوری‌های نو، موجب جابجایی منابع از بخش‌های کم‌بهره‌ور به بخش‌های با بهره‌وری بالاتر شده و می‌تواند رشد اقتصادی را تسریع کند. با این حال، در کشورهایی که فاقد ظرفیت فناورانه و سیاست‌های صنعتی مؤثر هستند، جهانی‌شدن ممکن است به وابستگی ساختاری و تشدید نابرابری‌های بخشی و منطقه‌ای منجر شود. در نتیجه، تأثیر جهانی‌شدن بر تغییرات ساختاری دوگانه است و به نحوه ادغام کشورها در اقتصاد جهانی و کیفیت سیاست‌های توسعه‌ای داخلی بستگی دارد (UNCTAD, 2016).

نوآوری (GII): نوآوری یکی از محرک‌های اصلی تغییرات ساختاری در اقتصادهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته محسوب می‌شود. گسترش نوآوری‌های فناورانه و سازمانی موجب

افزایش بهره‌وری عوامل تولید و ظهور بخش‌های جدید با فناوری پیشرفته می‌شود و در نتیجه، منابع تولید از فعالیت‌های کم‌بهره‌ور به فعالیت‌های دانش‌بنیان و با ارزش‌افزوده بالاتر منتقل می‌شوند. این فرایند نه‌تنها ترکیب بخشی اقتصاد را دگرگون می‌سازد، بلکه الگوی اشتغال، تجارت و رقابت‌پذیری کشورها را نیز متحول می‌کند. در واقع، نوآوری با تسریع در توسعه ظرفیت‌های فناورانه و ارتقای ساختار تولیدی، به عنوان عامل کلیدی در گذار از رشد مبتنی بر منابع به رشد مبتنی بر دانش عمل می‌کند (UNCTAD, 2023).

۶- نتایج برآورد مدل

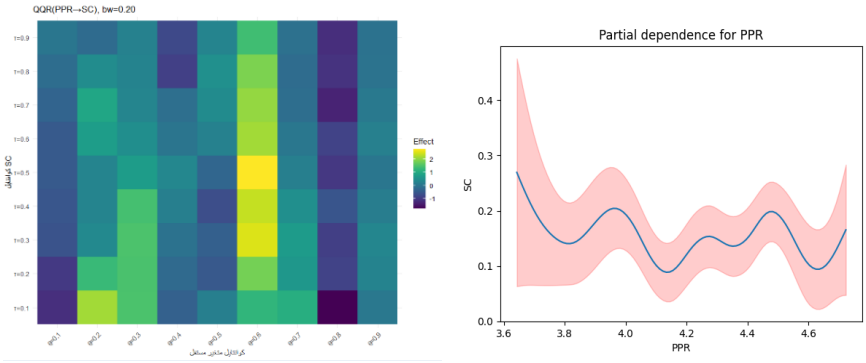
بر اساس مدل ارائه‌شده در بخش روش‌شناسی و ارائه مدل، تخمین مدل با استفاده از داده‌های تعدیل‌شده با روش QQR با استفاده از نرم‌افزار R انجام شده است.

جدول ۳: نتایج تخمین QQR با استفاده از نرم افزار R

variable	θ / τ	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
LagSC	۰/۱	۰/۹	۰/۳	۰/۴	۰/۷	۱/۵	۰/۷	۰/۹	۱/۱	۰/۸
	۰/۲	۰/۹	۱/۴	۰/۶	۰/۷	۱/۳	۰/۷	۱/۰	۱/۱	۰/۸
	۰/۳	۱/۰	۱/۴	۰/۶	۰/۹	۱/۳	۰/۷	۱/۰	۱/۰	۰/۹
	۰/۴	۱/۰	۱/۴	۰/۸	۱/۰	۱/۲	۰/۷	۱/۰	۱/۱	۰/۹
	۰/۵	۱/۰	۱/۴	۱/۰	۰/۹	۱/۴	۰/۸	۱/۱	۱/۱	۰/۹
	۰/۶	۰/۹	۱/۳	۰/۸	۰/۹	۱/۳	۰/۶	۱/۰	۱/۱	۰/۹
	۰/۷	۰/۹	۱/۴	۰/۵	۰/۶	۱/۳	۰/۶	۱/۰	۱/۰	۰/۹
	۰/۸	۰/۸	۱/۴	۰/۶	۰/۷	۱/۴	۰/۷	۱/۰	۱/۰	۱/۰
	۰/۹	۰/۷	۱/۴	۰/۳	۰/۴	۱/۴	۰/۹	۰/۶	۰/۹	۱/۰
LP	۰/۱	۱/۶	۰/۶	(۰/۵)	۱/۲	(۰/۰)	(۰/۹)	(۱/۰)	(۰/۷)	(۰/۲)
	۰/۲	۱/۹	(۰/۲)	(۰/۴)	۱/۷	(۰/۶)	۰/۲	(۰/۱)	(۱/۱)	(۰/۲)
	۰/۳	۱/۸	(۰/۲)	(۰/۴)	۱/۳	(۱/۰)	۰/۷	۰/۱	(۱/۲)	(۰/۳)
	۰/۴	۱/۷	(۰/۵)	(۰/۵)	۱/۵	(۰/۳)	۰/۷	(۰/۵)	(۰/۸)	(۰/۳)
	۰/۵	۱/۸	(۰/۲)	(۱/۹)	۱/۹	(۰/۳)	۰/۳	(۰/۴)	(۰/۴)	(۰/۳)
	۰/۶	۱/۵	(۰/۲)	(۱/۵)	۱/۴	(۰/۷)	۰/۴	(۰/۳)	(۰/۳)	(۰/۵)
	۰/۷	۱/۵	۰/۲	۰/۷	۰/۵	(۱/۰)	۱/۲	(۰/۸)	(۰/۲)	(۰/۶)
	۰/۸	۱/۴	(۰/۳)	۱/۲	(۰/۱)	(۱/۵)	۱/۵	(۰/۷)	۰/۰	(۰/۶)

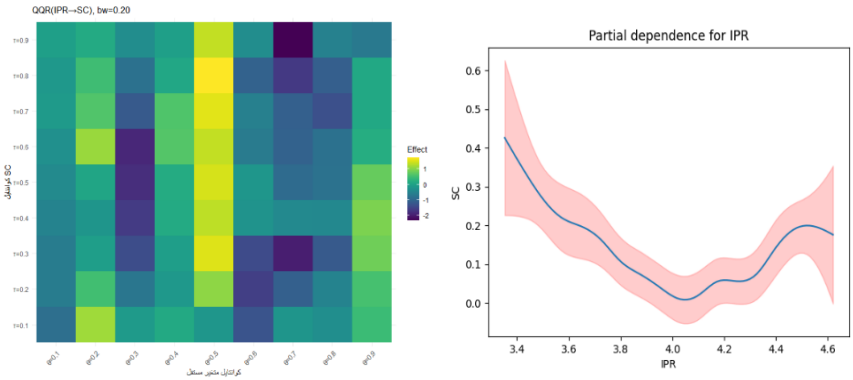
variable	θ / τ	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹
	۰/۹	۰/۷	(۰/۵)	(۰/۱)	۰/۱	(۰/۸)	۱/۸	(۰/۹)	۰/۰	(۰/۱)
PPR	۰/۱	(۱/۲)	۲/۲	۱/۵	(۰/۴)	۰/۲	۱/۲	۱/۱	(۱/۸)	۰/۱
	۰/۲	(۱/۰)	۱/۳	۱/۵	(۰/۲)	(۰/۵)	۱/۸	۰/۷	(۰/۹)	۰/۳
	۰/۳	(۰/۶)	۰/۴	۱/۵	(۰/۱)	(۰/۴)	۲/۶	۰/۷	(۰/۹)	۰/۳
	۰/۴	(۰/۵)	۰/۳	۱/۵	۰/۲	(۰/۷)	۲/۴	۰/۵	(۰/۶)	۰/۲
	۰/۵	(۰/۵)	۰/۳	۰/۷	۰/۳	(۰/۳)	۲/۸	۰/۲	(۱/۰)	۰/۰
	۰/۶	(۰/۵)	۰/۸	۰/۵	۰/۰	۰/۲	۲/۲	۰/۰	(۰/۹)	۰/۲
	۰/۷	(۰/۳)	۰/۹	۰/۳	(۰/۱)	۰/۴	۲/۱	(۰/۱)	(۱/۳)	۰/۱
	۰/۸	(۰/۲)	۰/۴	۰/۳	(۰/۹)	۰/۵	۱/۹	(۰/۲)	(۱/۱)	(۰/۰)
	۰/۹	۰/۰	(۰/۲)	۰/۲	(۰/۸)	۰/۳	۱/۴	(۰/۱)	(۱/۲)	(۰/۰)
IPR	۰/۱	(۰/۸)	۱/۲	(۰/۱)	۰/۱	(۰/۲)	(۱/۳)	(۰/۲)	(۰/۳)	۰/۵
	۰/۲	(۰/۶)	۰/۵	(۰/۷)	(۰/۱)	۱/۱	(۱/۶)	(۱/۱)	(۰/۵)	۰/۶
	۰/۳	(۰/۶)	(۰/۰)	(۱/۴)	(۰/۰)	۱/۶	(۱/۴)	(۲/۰)	(۱/۲)	۰/۹
	۰/۴	(۰/۵)	(۰/۲)	(۱/۶)	۰/۲	۱/۴	(۰/۲)	(۰/۴)	(۰/۴)	۱/۰
	۰/۵	(۰/۴)	۰/۱	(۱/۸)	۰/۲	۱/۵	(۰/۲)	(۰/۹)	(۰/۸)	۰/۸
	۰/۶	(۰/۳)	۱/۱	(۱/۹)	۰/۷	۱/۴	(۰/۶)	(۱/۱)	(۰/۸)	۰/۲
	۰/۷	(۰/۱)	۰/۶	(۱/۲)	۰/۶	۱/۶	(۰/۶)	(۱/۱)	(۱/۳)	۰/۱
	۰/۸	(۰/۱)	۰/۵	(۰/۸)	۰/۱	۱/۸	(۱/۰)	(۱/۶)	(۱/۱)	۰/۱
	۰/۹	(۰/۰)	۰/۲	(۰/۳)	(۰/۰)	۱/۴	(۰/۳)	(۲/۳)	(۰/۵)	(۰/۷)

ماخذ: یافته‌های پژوهش



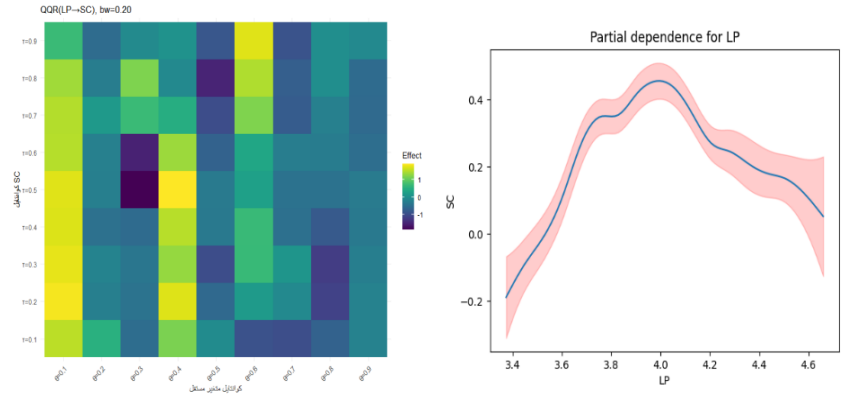
نمودار ۵: اثر حقوق مالکیت فیزیکی (PPR) بر تغییرات ساختاری (SC) بر اساس برآورد مدل QQR

ماخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ٦: اثر حقوق مالکیت معنوی (IPR) بر تغییرات ساختاری (SC) بر اساس برآورد مدل QQR

ماخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۷: اثر محیط حقوقی و سیاسی (LP) بر تغییرات ساختاری (SC) بر اساس برآورد مدل QQR

ماخذ: یافته‌های پژوهش

یافته‌های حاصل از مدل رگرسیون کوانتایل بر کوانتایل (QQR) که در جدول ۳ ارائه شده است، نشان می‌دهد که رابطه میان شاخص‌های نهادی و تغییرات ساختاری، غیر خطی، پویا و وابسته به سطح توسعه اقتصادی کشورها است. به‌عبارت دیگر، اثر شاخص‌های نهادی بر فرایند تغییرات ساختاری در تمامی کشورها یکسان نبوده و به موقعیت آن‌ها در توزیع توسعه نهادی و ساختاری

بستگی دارد. این الگو تأییدکننده فرضیه‌ای است که بر اساس آن، نهادها در مراحل مختلف توسعه، کارکردهای متفاوتی دارند و اثرگذاری آن‌ها ممکن است به‌صورت غیر متقارن و مرحله‌ای ظاهر شود.

نتایج برآورد نشان داد که متغیر وقفه‌دار تغییرات ساختاری (LagSC) در تمامی کوانتایل‌ها مثبت و معنی‌دار است. این یافته بیانگر وجود پویایی درونی و خودتداومی تغییرات ساختاری است؛ به‌گونه‌ای که مسیر گذشته تغییرات ساختاری می‌تواند به‌صورت تجمعی، روند کنونی را تداوم بخشد. از دیدگاه نظری، این رفتار پویا را می‌توان با چارچوب تئوری رشد درون‌زا و نقش بازخوردی یادگیری در ساختار تولید توضیح داد؛ یعنی هر سطحی از تغییرات ساختاری، بنیانی برای مرحله بعدی تحول اقتصادی ایجاد می‌کند.

نتایج برازش محیط حقوقی و سیاسی (LP) در جدول ۳ نشان می‌دهد که در کوانتایل‌های پایین اقتصادهای کمتر توسعه‌یافته، این متغیر اثر مثبت و معنی‌دار بر تغییرات ساختاری دارد، اما با افزایش سطح توسعه اقتصادی، شدت اثر کاهش یافته و در برخی کوانتایل‌های بالا منفی می‌شود. این رفتار غیر خطی (نمودار ۵)، نشان‌دهنده وجود نوعی منحنی U معکوس نهادی است که بر اساس آن، در مراحل اولیه توسعه، بهبود کیفیت محیط حقوقی و سیاسی محرک اصلی دگرگونی ساختار اقتصادی است، اما پس از رسیدن به سطحی از ثبات نهادی، تأثیر نهادهای رسمی به‌تدریج کاهش می‌یابد. در این شرایط، سایر عوامل نظیر نوآوری فناورانه و یادگیری سازمانی نقش پررنگ‌تری می‌یابند.

بر اساس تخمین‌های مدل که در جدول ۳ ارائه شده است، ضرایبِ به‌دست‌آمده برای حقوق مالکیت فیزیکی (PPR) نشان می‌دهد که در سطوح پایین توسعه، اثر این متغیر ضعیف یا حتی منفی است، اما با حرکت به سمت کوانتایل‌های میانی و بالاتر، اثر مثبت و معنی‌دار می‌شود. این نتیجه بیانگر آن است که تأثیر حقوق مالکیت فیزیکی مشروط به بلوغ نهادی و سطح سرمایه‌گذاری مولد است. در مراحل ابتدایی، ضعف در کارایی اجرایی نهادها و محدودیت‌های بازار می‌تواند مانع بهره‌برداری مؤثر از حقوق مالکیت شود، اما در مراحل پیشرفته‌تر، تثبیت حقوق مالکیت زمینه‌ساز تخصیص بهینه منابع و انتقال سرمایه به بخش‌های با بهره‌وری بالاتر می‌شود (نمودار ۶). این نتیجه با

مبانی نظری تئوری دارایی‌های نهادی نورث (۱۹۹۰) و مدل تکامل نهادی عجم‌اغلو و رابینسون (۲۰۱۲) سازگار است.

نمودار ۷ بیانگر حرکت حقوق مالکیت معنوی (IPR) است. ضرایب تخمین در جدول ۳ نشان دادند که در سطوح پایین توسعه، اثر این متغیر بر تغییرات ساختاری عمدتاً منفی یا ناچیز است، اما در کوانتایل‌های بالاتر مثبت و معنی‌دار می‌شود. این الگو نشان می‌دهد که در اقتصادهایی با ظرفیت فناورانه پایین، تقویت حقوق مالکیت معنوی ممکن است در کوتاه‌مدت مانعی برای انتقال دانش و فناوری تلقی شود، ولی در مراحل پیشرفته‌تر که توان جذب و نوآوری ارتقاء یافته است، همان نهاد به عاملی کلیدی برای تحریک نوآوری، یادگیری فناورانه و رشد مبتنی بر دانش تبدیل می‌شود. این یافته با فرضیه آستانه‌ای حقوق مالکیت معنوی و مدل رشد درون‌زای رومر (۱۹۹۰) مطابقت دارد.

به‌طور کلی، نتایج مدل QQR تأیید می‌کند که اثر نهادهای مالکیتی بر تغییرات ساختاری وابسته به سطح توسعه و موقعیت نهادی کشورها در توزیع کوانتایلی است. در مراحل اولیه توسعه، مؤلفه‌های نهادی پایه‌ای همچون محیط حقوقی و حقوق مالکیت فیزیکی بیشترین اثر را دارند؛ درحالی‌که در مراحل پیشرفته‌تر، نقش حقوق مالکیت معنوی و نوآوری برجسته‌تر می‌شود. روش QQR با انعطاف‌پذیری بالای خود، توانست این الگوهای نامتقارن و غیر خطی را آشکار سازد؛ الگوهایی که در مدل‌های خطی سنتی قابل مشاهده نبودند.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

در چند دهه گذشته، با رشد دانش و دگرگونی ساختار اقتصادی جهان، اقتصاد جهانی از اتکاء بر کشاورزی و تولیدات کارخانه‌ای به‌سوی بخش خدمات و فعالیت‌های مبتنی بر دانش و نوآوری حرکت کرده است. کشورهای توسعه‌یافته برای تحقق نوآوری، جذب فناوری‌های نوین و ایجاد انگیزه در سرمایه‌گذاری، کوشیده‌اند محیطی امن، باثبات و مبتنی بر حاکمیت قانون فراهم سازند؛ ازاین‌رو، تقویت نظام حقوق مالکیت را به‌عنوان یکی از مسیرهای کلیدی در دستیابی به اهداف توسعه پایدار خود برگزیده‌اند. در همین راستا، پژوهش حاضر از معدود مطالعاتی است که

به‌صورت تجربی به بررسی تأثیر ابعاد مختلف حقوق مالکیت بر تغییرات ساختاری پرداخته و تلاش کرده است نشان دهد چگونه کشورهای درحال‌توسعه در مسیر همگرایی با کشورهای توسعه‌یافته، از رهگذر بهبود نهادهای مالکیتی و نهادی، می‌توانند فرایند تغییرات ساختاری را تسریع بخشند و گذار به اقتصاد دانش‌بنیان را تسهیل کنند.

بر اساس نتایج حاصله، نخستین سیاست پیشنهادی برای کشورهای درحال‌توسعه، تمرکز بر تقویت نهادهای حقوقی و مالکیت فیزیکی است. بهبود کیفیت محیط حقوقی و افزایش اطمینان نسبت به امنیت مالکیت دارایی‌ها، به‌ویژه در مراحل اولیه توسعه، باعث کاهش هزینه‌های مبادلاتی، افزایش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مولد و تسریع در انتقال منابع از بخش‌های سنتی و کم‌بهره‌ور به بخش‌های صنعتی و خدماتی با بهره‌وری بالاتر می‌شود. در واقع، کشورهایی که توانسته‌اند با ایجاد چارچوب‌های قانونی شفاف و اجرای مؤثر حقوق مالکیت فیزیکی، بستر امنی برای فعالیت اقتصادی فراهم کنند، سرعت بالاتری در تجربه تغییرات ساختاری و صنعتی‌شدن داشته‌اند.

در مراحل پیشرفته‌تر توسعه، یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که حقوق مالکیت معنوی و ظرفیت نوآوری نقش پررنگ‌تری در تداوم و تعمیق تغییرات ساختاری ایفا می‌کنند. بنابراین، دومین سیاست کلیدی برای کشورهایی که در حال گذار به اقتصاد دانش‌بنیان هستند، توسعه نظام مالکیت معنوی و حمایت هدفمند از نوآوری است. به‌عبارت دیگر، در حالی‌که در مراحل ابتدایی توسعه، نهادهای پایه‌ای شرط حرکت هستند، در مراحل بالاتر، حقوق مالکیت معنوی و نوآوری، عامل استمرار پویایی ساختاری و مزیت رقابتی پایدار محسوب می‌شوند. بر این اساس، اتخاذ رویکرد مرحله‌ای و تطبیق سیاست‌های نهادی با سطح توسعه هر کشور، می‌تواند کلید موفقیت در مسیر همگرایی ساختاری با اقتصادهای توسعه‌یافته باشد.

References

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2012). *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty*. Crown Publishers.

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *The American Economic Review*, 91(5), 1369-1401. https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369.

Alchian, A. A. & Demsetz, H. (1973). The property right paradigm. *Journal of Economic History*. 33(1), 16-27. https://doi.org/10.1017/S0022050700076403.

Alchian, A. A. (1965). Some economics of property rights. *II Politico*, 30(4), 816-29.

Barzel, Y. (1997). *Economic analysis of property rights*. Cambridge: Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511609398.

Benhamouche, Z. (2018). Institutions and structural change: empirical evidence. *Work Paper*, United Nations Economic Commission for Africa.

Besley, T. & Ghatak, M. (2010). *Property rights and economic development*. Handbook of Development Economics, 5(68), 4525-4595. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-52944-2.00006-9.

Besley, T. (1995). Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana. *Journal of Political Economy*, 103(5), 903-937. http://dx.doi.org/10.1086/262008.

Bondarev, A. (2018). Does stronger intellectual property rights protection foster structural change for developing economies? *Structural Change and Economic Dynamics*, 44, 1-14. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2018.03.005.

Bye, B. & Fæhn, T. (2021). The role of human capital in structural change and growth in an open economy: Innovative and absorptive capacity effects. *The World Economy*, 45(4), 1021-1049. https://doi.org/10.1111/twec.13184.

Caselli, F. & Coleman II, W. (2001 The U.S. structural transformation and regional convergence: A reinterpretation. *Journal of Political Economy*, 109(3), 584-616. https://doi.org/10.1086/321015.

Chang, H. (1994). State, institutions and structural change. *Structural Change and Economic Dynamics,* 5(2), 293-313.

Chenery, H. B. (1960). Patterns of industrial growth. *American Economic Review*, 50(4), 624-653.

Clark, C. (1940). *The conditions of economic progress*. 1st Edition, Macmillan and Co. Limited London.

Coase, R. H. (1960). The problem of social cost. *Journal of Law and Economics,* 3, 1-44. https://doi.org/10.1086/466560.

Dabla-Norris, E., Thomas, A., Garcia-Verdu, R., & Chen, Y. (2013). Benchmarking structural transformation across the World. *IMF Working,* 13-176, International Monetary Fund, Washington, DC. https://doi.org/10.5089/9781484359662.001.

Demsetz, H. (1967). Toward a theory of property rights. *American Economic Review,* 57(2), 347-359.

DeSoto, H. (1989). *The other path: The invisible revolution in the third World*. Harper and Row.

Engels, F. & Marx, K. (1848). *Manifest der kommunistischen partei*. Berlin: Dietz Verlag, Germany.

Field, E. (2007). Entitled to work: Urban property rights and labor supply in Peru. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(4), 1561-1602. https://doi.org/10.1162/qjec.2007.122.4.1561.

Fisher, A. G. B. (1939). Production, primary, secondary and tertiary. *Economic Record, 15*(1), 24-38.

Friedman, M. & Friedman, R. (1980). *Free to choose: A Personal Statement*. Harcourt Brace Jovanovich, New York and London.

Goldstein, M., & Udry, C. (2008). The profits of power: Land rights and agricultural investment in Ghana. *Journal of Political Economy*, 116(6), 980-1022. https://doi.org/10.1086/595561.

Gollin, D., Parente, S. & Rogerson, R. (2002). The role of agriculture in development. *American Economic Review*, 92(2), 160-164. https://doi.org/10.1257/000282802320189177.

Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83-116. https://doi.org/10.1162/003355399555954.

Hastie, T., & Tibshirani, R. (1990). *Generalized additive models*. Chapman & Hall.

Heitger, B. (2004). Property rights and their impact on the wealth of Nations: A cross-country study heitger. *Cato Journal*, 23(3), 381-402.

Herrendorf, B., Rogerson, R. & Valentinyi, A. (2014). Growth and structural transformation. *Handbook of Economic Growth*, Chapter 6, 855-941.

Amsterdam: Elsevier. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53540-5.00006-9.

IPRI. (2007). *International property rights index report 2007*. Property Rights Alliance. Washington. USA.

IPRI. (2008). *International property rights index report 2008*. Property Rights Alliance. Washington. USA.

IPRI. (2022). *International property rights index report 2022*. Property Rights Alliance. Washington. USA.

Karayalcin, C. (2016). Property rights and the first great divergence: Europe 1500-1800. *Review of Economic Dynamics*, 42, 484-498 . https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.10.026.

Krüger, J. J. (2008). Productivity and structural change: A review of the literature. *Journal of Economic Surveys,* 22(2), 330-363. https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00539.x.

Kuznets, S. (1966). *Modern economic growth: Rate, structure and spread*. Yale University Press, London.

Laitner, J. (2000). Structural change and economic growth. *The Review of Economic Studies*, 67(3), 545-561. https://doi.org/10.1111/1467-937X.00143.

Lee, C. (2024). Structural change in big economic history. *Journal of Big History*, 7(3). 19-30. https://doi.org/10.22339/jbh.v7i3.7302.

Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labor. *The Manchester School*, 22(2), 139-191. https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x.

Lin, J. Y. (1992). Rural reforms and agricultural growth in China. *The American Economic Review*, 82(1), 34-51.

Malthus, T. R. (1820). *Principles of political economy*. *The Works of Thomas Malthus*. Edited by E. A. Wrigley & D. Souden, V6, (1986). London: William Pickering.

Marshall, A. (1890). *Principles of Economics*. Macmillan and Co. Limited London.

Martins, P. M. G. (2019). Structural change rediscovered: The role of human and physical capital. *Research and Policy Briefs*, 139479, *The World Bank*.

Matsuyama, K. (2008). Structural change. *The New Palgrave Dictionary of Economics*. 2nd Edition, Edited by Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume, 1-6. https://doi.org/10.1007/978-1-349-58802-2.

McMillan, M. & Rodrik, D. (2011). Globalization, structural change and productivity growth. Making Globalization Socially Sustainable, *World Trade Organization*, 49-84. https://doi.org/10.30875/b10cb347-en.

McMillan, M., Rodrik, D. & Verduzco-Gallo, Í. (2014). Globalization, structural change, and productivity growth, with an update on Africa. *World Development*, 63(C), 11-32. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.10.012.

Michalopoulos, S., & Papaioannou, E. (2014). National institutions and subnational development in Africa. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 151-213. https://doi.org/10.1093/qje/qjt029.

Mill, J. S. (1848). *Principles of political economy: With some of their applications to social philosophy*. Düsseldorf: Verlag Wirtschaft und Finanzen, Heinsberg, Germany.

Mühlen, H. & Escobar, O. (2020). The role of FDI in structural change: Evidence from Mexico. *The World Economy*, 43(3), 557-585. https://doi.org/10.1111/twec.12879.

Murphy, K. M., Shleifer, A. & Vishny, R. (1989). Income distribution, market size, and industrialization. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(3), 537-564. https://doi.org/10.2307/2937810.

North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge: Cambridge University Press.

Pinto, M. A. N., Tebaldi, E. & Cunha, M. S. da. (2023). The role of human capital in the structural change process. *Nova Economia*, 33(3), 689-717. https://doi.org/10.1590/0103-6351/7791.

Ranis, G., & Fei. J. C. H. (1961). A theory of economic development. *The American Economic Review*, *51*(4), 533-565.

Ricardo, D. (1817). *On the principles of political economy and taxation*. Edited by P. Sraffa with the collaboration of M.H. Dobb (1951), V1, Cambridge, Cambridge University Press for The Royal Economic Society.

Say, J. B. (1803). *A treatise on political economy*. 6th Edition, Philadelphia, USA, 1880.

Sim, N., & Zhou, H. (2015). Oil prices, US stock return, and the quantile-on-quantile dependence structure. *Journal of Banking & Finance*, 55, 1-8. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.01.013.

Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of Nations*. General Editors R.H. Campbell and A.S. Skinner, Textual Editor W.B. Todd (1976), V1, Oxford, Oxford University Press.

Syrquin, M. (1988). *Patterns of structural change*. Handbook of development economics, V1, Amsterdam and New York: North Holland, chapter 7, 203-273.

Timmer, M. P., de Vries, G. j., & de Vries, K. (2014). Patterns of structural change in developing countries. *Routledge Handbook of Industry and Development, eds*, Weiss, j. and Tribe, M., New York, USA, 65-83. https://doi.org/10.4324/9780203387061-4.

UNCTAD. (2006). *The Least Developed Countries Report 2006: Developing Productive Capacities.* (UNCTAD/LDC/2006). United Nations publication, New York, USA and Geneva, Switzerland.

UNCTAD. (2016). *Trade and development report 2016: Structural transformation for inclusive and sustained growth*. Geneva.

UNCTAD. (2016). *Virtual institute teaching material on structural transformation and industrial policy*. (UNCTAD/GDS/2016/1). United Nations Conference on Trade and Development, New York, USA and Geneva, Switzerland.

UNCTAD. (2020). *UNCTAD's The Least Developed Countries Report 2020: Productive Capacities for the New Decade.* (UNCTAD/LDC/2020). United Nations Publication, Geneva, Switzerland.

UNCTAD. (2021). *Trade and development report 2021, from recovery to resilience: the development dimension*. (UNCTAD/TDR/2021). United Nations Conference on Trade and Development, New York, USA and Geneva, Switzerland.

UNCTAD. (2023). *Technology and Innovation Report 2023: Opening green windows - Technological opportunities for a low-carbon world*. Geneva.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Yazd University
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 361-403

Threshold Effects of Oil Rents on Non-Oil Economic Growth under Varying Levels of Financial Development in Iran

Obaida Amer Khudhair Al-Bazi[1], Seyed Kamal Sadeghi*[2], Reza Ranjpour[3], Elham Nobahar[4]

Received: 26-06-2025 Accepted: 21-06-2026

Abstract

This study examines the threshold effects of oil rents on non-oil economic growth in Iran across different levels of financial development using the annual data for the period 1995-2023. To this end, three indicators of financial development were employed as threshold variables in the model, namely the ratio of credit extended to the private sector to gross domestic product (GDP), the ratio of liquidity to GDP, and the ratio of financial credit provided by the banking sector to GDP, along with a composite index. The results indicate that fixed capital formation and labor exert a positive and statistically significant effect on non-oil growth in all the model specifications. Significant threshold effects were identified for three financial development indicators -liquidity, bank credit, and the composite index- suggesting that the impact of oil rents depends on the level of financial development. At low levels of financial development, oil rents are found to have predominantly insignificant effects; however, at higher levels, their impact varies by indicator, becoming either negative (due to inefficient resource allocation) or positive (in the case of the composite index, owing to a more coordinated financial system). In addition to confirming the role of capital and labor in line with the Solow growth model, these findings reveal that the effect of oil rents deviates from the predictions of this model at low levels of financial development and underscore the need to strengthen the financial system in order to achieve sustainable growth. Overall, the findings highlight the importance of institutional reforms, improved resource allocation, and financial system strengthening to transform oil rents into sustainable non-oil growth.

[1] . PhD student, Department of Economics-Economic Development, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: albaziobaid@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: sadeghiseyedkamal@gmail.com
[3]. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: reza.ranjpour@gmail.com
[4]. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: enobahar@tabrizu.ac.ir

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 361-403

Extended Abstract

Purpose: This study investigates the threshold effects of oil rents on non-oil economic growth in Iran, considering financial the moderating role of development. In resource-rich economies like Iran, oil revenue dependence presents a double-edged sword: providing substantial public income while potentially causing resource misallocation, institutional weakening, and economic volatility. The "resource curse" phenomenon has been extensively debated with reference to mixed empirical evidence regarding whether natural resource abundance promotes or hinders long-term development.

Iran, as one of the world's largest oil exporters, provides a compelling case study. The economy has experienced significant volatility tied to oil price fluctuations, sanctions, and varying financial sector development over three decades. Understanding how oil rents interact with financial development to influence non-oil growth is crucial for policy formulation and diversification strategies.

This research addresses the literature gaps by examining whether threshold levels of financial development exist beyond which oil rents transform from neutral/harmful to beneficial for non-oil growth. The study employs nonlinear threshold regression to detect regime shifts and provide insight into how financial deepening can serve as a transmission channel for positive oil rent effects or buffer against adverse rentier dependence consequences.

Methodology: The research adopts a quantitative approach grounded in an extended Solow growth model, incorporating oil rents and financial development indicators. The theoretical foundation builds upon the endogenous growth theory, emphasizing financial intermediation's role in capital accumulation and technological progress. The production function uses augmented Cobb-Douglas form including capital, labor, and oil rents.

The core hypothesis is that oil rents-non-oil GDP growth relationship is nonlinear and contingent on financial development level. When financial systems are underdeveloped, oil rents may be misallocated toward consumption or rent-seeking. Conversely, sophisticated systems may facilitate transformation of oil windfalls into growth-enhancing investments.

The analysis uses annual time series data from 1995-2023, covering oil price cycles, reforms, and sanctions. The dependent variable is the real non-oil GDP growth rate. Financial development is modeled using four threshold indicators including private sector credit, broad money, bank-based intermediation, and a composite index via Principal Component Analysis.

Hansen's (1999) threshold regression methodology estimates differential oil rent effects across financial development regimes, along with endogenous threshold determination and statistical significance tests.

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 361-403

Findings and Discussion: The capital accumulation and labor indices show consistent positive impacts on non-oil growth, with 1% increase in capital contributing 0.33–0.47% growth and 1% labor increase resulting in 2.3–3.8% growth increment. The threshold effects for oil rents are statistically significant in three models using liquidity, bank credit, and composite index as threshold variables.

Model 1 (Private Sector Credit): The oil rent effects are insignificant in both regimes, suggesting that credit access alone cannot transform oil rents without efficiency improvements and institutional quality enhancements.

Model 2 (Broad Money): The oil rents are insignificant in low development but significantly negative above the threshold (4.287). Higher liquidity without adequate intermediation may amplify misallocation and fuel inflation, undermining non-oil sector growth.

Model 3 (Bank Credit): A similar pattern with oil rents is insignificant at low levels but significantly negative in high-development regime, reflecting credit allocation inefficiencies and the crowding-out of productive investments.

Model 4 (Composite Index): Most promising results show oil rents have no effect in low-development but a positive significant impact in high-development regime. Well-balanced financial systems can successfully convert oil windfalls into growth-enhancing non-oil investments.

Conclusions and Policy Implications: The study provides evidence for threshold effects in oil rents-non-oil growth relationships, mediated by financial development. Without mature financial systems, oil rents have no contribution to non-oil growth and may impede it through inflation and rent-seeking. However, well-coordinated financial development transforms oil rents into sustainable growth catalysts.

The policy implications of this study include a) enhancing financial sector efficiency through improved credit allocation and transparency, b) strengthening institutional frameworks against rent-seeking, c) establishing stabilization funds and fiscal rules, d) promoting financial inclusion and capital market development while reducing state-bank dependence, and e) linking oil revenue management to strategic industrial policy for non-oil exports and innovation enterprises. The research contributes the empirical evidence of nonlinear relationships between resource rents and growth, highlighting the critical role of financial system maturity.

Keywords: Oil Rents, Non-Oil Growth, Financial Development, Threshold Regression, Solow Model.

JEL Classification: Q32, O11, O16, G20.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۳۶۱-۴۰۳

تحلیل آستانه‌ای اثر رانت نفت بر رشد اقتصادی غیرنفتی در سطوح مختلف توسعه مالی در ایران

عبیده عامر خضیر البازی[۱]، سید کمال صادقی*[۲]، رضا رنج‌پور[۳]، الهام نوبهار[۴]

دریافت: ۰۷-۰۴-۱۴۰۴ پذیرش: ۳۱-۰۳-۱۴۰۵

چکیده

در این مطالعه، اثرات آستانه‌ای رانت نفت بر رشد اقتصادی غیرنفتی در سطوح مختلف توسعه مالی در ایران، با بهره‌گیری از داده‌های سالانه دوره ۲۰۲۳-۱۹۹۵ مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور، از سه شاخص توسعه مالی شامل نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی، همچنین یک شاخص ترکیبی به‌عنوان متغیرهای آستانه‌ای در مدل استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تشکیل سرمایه ثابت و نیروی کار در تمامی مدل‌ها تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد غیرنفتی دارند. اثرات آستانه‌ای معنی‌داری برای سه شاخص توسعه مالی (نقدینگی، اعتبارات بانکی و شاخص ترکیبی) مشاهده شد، که بیانگر وابستگی تأثیر رانت نفت به سطح توسعه مالی است. در سطوح پایین توسعه مالی، رانت نفت عمدتاً اثر غیرمعنی‌داری دارد، اما در سطوح بالا، بسته به شاخص، اثرات منفی (به دلیل تخصیص ناکارآمد منابع) یا مثبت (در شاخص ترکیبی به دلیل نظام مالی هماهنگ) دیده می‌شود. این نتایج، ضمن تأیید نقش سرمایه و نیروی کار مطابق با مدل رشد سولو، نشان‌دهنده انحراف اثر رانت نفت از پیش‌بینی‌های این مدل در سطوح پایین توسعه مالی و لزوم تقویت نظام مالی برای تحقق رشد پایدار است. این یافته‌ها بر ضرورت اصلاحات نهادی، بهبود تخصیص منابع و تقویت نظام مالی برای تبدیل رانت نفت به رشد پایدار غیرنفتی تأکید دارند.

واژگان کلیدی: رانت نفتی، رشد غیرنفتی، توسعه مالی، رگرسیون آستانه‌ای، مدل سولو.

طبقه‌بندی JEL: Q32, O11, O16, G20

[۱]. دانشجوی دکترا، گروه علوم اقتصادی - توسعه اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. albaziobaid@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. استاد گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. sadeghiseyedkamal@gmail.com

[۳]. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. reza.ranjpour@gmail.com

[۴]. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. enobahar@tabrizu.ac.ir

۱- مقدمه

رانت نفت بخش مهمی از درآمد ملی کشورهای صادرکننده نفت است که بر هزینه‌های دولت و ثبات اقتصادی تأثیر می‌گذارد. مکانیزم اقتصادی اثرگذاری رانت نفت بر بخش‌های غیرنفتی پیچیده و چندبعدی است. پدیده‌ای همچون «بیماری هلندی» که با تقویت نرخ ارز واقعی و کاهش رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی غیرنفتی همراه است، یکی از پیامدهای معمول وفور منابع طبیعی به شمار می‌رود. با این حال، مدیریت استراتژیک درآمد نفت و تخصیص هدفمند آن به زیرساخت‌ها و سرمایه‌گذاری در بخش‌های متنوعی چون کشاورزی، صنعت و گردشگری، می‌تواند به کاهش اثرات منفی وابستگی نفتی و تقویت تاب‌آوری اقتصادی منجر شود (سمامبت[1]، ۲۰۲۴: ۱۰). شواهد تجربی درباره رابطه میان درآمد نفتی و رشد اقتصادی غیرنفتی در بلندمدت، تصویر متناقض ارائه می‌دهند. برخی مطالعات از رابطه مثبت میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی کلی حمایت می‌کنند (رایفو و رحیم[2]، ۲۰۱۹؛ ال عبدالوهاب[3]، ۲۰۲۱)، در حالی که سایر پژوهش‌ها بر تاثیر منفی درآمد نفتی بر سهم بخش غیرنفتی در تولید ناخالص داخلی تأکید دارند (عباس و همکاران[4]، ۲۰۱۸؛ ال عبری و همکاران[5]، ۲۰۱۹؛ عامر و همکاران[6]، ۲۰۲۴). در کوتاه‌مدت نیز رابطه درآمد نفتی با رشد غیرنفتی با اثرات متضاد همراه است. اگرچه برخی مطالعات افزایش ملایم درآمدهای نفتی را عامل رشد مثبت بخش غیرنفتی دانسته‌اند (ال عبری و همکاران، ۲۰۱۹)، اما جهش‌های شدید در درآمد نفتی می‌تواند ثبات اقتصادی را برهم زند و تأثیر منفی بر بخش‌های غیرنفتی داشته باشد (عامر و همکاران، ۲۰۱۹؛ فوینهاس و همکاران[7]، ۲۰۱۹؛ ال عبدالوهاب، ۲۰۲۱). در همین راستا، فرضیه نفرین منابع یک پدیده اقتصادی متناقض را نشان می‌دهد که بر اساس آن، کشورهایی که از منابع طبیعی

---

1. Samambet (2024)
2. Raifu and Raheem (2019)
3. Al-Abdulwahab (2021)
4. Abaas et al. (2018)
5. Al-Abri et al. (2019)
6. Amer et al. (2024)
7. Fuinhas et al. (2019)

فراوانی برخوردارند، اغلب رشد اقتصادی کندتری نسبت به کشورهای فاقد منابع تجربه می‌کنند. سازوکارهای این تأثیر پیچیده و چندوجهی هستند، اما یکی از مسیرهای کلیدی، تخریب نظام مالی از طریق فساد گسترده در کشورهای رانتیر است؛ جایی که بهره‌برداری از منابع طبیعی غالب است (صدیقی[1]، ۲۰۲۴). با این حال، دیدگاه‌های نظری نوظهور نشان می‌دهند که این نفرین می‌تواند با توسعه مناسب بخش مالی کاهش یابد یا حتی به فرصت تبدیل شود. یک بخش بانکی توسعه‌یافته می‌تواند از طریق دو سازوکار مهم، کاهش ریسک و ارائه خدمات نظارتی، پیامدهای منفی وابستگی به منابع طبیعی بر بهره‌وری را کاهش دهد.

اقتصاد ایران، به دلیل وابستگی بالای خود به درآمدهای نفتی، نمونه مناسبی برای بررسی تأثیر رانت نفت بر رشد غیرنفتی است. ایران دارای نظام مالی نسبتاً متمرکز و بانک‌محور است که اگرچه از لحاظ کمی گسترش یافته، اما از نظر کارایی، عمق مالی، شفافیت و نظارت، با چالش‌هایی جدی مواجه است. در چنین شرایطی، رانت نفتی اغلب به‌جای هدایت به سمت فعالیت‌های مولد، به پروژه‌های غیر مولد یا فعالیت‌های سوداگرانه سوق داده می‌شود که رشد بخش غیرنفتی را تضعیف می‌کند. با این حال، توسعه مالی می‌تواند به‌عنوان یک ابزار کلیدی، با بهبود تخصیص منابع، افزایش دسترسی بنگاه‌ها به اعتبارات، و کاهش ریسک‌های اقتصادی، رانت نفت را به محرکی برای رشد غیرنفتی تبدیل کند. این موضوع در اقتصاد ایران، که کاهش وابستگی به نفت یکی از اهداف کلان توسعه‌ای آن است، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از این رو، تحلیل نقش واسطه‌ای توسعه مالی در اقتصاد ایران می‌تواند درک روشن‌تری از چگونگی مدیریت بهینه منابع نفتی و جهت‌دهی آن‌ها به سمت رشد فراهم کند. در این راستا، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر رانت نفتی بر رشد بخش غیرنفتی اقتصاد ایران با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌گر توسعه مالی است. این مسئله در شرایطی اهمیت دوچندان می‌یابد که کاهش وابستگی به نفت و تقویت بنیان‌های تولیدی غیرنفتی به‌عنوان یکی از اهداف کلان توسعه اقتصادی در ایران و سایر کشورهای نفت‌خیز شناخته می‌شود. اگرچه در سال‌های اخیر مطالعات مختلفی در سطح داخلی به بررسی رابطه میان رانت نفتی و رشد اقتصادی

[1]. Sedighi (2024)

پرداخته‌اند، اما بیشتر این پژوهش‌ها، رشد اقتصادی را به‌صورت تجمیعی مورد توجه قرار داده‌اند و به‌ندرت رشد غیرنفتی را به‌صورت مجزا تحلیل کرده‌اند. از سوی دیگر، اغلب این مطالعات از مدل‌های خطی یا ایستا استفاده کرده و بنابراین، ماهیت غیر خطی و آستانه‌ای این رابطه را نادیده گرفته‌اند. همچنین، در ادبیات داخلی، نقش توسعه مالی به‌عنوان یک متغیر تعدیل‌گر ساختاری که می‌تواند جهت و شدت تأثیر رانت نفتی بر رشد اقتصادی، به‌ویژه بخش غیرنفتی را تغییر دهد، کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در واقع، بررسی هم‌زمان سه مؤلفه «رانت نفتی»، «رشد غیر نفتی» و «توسعه مالی» در یک چارچوب تحلیلی آستانه‌ای، در مطالعات داخلی بسیار محدود و پراکنده بوده و خلأ معنی‌داری در این زمینه وجود دارد. بنابراین، شکاف پژوهشی اصلی مقاله حاضر، فقدان مطالعه‌ای جامع در ادبیات داخلی است که به‌طور هم‌زمان رابطه رانت نفتی و رشد بخش غیرنفتی را با تأکید بر ویژگی‌های غیر خطی و آستانه‌ای و نقش تعدیل‌گر توسعه مالی در اقتصاد ایران بررسی کرده باشد. از این منظر، نوآوری این پژوهش در تلفیق چارچوب نظری تابع تولید نئوکلاسیک با روش‌شناسی اقتصادسنجی آستانه‌ای و تمرکز ویژه بر رشد غیرنفتی به‌عنوان شاخصی متمایز از رشد کل اقتصاد نهفته است. این رویکرد نه‌تنها امکان شناسایی سطوح بحرانی اثرگذاری رانت نفتی را فراهم می‌کند، بلکه با در نظر گرفتن توسعه مالی به‌عنوان متغیر میانجی، به درک دقیق‌تری از سازوکارهای اثرگذاری در بستر اقتصاد ایران منجر می‌شود و می‌تواند مسیرهای سیاستی مؤثری برای تقویت رشد پایدار و کاهش آسیب‌پذیری‌های ساختاری کشور ارائه دهد.

ساختار مقاله بدین صورت است که در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه تجربی مربوط به رابطه رانت نفتی، توسعه مالی و رشد اقتصادی غیرنفتی مرور می‌شود. در بخش سوم، چارچوب نظری پژوهش مبتنی بر مدل رشد سولو و روش‌شناسی تحقیق شامل معرفی مدل رگرسیون آستانه‌ای، تعریف متغیرها، داده‌ها و نحوه تصریح مدل ارائه می‌شود. در بخش چهارم، نتایج حاصل از آزمون‌های ایستایی و برآورد مدل‌های آستانه‌ای با استفاده از شاخص‌های مختلف توسعه مالی گزارش و تحلیل می‌شود. در نهایت، بخش پنجم به جمع‌بندی یافته‌ها، ارائه نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی اختصاص دارد.

۲- ادبیات نظری

مبانی نظری مطالعه حاضر در سه دسته اصلی طبقه‌بندی می‌شود:

الف- رابطه بین رانت منابع طبیعی و رشد اقتصادی

رانت منابع طبیعی به‌عنوان سود اقتصادی تعریف می‌شود که پس از کسر هزینه‌های تولید یا استخراج و هزینه فرصت منابع به شرکت‌ها، سهامداران یا دولت تعلق می‌گیرد (وان در پلاگ[1]، ۲۰۱۱). با وجود تأکید بر منافع اقتصادی منابع طبیعی، ادبیات نظری دو دیدگاه متضاد را مطرح می‌کند: فرضیه برکت منابع طبیعی و فرضیه نفرین منابع طبیعی.

فرضیه برکت منابع طبیعی: این دیدگاه، ریشه در نظریات اقتصاددانان کلاسیک مانند آدام اسمیت[2]، دیوید ریکاردو[3] و ویلیام پتی[4] دارد و منابع طبیعی را به‌عنوان ثروت ملی و محرک اصلی رشد و توسعه اقتصادی معرفی می‌کند. طبق این فرضیه، کشورهایی که از منابع طبیعی فراوان برخوردارند، در مقایسه با کشورهای فاقد این منابع، عملکرد اقتصادی بهتری از خود نشان می‌دهند. بر اساس مطالعه تودارو و اسمیت[5] (۲۰۱۲)، سه مؤلفه کلیدی برای رشد اقتصادی شامل انباشت سرمایه، افزایش نیروی کار و پیشرفت فناوری است. منابع طبیعی از طریق افزایش درآمد حاصل از استخراج، امکان سرمایه‌گذاری مجدد و انباشت سرمایه را فراهم می‌کند. همچنین، استفاده از فناوری‌های پیشرفته در فرآیند استخراج، بهره‌وری را افزایش داده و به رشد اقتصادی کمک می‌کند (ادابور و همکاران[6]، ۲۰۲۲). مطالعات تجربی این دیدگاه را تأیید کرده‌اند؛ به‌عنوان مثال، دیویس[7] (۱۹۹۵) با بررسی سهم درآمد منابع طبیعی از تولید ناخالص داخلی، نشان داد که این منابع به‌طور قابل توجهی به رشد اقتصادی کمک می‌کنند. ساکس[8] (۲۰۰۷) نیز تأثیر مثبت نفت بر توسعه اقتصادی را از طریق افزایش مصرف، سرمایه‌گذاری و تقویت بودجه عمومی تأیید کرد. اقتصاددانان

---

1. Van Der Ploeg (2011)
2. Adam Smith
3. David Ricardo
4. William Petty
5. Todaro and Smith (2012)
6. Adabor et al. (2022)
7. Davis (1995)
8. Sachs (2007)

دیگری مانند وینر[1] (۱۹۵۲)، نورکس[2] (۱۹۵۳) و روستو[3] (۱۹۶۰) نیز با تأکید بر نقش منابع طبیعی در توسعه، این فرضیه را پشتیبانی کرده‌اند.

فرضیه نفرین منابع طبیعی: برخلاف دیدگاه برکت، تجربه جهانی نشان می‌دهد که منابع طبیعی در برخی کشورها به کاهش رشد اقتصادی منجر شده است. به‌عنوان مثال، در کشورهایی مانند کانادا و نروژ منابع طبیعی رفاه را افزایش داده، اما در آنگولا و سیرالئون رشد اقتصادی را کاهش داده است (بن سالها و همکاران[4]، ۲۰۱۸). نفرین منابع به اثرات منفی ثروت منابع طبیعی بر رفاه اقتصادی، اجتماعی یا سیاسی یک کشور اشاره دارد (راس[5]، ۲۰۱۵). دلایل این پدیده عبارتند از:

کاهش قیمت کالاهای اولیه: فرضیه پربیش-سینگر[6] (۱۹۵۰) بیان می‌کند که کشش درآمدی تقاضا برای کالاهای نهایی بیش از کالاهای اولیه است، بنابراین قیمت کالاهای اولیه در بلندمدت کاهش می‌یابد و کشورهای وابسته به منابع از درآمد پایدار محروم می‌شوند (هاروی و همکاران[7]، ۲۰۱۰).

نوسانات قیمت: قیمت کالاهای اولیه به دلیل تعیین در بازارهای جهانی، نوسانات بالایی دارد که برنامه‌ریزی اقتصادی را دشوار کرده و سرمایه‌گذاری را با عدم اطمینان مواجه می‌کند (دیویس و تیلتون[8]، ۲۰۰۵).

بیماری هلندی: رونق منابع طبیعی رقابت‌پذیری سایر بخش‌ها (به‌ویژه صنعت) را کاهش می‌دهد، نرخ ارز و دستمزدها را افزایش داده و اقتصاد را به درآمدهای منابع وابسته می‌کند (ساکس و وارنر[9]، ۲۰۰۱).

ضعف نهادی: نهادهای ضعیف و حقوق مالکیت ناامن، رانت‌جویی و فساد را افزایش می‌دهند. رانت‌های منابع طبیعی دولت‌ها را به سمت مصرف‌گرایی و رانت‌جویی سوق داده و از

---

1. Viner (1952)
2. Nurkse (1953)
3. Rostow (1960)
4. Ben-Salha et al. (2018)
5. Ross (2015)
6. Prebisch-Singer (1950)
7. Harvey et al. (2010)
8. Davis and Tilton (2005)
9. Sachs and Warner (2001)

اصلاحات اقتصادی جلوگیری می‌کند (مهلوم و همکاران[1]، ۲۰۰۶).

سایر عوامل: اثر مالیاتی (کاهش مالیات و پاسخگویی دولت)، تمرکز قدرت و کاهش دموکراسی (جنسن و وانچکون[2]، ۲۰۰۴)، و انحراف منابع از فعالیت‌های مولد به رانت‌جویی (اوتی[3]، ۲۰۰۱) از دیگر مکانیسم‌های نفرین منابع هستند. همچنین، وفور منابع ممکن است به جنگ داخلی یا تهاجم خارجی منجر شود که هزینه‌های نظامی را افزایش داده و رشد را مختل می‌کند (ادابور و همکاران، ۲۰۲۲).

ب- رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی

رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی ابتدا توسط شومپیتر[4] (۱۹۳۴) مطرح شد که نقش واسطه‌های مالی در تحرک پس‌انداز، ارزیابی پروژه‌ها، مدیریت ریسک و نظارت را برای توسعه اقتصادی ضروری دانست. کینگ و لوین[5] (۱۹۹۳) نیز با تأکید بر تخصیص منابع به پروژه‌های نوآورانه، اهمیت بخش مالی را نشان دادند. چهار نظریه اصلی در این زمینه عبارتند از:

دیدگاه راهبردی عرضه[6]: این دیدگاه، که شومپیتر (۱۹۳۴) از حامیان آن بود، بیان می‌کند که بخش مالی توسعه‌یافته با تخصیص کارآمد منابع از واحدهای مازاد به واحدهای کسری، رشد اقتصادی را تسریع می‌کند. مک‌کینون[7] (۱۹۷۳) و شاو[8] (۱۹۷۳) معتقدند کنترل دولتی بر بخش مالی مانع رشد شده و آزادسازی مالی رقابت و رشد را تقویت می‌کند. توسعه مالی با کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری، مدیریت ریسک و بهبود حاکمیت شرکتی به رشد کمک می‌کند (لوین[9]، ۲۰۰۴). مطالعات گرین‌وود و جووانوویچ[10] (۱۹۹۰) و کینگ و لوین (۱۹۹۳) این دیدگاه را تأیید کرده‌اند.

نظریه دنباله‌روی تقاضا[11]: این نظریه بیان می‌کند که رشد اقتصادی، تقاضا برای خدمات

---

1. Mehlum et al. (2018)
2. Jensen and Wantchekon (2004)
3. Auty (2001)
4. Schumpeter (1934)
5. King and Levine (1993)
6. Supply-Leading
7. MacKinnon (1973)
8. Shaw (1973)
9. Levine (2004)
10. Greenwood and Jovanovic (1990)
11. Demand-Following

مالی را ایجاد کرده و توسعه مالی نتیجه رشد بخش واقعی اقتصاد است (رابینسون[1]، ۱۹۵۲). افزایش تولید و بهره‌وری، نیاز به ابزارها و خدمات مالی جدید را بالا می‌برد. مطالعات ایرلند[2] (۱۹۹۴) و سانگ و همکاران[3] (۲۰۲۱) این فرضیه را پشتیبانی می‌کنند.

ج- تأثیر توسعه مالی در رابطه بین رانت منابع طبیعی و رشد اقتصادی: توسعه مالی مسیرهای نظری متعددی را برای کاهش یا حتی تبدیل نفرین منابع به نعمتی اقتصادی در کشورهایی که از منابع طبیعی غنی هستند، ارائه می‌دهد. یکی از کارکردهای اصلی نظام مالی، واسطه‌گری بین پس‌اندازهای داخلی و سرمایه‌گذاری داخلی است؛ یعنی جذب سودهای بادآورده حاصل از رانت منابع طبیعی و هدایت آن‌ها به سمت فعالیت‌های مولد. در نبود یک بخش مالی مؤثر، این کشورها با خطر سرمایه‌گذاری ناکارآ، اتلاف منابع، تشدید چرخه‌های تجاری و تخصیص نادرست منابع در طول زمان مواجه می‌شوند. توسعه مالی همچنین، نقش حیاتی در توزیع مجدد درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به سمت بخش خصوصی ایفا می‌کند. این عملکرد به‌ویژه در اقتصادهای غنی از منابع مانند ایران اهمیت دارد، جایی که درآمدها معمولاً در دست دولت یا صنایع استخراجی متمرکز باقی می‌مانند. توانایی سیستم مالی در کاهش اصطکاک‌های بازار، مکانیزم مهم دیگری است. توسعه بازار مالی با کاهش هزینه‌های معاملاتی و اطلاعاتی اصطکاک‌ها را از بین می‌برد و اطلاعات متقارن ایجاد می‌کند که نهایتاً سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. این عملکرد بازار، ناکارآمدی‌هایی را که معمولاً اقتصادهای وابسته به منابع با آن روبرو هستند، رفع می‌کند (جلیلی و همکاران[4]، ۲۰۱۹). یکی دیگر از مکانیزم‌های نظری کلیدی به تحول ساختاری مربوط می‌شود. یک نظام مالی توسعه‌یافته می‌تواند جریان سرمایه را به سمت بخش‌های با بهره‌وری پایین مانند ساخت‌وساز و استخراج محدود کرده و در نتیجه اثرات ساختاری بیماری هلندی را کاهش دهد. همچنین با استفاده از صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس، مزیت رقابتی در بخش‌های تولیدی و قابل تجارت ایجاد می‌کند و شکاف‌های فناورانه را جبران می‌کند. تحقیقات جامع و اخیر در سطح جهانی که تعامل میان ثروت منابع طبیعی و دسترسی مالی بنگاه‌ها را در ۱۷۰ کشور بررسی

[1]. Robinson (1952)
[2]. Ireland (1994)
[3]. Song et al. (2021)
[4]. Jalili et al. (2019)

کرده، این مکانیزم‌های نظری را تأیید کرده و نشان می‌دهد که فراوانی منابع چگونه بر ساختار اقتصادی کشورها در سطوح مختلف توسعه اثر می‌گذارد. این نتایج، پشتوانه‌ای تجربی برای این درک نظری فراهم می‌کنند که توسعه مالی می‌تواند با تخصیص بهینه رانت منابع، نفرین منابع را به نعمتی اقتصادی تبدیل کند. در این راستا، اردوغان و همکاران[1] (۲۰۲۰) بیان کردند که منابع طبیعی در سطوح پایین توسعه مالی به رشد آسیب می‌زنند. سان و کای[2] (۲۰۲۰) نیز دریافتند که نفرین منابع در سطوح پایین‌تر توسعه مالی ظاهر می‌شود. رانگوی و خیاپینگ[3] (۲۰۲۰) استدلال کردند که توسعه مالی از طریق کاهش نوسانات اقتصادی، تقویت سرمایه انسانی و نوآوری، نفرین منابع را کاهش می‌دهد. مطالعات رستمف و آدااوغلو[4] (۲۰۱۸) و آدامز و همکاران[5] (۲۰۱۹) نیز فرضیه نفرین منابع مالی را تأیید کرده‌اند. مهرآرا و رضایی[6] (۲۰۱۵) نیز دریافتند که اگرچه درآمدهای نفتی تا سطح مشخصی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند، اما این رابطه زمانی که رشد درآمدهای نفتی از حدود ۲۲ درصد فراتر می‌رود، معکوس می‌شود.

۲-۱- پیشینه پژوهش

مطالعات تجربی متعددی در سال‌های اخیر به بررسی رابطه بین رانت نفتی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند که نتایج آنها دیدگاه‌های متفاوت و گاه متناقضی ارائه می‌دهد. در تحقیقات اخیر، سمامبت (۲۰۲۴) با استفاده از مدل ARDL و آزمون علیت تودا-یاماموتو در اقتصاد قزاقستان طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ نشان داد که رانت نفتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد و فرضیه نفرین منابع را رد می‌کند؛ به این معنا که درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به‌عنوان محرک رشد اقتصادی پایدار عمل می‌کنند. همچنین، کالبی‌یف و سیف‌العلی[7] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای مشابه بر جمهوری آذربایجان، رابطه مثبت بلندمدتی بین هزینه‌های دولتی (که عمدتاً از درآمدهای نفتی تأمین می‌شود) و تولید ناخالص داخلی غیرنفتی را تأیید کردند، هرچند اقتصاد این کشور با نوسانات

---

1. Erdogan et al. (2020)
2. Sun and Cai (2020)
3. Rongwei and Xiaoying (2020)
4. Rustamov and Adaoglu (2018)
5. Adams et al. (2019)
6. Mehrara and Rezaei (2015)
7. Kalbiyev and Seyfullali (2024)

قیمتی نفت مواجه بوده است. مطالعات دیگر نیز نتایج مشابهی را در کشورهای مختلف گزارش کرده‌اند. آدابور (۲۰۲۳) با به‌کارگیری روش رگرسیون ARDL اثرات توسعه مالی بر رانت منابع گاز را بررسی کرده و دریافت که توسعه مالی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رانت گاز دارد؛ به این معنا که توسعه مالی منجر به افزایش استخراج گاز می‌شود. در مطالعه‌ای دیگر، آدابور و همکاران (۲۰۲۲) رابطه علی بین درآمد منابع نفتی و رشد اقتصادی غنا را در دوره زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه از چهار استراتژی برآورد مختلف شامل مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، آزمون تودا-یاماموتو، مدل غیر خطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و علیت گرنجر غیر خطی استفاده کرد. یافته‌های اصلی نشان داد که افزایش یک درصدی در درآمد منابع نفتی موجب افزایش ۰/۸۴ درصدی رشد اقتصادی غنا در بلندمدت می‌شود، اما تأثیر مثبت و معنی‌دار درآمد نفتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت برای دوره مورد مطالعه بی‌تأثیر بود. از سوی دیگر، شاه و همکاران[1] (۲۰۲۲) نقش منابع طبیعی در رشد اقتصادی پاکستان را در دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۲۰ کمی‌سازی کردند. یافته‌های حاصل از روش حداقل مربعات قوی (RLS) نشان داد که رانت‌های زغال‌سنگ، مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و رانت‌های نفتی به رشد اقتصادی پاکستان کمک می‌کنند، در حالی که مصرف منابع انرژی تجدیدپذیر و ارزش‌افزوده صنعتی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارند.

در نیجریه، اوکویه و همکاران[2] (۲۰۲۲) رابطه بین رانت نفتی و رشد اقتصادی را در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ بررسی کردند. این مطالعه نشان داد که رانت‌های نفتی به طور قابل توجهی رشد اقتصادی را با افزایش فعالیت‌های اقتصادی کشور در دوره مورد بررسی تقویت می‌کنند. دنبرا[3] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر اقتصادی تولید نفت و گاز بر اقتصاد غنا با استفاده از تحلیل رگرسیون خطی ساده پرداخته است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که درآمد حاصل از رانت‌های نفتی تأثیر مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) دارد و بنابراین تأثیرگذار بر اقتصاد غنا است، زیرا این درآمدها به‌عنوان افزایشی خالص به ذخایر سرمایه‌ای کشور محسوب می‌شوند.

---

1. Shah et al. (2022)
2. Okoye et al. (2022)
3. Denbrah (2021)

در عربستان سعودی، حق[1] (۲۰۲۲) با استفاده از مدل ARDL رابطه مثبت و معنی‌داری بین رانت نفتی و رشد اقتصادی یافت و همچنین مشاهده کرد که اقتصاد این کشور نسبت به شوک‌های مثبت رانت نفتی واکنش بیشتری نسبت به شوک‌های منفی نشان می‌دهد که بیانگر تاب‌آوری بالای اقتصادی است. العبری و همکاران (۲۰۱۹) نیز در عمان دریافتند که تولید ناخالص داخلی غیرنفتی به‌طور نزدیکی از نوسانات درآمدهای نفتی و مخارج دولتی پیروی می‌کند که نشان می‌دهد ثروت نفتی منابع مالی لازم برای توسعه بخش غیرنفتی را فراهم می‌کند. تحلیل ایمر[2] (۲۰۱۸) از اقتصادهای عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۱۵–۱۹۹۷ نشان داد که یک درصد افزایش در رانت نفتی با افزایش ۰/۴۶ درصدی در رشد اقتصادی همراه بوده است.

در همین راستا، مطالعات تجربی متعددی وجود رابطه مثبت بین رانت‌های نفتی و رشد اقتصادی در ایران را تأیید کرده‌اند. دانش جعفری و همکاران[3] (۲۰۲۱) با بررسی داده‌های پانلی کشورهای صادرکننده نفت طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ نشان دادند که درآمدهای نفتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی سرانه و نقدینگی دارد، در حالی که بر نرخ ارز واقعی تأثیر منفی و معنی‌دار و بر نرخ تورم تأثیر معنی‌داری ندارد. همچنین عرب و همکاران[4] (۲۰۲۱) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، نشان دادند که توسعه مالی و ثبات مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران در دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ دارند. سایر عوامل مانند سرمایه‌گذاری، آموزش و آزادسازی تجاری نیز تأثیر مثبت داشته‌اند، در حالی که تورم، مخارج دولت و جمعیت فعال اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند. مهرآرا و رضایی (۲۰۱۵) نشان دادند که نسبت درآمد نفتی به تولید ناخالص داخلی مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی است. درآمدهای نفتی علاوه بر تأمین منابع مصرفی، امکان سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها را فراهم می‌کنند و با افزایش پس‌انداز، به انباشت سرمایه کمک می‌نمایند. با این حال، طبق فرضیه نفرین منابع، این درآمدها در صورت همراهی با رانت‌جویی می‌توانند در بلندمدت مانع رشد اقتصادی شوند.

با وجود این، در مقابل این دیدگاه‌ها، مجموعه‌ای از مطالعات تأثیرات منفی رانت نفتی بر

---

1. Haque (2022)
2. Aimer (2018)
3. Danesh Jafari et al. (2021)
4. Arab et al. (2021)

رشد بخش‌های غیرنفتی و تأیید فرضیه نفرین منابع را برجسته کرده‌اند. خداپرست و فاضلی[1] (۲۰۲۳) با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی، اثرات تکانه‌های ارتقای بهره‌وری تجهیزات نفتی ساخت داخل و قیمت منفی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را در دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۲ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تکانه بهره‌وری تولید، صادرات نفت، اشتغال و سرمایه‌گذاری را افزایش و تورم و تولید غیرنفتی را کاهش می‌دهد. تکانه منفی قیمت نفت تولید و صادرات نفت را بالا می‌برد، اما تولید غیر نفتی، مصرف، سرمایه‌گذاری، درآمد نفتی و مخارج دولت را کاهش می‌دهد. محمدی و صادقی[2] (۲۰۲۲) با بررسی داده‌های ۲۰ کشور درحال‌توسعه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ نشان دادند که درآمد منابع طبیعی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. در مالزی، بادیب و همکاران[3] (۲۰۲۱) با استفاده از روش NARDL رابطه بین رانت نفتی و تولید ناخالص داخلی را از منظر نفرین منابع بررسی کردند. نتایج نشان داد که رانت‌های نفتی تأثیر نامتقارنی بر تمام بخش‌های اقتصادی دارند، اما بخش صنعت تأییدکننده وجود پدیده نفرین نفتی است و نشان می‌دهد که رانت‌های نفتی تأثیری منفی بر اقتصاد دارند. در پژوهش دیگری، فینهاش و همکاران[4] (۲۰۱۹) رابطه بین انرژی و رشد را از منظر رانت‌های نفتی بررسی کردند. این مطالعه بیان می‌کند که تولید و قیمت نفت از مؤلفه‌های مؤثر در توسعه اقتصادی هستند، در حالی که رانت‌های نفتی علت اصلی بروز پدیده نفرین منابع بوده و با تولید ناخالص داخلی کشور رابطه منفی دارند. همچنین، حسن و همکاران[5] (۲۰۱۹) در بررسی ۴۷ کشور صادرکننده نفت طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ دریافتند که درآمد نفتی به بهبود رشد اقتصادی منجر نمی‌شود و نفرین منابع در این کشورها مشاهده می‌شود.

کیفیت نهادی به عنوان عاملی کلیدی در تعدیل این رابطه مورد توجه بوده است؛ موتامنی[6] (۲۰۲۱) نشان داد که در کشورهایی با نهادهای ضعیف، رانت نفتی اثر منفی قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارد و افزایش درآمدهای نفتی انگیزه فعالیت‌های رانت‌جویانه را افزایش می‌دهد. علاوه

1. Khodaparast and Fazeli (2023)
2. Mohammadi and Sadeghi (2022)
3. Badib et al. (2021)
4. Finhash et al. (2019)
5. Hassan et al. (2019)
6. Motameni (2021)

بر این، در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس، مطالعاتی مانند سعید و التاعی[1] (۲۰۱۷) و الهداد[2] (۲۰۱۶) نشان داده‌اند که منابع طبیعی رابطه منفی معنی‌داری با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد و این اثر بازدارنده با کنترل سایر عوامل همچنان پابرجاست؛ این موضوع یکی از کانال‌هایی است که از طریق آن رانت نفتی می‌تواند توسعه بخش غیرنفتی را تضعیف کند. توفیقی و یحیوی رازلیقی[3] (۱۳۹۵) با تمرکز بر پدیده رانت جویی، رابطه میان رانت نفت و کیفیت نهادها را در دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۱ بررسی کرده‌اند. نتیجه نشان می‌دهد که رانت نفت در سطوح پایین کیفیت نهادها را تقویت می‌کند، اما با عبور از آستانه، رانت‌جویی افزایش یافته و کیفیت نهادها تضعیف می‌شود.

در این راستا، پژوهش‌هایی که به بررسی رابطه بین رانت‌های نفتی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند، شواهد معنی‌داری را در حمایت از فرضیه «نفرین منابع» ارائه داده‌اند. صدیقی (۲۰۲۴) با استفاده از مدل معادلات ساختاری PLS-SEM، نقش انواع رانت را در رشد اقتصادی کشورهای منطقه MENA بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی و رانت مقرراتی اثر منفی بر توسعه مالی و رشد اقتصادی دارند، در حالی که رانت نیروی کار و ژئوپلیتیکی تأثیری ندارند. همچنین، توسعه مالی و جهانی‌شدن نقش مهمی در ارتقاء رشد اقتصادی این کشورها ایفا می‌کنند. پژوهش فتاح[4] (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که منابع طبیعی در بلندمدت مانع رشد اقتصادی در ایران هستند و شواهد روشنی از هم‌انباشتگی بین این متغیرها وجود دارد. ظهور پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران، بعد دیگری از نفرین منابع را نشان می‌دهد. صفدری و مطیعی[5] (۲۰۱۱) نشان دادند که تأثیر صادرات نفتی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی منفی است. به این معنا که بر اساس پدیده بیماری هلندی، افزایش درآمدهای نفتی منجر به کاهش فعالیت‌ها در بخش‌های سنتی و کشاورزی می‌شود.

همچنین، پژوهش‌ها، آثار آستانه‌ای مهمی را آشکار کرده‌اند که تعیین می‌کند آیا رانت‌های نفتی به رشد اقتصادی کمک می‌کند یا به آن آسیب می‌زنند. حسنوف و همکاران[6] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای نقش توسعه مالی را در تأثیر رانت نفتی بر توسعه بخش غیرنفتی در سه کشور صادرکننده

---

1. Saeed and Altaee (2017)
2. Elheddad (2016)
3. Tofighi and Yahyawi Razlighi (2016)
4. Fattah (2017)
5. Safdari and Motiee (2011)
6. Hasanov et al. (2023)

نفت عضو اتحادیه کشورهای مستقل مشترک‌المنافع (CIS) شامل جمهوری آذربایجان، قزاقستان و روسیه طی دوره ۱۹۹۳ تا ۲۰۲۰ بررسی کرده‌اند. این پژوهش با استفاده از رگرسیون آستانه‌ای نشان داد که در آذربایجان و قزاقستان، رانت نفتی تنها زمانی به رشد غیرنفتی منجر می‌شود که سطح توسعه مالی به‌ترتیب از ۹/۶ و ۱۵/۵ درصد فراتر رود. در مقابل، در روسیه رابطه میان رانت نفت و رشد غیرنفتی خطی و مثبت بوده و اثر آستانه‌ای مشاهده نشده است. همچنین، یافته‌ها حاکی از آن است که کیفیت نهادی توسعه غیرنفتی را در آذربایجان تقویت می‌کند، اما این اثر در قزاقستان و روسیه هرچند مثبت است، از نظر آماری معنی‌دار نیست. در راستای تحلیل اثرات آستانه‌ای، درامانی و همکاران[1] (۲۰۲۲) نیز با استفاده از داده‌های تجمیعی و تفکیک‌شده در دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹، اثرات آستانه‌ای وابستگی به منابع طبیعی را بر رشد اقتصادی کشورهای جنوب صحرای آفریقا (SSA) بررسی کردند. نتایج نشان داد زمانی‌که رانت منابع طبیعی کمتر از ۶ درصد تولید ناخالص داخلی باشد، اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. اما با افزایش آن به بالای ۶ درصد و تا حدود ۱۵ درصد، شدت اثر منفی به‌طور قابل توجهی کاهش می‌یابد. این یافته‌ها نقش تعیین‌کننده میزان رانت منابع در تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. صداقت کالمرزی و همکاران[2] (۲۰۱۹) با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ آستانه‌ای، تأثیر رانت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک را در دوره ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۷ بررسی کردند. نتایج نشان داد رانت نفت تا زمانی که کمتر از ۳۰/۹ درصد تولید ناخالص داخلی باشد، اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد، اما پس از عبور از این آستانه، تأثیر آن منفی و معنی‌دار می‌شود. مهرآرا و همکاران (۲۰۱۱) نیز دریافتند که اگرچه درآمدهای نفتی تا سطح مشخصی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند، اما این رابطه زمانی که رشد درآمدهای نفتی از حدود ۲۲ درصد فراتر می‌رود، معکوس می‌شود. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که مدل‌های خطی متعارف که آثار آستانه‌ای را در نظر نمی‌گیرند، می‌توانند گمراه‌کننده باشند؛ چرا که رابطه‌ای همواره مثبت را القا می‌کنند، در حالی که در واقعیت، رونق‌های بیش از حد نفتی به توسعه اقتصادی آسیب می‌زنند.

مطالعات پیشین در زمینه رابطه میان رانت نفتی و رشد اقتصادی، نتایجی متنوع و بعضاً متناقض ارائه داده‌اند. این تفاوت‌ها عمدتاً ناشی از تنوع در روش‌شناسی، متغیرهای مورد استفاده، بازه‌های

[1]. Dramani et al. (2022)
[2]. Sedaghat Kalmerzi et al. (2019)

زمانی بررسی‌شده و تفاوت‌های ساختاری میان کشورهاست. بخش قابل توجهی از این پژوهش‌ها رشد اقتصادی کل را مد نظر قرار داده‌اند و کمتر به بررسی دقیق تأثیر رانت نفتی بر رشد بخش غیرنفتی پرداخته‌اند؛ در حالی که رشد غیر نفتی، به‌ویژه در کشورهای وابسته به نفت، شاخصی کلیدی برای ارزیابی پایداری اقتصادی و تنوع‌بخشی به تولید محسوب می‌شود. برخی تحقیقات با استفاده از مدل‌های خطی مانند ARDL و رگرسیون‌های سنتی، به رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی دست یافته‌اند و فرضیه نفرین منابع را رد کرده‌اند (نظیر سمامبت، ۲۰۲۴). اما این مطالعات عمدتاً متغیر رشد را به‌صورت کلان و تجمیعی بررسی کرده و از تفکیک بین بخش‌های نفتی و غیرنفتی اقتصاد غفلت کرده‌اند. در مقابل، گروهی دیگر از پژوهش‌ها با بهره‌گیری از روش‌های پیشرفته‌تر همچون مدل‌های غیر خطی، آستانه‌ای و نامتقارن، به وجود اثرات منفی یا پیچیده‌تر رانت نفت بر رشد اقتصادی اشاره داشته‌اند (فینهاش و همکاران، ۲۰۱۹). در این مطالعات، تأکید بیشتری بر ماهیت غیر خطی رابطه مذکور و تأثیر نامتقارن درآمدهای نفتی بر بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش غیرنفتی وجود دارد. با این حال، حتی در این دسته از پژوهش‌ها نیز بررسی دقیق و جداگانه‌ی رشد غیرنفتی و نقش عوامل تعدیل‌گر در این رابطه، به‌ویژه در بستر اقتصاد ایران، به‌ندرت دیده می‌شود. تضاد در نتایج این مطالعات را می‌توان به دو چالش اصلی نسبت داد:

چالش روش‌شناختی: استفاده از مدل‌های خطی برای بررسی رابطه‌ای که ماهیتاً غیر خطی، پیچیده و آستانه‌ای است، موجب شده بخش مهمی از واقعیت‌های تجربی نادیده گرفته شود یا نتایج نادقیق حاصل شود.

بی‌توجهی به سازوکارهای تعدیل‌گر: در بسیاری از پژوهش‌ها، متغیرهایی همچون توسعه مالی که می‌توانند نقش کلیدی در جهت‌دهی به اثرات رانت نفت بر رشد، به‌ویژه رشد غیر نفتی، ایفا کنند، در نظر گرفته نشده‌اند یا تحلیل کافی روی آن‌ها انجام نشده است.

در چنین بستری، پژوهش حاضر بر آن است تا با تمرکز خاص بر رشد بخش غیرنفتی اقتصاد ایران، و با بهره‌گیری از رویکرد اقتصادسنجی آستانه‌ای، به بررسی اثرات رانت نفتی، با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌گر توسعه مالی بر رشد بخش غیرنفتی بپردازد. این رویکرد نوین نه‌تنها کمک می‌کند تا تصویر دقیق‌تری از پویایی‌های درونی اقتصادهای نفت‌محور ترسیم شود، بلکه می‌تواند خلأهای

نظری و تجربی موجود در ادبیات را نیز پوشش دهد. تحلیل غیر خطی و آستانه‌ای، امکان شناسایی سطوحی را فراهم می‌آورد که در آن‌ها رانت نفتی به‌جای تقویت رشد غیر نفتی، ممکن است به مانعی برای آن تبدیل شود. از این رو، یافته‌های این پژوهش می‌تواند مبنایی برای طراحی سیاست‌های بهینه جهت مدیریت منابع نفتی و تقویت بنیان‌های تولید غیرنفتی در اقتصاد ایران فراهم سازد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در مدل رشد سولو، از یک تابع تولید ساده از نوع کاب داگلاس برای توضیح رشد اقتصادی بلندمدت استفاده می‌شود. مبنای اساسی مدل رشد مورد استفاده در این پژوهش، این مدل توضیحی ساده است. بنابراین، نقطه شروع تبیین یک مدل بهبودیافته، تابع تولید استاندارد کاب-داگلاس است (منکیو و همکاران[1]، ۱۹۹۲).

$$Y(t) = A(t)K(t)^{\alpha}L(t)^{\beta} \qquad (۱)$$

در اینجا، Y نشان‌دهنده تولید داخلی و t نشان‌دهنده زمان است. همچنین، K، موجودی سرمایه، L، نیروی کار و A، پیشرفت تکنولوژی یا بهره‌وری کل عوامل تولید را نشان می‌دهد. علاوه بر این، α و β به ترتیب نشان‌دهنده سهم سرمایه و نیروی کار هستند. چارچوب استاندارد تولید که در معادله (۱) نشان داده شده است، برای تصریح رشد اقتصادی بلندمدت در اقتصادهای سرشار از منابع طبیعی همچون نفت کافی نیست. بنابراین، اصلاحاتی در این چارچوب در ادبیات پیشین پیشنهاد شده است. به عنوان مثال، اصفهانی و همکاران[2] (۲۰۲۳) یک چارچوب نظری برای اقتصادهای صادرکننده نفت معرفی کرده‌اند که در آن درآمدهای نفتی در معادله تولید بلندمدت گنجانده شده است. مطالعات دیگری همچون آپرگیس و پاین[3] (۲۰۱۴) و حمدی و سبیا[4] (۲۰۱۳) نیز به اهمیت شاخص‌های مرتبط با بخش منابع طبیعی همچون نفت در رشد اقتصادی اشاره کرده‌اند. بنابراین، علاوه بر سرمایه، نیروی کار و پیشرفت فناوری، منابع طبیعی نیز از عوامل اصلی رشد اقتصادی محسوب می‌شود. معادله (۱) برای اقتصادهای نفت‌خیز را می‌توان با گنجاندن عوامل مرتبط با بخش نفت گسترش داد. علاوه بر این، همان‌طور که در قسمت ادبیات موضوع تبیین شد، توسعه مالی یکی

[1]. Mankiw et al. (1992)
[2]. Isfahani et al. (2023)
[3]. Apergis and Payne (2014)
[4]. Hamdi and Sbia (2013)

از مهم‌ترین عواملی است که بر رشد اقتصادی بلندمدت اثرگذار است (حسنوف و همکاران، ۲۰۲۳). بنابراین، با فرض این که رانت نفت و توسعه مالی از طریق A بر تولید اثر می‌گذارد، می‌توان معادله (۱) را به‌صورت معادله (۲) بازنویسی نمود. شایان ذکر است که مدل نظری مورد استفاده در مطالعه حاضر را می‌توان الگوی بهبودیافته و تعدیل‌شده‌ای از مدل رشد سولو در نظر گرفت که بر اساس مطالعات پیشین همچون حسنوف و همکاران (۲۰۲۳) و اصفهانی و همکاران (۲۰۱۳) اصلاحاتی شامل افزودن شاخص‌های مرتبط با منابع طبیعی (نفت) در آن اعمال شده است.

$$A(t) = \Omega OR(t)^{\gamma} FD(t)^{\delta} \quad (۲)$$

با جایگزین نمودن معادله (۲) در معادله (۱) شکل تقویت‌شده تولید کاب-داگلاس به صورت معادله (۳) پدید می‌آید:

$$Y(t) = \Omega OR(t)^{\gamma} FD(t)^{\delta} K(t)^{\alpha} L(t)^{\beta} \quad (۳)$$

در اینجا، Ω بخش ثابت و مستقل از زمان است.

این معادله را می‌توان با یک تبدیل لگاریتمی طبیعی و افزودن جمله خطا، به شکل رابطه (۴) نوشت:

$$ln[Y(t)] = \varphi + \gamma[lnOR(t)] + \delta[lnFD(t)] + \alpha[lnK(t)] + \beta[lnL(t)] + \varepsilon(t) \quad (۴)$$

که در آن، $\varphi = \ln(\Omega)$ است. با توجه به مدل نظری معرفی‌شده در معادله (۴)، انتظار می‌رود که رانت نفت و توسعه مالی از طریق بهره‌وری کل عوامل تولید بر رشد اقتصادی اثرگذار باشند. سازوکار علی اثرگذاری رانت نفت و توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید را می‌توان به این صورت توضیح داد که از یک‌سو، رانت نفت از طریق تأمین منابع مالی قابل‌توجه، می‌تواند ظرفیت دولت را برای سرمایه‌گذاری در بخش‌هایی همچون زیرساخت‌ها، آموزش، بهداشت و فناوری افزایش دهد؛ حوزه‌هایی که نقش مؤثری در ارتقاء بهره‌وری کل عوامل ایفا می‌کنند. به‌عبارت دیگر، تخصیص بهینه رانت‌های نفتی به حوزه‌های مولد، می‌تواند منجر به بهبود محیط تولید، ارتقاء سرمایه انسانی و پیشرفت فناورانه شده و از این طریق، TFP را افزایش دهد. با این حال، در شرایطی که سازوکارهای تخصیص و استفاده از این درآمدها ناکارآ باشند، رانت نفت ممکن است به کاهش بهره‌وری منجر شود؛ چرا که وابستگی به درآمدهای نفتی می‌تواند انگیزه‌های لازم برای نوآوری،

کارایی و به‌کارگیری فناوری‌های جدید را کاهش داده و موجب تخصیص ناکارای منابع شود. از این رو، تأثیر رانت نفت بر بهره‌وری کل عوامل تولید ممکن است غیر خطی و وابسته به شرایط ساختاری اقتصاد باشد. از سوی دیگر، توسعه مالی از طریق ارتقاء عملکرد بازارهای مالی، تسهیل جریان اطلاعات، کاهش هزینه‌های مبادله، و افزایش دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی، زمینه را برای افزایش کارایی سرمایه‌گذاری، بهبود تخصیص منابع، و ارتقاء سطح فناوری فراهم می‌سازد. به‌ویژه در اقتصادهای وابسته به منابع طبیعی، توسعه مالی می‌تواند با جهت‌دهی صحیح منابع حاصل از رانت نفت به سمت فعالیت‌های تولیدی، نقش مهمی در تبدیل این درآمدها به ظرفیت‌های رشد ایفا کند. به این ترتیب، توسعه مالی نه‌تنها به‌طور مستقیم به ارتقاء TFP کمک می‌کند، بلکه می‌تواند اثر رانت نفت را نیز از طریق کانال بهره‌وری، تعدیل نماید. بر این اساس، انتظار می‌رود اثرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی از طریق بهره‌وری، وابسته به سطح توسعه‌یافتگی مالی کشور باشد؛ به‌گونه‌ای که در سطوح پایین توسعه مالی، ممکن است اثر منفی یا ضعیف‌تری بر TFP و رشد داشته باشد، در حالی که در سطوح بالاتر، این اثر می‌تواند تقویت شود. این منطق، مبنای نظری استفاده از چارچوب رگرسیون آستانه‌ای در پژوهش حاضر است.

در انتها، با توجه به مدل نظری معرفی‌شده و متغیرهای اصلی انتخاب شده، لازم است توضیح داده شود که چرا متغیرهای کنترل محدود به سرمایه و نیروی کار شده‌اند. در چارچوب نظری این پژوهش، از تابع تولید نئوکلاسیک سولو استفاده شده است که در آن، سرمایه فیزیکی و نیروی کار به‌عنوان متغیرهای اساسی در تبیین رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شوند. این انتخاب نه‌تنها به لحاظ نظری مطابق با بنیان‌های مدل رشد سولو است، بلکه در بسیاری از مطالعات تجربی مشابه نیز به‌عنوان متغیرهای کنترلی اصلی به کار رفته‌اند (منکیو و همکاران، ۱۹۹۲: ۱۷؛ مهرآرا و رضایی، ۲۰۱۵: ۶). دلیل عدم گنجاندن این متغیرها در مدل حاضر، تمرکز مدل بر اثرات آستانه‌ای بین رانت نفت و توسعه مالی بر رشد غیرنفتی است، که مستلزم پرهیز از پیچیدگی بیش از حد مدل و اجتناب از پدیده چندهمخطی است که با افزایش متغیرهای ساختاری در مدل، احتمال وقوع آن بالا می‌رود. در این راستا، تنها متغیرهایی در مدل لحاظ شده‌اند که مستقیماً درون تابع تولید استاندارد قرار می‌گیرند یا در چارچوب نظری مدل به عنوان عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تعریف شده‌اند.

۳-۱- روش رگرسیون آستانه‌ای

مدل رگرسیون آستانه‌ای هانسن، که توسط بروس هانسن[1] در اواخر دهه ۱۹۹۰ توسعه یافت، یک پیشرفت مهم در مدل‌سازی اقتصادسنجی به شمار می‌رود، زیرا امکان بررسی روابط غیر خطی در تحلیل رگرسیونی را فراهم می‌کند. ایده اصلی این مدل آن است که رابطه بین متغیرها ممکن است در کل مشاهدات ثابت نباشد، بلکه زمانی که مقدار یک متغیر به یک آستانه خاص برسد، این رابطه تغییر می‌کند. این موضوع منجر به شکل‌گیری رژیم‌های متمایزی می‌شود که در هر یک از آن‌ها ضرایب رگرسیونی متفاوتی اعمال می‌شود. فرم کلی این مدل، به صورت معادله (۵) است:

$$y_{it} = \beta_j^{(1)} x_{it} I(q_{it} \le \gamma_1) + \beta_j^{(2)} x_{it} I(q_{it} > \gamma_1) + e_{it} \qquad (۵)$$

که در آن، y_{it} متغیر وابسته، x_{it}ها متغیرهای مستقل و q_{it} متغیر آستانه‌ای است. در اینجا، تابع I بدین صورت تعریف می‌شود که اگر شرط داخل پرانتز برقرار باشد I برابر یک و در غیر این صورت، برابر صفر است.

شایان ذکر است که در روش رگرسیون آستانه‌ای سری زمانی، برای اطمینان از اعتبار نتایج، بررسی ریشه واحد متغیرها ضروری است. بعد از اطمینان از عدم وجود ریشه واحد و تفاضل‌گیری از متغیرهای دارای ریشه واحد، آزمون غیر خطی بودن مدل انجام می‌گیرد. آشکار است که روش رگرسیون آستانه‌ای یکی از روش‌های غیر خطی تحلیل رگرسیونی به شمار می‌رود و بنابراین، برای اطمینان از صحت برآورد، باید آزمون غیر خطی بودن مدل نیز صورت بپذیرد. این آزمون به صورت آزمون برابری ضریب متغیر مورد نظر در شرایط کمتر و بیشتر از حد معین‌شده متغیر آستانه‌ای است. فرضیه صفر این آزمون برابری دو ضریب و در نتیجه خطی بودن مدل است.

۳-۲- داده‌ها و تصریح مدل

در این مطالعه، با هدف بررسی اثر رانت نفتی بر نرخ رشد واقعی تولید ناخالص داخلی بدون نفت در ایران، از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۳ استفاده شده است. چارچوب تحلیلی پژوهش مبتنی بر مدل رگرسیون آستانه‌ای است که امکان بررسی روابط غیر خطی و رژیم‌محور میان متغیرها را فراهم می‌سازد. متغیر وابسته در این تحقیق، نرخ رشد واقعی تولید ناخالص

[1]. Bruce Hansen

داخلی بدون نفت برای ایران است که به عنوان شاخصی از عملکرد بخش‌های مولد و غیرنفتی در اقتصاد کشور در نظر گرفته شده است. این متغیر نشان‌دهنده پویایی‌های رشد اقتصادی مستقل از نوسانات درآمدهای نفتی است و تمرکز بر آن، امکان بررسی دقیق‌تر اثر رانت نفت را فراهم می‌کند. رشد اقتصادی بخش غیرنفتی در این مطالعه، با حذف صادرات نفتی از تولید ناخالص داخلی کل و سپس محاسبه نرخ رشد سالانه بر اساس تغییرات درصدی سالانه تولید بخش غیرنفتی به دست آمده است. در میان متغیرهای توضیحی، موجودی سرمایه و نیروی کار به عنوان عوامل سنتی تولید از مدل رشد سولو وارد مدل شده‌اند. متغیر سرمایه بر اساس درصد تغییر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی و نیروی کار نیز بر اساس درصد رشد تعداد افراد فعال ۱۵ ساله و بالاتر نسبت به دوره قبل محاسبه شده است. همچنین، رانت نفتی به عنوان متغیری کلیدی و نماینده‌ی وابستگی اقتصادی به منابع طبیعی، در مدل منظور شده است. رانت نفت به‌عنوان تفاوت بین ارزش تولید نفت خالص و هزینه تولید آن تعریف شده است که به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود.

علاوه بر این، در راستای بررسی اثرات غیر خطی رانت نفت بر رشد اقتصادی غیر نفتی، شاخص توسعه مالی به عنوان متغیر آستانه‌ای وارد مدل شده است. فرض بر این است که سطح توسعه مالی می‌تواند نحوه تأثیرگذاری رانت نفت بر رشد اقتصادی را تغییر دهد و در سطوح مختلف توسعه مالی، رابطه میان این دو متغیر ممکن است متفاوت باشد. در این مطالعه، سه شاخص توسعه مالی به عنوان متغیرهای آستانه‌ای در نظر گرفته شده‌اند. شاخص اول، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی است که میزان دسترسی به اعتبار در یک کشور را نسبت به اندازه کل اقتصاد نشان می‌دهد. شاخص دوم، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی است که در بسیاری از مطالعات، به عنوان تعمیق مالی در نظر گرفته شده است و شاخص سوم، نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی است. افزون بر این، یک شاخص ترکیبی توسعه مالی با بهره‌گیری از روش مؤلفه‌های اصلی (PCA) استخراج شده است. این رویکرد، امکان تحلیل دقیق‌تر و معتبرتری از تعامل میان رانت نفتی، توسعه مالی و رشد اقتصادی غیرنفتی در ایران را فراهم می‌سازد. در ادامه، به منظور دستیابی به دیدگاه دقیق‌تر و جامع‌تر نسبت به متغیرهای تحقیق، تجزیه و تحلیل آماری توصیفی انجام شده است که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است. بررسی آمار توصیفی متغیرها یکی از گام‌های ضروری در تحلیل داده‌هاست، زیرا با ارائه شاخص‌هایی مانند

میانگین، انحراف معیار، و دامنه تغییرات، تصویری اولیه از رفتار و ویژگی‌های آماری متغیرها ارائه می‌دهد. این اطلاعات به پژوهشگر کمک می‌کند تا از وجود ناهنجاری‌ها، پراکندگی‌های بالا یا داده‌های پرت آگاه شده و پیش‌زمینه مناسبی برای انتخاب روش‌های تحلیلی مناسب فراهم شود. در این پژوهش، آمار توصیفی متغیرهای لگاریتمی نشان می‌دهد که میانگین‌ها در محدوده منطقی قرار دارند، انحراف معیارها نسبت به میانگین‌ها پایین است (نشان‌دهنده پراکندگی کم)، و مقادیر حداقلی و حداکثری در تمام متغیرها فاقد داده‌های پرت یا غیر عادی هستند. این نتایج نشان‌دهنده کیفیت مناسب داده‌ها برای تحلیل‌های آماری است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
LnY	۰/۳۵	۰/۱۱	۰/۰۹۵	۰/۴۹
LnOR	۲/۹۹	۰/۳۰	۲/۳۹	۳/۴۵
LnK	۲۵/۳۵	۰/۲۸	۲۴/۸۴	۲۵/۸۵
LnL	۱۶/۹۹	۰/۱۷	۱۶/۶۱	۱۷/۱۹
LnFD1	۳/۷۴	۰/۴۸	۲/۷۲	۴/۴۱
LnFD2	۳/۹۹	۰/۳۴	۳/۵۶	۴/۵۱
LnFD3	۳/۹۸	۰/۲۸	۳/۶۰	۴/۴۳

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به متغیرهای تحقیق، مدل مورد بررسی در این پژوهش به صورت رابطه (۶) خواهد بود:

$$lnY_t = \alpha_1 + \beta_1^{(1)} lnor_t I(lnFD_t \leq \gamma_1) + \beta_1^{(2)} lnor_t I(lnFD_t > \gamma_1) + \beta_2 lnK_t + \beta_3 lnL_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

که در آن، lnY_t لگاریتم نرخ رشد واقعی بدون نفت، $lnor_t$ لگاریتم درآمد نفتی، $lnFD_t$ لگاریتم شاخص توسعه مالی و lnK_t و lnL_t به ترتیب لگاریتم سرمایه و نیروی کار است. مدل معرفی شده در معادله (۶) بدان معنی است که در شرایطی که lnFD کوچکتر از γ_1 باشد، ضریب تأثیر رانت نفت بر رشد اقتصادی برابر $\beta_1^{(1)}$ است و در شرایطی که lnFD بزرگ‌تر از γ_1 باشد، ضریب تأثیر رانت نفت بر رشد اقتصادی برابر $\beta_1^{(2)}$ خواهد بود. در صورتی که این دو ضریب با یکدیگر متفاوت باشند، بدین معنی است که رابطه بین رانت نفت و رشد اقتصادی نامتقارن بوده و تحت تأثیر مقدار

توسعه مالی قرار دارد.

۴- نتایج و برآورد مدل

۴-۱- آزمون ریشه واحد

در روش رگرسیون آستانه‌ای سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرها از اهمیت بالایی برخوردار است، چرا که وجود ریشه واحد در متغیرها می‌تواند منجر به نتایج نادرست، روابط کاذب و استنباط‌های گمراه‌کننده شود. به همین دلیل، پیش از برآورد مدل، لازم است آزمون‌های ریشه واحد برای تعیین مرتبه ایستایی متغیرها انجام شود. این گام پیش‌نیاز ضروری برای اطمینان از اعتبار آماری مدل آستانه‌ای و معنی‌داری روابط تخمینی میان متغیرها محسوب می‌شود. برای این منظور، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF[1]) استفاده شده که نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	آماره آزمون دیکی فولر	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱۰٪	مقدار احتمال مک کینون
LnY_IR	-۲/۲۴۲	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۱۹۱۴
LnOR_IR	-۱/۷۵	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۴۰۵۶
LnK_IR	-۱/۷۲۱	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۴۲۰۴
LnL_IR	-۲/۸۷۴	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۰۴۸۵
LnFD1_IR	-۱/۹۴۵	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۳۱۱۳
LnFD2_IR	۰/۰۴۷	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۹۶۲۳
LnFD3_IR	-۰/۰۹	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۹۵۰۴
LnFD_IR	-۱/۹۳۳	-۳/۷۳۶	-۲/۹۹۴	-۲/۶۲۸	۰/۳۱۶۸

مأخذ: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته که در جدول (۲) گزارش شده است، تنها متغیر LnL_IR در سطح اطمینان ۱۰ درصد پایا است؛ چراکه مقدار آماره آزمون آن از مقدار بحرانی در این سطح کوچک‌تر است. در مقابل، سایر متغیرها به‌دلیل بزرگ‌تر بودن مقدار آماره آزمون نسبت به مقادیر بحرانی در سطوح مختلف اطمینان در سطح خود (سطح مقادیر) ناپایا هستند. با این حال، بررسی نتایج آزمون پس از یک بار تفاضل‌گیری نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای ناپایا در تفاضل مرتبه اول، پایا می‌شوند.

[1]. Augmented Dickey-Fuller

۴-۲- نتایج تخمین مدل

در این بخش، نتایج حاصل از برآورد مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای برای شاخص‌های نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی و شاخص ترکیبی توسعه مالی با بهره‌گیری از روش مؤلفه‌های اصلی ارائه شده است. با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای، نقاط آستانه بهینه برای هر شاخص شناسایی و نمونه آماری به دو رژیم متمایز تقسیم شد. سپس اثرگذاری متغیرهای اصلی مدل، از جمله سرمایه، نیروی کار و رانت نفتی، در هر رژیم به‌صورت جداگانه بررسی شد تا تفاوت رفتار این متغیرها در سطوح مختلف توسعه مالی و نقدینگی مشخص شود. در ادامه، نتایج این تخمین‌ها و تحلیل‌های مربوط به آن‌ها ارائه می‌شود.

در مدل نخست، که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است، مدل رگرسیون آستانه‌ای با در نظر گرفتن درصد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص توسعه مالی برآورد شده است. نتایج تخمین، یک آستانه بهینه در مقدار ۴/۲۲۳۹ شناسایی کرده است. این آستانه نمونه را به دو رژیم تقسیم می‌کند:

رژیم اول: زمانی که $LnFD1_IR \leq$ ۴/۲۲۳۹ (سطح پایین توسعه مالی).

رژیم دوم: زمانی که $LnFD1_IR >$ ۴/۲۲۳۹ (سطح بالای توسعه مالی).

نتایج نشان می‌دهد که در هیچ‌یک از دو رژیم (پایین یا بالای آستانه)، رانت نفتی تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی غیرنفتی ندارد. این نتیجه حاکی از آن است که حتی در شرایطی که سطح اعتبارات بانکی به بخش خصوصی نسبتاً بالاست، این نوع توسعه مالی لزوماً موجب تقویت پیوند بین منابع نفتی و رشد غیرنفتی نمی‌شود. یکی از دلایل اصلی این ناکارآمدی، ساختار نهادی خاص اقتصاد ایران است. حدود ۸۰ درصد از فعالیت‌های اقتصادی کشور در مالکیت یا کنترل نهادهای دولتی و شبه‌دولتی قرار دارد. در نتیجه، اعتبارات بانکی که در ظاهر به «بخش خصوصی» اعطا می‌شود، در عمل به شرکت‌های وابسته به دولت یا پروژه‌های کم‌بازده هدایت می‌شود. افزون بر این، پژوهش «عدالت در اعطای وام» که توسط جعفری و محمودزاده[1] (۲۰۲۴) انجام شده، نشان داده است که مالکیت دولتی در نظام بانکی منجر به ناکارایی‌های گسترده‌ای در تخصیص منابع شده

[1]. Jafari and Mahmoudzadeh (2024)

است؛ به‌طور مشخص، این مطالعه حاکی از کاهش ۳۵ درصدی در وام‌های بلندمدت و افزایش ۴۵ درصدی در هزینه تأمین مالی در بانک‌های تحت کنترل دولت است. بنابراین، افزایش کمی در شاخص اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی لزوما بهبود کیفیت تخصیص منابع را به‌دنبال ندارد. به‌عبارت دیگر، پیوند میان رانت، وام و سرمایه‌گذاری مولد در چنین ساختاری شکل نمی‌گیرد و به همین دلیل، ضریب رانت نفتی در مدل آماری، معنی‌دار نمی‌شود. نتایج این مدل با مطالعه‌ی حسنوف و همکاران (۲۰۲۳) درباره‌ی اقتصاد روسیه نیز هم‌راستاست. در این مطالعه، با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای و با در نظر گرفتن توسعه مالی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای (با مقدار آستانه‌ای معادل ۴۱/۷ درصد)، نشان دادند که در هر دو رژیم پایین‌تر و بالاتر از آستانه، ضریب رانت نفتی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. به طور دقیق‌تر، ضریب رانت نفتی در رژیم با توسعه مالی کمتر از آستانه معادل ۰/۰۱ و در رژیم بالاتر از آستانه برابر با ۰/۰۰۷- گزارش شده است. این هم‌سویی در نتایج نشان می‌دهد که در اقتصادهایی با سلطه‌ی گسترده بخش عمومی و ضعف در سازوکارهای تخصیص اعتبار، صرف افزایش کمی در شاخص‌های مالی نمی‌تواند پیوند مؤثری میان درآمدهای نفتی و رشد بخش واقعی برقرار کند.

در این میان، متغیرهای سرمایه و نیروی کار در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند؛ با این حال، نبود همراهی از سوی متغیر رانت نفتی در هیچ‌یک از سطوح توسعه مالی نشان می‌دهد که این کانال (توسعه مالی بر اساس اعتبارات به بخش خصوصی) در ایجاد ارتباط بین رانت و رشد غیرنفتی، در چارچوب مدل مورد استفاده، کارآ ظاهر نشده است.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل (متغیر آستانه: درصد اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
LnK	۰/۳۲۵۸	۰/۱۱۱۷	۲/۹۲	۰/۰۰۴
LnL	۳/۲۳۷۲	۱/۱۲۰۱	۲/۸۹	۰/۰۰۴
$LnFD1 \leq$۴/۲۲۳۹	۰/۰۷۳۷	۰/۱۳۱۱	۰/۵۶	۰/۵۷۴
LnOR	-۸/۳۳۴۶	۲/۷۷۸۹	-۳/۰۰	۰/۰۰۳
عرض از مبدا				
$LnFD1 >$۴/۲۲۳۹	-۰/۲۴۲۰	۰/۱۵۸۱	-۱/۵۳	۰/۱۲۶
LnOR	-۷/۲۸۷۹	۳/۰۱۰۲	-۲/۴۲	۰/۰۱۵
عرض از مبدا				
مقدار آستانه: ۴/۲۲۳۹= γ				

مأخذ: نتایج تحقیق

در مدل دوم، که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است، مدل رگرسیون آستانه‌ای با در نظر گرفتن نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص توسعه مالی برآورد شده است. نتایج تخمین، یک آستانه بهینه در مقدار ۴/۴۲۸۷ شناسایی کرده است. این آستانه نمونه را به دو رژیم تقسیم می‌کند:

رژیم اول: زمانی که $LnFD2_IR \leq$ ۴/۴۲۸۷ (سطح پایین توسعه مالی).

رژیم دوم: زمانی که $LnFD2_IR >$ ۴/۴۲۸۷ (سطح بالای توسعه مالی).

بر اساس جدول (۴)، نتایج این مدل هشدار می‌دهد که در شرایط نقدینگی بالا، تزریق منابع نفتی می‌تواند اثر معکوس بر رشد غیرنفتی داشته باشد؛ علت این یافته را می‌توان به نقدینگی بالا و تورم مزمن در ایران نسبت داد. این تورم ساختاری، در کنار جهش نرخ ارز، انگیزه‌ی سرمایه‌گذاری را از فعالیت‌های مولد به سمت دارایی‌های غیر مولد نظیر مسکن، طلا و ارز سوق داده و در عمل، رانت نفتی به جای تقویت بخش واقعی، به تورم و سفته‌بازی دامن زده است. این همان سازوکارِ کلیدی‌ای است که اثر منفی و معنی‌دار رانت نفتی را در رژیم بالا توضیح می‌دهد.

جدول ٤: نتایج تخمین مدل (متغیر آستانه ای: نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
LnK	۰/۴۰۱۶	۰/۰۸۹۰	۴/۴۶	۰/۰۰۰
LnL	۲/۸۰۳۲	۰/۹۳۹۵	۲/۹۸	۰/۰۰۳
$LnFD2 \leq$۴/۴۲۸۷	−۰/۰۵۸۶	۰/۱۲۷۴	−۰/۴۶	۰/۶۴۶
LnOR	−۹/۷۸۴۸	۲/۱۵۵۲	−۴/۵۴	۰/۰۰۰
عرض از مبدا				
$LnFD2 >$۴/۴۲۸۷	−۰/۲۷۴۳	۰/۱۲۴۹	−۲/۲۰	۰/۰۲۸
LnOR	−۹/۱۳۵۵	۲/۳۵۴۱	−۳/۳۸	۰/۰۰۰
عرض از مبدا				
مقدار آستانه: $\gamma =$ ۴/۴۲۸۷				

مأخذ: نتایج تحقیق

در مدل سوم، که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است، مدل رگرسیون آستانه‌ای با در نظر گرفتن نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص توسعه مالی برآورد شده است. نتایج تخمین، یک آستانه بهینه در مقدار ۴/۴۳۴۰ شناسایی کرده است. این آستانه نمونه را به دو رژیم تقسیم می‌کند:

رژیم اول: زمانی که $LnFD3_IR \leq$ ۴/۴۳۴۰ (سطح پایین توسعه مالی).

رژیم دوم: زمانی که $LnFD3_IR >$ ۴/۴۳۴۰ (سطح بالای توسعه مالی).

در رژیم دوم (بالای آستانه)، یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش رانت نفتی موجب کاهش رشد غیرنفتی می‌شود. این نتیجه تأیید می‌کند که افزایش کمی اعتبارات بانکی به‌تنهایی، در غیاب جهت‌گیری صحیح، نمی‌تواند رشد را تضمین کند. توضیح این مسئله نیز در ساختار نهادی و مالکیتی نهفته است. به گزارش سایت CEIC[1]، دولت و شرکت‌های وابسته به آن، بزرگ‌ترین دریافت‌کنندگان تسهیلات بانکی هستند. سهم «مطالبات از بخش دولتی» از دارایی بانک‌ها از ۶۵ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۷۶ به بیش از ۲۵۸۳ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۷ افزایش یافته است. این کنارزدن بخش خصوصی (crowding-out) باعث تنگنای اعتباری برای تولیدکنندگان خصوصی شده و نسبت مطالبات غیر جاری را تا حدود ۸ درصد در سال ۲۰۲۳ افزایش داده که نشانه‌ی ضعف کارایی در تخصیص منابع مالی است. افزون بر این، وجود بانک‌های بزرگ و زیان‌ده، موجب شده است تا بخش قابل توجهی از منابع نفتی صرف تزریق به این بانک‌ها شود، نه برای سرمایه‌گذاری در بخش مولد. بنابراین، همانند مدل دوم، در مدل سوم نیز پیوند میان رانت، اعتبار و رشد واقعی مختل می‌شود و نتیجه، اثر منفی و معنی‌دار رانت نفتی بر رشد اقتصادی غیرنفتی است.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل (متغیر آستانه: نسبت اعتبارات مالی مهیا شده توسط بخش بانکی به تولید ناخالص داخلی)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
LnK	۰/۴۵۵۱	۰/۰۹۳۲	۴/۸۸	۰/۰۰۰
LnL	۲/۳۶۶۹	۱/۰۰۳۳	۲/۳۶	۰/۰۱۸
$LnFD3 \leq$۴/۴۳۴۰	−۰/۱۰۷۲	۰/۱۳۲۳	−۰/۸۱	۰/۴۱۸
LnOR عرض از مبدا	−۱۰/۹۷۸۱	۲/۲۱۵۸	−۴/۹۵	۰/۰۰۰
$LnFD3 >$۴/۴۳۴۰	−۰/۲۵۸۳	۰/۱۲۵۵	−۲/۰۶	۰/۰۴۰
LnOR عرض از مبدا	−۱۰/۵۶۰۵	۲/۳۹۶۶	−۴/۴۱	۰/۰۰۰
مقدار آستانه: ۴/۴۳۴۰= γ				

مأخذ: نتایج تحقیق

در مجموع، نتایج مدل‌های دوم و سوم حاکی از وجود یک رابطه‌ی غیر خطی و مشروط

[1]. Ceicdata, Iran Banking System: Assets: Claims On Public Sector

میان رانت نفتی و رشد غیرنفتی در ایران است؛ به‌گونه‌ای که در سطوح بالای توسعه‌ی مالی، رانت نه تنها به رشد منجر نمی‌شود، بلکه آن را تضعیف می‌کند. این یافته‌ها با نتایج مطالعات گذشته هم‌راستا هستند؛ از جمله فتاح[1] (۲۰۱۷) که نشان داد منابع طبیعی در بلندمدت اثر محدودکننده بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک از جمله ایران دارند، و صفدری و مطیعی[2] (۲۰۱۱) که اثر منفی صادرات نفت بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی ایران را از منظر بیماری هلندی تحلیل کردند. همچنین، نتایج مطالعه‌ی حسنوف و همکاران (۲۰۲۳) در مورد قزاقستان نیز مشابه است: در شرایط توسعه مالی پایین (کمتر از ۱۵/۵٪)، یک درصد افزایش در رانت نفتی باعث کاهش ۰/۰۱ درصدی در رشد غیرنفتی می‌شود، و این اثر در سطوح بالاتر توسعه مالی، هرچند ضعیف‌تر، همچنان منفی باقی می‌ماند. نتایج مطالعه آنیانوو و همکاران[3] (۲۰۱۸) نیز که بر روی ۲۸ کشور نفت‌خیز از جمله ایران انجام شده، نشان می‌دهد که رابطه بین اعتبارات بانکی و رشد بخش غیرنفتی بسیار ضعیف است. بر اساس برآوردهای این مطالعه، افزایش یک درصدی در اعتبارات بانکی به بخش غیرنفتی تنها باعث کاهش ۰/۰۱ درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه غیرنفتی می‌شود؛ کاهشی که از لحاظ آماری نیز معنی‌دار نیست. این یافته‌ها از نظر جهت اثر (منفی بودن رابطه میان رانت نفتی و رشد غیرنفتی در سطوح بالاتر توسعه مالی) با نتایج مدل‌های دوم و سوم در این مطالعه هم‌راستا هستند. با این حال، شدت تأثیر رانت نفتی در مدل حاضر قابل توجه‌تر است. بر اساس نتایج این مطالعه، افزایش یک درصدی در رانت نفتی به ترتیب موجب کاهش ۰/۲۷۴۳ و ۰/۲۵۸۳ درصدی در رشد اقتصادی غیرنفتی شده است؛ اثری معنی‌دار و قوی‌تر از آنچه در مطالعات پیشین گزارش شده است. به‌طور خلاصه، ایران در چارچوب مدل‌های دوم و سوم، الگوی کلاسیک نفرین منابع را تجربه می‌کند.

در نهایت، مدل چهارم با استفاده از شاخص ترکیبی برآورد شده است که نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است. نتایج تخمین، یک آستانه بهینه در مقدار ۰/۰۳۱۵ شناسایی کرده است. این آستانه نمونه را به دو رژیم تقسیم می‌کند:

رژیم اول: زمانی که $LnFD3_IR \leq$ ۰/۰۳۱۵ (سطح پایین توسعه مالی).

---

[1]. Fattah (2017)
[2]. Safdari and Motiei (2011)
[3]. Anyanwu et al. (2018)

رژیم دوم: زمانی که $LnFD3_IR > ۰/۰۳۱۵$ (سطح بالای توسعه مالی).

در این مدل، برخلاف سه مدل قبلی، اثر رانت نفتی پس از عبور از آستانه (۰/۰۳۱۵)، مثبت و از نظر آماری معنی‌دار شده است. علت اصلی آن، استفاده از یک شاخص ترکیبی است که احتمالاً همزمان چند بعد از توسعه مالی را پوشش می‌دهد. این یافته بیانگر آن است که وقتی توسعه مالی با کیفیت ساختاری همراه باشد، می‌تواند مسیر مؤثری برای انتقال رانت نفتی به بخش واقعی اقتصاد ایجاد کند. سرمایه و نیروی کار نیز در این مدل نقش معنی‌دار و نسبتاً پرقدرت‌تری دارند، که نشان می‌دهد در حضور زیرساخت مالی مناسب، اثرگذاری این عوامل نیز تقویت می‌شود.

جدول ٦: نتایج تخمین مدل (متغیر آستانه: شاخص ترکیبی)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	مقدار احتمال
LnK	۰/۴۶۸۰	۰/۱۱۷۴	۳/۹۹	۰/۰۰۰
LnL	۳/۸۴۷۳	۰/۹۴۹۳	۴/۰۵	۰/۰۰۰
$LnFD3 \leq ۰/۰۳۱۵$	−۰/۱۵۶۱	۰/۱۰۵۲	−۱/۴۸	۰/۱۳۸
LnOR	−۱۱/۲۰۵۱	۳/۰۵۱۱	−۳/۶۷	۰/۰۰۰
عرض از مبدا				
$LnFD3 > ۰/۰۳۱۵$	۰/۳۶۸۹	۰/۱۶۰۹	۲/۲۹	۰/۰۲۲
LnOR	−۱۳/۰۸۸۸	۳/۰۷۸۴	−۴/۲۵	۰/۰۰۰
عرض از مبدا				
مقدار آستانه: $\gamma = ۰/۰۳۱۵$				

مأخذ: نتایج تحقیق

بر اساس جدول (۷)، بررسی مقادیر شاخص توسعه مالی در سال ۲۰۲۳ نشان می‌دهد که هر سه شاخص منفرد توسعه مالی (اعتبارات بخش خصوصی، نقدینگی و اعتبارات بانکی) از مقدار آستانه‌ای تعیین‌شده در مدل عبور کرده‌اند. با این حال، اثر رانت نفت در مدل‌ها، به‌جز مدل چهارم، همچنان منفی است که نشان‌دهنده آن است که توسعه مالی صرفاً به‌لحاظ کمی کفایت نمی‌کند و کیفیت، کارآمدی و جهت‌دهی منابع مالی نقش کلیدی ایفا می‌کند. در مقابل، شاخص ترکیبی توسعه مالی که نمایانگر هم‌افزایی ساختاری سه بعد مالی است، همچنان پایین‌تر از آستانه (۰/۰۳۱۵) قرار دارد. بنابراین، اصلاح نهادی و ساختاری برای عبور از این آستانه و تبدیل اثر رانت به اثر مثبت و معنی‌دار ضروری است.

جدول ۷: نتایج مقایسه مقدار آستانه با مقدار سال ۲۰۲۳

شاخص توسعه مالی	مقدار آستانه	مقدار ۲۰۲۳	وضعیت
اعتبارات به بخش خصوصی/GDP	۴/۲۲۳۹	۴/۳۹۰۶	بالای آستانه
نقدینگی/GDP	۴/۴۲۸۷	۴/۸۲۲۳	بالای آستانه
اعتبارات بانکی/GDP	۴/۴۳۴۰	۴/۷۶۳۰	بالای آستانه
شاخص ترکیبی	۰/۰۳۱۵	-۰/۳۶۰۸	پایین آستانه

مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۲-۱- ارزیابی نتایج با پیش‌بینی‌های مدل رشد سولو

ضرایب مثبت و معنی‌دار سرمایه و نیروی کار، با پیش‌بینی‌های مدل رشد سولو که بر نقش کلیدی انباشت سرمایه و نیروی کار در رشد اقتصادی تأکید دارد، هم‌خوانی کامل دارند. به‌عنوان مثال، افزایش ۱ درصدی در سرمایه‌گذاری ثابت، رشد غیرنفتی را بین ۰/۳۲۶ و ۰/۴۰۲ درصد افزایش می‌دهد، که نشان‌دهنده اهمیت سرمایه‌گذاری مولد در اقتصاد ایران است. همچنین، نیروی کار با ضرایب مثبت بین ۲/۸۰۳ و ۳/۲۳۷ نقش مهمی در رشد غیرنفتی دارد، که با فرضیه مدل سولو مبنی بر تأثیر مثبت نیروی کار بر تولید هم‌راستاست. مدل تعدیل‌شده سولو (معادله (۳)) فرض می‌کند که رانت نفت می‌تواند از طریق بهره‌وری کل عوامل بر رشد اثر بگذارد. با این حال، نتایج نشان می‌دهد که در سطوح پایین توسعه مالی (رژیم اول در تمام مدل‌ها)، اثر رانت نفت غیر معنی‌دار است. این عدم معنی‌داری می‌تواند نشان‌دهنده انحراف از پیش‌بینی‌های مدل باشد، زیرا انتظار می‌رفت رانت نفت به‌عنوان یک منبع درآمدی برون‌زا، حتی در نظام‌های مالی ضعیف، اثری (مثبت یا منفی) بر رشد داشته باشد. در رژیم‌های بالای آستانه (مدل‌های دوم و سوم)، اثر منفی رانت نفت ممکن است به بیماری هلندی یا تخصیص ناکارآمد منابع اشاره داشته باشد، که با فرضیه نفرین منابع طبیعی هم‌خوانی دارد اما با پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه مدل سولو مبنی بر تأثیر مثبت منابع برون‌زا مغایرت دارد. در مدل چهارم (شاخص ترکیبی)، اثر مثبت و معنی‌دار رانت نفت در رژیم بالای آستانه مشاهده می‌شود. این یافته با پیش‌بینی مدل سولو که انتظار دارد نظام مالی کارآمد (به‌عنوان بخشی از A) منابع را به‌صورت مولد تخصیص دهد، هم‌خوان است. شاخص ترکیبی، با در نظر گرفتن تعاملات بین ابعاد مختلف توسعه مالی، نشان می‌دهد که یک نظام مالی هماهنگ و توسعه‌یافته می‌تواند رانت نفت را به رشد پایدار غیرنفتی تبدیل کند، که این نتیجه تأییدی بر چارچوب نظری

پژوهش است.

در مجموع، این تحلیل نشان می‌دهد در حالی که برخی جنبه‌های نتایج (مانند نقش سرمایه و نیروی کار) با مدل سولو هم‌خوانی دارند، اثر رانت نفت به دلیل ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران و نقش تعدیل‌گر توسعه مالی، از پیچیدگی‌های بیشتری برخوردار است. این یافته‌ها بر ضرورت اصلاحات نهادی و تقویت نظام مالی برای تحقق پیش‌بینی‌های نظری مدل رشد تأکید دارند.

۴-۲-۲- تحلیل باقیمانده‌ها

در این قسمت، به‌منظور ارزیابی دقت برازش چهار مدل رگرسیون آستانه‌ای و بررسی فرضیه عدم وجود خطاهای سیستماتیک، تحلیل آماری دقیقی بر باقی‌مانده‌های هر مدل صورت گرفت. نتایج حاصل نشان داد که در هر چهار مدل، میانگین باقی‌مانده‌ها تقریبا برابر با صفر بوده و حاکی از نبود خطای سیستماتیک در این مدل‌ها است. به‌طوری‌که هر چهار مدل به‌طور متوسط توانسته‌اند تغییرات متغیر وابسته را به‌خوبی توضیح دهند. با این حال، مدل دوم، با میانگین ۶/۹۰e-۱۱- که نزدیکترین مقدار به صفر را دارد، عملکرد بهتری در حذف اریبی نشان می‌دهد. انحراف معیار باقی‌مانده‌ها در هر مدل، نشان‌دهنده پراکندگی متوسط خطاهای پیش‌بینی است. مدل دوم، کمترین انحراف معیار را دارد، که نشان‌دهنده یکنواختی بیشتر خطاها و پراکندگی کمتر در مقایسه با سایر مدل‌هاست. در مقابل، مدل اول با انحراف معیار ۰/۰۷۵ بیشترین پراکندگی را نشان می‌دهد، که ممکن است حاکی از وجود خطاهای بزرگ‌تر در برخی مشاهدات باشد. مدل‌های سوم و چهارم، با انحراف معیاری نزدیک به مدل دوم، از نظر پراکندگی عملکرد مشابهی دارند. این تفاوت‌های اندک نشان می‌دهد که هر چهار مدل از نظر پراکندگی خطاها عملکرد قابل قبولی دارند، اما مدل دوم اندکی برتر است.

جدول ۸: نتایج تحلیل باقیمانده‌های مدل

مدل	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
مدل ۱	۲/۲۰e-۱۰	۰/۰۷۵	-۰/۲۱۷	۰/۱۶۴
مدل ۲	-۶/۹۰e-۱۱	۰/۰۶۵	-۰/۱۵۴	۰/۱۸۱
مدل ۳	۶/۴۷e-۱۰	۰/۰۶۶	-۰/۱۶۶	۰/۱۸۳
مدل ۴	۲/۵۰e-۱۰	۰/۰۶۷	-۰/۱۶۷	۰/۱۴۶

مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۲-۳- نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی باقیمانده‌ها

در این قسمت، به‌منظور بررسی نبود خودهمبستگی سریالی در باقی‌مانده‌های چهار مدل رگرسیونی، آزمون پورتمانتو[1] (Q) با دو، سه و چهار تأخیر انجام شد. این آزمون ارزیابی می‌کند که آیا باقی‌مانده‌ها نویز سفید هستند یا خیر، به این معنا که هیچ الگوی سیستماتیک توضیح‌نشده‌ای در داده‌ها باقی نمانده است. فرضیه صفر این آزمون بیان می‌کند که باقی‌مانده‌ها از نوع نویز سفید هستند و هیچ‌گونه خودهمبستگی سریالی تا این سطح از تأخیر در آن‌ها وجود ندارد. در مقابل، فرضیه جایگزین مطرح می‌کند که باقی‌مانده‌ها از نوع نویز سفید نبوده و دارای خودهمبستگی سریالی هستند. نتایج آزمون در جدول (۹) نشان می‌دهد که در تمامی مدل‌ها، مقدار p در تمام وقفه‌ها بسیار بیشتر از سطح معنی‌داری متعارف (۵٪) بوده و در نتیجه فرض صفر مبنی بر نویز سفید بودن باقی‌مانده‌ها رد نمی‌شود. هر چهار مدل از نظر نبود خودهمبستگی سریالی عملکرد مناسبی دارند. با این حال، مدل چهارم با P-value بسیار بالا، بهترین عملکرد را نشان می‌دهد، که حاکی از نبود کامل الگوهای سریالی در باقی‌مانده‌هاست.

جدول ۹: نتایج آزمون پورتمانتو (Q)

مدل	آماره Q(2)	p-value(2)	آماره Q(3)	p-value(3)	آماره Q(4)	p-value(4)
مدل ۱	۰/۲۶۲۱	۰/۸۷۷۲	۰/۴۵۲۹	۰/۲۹۹۱	۰/۴۵۳۹	۰/۹۷۷۸
مدل ۲	۱/۱۷۸۴	۰/۵۵۴۸	۱/۵۸۱۳	۰/۶۶۳۶	۱/۶۲۰۲	۰/۸۰۵۱
مدل ۳	۱/۶۹۶۴	۰/۴۲۸۲	۱/۹۸۰۳	۰/۵۷۶۵	۲/۰۲۷۴	۰/۷۳۰۷
مدل ۴	۰/۰۱۰۰	۰/۹۹۵۰	۰/۰۱۳۸	۰/۹۹۹۶	۰/۱۱۲۳	۰/۹۹۸۵

مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۲-۴- آزمون پایداری ضرایب مدل

به‌منظور بررسی پایداری ضرایب چهار مدل رگرسیونی آستانه‌ای در طول دوره مورد بررسی، از آزمون مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM) استفاده شد. بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول (۱۰)، در هر چهار مدل، آماره آزمون، کمتر از مقادیر بحرانی در سطوح اطمینان ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد است. بنابراین، فرضیه صفر رد نمی‌شود؛ به عبارت دیگر، ضرایب مدل‌های رگرسیونی در طول زمان از پایداری برخوردار بوده‌اند و هیچ نشانه‌ای از بی‌ثباتی ساختاری در تخمین‌ها مشاهده

[1]. Portmanteau Test

نمی‌شود. این نتیجه، صحت و اعتبار مدل آستانه‌ای برآوردشده را از منظر پایداری پارامترها تقویت می‌کند.

جدول ۱۰: نتایج آزمون پایداری ضرایب CUSUM

مدل	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۱٪	مقدار بحرانی ۵٪	مقدار بحرانی ۱۰٪
مدل ۱	۰/۴۵۸۵	۱/۱۴۳۰	۰/۹۴۷۹	۰/۸۴۹۹
مدل ۲	۰/۲۹۶۵	۱/۱۴۳۰	۰/۹۴۷۹	۰/۸۴۹۹
مدل ۳	۰/۵۴۶۷	۱/۱۴۳۰	۰/۹۴۷۹	۰/۸۴۹۹
مدل ۴	۰/۳۸۵۴	۱/۱۴۳۰	۰/۹۴۷۹	۰/۸۴۹۹

مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۲-۵- آزمون ناهمسانی واریانس

جدول (۱۱) نتایج آزمون ناهمسانی واریانس برای چهار مدل رگرسیون آستانه‌ای را ارائه می‌دهد. برای هر مدل، واریانس خطاها در دو رژیم محاسبه شده و سپس آماره F به‌منظور مقایسه آن‌ها به کار رفته است. در هیچ‌یک از مدل‌ها مقدار آماره F از آستانه بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد فراتر نرفته است و مقادیر p-value در تمامی موارد بیشتر از ۰/۰۵ گزارش شده‌اند. این یافته حاکی از آن است که مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای از نظر پراکندگی خطاها در رژیم‌های مختلف پایدار بوده و فرض همسانی واریانس‌ها نقض نشده است، که برای اعتبار نتایج رگرسیون و تفسیر ضرایب اهمیت دارد.

جدول ۱۱: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل	واریانس رژیم اول	واریانس رژیم دوم	آماره F	p-value
مدل ۱	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۴۱	۱/۵۱۱	۲/۹۸۹
مدل ۲	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۵۲	۲/۰۳۹	۲/۷۳۹
مدل ۳	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۵۴	۲/۲۶۱	۲/۸۴۵
مدل ۴	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۴۸	۱/۲۶۷	۲/۶۶۰

مأخذ: نتایج تحقیق

۵- جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی

در این مطالعه، اثرات آستانه‌ای رانت نفت بر رشد اقتصادی غیرنفتی در ایران طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۳ بررسی شده است. برای این منظور، سه شاخص منفرد توسعه مالی (نسبت اعتبارات بخش خصوصی، نقدینگی و اعتبارات بانکی به GDP) و یک شاخص ترکیبی (ساخته‌شده با تحلیل

مؤلفه‌های اصلی) به‌عنوان متغیرهای آستانه‌ای به کار رفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری ثابت و نیروی کار در تمامی مدل‌ها اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد غیرنفتی دارند؛ به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری، رشد را بین ۰/۳۳ تا ۰/۴۰ درصد، و یک درصد افزایش در نیروی کار، رشد را بین ۲/۸ تا ۳/۲ درصد افزایش می‌دهد. این یافته‌ها بر نقش کلیدی عوامل تولید در رشد بخش‌های مولد اقتصاد تأکید دارند.

یکی از یافته‌های کلیدی مقاله، وجود رابطه‌ای غیر خطی و آستانه‌ای میان رانت نفت و رشد اقتصادی غیرنفتی در سطوح مختلف توسعه مالی است. این اثرات در هر سه شاخص توسعه مالی و شاخص ترکیبی معنی‌دار تشخیص داده شده‌اند. به بیان دیگر، اثرگذاری رانت نفت بر رشد غیر نفتی، به سطح توسعه‌یافتگی نظام مالی کشور بستگی دارد؛ موضوعی که ساختار پیچیده و وابسته به شرایط درونی اقتصاد ایران را برجسته می‌کند. نتایج مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای حاکی از آن است که در سطوح پایین توسعه مالی (نقدینگی کمتر از ۴/۴۲۸۷ و اعتبارات بانکی کمتر از ۴/۴۳۴۰)، رانت نفت اثر معنی‌داری بر رشد غیرنفتی ندارد، اما در سطوح بالا، اثر منفی قوی (کاهش ۰/۲۷۴۳ و ۰/۲۵۸۳ درصدی رشد غیرنفتی به ازای یک درصد افزایش رانت) مشاهده می‌شود. این یافته بازتاب ناکارآمدی نظام مالی بانک‌محور ایران است که منابع نفتی را به فعالیت‌های غیر مولد (مانند مستغلات) هدایت می‌کند. مقایسه تحلیلی با مطالعات پیشین نشان می‌دهد که یافته‌های این پژوهش با برخی مطالعات داخلی و خارجی هم‌راستاست. فتاح (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که منابع طبیعی در بلندمدت تأثیری محدودکننده بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک از جمله ایران دارند. همچنین، صفدری و مطیعی (۲۰۱۱) دریافتند که افزایش یک درصدی در نرخ صادرات نفت، منجر به کاهش ۱۳ درصدی در ارزش‌افزوده بخش کشاورزی می‌شود؛ یافته‌ای که در چارچوب پدیده بیماری هلندی قابل تبیین است. مطالعه حسنوف و همکاران (۲۰۲۳) در مورد کشور قزاقستان نیز، اثر منفی رانت منابع طبیعی بر رشد غیرنفتی را تایید می‌کند. آنیانوو و همکاران[1] (۲۰۱۸) رابطه ضعیفی بین اعتبارات بانکی و رشد غیرنفتی در ۲۸ کشور نفت‌خیز از جمله ایران گزارش کردند، اما شدت اثر منفی رانت نفت در ایران قوی‌تر است (بر اساس مدل‌های دوم و سوم)، که نشان‌دهنده ناکارآمدی بیشتر نظام مالی ایران است. بر خلاف بیشتر مطالعات داخلی که صرفاً اثر منفی یا محدودکننده رانت

[1]. Anyanov et al. (2018)

نفت را گزارش کرده‌اند، یافته مدل چهارم این پژوهش نشان می‌دهد که در صورت عبور از سطح آستانه‌ای ۰/۰۳۱۵ (بر اساس شاخص ترکیبی)، اثر رانت نفت بر رشد اقتصادی غیرنفتی می‌تواند مثبت و معنی‌دار شود. این امر نشان می‌دهد که تنها در صورت تحقق یک ساختار مالی چندبعدی، شامل هم‌افزایی نقدینگی، اعتبارات بانکی و دسترسی به منابع برای بخش خصوصی، می‌توان انتظار داشت که منابع نفتی به جای آسیب، به فرصت برای رشد تبدیل شوند. بنابراین، تحقیق حاضر افزوده‌ای مشخص به ادبیات ارائه می‌دهد: ارائه آستانه کمی و جدید (۰/۰۳۱۵) برای ایران که بر پایه یک شاخص ترکیبی و جامع بنا شده است و نشان می‌دهد حتی در محیط بانک‌محور پرچالش ایران نیز می‌توان با اصلاحات نهادی و جهت‌دهی اعتبارات، نفرین منابع را به فرصت تبدیل کرد.

با توجه به نتایج مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای و با توجه به تأثیر منفی و معنی‌دار رانت نفت در شرایط نقدینگی و اعتبارات بانکی بالا، ضروری است سیاست‌هایی برای کنترل رشد نقدینگی، کاهش وابستگی بودجه‌ای به منابع بانک‌ها، و شرط‌گذاری در تخصیص اعتبارات بر پایه عملکرد واقعی اقتصادی مانند اشتغال و تولید طراحی و اجرا شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود از طریق بازطراحی ترکیب اعتبارات بانکی، هدایت بخش قابل توجهی از تسهیلات جدید به بنگاه‌های مولد کوچک و متوسط، کاهش مطالبات غیر جاری و کاهش تمرکز مالکیت دولتی در نظام بانکی زمینه لازم برای ارتقای کیفیت توسعه مالی فراهم شود. این اصلاحات نهادی و ساختاری می‌تواند شرایط لازم برای عبور از آستانه شاخص ترکیبی توسعه مالی را فراهم کرده و امکان تبدیل منابع نفتی از یک عامل تضعیف‌کننده به محرکی برای رشد اقتصادی غیرنفتی را مهیا سازد

References

Abaas, M. S. M., Chygryn, O., Kubatko, O., & Pimonenko, T. (2018). Social and Economic Drivers of National Economic Development: The Case of OPEC Countries. *Problems and Perspectives in Management*, 16(4), 155-168. https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=712765.

Aboutoraby, M. A., & Ahmadian Yazdi, F. (2019). Financial Development, Natural Resource Rent and Physical Capital in Iran: Curse or Blessing of Resources? *Iranian Economic Review*, 6(1(11)), 1-17. [In Persian]. https://doi.org/10.30465/ce.2019.4914.

Adabor, O. (2023). The effect of financial development on natural gas resource rent in Ghana. *Resources Policy*, 83, 103620. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103620.

Adabor, O., Buabeng, E., & Fosua Dunyo, J. (2022). The Causative Relationship between Natural Resource Rent and Economic Growth: Evidence from Ghana's Crude Oil Resource Extraction. *International Journal of Energy Sector Management*, 16(5), 899-923. https://doi.org/10.1108/IJESM-06-2021-0007.

Adams, D., Ullah, S., Akhtar, P., Adams, K., & Saidi, S. (2019). The Role of Country-Level Institutional Factors in Escaping the Natural Resource Curse: Insights from Ghana. *Resources Policy*, 61, 433-440. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.03.005.

Aghaei, M. (2024). Natural Resource Abundance, Financial Development and Economic Growth (An Iranian Experience). *QJER*, 24(3), 3. [In Persian]. https://ecor.modares.ac.ir/article_13609_5ad2eb46c0f9ac3bddd60f8eaca8a772.pdf.

Alabdulwahab, S. (2021). The Linkage between Oil and Non-Oil GDP in Saudi Arabia. *Economies*, 9(4), 202. https://doi.org/10.3390/economies9040202.

Al-Abri, I., Önel, G., & Grogan, K. A. (2019). Oil Revenue Shocks and the Growth of the Non-Oil Sector in an Oil-Dependent Economy: The Case of Oman. *Theoretical Economics Letters*, 9(4), 785-800. https://doi.org/10.4236/tel.2019.94052.

Allen, F., & Gale, D. (2004). Financial Intermediaries and Markets. *Econometrica*, 72(4), 1023-1061. http://www.jstor.org/stable/3598778?origin=JSTOR-pdf.

Amer, E. A. A. A., Xiuwu, Z., Meyad, E. M. A., Meyad, A. M., Mohsin, A. K. M., & Rahman, A. (2024). The Long-Term Relationship between Oil Price Changes and Economic Growth from the Perspective of the Resource Curse: An Empirical Study from Yemen. *PloS one*, 19(11), e0313206. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0313206.

Anyanwu, A., Gan, C., & Hu, B. (2018). The Differential Impact of Financial Intermediation on Economic Growth in Oil-Dependent Economies. *Review of Economic Analysis*, 10(3), 267-284. https://doi.org/10.15353/rea.v10i3.1447.

Apergis, N., & Payne, J. E. (2014). The Oil Curse, Institutional Quality, and Growth in MENA Countries: Evidence from Time-Varying Cointegration. *Energy Economics,* 46, 1-9. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.08.026.

Arab, A., Sarlak, A., Ghiasi, M., & Sharifnezhad, M. (2021). Investigating the Impact of Financial Development and Financial Stability on Iran's Economic Growth Using the Generalized Method of Moments (GMM). *The Economic Research,* 21(4), 4-5. [In Persian]. https://ecor.modares.ac.ir/article_13501_e50f835e19789b8995b9bc6f8779f4e2.pdf.

Asafo-Adjei, E., Boateng, E., Isshaq, Z., Idun, A. A. A., Owusu Junior, P., & Adam, A. M. (2021). Financial Sector and Economic Growth amid External Uncertainty Shocks: Insights into Emerging Economies. *Plos One*, 16(11), e0259303. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.

Auty, R. M. (Ed.). (2001). *Resource Abundance and Economic Development*. Oxford University Press. https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/rfa44.pdf.

Beck, T. (2011). Finance and Oil: Is there A Resource Curse in Financial Development?. *European Banking Center Discussion Paper*, (2011-004). https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.

Ben-Salha, O., Dachraoui, H., & Sebri, M. (2021). Natural Resource Rents and Economic Growth in the Top Resource-Abundant Countries: A PMG Estimation. *Resources Policy*, 74, 101229. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.

Calderón, C., & Liu, L. (2003). The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, 72(1), 321-334. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.

Cheng, S. Y. (2012). Substitution or Complementary Effects between Banking and Stock Markets: Evidence from Financial Openness in Taiwan. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(3), 508-520. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0259303.

Davis, G. A., & Tilton, J. E. (2005). The Resource Curse. In *natural resources forum* (Vol. 29, No. 3, pp. 233-242). Oxford, UK: Blackwell Publishing, Ltd. https://doi.org/10.1111/j.1477-8947.2005.00133.x.

Debrah, B. (2021). Assessing the Economic Impact of Oil and Gas Production on Ghana's Economy. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 12(14), 73. https://www.researchgate.net/profile/Benjamin-Debrah-2/publication/379376072_Assessing_the_Economic_Impact_of_Oil_and_Gas_Production_on_Ghana's_Economy/links/66068efaf5a5de0a9fe89235/Assessing-the-Economic-Impact-of-Oil-and-Gas-Production-on-Ghanas-Economy.pdf.

Demetriades, P. O., & James, G. A. (2011). Finance and Growth in Africa: The Broken Link. *Economics Letters*, 113(3), 263-265. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.08.007.

Dramani, J. B., Abdul Rahman, Y., Sulemana, M., & Owusu Takyi, P. (2022). Natural resource dependence and economic growth in SSA: Are there threshold effects?. *Development Studies Research*, 9(1), 230-245. https://doi.org/10.1080/21665095.2022.2112728.

Erdoğan, S., Yıldırım, D. Ç., & Gedikli, A. (2020). Natural Resource Abundance, Financial Development and Economic Growth: An Investigation on Next-11 Countries. *Resources Policy*, 65, 101559. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101559.

Pesaran, M. H., Salehi Esfahani, H. S., Mohaddes, K., & (2013). Oil Exports and the Iranian Economy. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53(3), 221-237. [In Persian]. https://doi.org/10.1016/j.qref.2012.07.001.

Fuinhas, J. A., Marques, A. C., Koengkan, M., Santiago, R., & Couto, A. P. (2019). The Energy-Growth Nexus within Oil Production and Oil Rents Context. *Revista de Estudos Sociais*, 21(42), 161-173. https://doi.org/10.19093/res7857.

Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 1), 1076-1107. http://dx.doi.org/10.1086/261720.

Hamdi, H., & Sbia, R. (2013). Dynamic Relationships between Oil Revenues, Government Spending and Economic Growth in an Oil-Dependent Economy. *Economic Modelling,* 35, 118-125. [In Persian]. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.06.043.

Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124.

Haque, M. I., Faruk, B. U., & Tausif, M. R. (2022). Growth-Finance Nexus in Oil Abundant GCC Countries of MENA Region. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2087646. https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2087646.

Harvey, D. I., Kellard, N. M., Madsen, J. B., & Wohar, M. E. (2010). The prebisch-singer hypothesis: Four centuries of evidence. *The Review of Economics and Statistics*, 92(2), 367-377. https://doi.org/10.1162/rest.2010.12184.

Hasanov, F. J., Aliyev, R., Taskin, D., & Suleymanov, E. (2023). Oil Rents and Non-Oil Economic Growth in CIS Oil Exporters. The Role of Financial Development. *Resources Policy*, 82, 103523. https://doi.org/10.2139/ssrn.4161492.

Ireland, P. N. (1994). Money and growth: an alternative approach. *The American Economic Review*, 47-65. https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v84y1994i1p47-65.html.

Jafari, D. D., Nazemian, H., Bahrami, J., & Kheiravar, M. H. (2021). Effect of oil revenues on certain macroeconomic variables in selected oil-exporting countries: A panel data approach. *International Journal of Economics & Business Administration (IJEBA)*, 9(2), 3-21. [In Persian]. https://doi.org/10.35808/ijeba/685.

Jalili, Z., Bishak, M. R. S., Azad, M. A. M., Salmani, B., & Haghighat, J. (2019). Resource-economic growth nexus, role of governance, financial development, globalization, and war. *Journal of Economic Integration*, *34*(3), 520-545. [In Persian]. https://doi.org/10.11130/jei.2019.34.3.520.

Jensen, N., & Wantchekon, L. (2004). Resource wealth and political regimes in Africa. *Comparative Political Studies*, 37(7), 816-841. https://doi.org/10.1177/0010414004266867.

Keshavarzi, Sh., & Akan, Y. (2014). Impact of financial development on economic growth in Iran. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 4(4), 181. [In Persian]. https://dx.doi.org/10.6007/IJARBSS/v4-i4/777.

Khodaparast, Y., & Fazeli, Z. (2023). Designing a DSGE model to investigate the effects of impulses to improve the productivity of domestic oil equipment and oil prices on Iran's macroeconomic variables. *Journal of Economic Policy,* 15(30), 95–139. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/epj.2023.19959.2424.

King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737. https://doi.org/10.2307/2118406.

Kumar, R. R. (2011). Do remittances, exports and financial development matter for economic growth? A case study of Pakistan using bounds approach. *Journal of International Academic Research*, 11(1), 18-26. http://www.uedpress.org/ojs/index.php/jiar/article/view/16/41.

Law, S. H., & Moradbeigi, M. (2017). Financial development and oil resource abundance–growth relations: Evidence from panel data. *Environmental Science and Pollution Research*, 24, 22458-22475. https://doi.org/10.1007/s11356-017-9871-y.

Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. *Handbook of Economic Growth*, *1*, 865-934. https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9.

Lewis, W.A. (1955). *The theory of economic growth*. London: Allen and Unwin. https://doi.org/10.4324/9780203709665.

Lucas Jr, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. https://web.stanford.edu/~klenow/Lucas_Mechanics.pdf.

MacKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. The Brookings Institution, Washington, D.C. https://www.brookings.edu/books/money-and-capital-in-economic-development/.

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. https://doi.org/10.2307/2118477.

Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *The Economic Journal*, 116(508), 1-20. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2006.01045.x.

Mehrara, M., & Rezaei, S. (2015). The determinants of economic growth in Iran based on Bayesian model averaging. *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 49, 1-11. [In Persian] https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1395.6.23.6.3.

Mohammadi, M., & Sadeghi, S. K. (2022). The impact of natural resources on the economic growth of selected developing countries considering the role of institutional quality and human capital. *Journal of Economic Policies and Research*, 1(1), 2821-174. [In Persian]. https://www.ensani.ir/file/download/article/1667030972-10621-1-6.pdf.

Nurkse, R. (1953). *Problems of capital formation in underdeveloped countries*. Cambridge University Press, New York. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2807371.

Patrick, H. T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic Development and Cultural Change*, 14(2), 174-189. http://dx.doi.org/10.1086/450153.

Ploeg, F. V. D. (2011). Natural resources: Curse or blessing?. *Journal of Economic Literature*, 49(2), 366-420. https://doi.org/ 10.1257/jel.49.2.366.

Raifu, I. A., & Raheem, A. N. (2018). Do government revenues matter for economic growth? Evidence from Nigeria. *European Journal of Government and Economics (EJGE)*, 7(1), 60-84. https://doi.org/10.17979/ejge.2018.7.1.4333.

Rezazadehkarsalari, A., & Behrooznia, F. H. A. (2013). The effects of oil price shocks on real GDP in Iran. *African Journal of Business Management*, *7*(33), 3220. [In Persian]. https://doi.org/10.5897/AJBM12.065.

Robinson, J. (1952). The generalization of the general theory. *The rate of interest and other essays/Macmilan*. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=1708769.

Rodriguez, F., & Sachs, J. D. (1999). Why do resource-abundant economies grow more slowly?. *Journal of Economic Growth*, 4, 277-303. https://www.earth.columbia.edu/sitefiles/file/about/director/pubs/JnlofEconGrowth1999.pdf.

Ross, M. L. (2015). What have we learned about the resource curse?. *Annual Review of Political Science*, 18(1), 239-259. https://doi.org/10.2139/ssrn.2342668.

Rostow, W. W. (1960). *The stages of economic growth: A non-communist manifesto*. Cambridge University Press, Cambridge. https://www.cia.gov/readingroom/docs/CIA-RDP78-03062A001100030001-6.pdf.

Rustamov, B., & Adaoglu, C. (2018). Oil production cost, financial development, and economic growth in Russia. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 13(6), 301-309. https://doi.org/10.1080/15567249.2018.1477868.

Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4-6), 827-838. https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00125-8.

Samambet, M. (2024). Is natural resource wealth a boon or a bane? The impact of oil rents and foreign direct investment on economic growth in Kazakhstan. *Journal of Infrastructure, Policy and Development, 8*(13). https://doi.org/10.24294/jipd.v8i13.5486.

Schumpeter, J. A. (1934). The theory of economic development. Cambridge, MA: Harvard. *Schumpeter the Theory of Economic Development 1934*. https://cruel.org/books/hy/shortschumpeter/SchumpeterTheoryofEconDev.pdf .

Sedaghat Kalmarzi, H., Fattahi, S., & Sohaili, K. (2019). New evidence from oil rent and economic growth in OPEC countries: An application of the hybrid model of threshold Markov switching model. *Journal of Econometric Modelling*, 4(3), 37-58. [In Persian]. https://doi.org/10.22075/jem.2019.18089.1331.

Sedighi, S. (2024). Rents, financial development, and economic growth in MENA countries, 2000–2020. *Regional Statistics*, 14(03), 589-608. [In Persian]. https://doi.org/10.15196/RS140308.

Shah, Z., Zaman, K., Khan, H. U. R., & Rashid, A. (2022). The economic value of natural resources and its implications for Pakistan's economic growth. *Commodities*, 1(2), 65-97 .https://doi.org/10.3390/commodities1020006.

Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University press. *New York*. https://archive.org/details/financialdeepeni0000shaw_l8k4.

Singh, A. (1997). Financial liberalisation, stockmarkets and economic development. *The Economic Journal*, 107(442), 771-782. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.1997.tb00042.x.

Song, C. Q., Chang, C. P., & Gong, Q. (2021). Economic growth, corruption, and financial development: Global evidence. *Economic Modelling*, 94, 822-830. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.02.022.

Sun, Z., & Cai, Z. (2020). Does financial development hamper or improve the resource curse? Analysis based on the panel threshold effect model. *Mathematical Problems in Engineering*, 2020(1), 4365205. https://doi.org/10.1155/2020/4365205.

Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2009). *Economic Development*, Pearson Education. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2879669.

Tofighi, H., & Yahyaei Razligi, H. (2016). The Effect of Oil Rent on Institutional Quality in Oil Economies. *Journal of Economic Policy,* 8(16), 22–40. [In Persian]. dor:20.1001.1.26453967.1395.8.16.2.6.

Viner, J. (1952). America's Aims and the Progress of Underdeveloped Countries. *The Progress of Underdeveloped Areas*, 175-202.

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 404-444

Examining the Role of the Corporate Life Cycle and Financial Distress in Shaping Financial Restructuring Strategies of Companies Listed in the Tehran Stock Exchange

Niayesh Ghasemi Soleymanabadi[1], Dariush Damoori[*2], Mohammad Hassan Zarea[3]

Received: 02-10-2025 Accepted: 21-06-2026

Abstract

Companies at different stages of their life cycle may be exposed to financial pressures that affect their corporate restructuring. The present study aims to investigate the effect of financial distress on the selection of corporate restructuring strategies and the moderating role of the firm life cycle in this relationship. For this purpose, 135 firms listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2015-2022 were selected as the research sample. To test the research hypotheses, panel logistic regression was employed. The results of the hypothesis testing indicate that financial distress is significantly associated with the selection of corporate restructuring strategies. Specifically, financial distress is negatively associated with equity-based corporate restructuring strategies and positively associated with debt-based corporate restructuring strategies. Although the moderating effect of the firm life cycle is not statistically significant, the findings indicate that firms at all the stages of their life cycle tend to adopt debt-based corporate restructuring strategies. This behavioral pattern can be explained by the institutional and financial characteristics of Iran's economy, including its bank-oriented financing system, limited access to equity financing, and the underdevelopment of the capital market. These factors have reduced firms' flexibility in adopting equity-based corporate restructuring strategies throughout all the stages of the firm life cycle. The findings of the study suggest that corporate restructuring decisions in Iranian firms, rather than following the classical patterns of their life cycle, are influenced by institutional constraints and macroeconomic conditions, which directly distinguish them from the evidence

[1]. Master of Finance Management, Yazd University, Yazd, Iran. Email: niayeshghasemiii77@gmail.com
[2]. Corresponding Author. Associate Professor, Accounting Department, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. Email: d.damoori@yazd.ac.ir
[3]. Assistant Professor, Economics Department, Faculty of Economics, Management and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. Email:mhzarea@yazd.ac.ir

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, spring and summer 2024, P: 404-444

reported in developed economies.

Extended Abstract

Purpose: The present study aims to examine the impact of financial distress on the choice of corporate financial restructuring strategies and the moderating role of the corporate life cycle among the firms listed in the Tehran Stock Exchange. While companies inevitably face financial pressures at various life-cycle stages, the Iranian institutional and financial environment, characterized by a bank-centered financing system, capital market limitations, and liquidity constraints, may shape restructuring preferences differently than in developed economies. This study seeks to determine whether firms' preference for debt or equity-based restructuring varies across the stages of introduction, growth, maturity, and decline.

Methodology: The research is applied in nature and uses a descriptive-correlational design. The sample consists of 135 companies listed from 2015 to 2022, selected via a systematic elimination method. Financial distress was assessed using an adjusted Altman Z-score, and life-cycle stages were determined based on Dickinson's cash flow patterns. Two panel logistic regression models were employed to test the hypotheses, with Tobin's Q, firm size, and cash flow included as control variables. This approach allows for capturing both firm-specific and temporal effects in an emerging market context.

Findings and Discussion: The results show that financial distress significantly reduces the likelihood of equity-based restructuring while increasing the probability of debt-based restructuring. The moderating effect of the life-cycle stage is statistically insignificant; however, firms consistently favor debt restructuring across all stages. This pattern reflects structural and institutional characteristics of the Iranian economy, including restricted equity financing options, bank-centered credit allocation, and liquidity pressures, which limit firms' flexibility to implement equity-based strategies. These findings diverge from classical life-cycle theory and evidence from developed markets, highlighting the contextual importance of Iran's financial environment.

Conclusions and Policy Implications: Financial distress primarily drives firms toward debt restructuring regardless of their life-cycle stage. Managers should consider institutional constraints when designing restructuring strategies, and policymakers should address the overreliance on debts by developing stronger equity financing mechanisms. The results suggest caution against direct extrapolation of developed-market evidence. The research is recommended on the roles of industry characteristics and macroeconomic conditions in shaping restructuring decisions.

Keywords: Financial Distress, Corporate Restructuring, Firm Life Cycle, Logistic Regression.

JEL Classification: G11, G32, G33.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۴۰۴-۴۴۴

بررسی نقش چرخه عمر شرکت و درماندگی مالی در تعیین استراتژی‌های تجدید ساختار مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

نیایش قاسمی سلیمان آبادی[۱]، داریوش دموری*[۲]، محمدحسن زارع[۳]

دریافت: ۱۱-۰۷-۱۴۰۴ پذیرش: ۳۱-۰۳-۱۴۰۵

چکیده

شرکت‌ها در مراحل مختلف چرخه عمر خود ممکن است در معرض فشارهای مالی قرار گیرند که آن‌ها را ناگزیر به بازنگری در ساختار مالی می‌کند. هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر درماندگی مالی بر انتخاب استراتژی‌های تجدید ساختار مالی و نقش تعدیل‌گر چرخه عمر شرکت در این رابطه است. در این راستا، اطلاعات ۱۳۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۱ و رگرسیون لجستیک پانل استفاده شد. نتایج نشان داد درماندگی مالی به‌طور معنی‌داری با انتخاب نوع استراتژی تجدید ساختار مالی مرتبط است؛ به‌گونه‌ای که درماندگی مالی با کاهش احتمال استفاده از استراتژی‌های تجدید ساختار مبتنی بر حقوق صاحبان سهام و افزایش احتمال استفاده از استراتژی‌های تجدید ساختار مبتنی بر بدهی همراه است. اگرچه اثر تعدیلی چرخه عمر شرکت از نظر آماری معنی‌دار نیست، اما شرکت‌ها در تمامی مراحل چرخه عمر، ترجیح غالب به استفاده از تجدید ساختار مبتنی بر بدهی دارند. این الگوی رفتاری را می‌توان در چارچوب ویژگی‌های نهادی و مالی اقتصاد ایران تبیین کرد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد تصمیمات تجدید ساختار مالی شرکت‌های ایرانی بیش از آن‌که تابع الگوهای کلاسیک چرخه عمر شرکت باشد، تحت تأثیر محدودیت‌های نهادی و شرایط کلان اقتصادی قرار دارد.

واژگان کلیدی: درماندگی مالی، تجدید ساختار مالی، چرخه عمر شرکت، رگرسیون لجستیک.

طبقه‌بندی JEL: G11, G32, G33

[۱]. کارشناسی ارشد مدیریت مالی، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران niayeshghasemiii77@gmail.com

[۲]. نویسنده مسئول. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران d.damoori@yazd.ac.ir

[۳]. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران mhzarea@yazd.ac.ir

۱- مقدمه

شرکت‌ها در طول چرخه عمر خود با تغییرات ساختاری، عملیاتی و مالی متعددی مواجه می‌شوند که در برخی مقاطع، آن‌ها را ناگزیر به بازنگری در ساختار مالی می‌کند. یکی از مهم‌ترین ابزارهای شرکت‌ها برای مواجهه با شرایط نامطلوب مالی، به‌ویژه در وضعیت درماندگی مالی، تجدید ساختار مالی است. تجدید ساختار مالی می‌تواند به‌عنوان ابزاری برای بهبود وضعیت نقدینگی، کاهش ریسک ورشکستگی و افزایش کارایی مالی شرکت‌ها مورد استفاده قرار گیرد (گیرود و کریم[1]، ۲۰۱۷: ۱۲۸).

تجدید ساختار شرکتی به استراتژی‌های مورد نیاز برای سازماندهی مجدد ساختار عملیاتی، قانونی، مالکیت و یا دیگر ساختارهای یک شرکت برای بازگشت از مرحله افول به شکوفایی پیش از فروپاشی و با هدف کسب سود بیش‌تر و کارایی بهتر اشاره دارد (نورلی[2] و همکاران، ۲۰۰۱: ۱-۳). استراتژی‌های تجدید ساختار متفاوتی وجود دارد که شامل تجدید ساختار مدیریتی، تجدید ساختار مالی، تجدید ساختار دارایی و تجدید ساختار عملیاتی است (اکبر[3] و همکاران، ۲۰۲۲: ۲).

تجدید ساختار مالی فرآیند سازماندهی و بازنگری نسبت به ساختار تشکیل دهنده دارایی‌های شرکت یعنی بدهی و حقوق صاحبان سهام و یک عامل کلیدی برای موفقیت شرکت و جلوگیری از درماندگی مالی و ورشکستگی است (اکبر و همکاران، ۲۰۲۲: ۴). این استراتژی ضمن ایجاد فرصت‌های بیش‌تر برای سرمایه‌گذاری به شرکت‌ها کمک می‌کند که در دام نقدینگی[1] نیفتند (برگر[4]، ۲۰۱۵). استراتژی‌های مبتنی بر حقوق صاحبان سهام شامل حذف یا کاهش سود سهام و انتشار سهام به عنوان ابزار نگهداری و یا ایجاد سرمایه بوده و استراتژی‌های مبتنی بر بدهی نیز شامل تعدیل نرخ بهره، تغییر سررسید بدهی و اصلاح نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام است.

درماندگی مالی در شرکت‌ها از طریق سنجش میزان توانایی آن شرکت در بازپرداخت بدهی‌هایش سنجیده می‌شود (گروسچینسکی[5]، ۲۰۰۴: ۲۵۰) و زمانی است که شرکت یا فرد قادر

---

1. Girod & Karim (2017)
2. Norley (2001)
3. Akbar (2022)
4. Berger (2015)
5. Gruszczynsk (2004)

به انجام تعهدات مالی خود نباشد که ممکن است به دلیل هزینه‌های ثابت بالا، دارایی‌های غیرنقد و یا درآمدهای حساس به رکود اقتصادی رخ دهد (کنتون[۱]، ۲۰۱۹). در صورتی که این وضعیت کنترل نشود شرکت به انحلال یا ورشکستگی کشیده می‌شود؛ به همین دلیل است که درماندگی مالی را احتمال ورشکستگی در نظر می‌گیرند که این احتمال به وضعیت نقدینگی و اعتبار مالی شرکت وابسته است (هندل[۲]، ۱۹۹۶: ۳۱۰-۳۱۱). در چنین شرایطی، شرکت‌ها ناگزیر به اتخاذ تصمیمات اصلاحی از جمله تجدید ساختار مالی می‌شوند.

شرکت‌های دچار درماندگی مالی معمولاً تحت فشار سهامداران و اعتباردهندگان قرار دارند تا در کوتاه‌ترین زمان ممکن اقدامات اصلاحی لازم را اتخاذ کنند (دنیس و کروز[۳]، ۲۰۰۰: ۳۹۲-۳۹۳). با این حال اثربخشی استراتژی‌های تجدید ساختار مالی به زمان اجرا، اندازه شرکت، توانایی‌های مدیریتی و به‌ویژه مرحله‌ای از چرخه عمر شرکت که بنگاه در آن قرار دارد، وابسته است. ازاین‌رو، انتظار می‌رود که انتخاب نوع استراتژی تجدید ساختار مالی، علاوه بر وضعیت درماندگی مالی، تحت تأثیر مرحله چرخه عمر شرکت نیز باشد.

براساس مطالعات انجام شده، شرکت‌ها با توجه به مراحل چرخه عمر خود با فرصت‌ها و تهدیدهای متفاوتی روبه‌رو هستند. چرخه عمر شرکت شامل مراحلی است که حاصل تغییرات در عوامل داخلی و خارجی مانند محیط رقابتی، منابع مالی، توانایی مدیریت و غیره است. هر کدام از این مراحل نتیجه استراتژی‌های اتخاذ شده توسط شرکت است (دیکینسون[۴]، ۲۰۱۱: ۱۹۷۰-۱۹۷۲). تمامی شرکت‌ها مراحل مختلف چرخه عمر را تجربه می‌کنند اما هیچ مدل توافقی در مورد چند مرحله‌ای بودن چرخه عمر برای یک شرکت وجود ندارد. اسمیت، میچل و سامر[۵] (۱۹۸۵) چرخه عمر شرکت را متشکل از سه مرحله‌ی تولد، رشد و بلوغ می‌دانستند. میلر و فریزن[۶] (۱۹۸۴)، یک مدل پنج مرحله‌ای برای چرخه عمر ارائه دادند که شامل تولد، رشد، بلوغ، احیا و زوال است درحالی که گورت و کلپر[۷] (۱۹۸۲) چرخه عمر شرکت را به پنج مرحله منحصر به فرد شامل

6. Kenton (2019)
1. Hendel (1996)
2. Denis & Kruse (2000)
3. Dickinson (2011)
5. Smith, Mitchell & Summer (1985)
6. Miller & Friesen (1984)
7. Gort & Klepper (1982)

ظهور، رشد، بلوغ، نزول و افول تقسیم می‌کنند که این موضوع توسط دیکینسون هم مورد تأیید قرار گرفت. . آدیزس[1] (۱۹۸۹)، ده مرحله برای چرخه عمر شرکت معرفی کرده است که ایجاد، طفولیت، رشد سریع، بلوغ، تکامل، ثبات، اشرافیت، بوروکراسی اولیه، بوروکراسی و مرگ است. در این پژوهش، برای تعیین مراحل چرخه عمر شرکت، از مدل دیکینسون استفاده شده است که در بخش روش پژوهش معرفی شده است؛ زیرا این روش مبتنی بر الگوهای جریان‌های نقدی بوده و از قابلیت کاربرد بالاتری در محیط‌های اقتصادی ناپایدار برخوردار است.

در بازارهای رقابتی، بقا و تداوم فعالیت شرکت‌ها مستلزم اتخاذ استراتژی‌های مناسب است و انتخاب نادرست استراتژی می‌تواند شرکت را به سمت افول سوق دهد. بنابراین استراتژی‌های تجدید ساختار اهمیت ویژه‌ای در بقا یک شرکت دارد و تغییر در آن‌ها به مراحل مختلف چرخه عمر شرکت وابسته است (لاروکا[2] و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۰۹-۱۱۰). از این رو مطالعه چگونگی تأثیر مراحل چرخه عمر شرکت بر ساختار شرکت از اهمیت بالایی برخوردار است ؛ زیرا به سیاستگذاران کمک می‌کند تا استراتژی‌های خود را بر این اساس تدوین کنند (احسان[3] و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۷۸-۲۷۹). علاوه بر این، شوک‌های اقتصادی اخیر، به خصوص پس از همه‌گیری کووید-۱۹ موجب تشدید مشکل مالی بسیاری از شرکت‌ها شده است به گونه‌ای که در برخی موارد درماندگی مالی منجر به ورشکستگی و خروج شرکت‌ها از بازار شده است. زمانی که واحدهای تجاری در شرایط درماندگی مالی قرار گیرد، تصمیم مدیران ارشد بیش از پیش حائز اهمیت است؛ زیرا که انتخاب نامطلوب منجر به نابودی شرکت خواهد شد. از این رو مطالعه پیرامون مسئله کنترل درماندگی‌های مالی در شرکت‌ها و استفاده از استراتژی‌های مناسب در هر دوره می‌تواند بسیار مفید واقع شود.

با توجه به موارد فوق، هدف این پژوهش بررسی تأثیر درماندگی مالی بر انتخاب استراتژی‌های تجدید ساختار مالی و نقش تعدیل‌گر چرخه عمر شرکت در این رابطه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. تاکنون در پژوهش‌های پیشین در ایران به طور مشخص به این موضوع پرداخته نشده است

[1]. Adizes (1989)
[1]. La Rocca (2011)
[2]. Ahsan (2016)

که شرکت‌های دچار درماندگی مالی باید از چه استراتژی‌هایی برای تجدید ساختار مالی استفاده کنند یا اینکه در هر مرحله از چرخه عمر، کدام استراتژی تجدید ساختار مالی برای آنها ارجحیت دارد. در این پژوهش نمونه آماری شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و تفکیک شرکت‌های درمانده و غیردرمانده در سطح متغیر پژوهش انجام شده است.

در ادامه، ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود؛ سپس فرضیه‌ها و روش پژوهش تشریح می‌شود و پس از گزارش یافته‌ها، بحث و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری

تجدید ساختار از جمله اقداماتی است که کسب و کارها در هنگام مواجه با فشارهای مالی برای افزایش کارایی، بهبود عملکرد و اثربخشی خود انجام می‌دهند. این عمل با ایجاد تغییر در ساختارمالی یا پرتفوی تجاری، سازمان را از منظر مالی و یا عملیاتی متحول می‌کند. زمانی که شرکت به سطحی از ناکارآمدی برسد که دیگر قادر به تامین منافع ذی‌نفعان و حفظ تداوم فعالیت خود نباشد، اصلاح یک و یا چند جنبه از ساختار شرکت ضروری می‌شود. از دیدگاه جانسون[1](۱۹۹۶) تجدید ساختار می‌تواند به سه شکل مالی، پرتفوی و عملیاتی رخ دهد اما سودارسنام و لایی[2](۲۰۰۱)، استراتژی‌های تجدید ساختار را به چهار دسته شامل تجدید ساختار مدیریتی، تجدید ساختار مالی، تجدید ساختار عملیاتی و تجدید ساختار دارایی طبقه‌بندی کرده‌اند. در میان این ابعاد، تجدید ساختار مالی به‌ویژه در شرایط بروز درماندگی مالی، نقش کلیدی در کاهش ریسک ورشکستگی و بهبود وضعیت نقدینگی شرکت‌ها ایفا می‌کند.

۲-۱- تجدید ساختار مالی و درماندگی مالی

تجدید ساختار به دلایل مختلفی انجام می‌شود که گاهی ناشی از عوامل درونی و گاهی مرتبط با عوامل بیرونی شرکت است. درماندگی مالی از جمله عوامل درونی است که شرکت را وادار به ایجاد تغییر در ساختار خود می‌کند. گوردون[3](۱۹۷۱) درماندگی مالی را وضعیتی تعریف می‌کند که در آن درآمد شرکت به گونه‌ای کاهش می‌یابد که سازمان قادر به بازپرداخت اصل و

1. Johnson (1996)
2. Sudarsanam & Lai (2001)
3. Gordon (1971)

بهره بدهی‌های خود نباشد. ویتاکر[1] (۱۹۹۹) درماندگی مالی را وضعیتی بیان می‌کند که در آن مجموع جریان‌های نقدی شرکت از هزینه بهره بدهی بلند مدت آن کم‌تر باشد و بر این باور است که شرکت اغلب بر اثر مدیریت ضعیف دچار درماندگی مالی می‌شود. بیور[2] و همکاران (۲۰۱۱) درماندگی مالی را عدم توانایی شرکت‌ها در پرداخت بدهی‌ها در زمان سررسید تعریف می‌کنند.

بر اساس نظریه فشار مالی، افزایش احتمال نکول، تشدید محدودیت‌های نقدینگی و افزایش هزینه‌های ورشکستگی، مدیران را وادار می‌کند تا در ساختار تأمین مالی شرکت بازنگری کنند. در این چارچوب، تجدید ساختار مالی ابزاری است برای کاهش ریسک ورشکستگی، بهبود توان نقدینگی و افزایش احتمال بقا (وروک[3]، ۱۹۹۰: ۴۲۵-۴۲۲). در صورتی که درماندگی مالی به‌وجود آمده در سازمان کنترل نشود، شرکت به انحلال یا ورشکستگی کشیده می‌شود؛ به همین دلیل درماندگی مالی را احتمال ورشکستگی در نظر می‌گیرند که این احتمال به وضعیت نقدینگی و اعتبار مالی شرکت وابسته است (هندل، ۱۹۹۶: ۳۱۰-۳۱۱). بیم از ورشکستگی و به دنبال آن نابودی شرکت و هزینه‌های گزاف موجب می‌شود مدیران تمام تلاش خود را برای خروج شرکت از درماندگی مالی انجام دهند (حیدری و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۱۸-۱۱۹). نیوتن[4] (۱۹۹۸) عوامل موثر بر درماندگی مالی شرکت‌ها را به دو دسته‌ی عوامل درون سازمانی و عوامل برون سازمانی تقسیم کرده است. عوامل برون سازمانی موثر در درماندگی مالی عموما خارج از کنترل شرکت بوده و مدیران نقشی در مهار آن ندارند. ویژگی‌های سیستم اقتصادی، تغییر در تجارت و بهبود و انتقالات در تقاضای عمومی، نوسانات تجاری شامل تورم، سقوط قیمت‌ها، افزایش نرخ بهره، متوازن نبودن تولید و مصرف و کاهش میزان فروش، مشکلات مرتبط با تامین مالی خارجی، بلایای طبیعی، شدت رقابت در بازار و مواردی از این دست از جمله عوامل برون سازمانی است که ممکن است شرکت را دچار درماندگی‌های مالی کند (کمیجانی و سعادت‌فر، ۱۳۸۵: ۷-۹). برخلاف عوامل برون سازمانی که در کنترل شرکت نیست، عوامل درون سازمانی، ناشی از اشتباهات مدیران و یا ناتوانی آن‌ها در تصمیم‌گیری صحیح بوده و تا حد زیادی قابل جلوگیری است. این عوامل عبارتند

1. Whitaker (1999)
2. Beaver (2011)
3. Wruck (1990)
4. Newton (1998)

از: ایجاد و توسعه بیش از اندازه اعتبارات، مدیریت ناکارا ناشی از فقدان آموزش، تجربه و توانایی، سرمایه ناکافی، ناتوانی در مدیریت اثربخش سرمایه، فروش نسیه بیش از حد، خیانت و تقلب (حاجیها، ۱۳۸۴: ۱۰-۱۲؛ نیوتن، ۱۹۹۸: ۲۰-۲۱). در ایران، تورم و نوسانات اقتصادی از جمله مهم‌ترین عوامل برون سازمانی و بالا بودن هزینه‌های تولید، هزینه بهره پرداختنی و عدم تعیین مناسب ساختار اساسی‌ترین عوامل درون سازمانی است که منجر به وقوع درماندگی‌های مالی در شرکت‌ها می‌شود.

۲-۲- ساختار سرمایه و انتخاب استراتژی تجدید ساختار مالی

نظریه‌های ساختار سرمایه چارچوب نظری لازم را برای تبیین انتخاب نوع تجدید ساختار مالی فراهم می‌کند. بر اساس نظریه توازن، در شرکت‌ها سطح بهینه‌ای از بدهی با در نظر گرفتن منافع مالیاتی بدهی و هزینه‌های ورشکستگی تعیین می‌شود. در شرایط درماندگی مالی، افزایش هزینه‌های ورشکستگی و ریسک نکول موجب می‌شود استفاده از بدهی جدید یا بازتنظیم بدهی جذابیت خود را از دست بدهد و شرکت‌ها به سمت کاهش بدهی یا جایگزینی آن با حقوق صاحبان سهام حرکت کنند (کراوس و لیتزنبرگر[1]، ۱۹۷۳: ۹۱۸-۹۱۵).

همچنین، بر طبق نظریه سلسله مراتب تأمین مالی، در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، شرکت‌ها ابتدا از منابع داخلی، سپس از بدهی و در نهایت از حقوق صاحبان سهام استفاده می‌کنند (مایرز و ماجلوف[2]، ۱۹۸۴: ۱۹۳-۱۹۰). با این حال، در شرایط فشار مالی شدید و محدودیت دسترسی به بدهی، شرکت‌ها ناگزیر به استفاده از ابزارهای مبتنی بر حقوق صاحبان سهام مانند افزایش سرمایه یا تبدیل بدهی به سهام می‌شوند (دنیس و دنیس[3]، ۱۹۹۵: ۱۰۳۸-۱۰۳۵).

۲-۳- چرخه عمر شرکت و نقش تعدیل‌گر آن

همانند تمامی موجودات زنده که از زمان تولد تا مرگ مجموعه‌ای از تغییرات را متحمل می‌شوند، یک واحد تجاری نیز مراحلی همچون تولد، رشد، بلوغ و افول را طی می‌کند. بدین‌ترتیب چرخه عمر شرکت، نشان‌دهنده‌ی مدت زمانی است که به طول می‌انجامد تا یک شرکت به منصه‌ی ظهور برسد تا زمانی که از بین برود و نابود شود (کرمی و عمرانی، ۱۳۸۹: ۵).

---

[1]. Kraus & Litzenberger (1973)
[2]. Myers & Majluf (1984)
[1]. Denis & Denis (1995)

نظریه‌پردازان مدل‌های متفاوتی را برای چرخه‌ی عمر ارائه داده‌اند که در کم‌ترین حالت شامل سه مرحله و در بیش‌ترین حالت شامل ده مرحله است. غالب مدل‌های ارئه‌شده چهار یا پنج مرحله‌ای بوده و در حالت پنج مرحله‌ای شامل مراحل ظهور، رشد، بلوغ، نزول و افول است.

سازمان‌ها با توجه به مرحله‌ای از چرخه عمر که در آن قرار دارند استراتژی‌های مناسب را انتخاب و بر آن اساس در ساختار خود سازماندهی مجدد می‌کنند (دیکینسون، ۲۰۱۱: ۱۹۷۰-۱۹۷۴؛ میلر و فریزن، ۱۹۸۴: ۱۱۶-۱۲۷). با توجه به ویژگی‌ها و مقتضیات هر یک از مراحل چرخه عمر، نیاز شرکت‌ها به تجدید ساختار متفاوت است. در مراحل اولیه چرخه عمر، شرکت‌ها با محدودیت منابع، ساختارهای غیررسمی، ریسک تجاری بالا و نیاز به سرمایه‌گذاری گسترده مواجه هستند؛ بنابراین تجدید ساختار معمولاً در قالب اصلاحات مدیریتی، ایجاد نظام‌های رسمی تصمیم‌گیری، توسعه ساختار سازمانی و در صورت لزوم تجدید ساختار مالی برای جذب منابع بیشتر نمود پیدا می‌کند (دیکینسون، ۲۰۱۱: ۱۹۷۰-۱۹۷۳). در مرحله بلوغ، با تثبیت فروش و کاهش نوآوری، شرکت‌ها برای حفظ کارایی و جلوگیری از رکود ناچار به بازطراحی فرآیندها، بهینه‌سازی ساختار سازمانی و مدیریت هزینه‌ها هستند. در مراحل نزول و افول، فشارهای ناشی از کاهش فروش، ضعف نقدینگی، کاهش بازده سرمایه‌گذاری و افزایش رقابت، شرکت را به سمت تجدید ساختارهای عمیق‌تر از جمله فروش دارایی‌های غیرمولد، کوچک‌سازی، تغییر ترکیب سرمایه، ادغام، اکتساب یا خروج از خطوط کسب‌وکار سوق می‌دهد (هاسکیسون[1] و همکاران، ۱۹۹۴: ۱۴۵-۱۲۵). بنابراین، هر مرحله از چرخه عمر با ایجاد نیازهای متفاوت مالی، عملیاتی و مدیریتی، نوع و شدت تجدید ساختار مورد نیاز شرکت را تعیین می‌کند.

بر اساس نظریه چرخه عمر شرکت، مراحل چرخه عمر به‌عنوان یک عامل اقتضایی عمل می‌کند که می‌تواند شدت و جهت اثر درماندگی مالی بر انتخاب استراتژی تجدید ساختار مالی را تعدیل کند (فیلاتوچف و تامز[2]، ۲۰۰۳: ۵۸-۵۲). بنابراین، انتظار می‌رود رابطه میان درماندگی مالی و نوع استراتژی تجدید ساختار مالی در مراحل مختلف چرخه عمر یکسان نباشد.

۴-۲- پیشینه پژوهش

اکبر و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی به مطالعه‌ی تأثیر بحران مالی بر تصمیم تجدید ساختار

---

2. Hoskisson (1994)
1. Filatotchev & Toms (2003)

پرداختند و بررسی کردند که آیا این تجدید ساختار در مراحل چرخه حیات شرکت‌های پاکستانی در فهرست غیرمالی برای ۱۲ سال از ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ متفاوت است یا خیر. در این پژوهش مراحل چرخه عمر و بحران مالی به ترتیب با استفاده از مدل دیکنسون و ZآلتمنZ اندازه‌گیری و داده‌ها با استفاده از مدل رگرسیون لجستیک پانل تجزیه و تحلیل شد. نتایج نشان داد بحران مالی با تجدید ساختار بدهی شرکت به طور منفی و به طور مثبت با تجدید ساختار از طریق حقوق صاحبان سهام مرتبط است. همچنین نتایج نشان داد که شرکت‌های در مرحله ظهور، رشد و بلوغ، از تجدید ساختار سهام و نه از تجدید ساختار بدهی استفاده می‌کنند. در حالی که برای شرکت‌های رو به زوال، تجدید ساختار بدهی ارجح است.

کیم[1] و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی نقش چرخه‌ی عمر و بحران مالی در انتخاب استراتژی‌های تجدید ساختار پرداختند. در این پژوهش از رگرسیون لجستیک ۳۵۹۳ نمونه از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس کره از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۶ استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد شرکت‌هایی که از طریق گسترش اندازه و سرمایه‌گذاری خود در حال رشد هستند، می‌توانند بر مشکلات مالی شرکت غلبه کنند و شرکت‌های رو به نزول از افزایش سرمایه یا صدور بدهی برای بازسازی شرکت استفاده می‌کنند. هم‌چنین نتایج این مطالعه نشان داد که در نظر گرفتن چرخه عمر در زمان تجدید ساختار شرکت و انتخاب استراتژی مناسب بر این اساس مهم است.

تردپائوپونگ و الفاروق[2] (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا شرکت‌های تایلندی که دچار بحران مالی هستند، پس از تجدید ساختار به سرعت بهبود می‌یابند یا خیر. نمونه پژوهش آن‌ها شامل ۱۷۴ شرکت سالم و ۴۲ شرکت درمانده بود. آن‌ها با استفاده از تحلیل نسبت‌های مالی و آزمون‌های مقایسه میانگین دریافتند شرکت‌های درمانده از نظر سودآوری، نقدینگی و اهرم مالی تفاوت معنی‌داری با شرکت‌های سالم دارند و بهبود عملکرد مالی پس از تجدید ساختار به سرعت رخ نمی‌دهد.

بررسی تاثیر اجرای استراتژی در مراحل مختلف چرخه عمر شرکت‌های درمانده در پژوهش امیری و سعیدی (۱۴۰۰) صورت گرفت. آن‌ها با بررسی ۴۰۶ سال- شرکت بحران‌زده

[1]. Kim (2020)
[2]. Terdpaopong & Al Farooque (2012)

بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نمونه در طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۴ و با استفاده از روش رگرسیون لاجیت دریافتند شرکت‌ها در مرحله‌ی تولد نسبت به مراحل رشد، بلوغ، احیا و افول کمتر از تجدید ساختار مدیریتی استفاده می‌کنند. همچنین شرکت‌هایی که در مرحله‌ی رشد قرار دارند کمتر از استراتژی تجدید ساختار دارایی استفاده می‌کنند و شرکت‌هایی که در مرحله‌ی افول قرار دارند نیز با احتمال کمتری از استراتژی‌های تجدید ساختار مالی استفاده می‌کنند.

عبدالباقی عطاآبادی و میرلوحی (۱۳۹۸) طی پژوهشی به بررسی نقش چرخه‌ی عمر و درماندگی مالی بر استراتژی‌های تجدید ساختار پرداختند. آن‌ها با انتخاب ۱۸۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ دریافتند درماندگی مالی بر استراتژی‌های تجدید ساختار مدیریتی، عملیاتی و مالی تاثیر می‌گذارد. در نهایت یافته‌های پژوهش حاکی از اثر چرخه‌ی عمر و درماندگی مالی بر استراتژی‌های تجدید ساختار مالی بود؛ توجه به این نکته مهم است که با توجه غیر بورسی بودن شرکت‌های نوظهور در ایران تا پیش از این تاریخ، در این پژوهش مرحله‌ی ظهور از چرخه‌ی عمر نادیده گرفته شد.

شیرکوهی دره‌شیری و محمدزاده (۱۳۹۷) طی پژوهشی به بررسی رابطه‌ی بین درماندگی مالی، چرخه عمر و بازسازی ساختار شرکت در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این راستا با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره، اطلاعات ۱۰۴ شرکت تولیدی طی دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵، مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج نشان داد که بین درماندگی مالی و تجدید ساختار مالی شرکت در مرحله رشد و بلوغ، رابطه معنی‌داری وجود ندارد. اما بین درماندگی مالی و تجدید ساختار مالی شرکت در مرحله افول، رابطه معنی‌داری وجود دارد.

باقری، غلامی بالادزائی و حیدری رستمی (۱۳۹۵) در پژوهشی با هدف بررسی تاثیر چرخه عمر و ناتوانی مالی بر استراتژی‌های تغییر ساختار مدیریتی و عملیاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که چرخه عمر شرکت‌ها و ناتوانی مالی بر استراتژی‌های تجدید ساختار شرکت‌ها تاثیرگذار است. جامعه مطالعاتی پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی یک دوره پنج‌ساله از ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ در نظر گرفته شد که با توجه به محدودیت‌های پژوهش اطلاعات مربوط به ۱۶۴ شرکت جمع‌آوری شد. جهت مستندسازی نتایج، تجزیه‌وتحلیل آماری و ارائه راه‌حل‌های نهایی، فرضیه‌های پژوهش با

استفاده از رگرسیون خطی مرکب و آزمون‌های F و t تحلیل‌شد.

بیرامی نیک‌آبادی و ابراهیمی (۱۳۹۳)، در پژوهشی به بررسی عملکرد شرکت بر روی درماندگی مالی طی چرخه عمر شرکت‌ها پرداختند. آن‌ها برای اندازه‌گیری ورشکستگی شرکت‌ها به عنوان متغیر وابسته، از مدل آلتمن استفاده کردند. هم‌چنین برای اندازه‌گیری عملکرد به عنوان متغیر مستقل، از شاخص Q توبین بهره بردند. در این پژوهش تعداد ۷۰ شرکت بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ انتخاب و سپس با استفاده از مدل آنتونی و رامش شرکت‌ها در سه مرحله رشد و بلوغ و افول تقسیم‌بندی شد و تأثیر عملکرد شرکت بر درماندگی مالی برای هر مرحله به صورت جداگانه بررسی شد که بر اساس نتایج آزمون‌های F و هاسمن، مشخص شد داده‌ها از نوع داده‌های تلفیقی و با اثرات ثابت است. هم‌چنین بر اساس نتایج به دست آمده از برازش مدل، رابطه بین عملکرد شرکت و درماندگی مالی در هر سه دوره رشد و بلوغ و افول مثبت و معنی‌دار، ولی شدت تأثیر عملکرد در دوره رشد به صورت جزئی بیش‌تر از بلوغ و در بلوغ بیش‌تر از مرحله افول بود. هم‌چنین بر اساس نتایج برازش مدل مشخص شد متغیر کنترلی اندازه شرکت در مرحله افول رابطه معنی‌داری با درماندگی مالی ندارد.

با مرور پیشینه پژوهش می‌توان دریافت که درماندگی مالی به‌طور معنی‌داری بر استراتژی‌های تجدید ساختار مالی شرکت‌ها اثرگذار است و چرخه عمر شرکت نقش مهمی در انتخاب نوع استراتژی تجدید ساختار ایفا می‌کند. با این حال، اغلب مطالعات پیشین، چه در داخل و چه در خارج از کشور، این رابطه را به‌صورت کلی بررسی کرده و کمتر به تحلیل تفکیکی استراتژی‌های تجدید ساختار مالی پرداخته‌اند. در پژوهش حاضر با هدف رفع این خلأ، به‌طور مشخص این مسئله بررسی می‌شود که در هر یک از مراحل چرخه عمر شرکت، بنگاه‌های دچار درماندگی مالی، تمایل بیشتری به استفاده از کدام استراتژی‌های تجدید ساختار یعنی مبتنی بر بدهی یا استراتژی‌های مبتنی بر حقوق صاحبان سهام دارند.

مطالعات داخلی نظیر زهروردی، خدامی‌پور و پورحیدری (۱۳۹۵)، شیرکوهی دره‌شیری و محمدزاده (۱۳۹۷)، دموری و هژبری (۱۳۹۸)، عبدالباقی عطاآبادی و میرلوحی (۱۳۹۸) و امیری و سعیدی (۱۴۰۰) و همچنین پژوهش‌های خارجی مانند کوه[1] و همکاران (۲۰۱۵) و کیم و همکاران

[1]. Koh

(۲۰۲۰)، به‌طور عمده به بررسی رابطه میان درماندگی مالی، چرخه عمر شرکت و استراتژی‌های تجدید ساختار مالی پرداخته‌اند؛ در حالی که در پژوهش حاضر به تحلیل مستقل و جداگانه هر یک از استراتژی‌های تجدید ساختار مالی پرداخته‌شده است. این تمرکز به دلیل اهمیت ویژه درماندگی مالی در شرکت‌های ایرانی اتخاذ شده است، چرا که شرکت‌ها در ایران به طور گسترده با محدودیت منابع، دسترسی محدود به تامین مالی خارجی و فشارهای ناشی از نرخ تورم و نوسانات بازار مواجه‌اند. به علاوه نتایج پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که درماندگی مالی یکی از اصلی‌ترین عوامل تهدیدکننده بقای شرکت‌ها است و بیش‌ترین تأثیر را بر تصمیمات سرمایه‌گذاری، ساختار سرمایه و اصلاحات مالی سازمان دارد (اکبر و همکاران، ۲۰۲۲: ۱۹-۳۳). تمرکز بر جنبه مالی تجدید ساختار، امکان تحلیل دقیق‌تر و ارائه راهکارهای عملیاتی متناسب با واقعیت‌های اقتصادی و مدیریتی شرکت‌های ایرانی را فراهم می‌کند و ارتباط چرخه عمر شرکت با نوع و شدت تجدید ساختار را روشن‌تر می‌کند.

اهمیت این رویکرد در بستر اقتصاد ایران از این جنبه حائز اهمیت است که محیط مالی ایران از نظر ساختار بانک‌محور تأمین مالی، محدودیت عمق و کارایی بازار سرمایه، دسترسی محدود به منابع مالی خارجی، نوسانات شدید اقتصادی و تحریم‌ها تفاوت بنیادینی با محیط‌های مالی توسعه‌یافته دارد. این تفاوت‌ها سبب می‌شود الگوی انتخاب استراتژی‌های تجدید ساختار مالی در شرکت‌های ایرانی، به‌ویژه در شرایط درماندگی مالی، الزاماً با نتایج مطالعات بین‌المللی هم‌راستا نباشد. افزون بر این، در مطالعات داخلی تاکنون به نقش چرخه عمر شرکت در تعدیل رابطه میان درماندگی مالی و نوع استراتژی تجدید ساختار مالی کمتر توجه شده است.

در مجموع، نوآوری پژوهش حاضر در ارائه یک چارچوب تحلیلی منسجم برای بررسی تفکیکی استراتژی‌های تجدید ساختار مالی شرکت‌های دچار درماندگی مالی، با در نظر گرفتن نقش تعدیلی چرخه عمر شرکت و ویژگی‌های خاص محیط مالی ایران است که به پر کردن خلأ موجود در ادبیات پژوهش کمک می‌کند.

۳- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به اهداف ذکر شده برای پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین و با استفاده از آزمون‌های آماری ارزیابی شد:

بر اساس مبانی نظری فشار مالی و نظریه‌های ساختار سرمایه و همچنین شواهد تجربی (اکبر و همکاران، ۲۰۲۲: ۱۰) انتظار می‌رود درماندگی مالی موجب افزایش گرایش شرکت‌ها به تجدید ساختار مالی، به‌ویژه از طریق حقوق صاحبان سهام شود. از این‌رو، فرضیه اصلی اول پژوهش به صورت زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اصلی اول: درماندگی مالی بر انتخاب استراتژی تجدید ساختار مالی مبتنی بر حقوق صاحبان سهام تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

همچنین با توجه به نظریه چرخه عمر شرکت و نقش اقتضایی آن در تصمیمات مالی، انتظار می‌رود مرحله چرخه عمر شرکت، رابطه میان درماندگی مالی و انتخاب استراتژی تجدید ساختار مالی را تعدیل کند. بر این اساس، فرضیه اصلی دوم و فرضیه‌های فرعی آن به شرح زیر است:

فرضیه اصلی دوم: چرخه عمر شرکت رابطه میان درماندگی مالی با استراتژی‌های تجدید ساختار بدهی و حقوق صاحبان سهام را تعدیل می‌کند.

این فرضیه خود به سه فرضیه فرعی تقسیم می‌شود:

فرضیه فرعی ۲-۱: شرکت‌های قرارگرفته در مرحله ظهور و رشد، در مقایسه با شرکت‌های مرحله افول، تمایل بیشتری به استفاده از استراتژی تجدید ساختار مالی مبتنی بر حقوق صاحبان سهام دارند.

فرضیه فرعی ۲-۲: شرکت‌های قرارگرفته در مرحله بلوغ، در مقایسه با شرکت‌های مرحله افول، تمایل بیشتری به استفاده همزمان از استراتژی‌های تجدید ساختار مالی مبتنی بر حقوق صاحبان سهام و بدهی دارند.

فرضیه فرعی ۲-۳: شرکت‌های قرارگرفته در مرحله نزول، در مقایسه با شرکت‌های مرحله افول، تمایل بیشتری به استفاده از استراتژی تجدید ساختار مالی مبتنی بر بدهی دارند.

٤- روش پژوهش

با توجه به آن که از یافته‌های پژوهش حاضر می‌توان برای حل مسائل در سازمان‌ها استفاده کرد، این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از منظر روش از نوع توصیفی-همبستگی است. این پژوهش بر اساس تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته و صورت‌های مالی شرکت‌ها انجام می‌پذیرد؛ پس در زمره پژوهش‌های پسارویدادی و یا تاریخی نیز دسته‌بندی می‌شود. جامعه آماری پژوهش

حاضر، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که با توجه به گستردگی آن، بر اساس روش حذف سیستماتیک نمونه‌ای شامل ۱۳۵ شرکت که دارای ویژگی‌های منتخب زیر باشند انتخاب شده است:

۱) شرکت‌هایی که از سال ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرش شده باشند.

دوره زمانی پژوهش از سال ۱۳۹۴ انتخاب شده است؛ زیرا از این سال به بعد، صورت‌های مالی شرکت‌ها با اجرای تدریجی استانداردهای جدید گزارشگری مالی (IFRS) از یکپارچگی و قابلیت مقایسه بیشتری برخوردار شد. همچنین از این دوره، کیفیت و جامعیت اطلاعات منتشرشده در سامانه کدال بهبود یافته و داده‌های لازم برای محاسبه شاخص‌هایی مانند درماندگی مالی و چرخه عمر شرکت‌ها به‌صورت کامل‌تری در دسترس است. استفاده از سال‌های قبل‌تر به دلیل تفاوت در استانداردهای حسابداری، ناقص بودن گزارش‌ها و تغییرات متعدد در مقررات بازار سرمایه، می‌تواند باعث ایجاد ناهمگنی در داده‌ها و اخلال در برآورد مدل‌ها شود؛ بنابراین دوره‌های پیش از ۱۳۹۴ در نمونه پژوهش لحاظ نشده است.

۲) شرکت باید بین سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۱ در بورس اوراق بهادار تهران فعالیت مستمر و پایدار داشته و وقفه معاملاتی نداشته باشد.

۳) سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفندماه هر سال باشد و در طی دوره ۸ ساله مدنظر پژوهش تغییراتی در پایان دوره مالی رخ نداده باشد.

۴) اطلاعات مالی مورد نیاز در دوره مورد مطالعه به صورت کامل در دسترس باشد.

۵) شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری، بیمه، بانک‌ها و لیزینگ از جامعه آماری حذف شده است.

در پژوهش حاضر ابتدا برای جمع‌آوری اطلاعات مرتبط با مبانی نظری پژوهش از منابع کتابخانه‌ای استفاده‌شده است. سپس داده‌های موردنیاز جهت آزمون فرضیه‌ها از سایت بورس اوراق بهادار تهران[۲]، صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بانک اطلاعاتی ره‌آوردنوین و کدال[۳] استفاده شده است. همچنین برای تجزیه و تحلیل نتایج پژوهش از نرم‌افزار ایویوز[۴] و اکسل[۵] استفاده‌شده است.

برای بررسی تاثیر درماندگی مالی و مراحل چرخه عمر بر استراتژی‌های تجدید ساختار

مالی از مدل‌های زیر استفاده شد:

$$FR_{it} = \propto_0 + \propto_1 FD_{it} + \propto_2 TQ_{it} + \propto_3 size_{it} + \propto_4 CF_{it} + \varepsilon_i \quad (۱)$$

$$FR_{it} = \propto_0 + \sum_{i=1}^{4} \propto_i FLCS_{i,t} + \propto_5 FD_{it} + FD_{it} \times \left(\sum_{i=1}^{4} \propto_i FLCS_{i,t}\right) + \propto_{10} TQ_{it} + \propto_{11} size_{it} + \propto_{12} CF_{it} + \varepsilon_i \quad (۲)$$

مدل (۱) برای آزمون فرضیه اصلی اول و مدل (۲) برای آزمون فرضیه‌های فرعی ۲-۱، ۲-۲ و ۲-۳ است. متغیرهای این دو مدل در جدول (۱) تعریف شده است. همان‌گونه که در جدول (۱) آمده، متغیر مستقل پژوهش درماندگی مالی است که برای اندازه‌گیری آن از مدل z آلتمن تعدیل‌شده استفاده‌شده است. این مدل دارای سه احتمال ورشکستگی زیاد، ورشکستگی ضعیف و ورشکستگی صفر است. جدول (۲) محدوده ورشکستگی در مدل z آلتمن تعدیل‌شده را نشان می‌دهد.

$$z' = 0/717x_1 + 0/847x_2 + 3/107x_3 + 0/42x_4 + 0/998x_5 \quad (۳)$$

x_1: خالص سرمایه در گردش به کل دارایی

x_2: سود انباشته به کل دارایی

x_3: سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی

x_4: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به کل بدهی

x_5: فروش به کل دارایی

z': شاخص کل

جدول ۱. متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نوع متغیر	توضیحات
FR_{it}	وابسته	استراتژی‌های تجدید ساختار مالی (بدهی و حقوق صاحبان سهام) در سال جاری که برای اندازه‌گیری آن از متغیرهای مجازی استفاده‌شده است.

نام متغیر	نوع متغیر	توضیحات
FD_{it}	مستقل	درماندگی مالی شرکت i در زمان t که برای اندازه‌گیری سطح درماندگی مالی شرکت در این پژوهش، از مدل Z- آلتمن[۶] تعدیل شده استفاده‌شده است.
$\sum_{i=1}^{4} \alpha_i FLCS_{i,t}$	تعدیل‌کننده	چهار مرحله از چرخه عمر شرکت شامل ظهور ، رشد، بلوغ و نزول که برای اندازه‌گیری آن از معیار دیکینسون (۲۰۱۱) استفاده‌شده است.
TQ_{it}	کنترلی	Q توبین[۷] که از فرمول زیر قابل محاسبه است: $\frac{\text{بدهی شرکت + ارزش بازار شرکت}}{\text{ارزش دفتری دارایی}}$
$^{*}size_{it}$	کنترلی	اندازه شرکت که از محاسبه لگاریتم طبیعی کل دارایی بدست می‌آید.
CF_{it}	کنترلی	جریان نقدی شرکت که به صورت زیر محاسبه می‌شود: $\frac{\text{جریان نقد حاصل از عملیات}}{\text{ارزش کل دارایی}}$
ε_i	–	عبارت مربوط به خطا

* اندازه شرکت بر مبنای ارزش دفتری دارایی محاسبه شده است. دلیل انتخاب این شاخص محدودیت دسترسی به ارزش روز دارایی در بازار ایران است.

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. محدوده ورشکستگی در مدل z آلتمن تعدیل‌شده

حدود z'	احتمال ورشکستگی
$z' \leq 1/23$	زیاد
$1/23 < z' \leq 2/99$	کم
$z' > 2/99$	صفر

منبع: آلتمن (۱۹۸۳)

استراتژی تجدید ساختار مالی (FR) متغیر وابسته‌ی این پژوهش است که برای اندازه‌گیری آن از متغیر موهومی (مجازی) استفاده شده است.

متغیر مجازی NetDebt: در صورتی که نسبت تغییرات خالص بدهی استقراضی به دارایی ابتدای دوره بیش از ۵ درصد باشد؛ NetDebt=1 و در غیر این صورت NetDebt=0.

متغیر مجازی NetEquity: در صورتی که نسبت تغییرات حقوق صاحبان سهام به دارایی ابتدای دوره بیش از ۵ درصد باشد؛ NetEquity=1 و در غیر این صورت NetEquity=0.

برای سنجش متغیر کنترلی چرخه عمر از معیار دیکینسون (۲۰۱۱) استفاده شده است. دیکینسون از الگوی جریان نقدی برای سنجش مراحل استفاده کرده است. در پژوهش حاضر شرکت‌های نمونه بر این اساس در ۵ دسته طبقه‌بندی می‌شود. جدول (۳) طبقه‌بندی مراحل چرخه عمر بر اساس الگوی جریان نقدی دیکینسون را نشان می‌دهد.

جدول ۳. طبقه‌بندی مراحل چرخه عمر بر اساس الگوی جریان نقدی دیکینسون

	خالص جریان وجوه نقد عملیاتی	خالص جریان وجوه نقد سرمایه‌گذاری	خالص جریان وجوه نقد تامین مالی
ظهور	−	−	+
رشد	+	−	+
بلوغ	+	−	−
نزول	−	+	+/−

منبع: دیکینسون (۲۰۱۱)

سایر سال- شرکت‌ها در مرحله افول طبقه‌بندی می‌شوند (شرکت‌هایی که در چهار طبقه بالا قرار نگرفته، در مرحله افول در نظر گرفته‌شده است).

۵- یافته‌های پژوهش

برای دستیابی به درکی روشن و قابل فهم از داده‌ها، از نمودارها و جداول آمار توصیفی استفاده می‌شود. جدول (۴) آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش را پس از غربال‌گری و حذف داده‌های پرت نشان می‌دهد. میانگین شاخص Z آلتمن ۲/۵۴۴ است که نشان

می‌دهد بیش‌تر داده‌ها حول این نقطه متمرکز شده است. به عبارت دیگر این عدد نشان می‌دهد که عمده‌ی شرکت‌ها از لحاظ احتمال ورشکستگی در ناحیه‌ی خاکستری قرار دارند واحتمال مواجه شدن با بحران مالی برای آن‌ها ضعیف است. حداقل مقدار این شاخص منفی است که نشان‌دهنده وجود برخی شرکت‌ها با وضعیت مالی بحرانی در نمونه پژوهش است. میانه برای متغیر کنترلی جریان نقدی ۰/۰۷۸ است. یعنی نیمی از داده جریان نقدی بیش از این مقدار و نیمی دیگر جریان نقدی کمتر از این مقدار است. اندازه شرکت نیز دارای میانه‌ی ۲۹/۶۶۶ است که این مقدار به عدد میانگین متغیر نیز نزدیک است؛ این به این معنی‌ست که توزیع متغیر فوق به توزیع نرمال نزدیک است. این موضوع را از چولگی نیز میتوان فهمید.

انحراف معیار معتبرترین شاخص پراکندگی است و هرچه عدد مربوط به آن بزرگ‌تر باشد، بدین معنی‌ست که توزیع، پراکندگی بیش‌تری دارد. این شاخص برای جریان نقدی معادل ۹/۷۲۱، است که نشان‌دهنده پراکندگی زیاد در داده‌های این متغیر است. در پژوهش حاضر چولگی ۲/۶۴۹ برای متغیر کیوتوبین نشان می‌دهد بخش زیادی از داده‌ها مقادیر کمتر از میانگین را اختیار کرده‌اند و توزیع چوله به راست است. هم‌چنین کشیدگی مربوط به متغیر ذکر شده ۱۲/۶۶۸ است که نشان می‌دهد که قله‌ی توزیع از توزیع نرمال بالاتر است. از بین متغیرها تنها اندازه شرکت کشیدگی نزدیک به توزیع نرمال دارد.

جدول ٤. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیش‌ترین	کم‌ترین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
شاخص Zآلتمن	۲/۵۴۴	۲/۲۸	۹/۹۲۱	-۰/۹۱۹	۱/۴۸۱	۱/۳۳۳	۵/۹۶۸
کیوتوبین	۲/۷۳۷	۲/۰۱	۱۷/۵۴۸	۰/۶۳۲	۲/۰۷۳	۲/۶۴۹	۱۲/۶۶۸
اندازه شرکت	۲۹/۳۴	۲۹/۶۶۶	۳۵/۳۸۷	۲۵/۲۲۲	۱/۷۴۴	۰/۷۳۷	۳/۳۷۵
جریان نقدی	۲/۶۶۸	۰/۰۷۸	۳۴/۵۸۴	-۰/۵۱۹	۹/۷۲۱	۲/۳۵۱	۶/۵۶

منبع: یافته‌های پژوهش

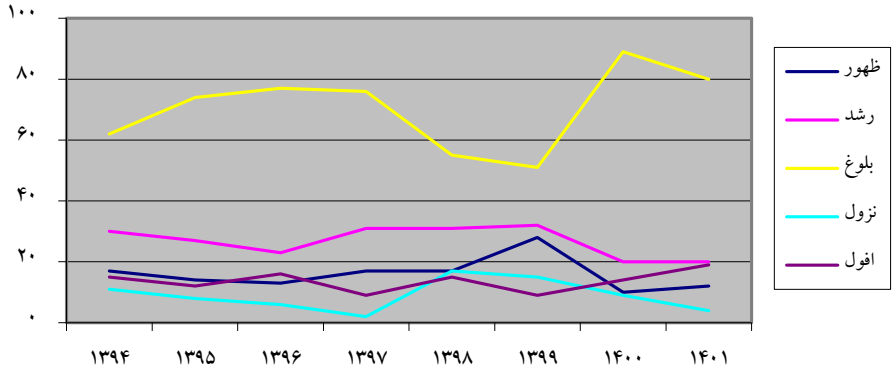
در جدول (۵)، فراوانی شرکت‌ها به تفکیک سال در هر مرحله از چرخه عمر ارائه‌شده است. در تمامی سال‌ها بیش‌ترین فراوانی متعلق به مرحله بلوغ از چرخه عمر است و پس از آن،

بیش‌ترین فراوانی متعلق به مرحله رشد است. شکل (۱) نیز اطلاعات مربوط به جدول (۵) را به صورت یک نمودار خطی به نمایش گذاشته است.

جدول ۵. تعداد شرکت‌ها در هر مرحله از چرخه عمر به تفکیک سال

سال / مراحل چرخه عمر	ظهور	رشد	بلوغ	نزول	افول
۱۳۹۴	۱۷	۳۰	۶۲	۱۱	۱۵
۱۳۹۵	۱۴	۲۷	۷۴	۸	۱۲
۱۳۹۶	۱۳	۲۳	۷۷	۶	۱۶
۱۳۹۷	۱۷	۳۱	۷۶	۲	۹
۱۳۹۸	۱۷	۳۱	۵۵	۱۷	۱۵
۱۳۹۹	۲۸	۳۲	۵۱	۱۵	۹
۱۴۰۰	۱۰	۲۰	۸۲	۹	۱۴
۱۴۰۱	۱۲	۲۰	۸۰	۴	۱۹
جمع	۱۲۸	۲۱۴	۵۵۷	۷۲	۱۰۹

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۱. تعداد شرکت‌ها در هر مرحله از چرخه عمر به تفکیک سال

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۶) فراوانی شـــرکت‌های بدون درماندگی مالی و دارای درماندگی مالی کم و زیاد را بر اساس پنج مرحله از چرخه عمر شرکت نشان می‌دهد. بیش‌ترین فراوانی متعلق به شرکت‌های دارای درماندگی مالی اندک در مرحله بلوغ و کم‌ترین فراوانی مربوط به شـــرکت‌های دارای درماندگی مالی زیاد در مرحله نزول است.

جدول ٦. فراوانی شرکت‌های بدون درماندگی مالی و دارای درماندگی مالی بر اساس پنج مرحله از چرخه عمر

	شرکت‌های بدون درماندگی	شرکت‌های دارای درماندگی مالی اندک	شرکت‌های دارای درماندگی مالی زیاد	جمع
ظهور	۱۸	۹۰	۲۰	۱۲۸
رشد	۵۷	۱۲۹	۲۸	۲۱۴
بلوغ	۲۰۵	۲۸۶	۶۶	۵۵۷
نزول	۱۹	۳۸	۱۵	۷۲
افول	۳۲	۵۳	۲۴	۱۰۹
جمع	۳۳۱	۵۹۶	۱۵۳	۱۰۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۷) توزیع فراوانی متغیرهای تجدید ساختار بدهی و تجدید ساختار حقوق صاحبان ســـهام را نشـــان می‌دهد. همان‌گونه که در ردیف دوم جدول (۷) آمده اســـت ۲۶/۰۲ درصـــد از شـــرکت‌ها از اســـتراتژی‌های مبتنی بر بدهی اســـتفاده می‌کنند و از اســـتراتژی‌های مبتنی بر حقوق صاحبان سهام استفاده نمی‌کنند. همچنین ۳۷/۸۷ درصد شرکت‌ها از هردو استراتژی بهره می‌برند ولی ۱۳/۲۴ درصد شرکت‌ها نیز از هیچ‌کدام از این دو استراتژی استفاده نمی‌کنند زیرا ممکن است راهبردهای دیگری همچون تجدید ســـاختار عملیاتی، دارایی و یا مدیریتی را در اصـــلاح ســـاختار خود به کار گیرند.

جدول ۷. توزیع فراوانی متغیرهای (NetDebt , NetEquity)

عنوان	فراوانی	درصد فراوانی
(۰و۰)	۱۴۳	۱۳/۲۴
(۰و۱)	۲۸۱	۲۶/۰۲
(۱و۰)	۲۴۷	۲۲/۸۷
(۱و۱)	۴۰۹	۳۷/۸۷
جمع	۱۰۸۰	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۸) ماتریس هم‌بستگی متغیرهای پژوهش ارائه‌شده است. ضرایب هم‌بستگی کمتر از ۰/۷+/- است که نشان می‌دهد همخطی بین متغیرها وجود ندارد.

جدول ۸. ماتریس هم‌بستگی

	DR	ER	Intro	Growth	Mature	Shake out	Decline	FD	CF	Size	TQ
DR	۱										
احتمال	-----										
ER	۰/۰۳۲	۱									
احتمال	-۱/۰۳۶	-----									
Intro	/۱۵۳*** ۰	۰/۰۲۱ -	۱								
احتمال	۵/۰۵۱	۰/۶۸۷ -	-----								
Growth	/۱۴۷*** ۰	۰/۰۲۶	/۱۸۲*** -۰	۱							
احتمال	۴/۹۱۱	۰/۹۱۲	-۶/۰۶۵	-----							
Mature	/۱۳۸*** -۰	-۰/۰۲	/۳۷۷*** -۰	/۵۰۸*** -۰	۱						
احتمال	-۴/۴۹۵	۰/۵۹۳ -	۱۳/۳۱۷ -	۱۹/۳۷۱ -	-----						
Shake out	/۱۳۳*** -۰	۰/۰۱۸	/۱۲۴*** -۰	/۱۶۶*** -۰	/۳۴۴*** -۰	۱					
احتمال	-۴/۳۷۱	۰/۶۰۰	-۴/۰۶۱	-۵/۵۲۲	۱۱/۹۹۲	-----					
Decline	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۳ -	۰/۰۹۹** -	/۱۳۳*** -۰	/۲۷۶*** -۰	۰/۰۹** -	۱				
احتمال	-۰/۰۷۹	-۰/۱	-۳/۲۴۶	-۴/۴۰۳	-۹/۳۸۸	۲/۹۶۱ -	----- -				
FD	/۱۲۵*** -۰	۴۰۷*** ۰/	/۱۱۷*** -۰	۰/۰۶۴** -	/۱۳۵*** ۰	۰/۰۰۴	۰/۰۲۴ -	۱			
احتمال	-۴/۱۰۵	۱/۵۳۵ ۴	-۳/۸۴۳	-۲/۰۹۱	۴/۴۸۸	۰/۱۳۶	۰/۷۷۳ -	-----			
CF	/۱۱۹*** ۰	۱۷۹*** ۰/	/۱۰۴*** ۰	۰/۰۳۳	/۱۰۴*** -۰	-۰/۰۴	۰۷۲** ۰/	۱۸۳*** ۰/	۱		
احتمال	۳/۹۱۵	۵/۹۲۲	۳/۴۱۷	۱/۰۵۱	-۳/۴۴۹	۱/۳۱۶ -	۲/۳۶	۶/۰۶	-----		
Size	/۱۴۴*** ۰	۲۱۳*** ۰/	۰/۰۶۶** -	۰/۰۰۸	۰/۰۷۳** -	۰/۰۳۶ -	۰/۰۳۱ -	۲۴۴*** ۰/	۱۴۱*** ۰/	۱	
احتمال	۴/۷۳۴	۷/۱۲۲	-۲/۱۶۲	۰/۲۶۷	۲/۴۲۸	-۱/۱۹	-۱/۰۳	۸/۱۹۲	۴/۶۵۵	-----	
TQ	۰/۰۹۱**	۲۲۷*** ۰/	۰/۰۱۵	۰/۰۲۳	۰/۰۷۶** -	۰/۰۱۹	۰۷۱** ۰/	۲۷۵*** ۰/	۴۳۹*** ۰/	/۰۸۹** -۰	۱

احتمال	۲/۹۹	۷/۶۱۸	۰/۵۰۴	۰/۸۱۳	-۲/۵۰۷	۰/۶۱۲	۲/۳۰۵	۹/۳۳۲	۱/۹۲۴۵	۲/۹۲۷ -

** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهند.

در جدول (۹) نتایج آزمون اف چاو ارائه شده است. مطابق این جدول ، سطح معنی‌داری آزمون F در همه مدل‌ها کمتر از ۰/۰۱ است. بنابراین رویکرد داده‌های پانل مورد پذیرش قرار می گیرد.

جدول ۹. نتایج آزمون F

مدل	متغیر وابسته	آماره آزمون	نتیجه
(۱)	استراتژی‌های تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام	۱/۶۰۸***	داده‌های پانل(تابلویی)
(۱)	استراتژی‌های تجدید ساختار بدهی	۲/۰۶۱***	داده‌های پانل(تابلویی)
(۲)	استراتژی‌های تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام	۱/۶۱۴***	داده‌های پانل(تابلویی)
(۲)	استراتژی‌های تجدید ساختار بدهی	۱/۹۸***	داده‌های پانل(تابلویی)

*** معنی‌داری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد.

پس از آزمون چاو، در صورت رد شدن فرض صفر، آزمون هاسمن انجام می‌شود. مطابق جدول (۱۰) آزمون هاسمن در تمامی مدل‌ها در سطح یک درصد معنی‌دار است که نشان‌دهنده‌ی پذیرش رویکرد اثرات ثابت عرض از مبدا است.

جدول ۱۰. نتایج آزمون هاسمن

مدل	متغیر وابسته	آماره آزمون	نتیجه
(۱)	استراتژی‌های تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام	۵۲/۹۶۴***	اثرات ثابت
(۱)	استراتژی‌های تجدید ساختار بدهی	۹۱/۷۹۲***	اثرات ثابت
(۲)	استراتژی‌های تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام	۶۲/۹۲۳***	اثرات ثابت
(۲)	استراتژی‌های تجدید ساختار بدهی	۱۰۱/۲۰۵***	اثرات ثابت

*** معنی‌داری در سطح ۱٪ را نشان می‌دهد.

با توجه به دو وجهی بودن متغیر وابسته در این پژوهش، برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون لجستیک استفاده می‌شود. نتایج حاصل از رگرسیون لجستیک مدل اول برای آزمون فرضیه اول در جداول (۱۱) و (۱۲) ارائه‌شده است. با توجه به جدول (۱۱)، آماره درست‌نمایی ۲۷۰/۶۸ و مقدار احتمال این آماره ۰/۰۰۰ است که نشان از معنی‌دار بودن مدل در سطح ۹۹ درصد است. به علاوه قدرمطلق بیشینه درست‌نمایی در این مدل ۵۸۰/۱۸۵ است که نشان‌دهنده مناسب بودن مدل است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر معنی‌دار نبودن مدل رد شده و مدل اول در این پژوهش تایید می‌شود. ضریب مک فادن ۰/۱۹ است که نشان می‌دهد متغیرهای وابسته و کنترلی حدود ۱۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد.

با توجه به آماره z و سطح معنی‌داری آن، تمامی متغیرها معنی‌دار هستند. متغیر درماندگی مالی با سطح معنی‌داری ۱ درصد، دارای ضریب ۰/۷۷۸ است بنابراین با افزایش احتمال درماندگی مالی (کاهش z آلتمن تعدیل شده) احتمال استفاده از استراتژی تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام کم‌تر می‌شود.

اثر نهایی متغیر FD نشان می‌دهد اگر متغیر درماندگی مالی یک واحد تغییر کند، استراتژی تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام به میزان ۲۵ درصد (۰/۲۵ واحد) تغییر خواهد کرد؛ به این ترتیب که اگر شاخص z آلتمن مربوط به بنگاهی یک واحد کاهش یابد (یعنی احتمال درماندگی مالی افزایش یابد) متغیر وابسته به میزان ۰/۲۵ واحد کاهش می‌یابد.

جدول ۱۱. نتایج آماری حاصل از بررسی آزمون فرضیه اصلی اول

متغیر وابسته: استراتژی تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام				
$FR_{it} = \propto_0 + \propto_1 FD_{it} + \propto_2 TQ_{it} + \propto_3 size_{it} + \propto_4 CF_{it} + \varepsilon_i$				
متغیرها	ضرایب	انحراف استاندارد ضرایب	آماره z	اثر نهایی
FD	۰/۷۷۸***	۰/۰۷۶	۱۰/۲۱۲	۰/۲۵
TQ	۰/۱۳۸**	۰/۰۴۷	۲/۹۳۵	۰/۰۴۴
Size	۰/۲۰۶***	۰/۰۴۵	۴/۵۹۶	۰/۰۶۶
CF	۰/۰۱۸*	۰/۰۱	۱/۷۷۳	۰/۰۰۶

سایر آماره‌های اطلاعاتی	
McFadden R-squared	۰/۱۹
LR statistic	۲۷۰/۶۸
Prob (LR statistic)	۰/۰۰۰
Log likelihood	-۵۸۰/۱۸۵

*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج حاصل از برآورد مدل اول برای استراتژی تجدید ساختار بدهی در جدول (۱۲)، آماره درست‌نمایی بیش از ۲ و سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد نشان از معنی‌داری مدل در سطح ۹۵ درصد است. قدر مطلق بیشینه درست‌نمایی ۶۴۸/۹۰۹ است که آن هم تاکید بر معنی‌دار بودن و مناسب بودن مدل دارد. ضریب مک فادن نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی در این مدل تنها ۶/۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد.

آماره z و سطح معنی‌داری آن برای متغیرها نشان از معنی‌دار بودن تمامی آن‌ها در این مدل است. با توجه به ضریب درماندگی مالی می‌توان پی برد با افزایش احتمال درماندگی مالی (کاهش z آلتمن) شرکت‌ها تمایل بیش‌تری به استفاده از استراتژی‌های تجدید ساختار بدهی نشان می‌دهند. به عبارتی، شرکت‌ها تمایل دارند در مواجهه با درماندگی مالی از استراتژی بدهی استفاده کنند و استفاده از استراتژی تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام را به زمانی موکول می‌کنند که درماندگی مالی ندارند یا به اندازه کافی از آن فاصله گرفته‌اند. بنابراین فرضیه اول رد می‌شود.

اثر نهایی متغیر FD نشان می‌دهد یک واحد تغییر در درماندگی مالی منجر به تغییر ۰/۱۱۶ واحدی از استراتژی تجدید ساختار بدهی خواهد شد. به عبارتی اگر شاخص z آلتمن تعدیل شده در بنگاه یک واحد کاهش یابد، احتمال استفاده از استراتژی تجدید ساختار بدهی ۱۱/۶ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۱۲. نتایج آماری حاصل از بررسی آزمون فرضیه اصلی اول

متغیر وابسته: استراتژی تجدید ساختار بدهی				
$FR_{it} = \propto_0 + \propto_1 FD_{it} + \propto_2 TQ_{it} + \propto_3 size_{it} + \propto_4 CF_{it} + \varepsilon_i$				
متغیرها	ضرایب	انحراف استاندارد ضرایب	آماره z	اثر نهایی
FD	-۰/۳۵۹***	۰/۰۵۳	-۶/۷۹۹	-۰/۱۱۶
TQ	۰/۱۶۹***	۰/۰۴۳	۳/۸۷۳	۰/۰۵۴
Size	۰/۲۷۷***	۰/۰۴۵	۶/۱۵۷	۰/۰۸۹
CF	۰/۰۲**	۰/۰۰۹	۲/۱۴	۰/۰۰۶
سایر آماره‌های اطلاعاتی				
McFadden R-squared	۰/۰۶۵			
LR statistic	۹۰/۰۰۲			
Prob (LR statistic)	۰/۰۰۰			
Log likelihood	-۶۴۸/۹۰۹			

** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های پژوهش

در جداول (۱۳) و (۱۴) نتایج آزمون فرضیه‌های فرعی (۲-۱)، (۲-۲) و (۲-۳) ارائه‌شده است. مطابق جدول (۱۳)، آماره درست‌نمایی، سطح معنی‌داری آن و قدرمطلق بیشینه درست‌نمایی نشان از معنی‌دار بودن مدل است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر معنی‌دار نبودن مدل رد شده و مدل دوم نیز معنی‌دار است. ضریب مک فادن نیز نشان می‌دهد ۱۹/۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی در این مدل توضیح داده می‌شود. آماره z و سطح معنی‌داری آن برای دو متغیر مرحله ظهور و رشد نشان‌دهنده‌ی معنی‌دار نبودن آن‌ها است. به علاوه ضرایب متغیرهای حاصل ضرب درماندگی مالی در مراحل چرخه عمر و جریان نقدی نیز معنی‌دار نیست. بنابراین با توجه به معنی‌دار نبودن ضرایب، فرضیه ۲-۱ تایید نمی‌شود.

جدول ۱۳. نتایج آماری حاصل از بررسی آزمون فرضیه اصلی دوم

متغیر وابسته: استراتژی تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام

$$FR_{it} = \propto_0 + \sum_{i=1}^{4} \propto_i FLCS_{i,t} + \propto_5 FD_{it} + FD_{it} \times \left(\sum_{i=1}^{4} \propto_i FLCS_{i,t}\right) + \propto_{10} TQ_{it} + \propto_{11} size_{it} + \propto_{12} CF_{it} + \varepsilon_i$$

متغیرها	ضرایب	انحراف استاندارد ضرایب	آماره z	اثر نهایی
Introduction	−۰/۷۱۷	۰/۷۰۹	−۱/۰۱	−۰/۲۳
Growth	−۰/۵۲۲	۰/۶۲	−۰/۸۴۱	−۰/۱۶۷
Mature	−۰/۹۲۴*	۰/۵۲۱	−۱/۷۷۴	−۰/۲۹۶
Decline	−۱/۴۳۹*	۰/۸۵۵	−۱/۶۸۱	−۰/۴۶۱
FD	۰/۵۵۶**	۰/۱۹۶	۲/۸۴۱	۰/۱۷۸
FD×Introduction	۰/۳۱۱	۰/۳۲۸	۰/۹۴۸	۰/۰۱
FD×Growth	۰/۲۲۴	۰/۲۶۹	۰/۸۳۲	۰/۰۷۲
FD× Mature	۰/۲۵۴	۰/۲۱۸	۱/۱۶۵	۰/۰۸۱
FD× Decline	۰/۶۳۶	۰/۴	۱/۵۹۰	۰/۲۰۴
TQ	۰/۱۳۲**	۰/۰۴۸	۲/۷۷۹	۰/۰۴۲
Size	۰/۲۱۳***	۰/۰۴۵	۴/۶۹۲	۰/۰۶۸
CF	۰/۰۱۶	۰/۰۱۰	۱/۵۶۲	۰/۰۰۵

سایر آماره‌های اطلاعاتی	
McFadden R-squared	۰/۱۹۵
LR statistic	۲۷۹/۰۵
Prob (LR statistic)	۰/۰۰۰
Log likelihood	−۵۷۵/۹۹۸

*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که اشاره شد، آماره‌های اطلاعاتی منعکس‌شده در جدول (۱۴) نیز معنی‌داری مدل را تایید می‌کند و متغیرهای مستقل و کنترلی در این‌جا حدود ۱۱/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. ضرایب ۲/۴۸۵ و ۱/۰۹۱ برای دو متغیر مرحله ظهور و رشد چرخه عمر نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنی‌دار آن‌ها با استراتژی تجدید ساختار بدهی است. بنابراین بر خلاف آن‌چه انتظار می‌رفت شرکت‌ها در مراحل اولیه چرخه عمر خود، تمایل به استفاده از استراتژی‌های تجدید ساختار بدهی دارند.

ضرایب متغیرهای حاصل ضرب درماندگی مالی در مراحل چرخه عمر نیز معنی‌دار نبوده و بنابراین نمی‌توان ادعا کرد اگر بنگاه در مراحل ظهور، رشد و یا بلوغ قرار داشته باشد تاثیر درماندگی مالی بر احتمال اتخاذ استراتژی تجدید ساختار بدهی در مقایسه با حالتی که بنگاه در این مراحل قرار ندارد بیش‌تر یا کم‌تر است.

جدول ۱۴. نتایج آماری حاصل از بررسی آزمون فرضیه اصلی دوم

متغیر وابسته: استراتژی تجدید ساختار بدهی

$$FR_{it} = \propto_0 + \sum_{i=1}^{4} \propto_i FLCS_{i,t} + \propto_5 FD_{it} + FD_{it} \times \left(\sum_{i=1}^{4} \propto_i FLCS_{i,t} \right) + \propto_{10} TQ_{it} + \propto_{11} size_{it} + \propto_{12} CF_{it} + \varepsilon_i$$

متغیرها	ضرایب	انحراف استاندارد ضرایب	آماره z	اثر نهایی
Introduction	۲/۴۸۵***	۰/۶۴۷	۳/۸۳۹	۰/۷۷۳
Growth	۱/۰۹۱*	۰/۵۶۴	۱/۹۳۲	۰/۳۳۹
Mature	۰/۴۶۹	۰/۴۱۶	۱/۱۲۷	۰/۱۴۶
Decline	۲/۴۶۳**	۰/۷۸۷	۳/۱۳۱	۰/۷۶۶
FD	−۰/۳**	۰/۱۲۹	−۲/۳۲۶	−۰/۰۹۳
FD×Introduction	−۰/۲۹	۰/۲۳۵	−۱/۲۳۳	−۰/۰۹
FD×Growth	۰/۱۵۶	۰/۲۰۹	۰/۷۴۷	۰/۰۴۹
FD× Mature	۰/۰۳۲	۰/۱۳۸	۰/۲۲۸	۰/۰۱
FD× Decline	−۰/۷۴۲**	۰/۲۹۲	−۲/۵۳۹	−۰/۲۳۱

متغیر وابسته: استراتژی تجدید ساختار بدهی				
TQ	۰/۱۸***	۰/۰۴۵	۳/۹۵۴	۰/۰۵۶
Size	۰/۲۹***	۰/۰۴۷	۶/۱۹۹	۰/۰۹
CF	۰/۰۱۳	۰/۰۰۹	۱/۳۲۴	۰/۰۰۴
سایر آماره‌های اطلاعاتی				
McFadden R-squared	۰/۱۱۷			
LR statistic	۱۶۲/۸۴۵			
Prob (LR statistic)	۰/۰۰۰			
Log likelihood	-۶۱۲/۴۸۸			

*، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ را نشان می‌دهند.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۱۳)، ضریب ۰/۹۲۴- برای مرحله بلوغ چرخه عمر نشان دهنده رابطه منفی و معنی‌دار آن با استراتژی تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام است اما ضریب مرحله بلوغ در جدول (۱۴)، معنی‌دار نبوده و از مدل حذف می‌شود. بنابراین فرضیه (۲-۲) نیز رد شده و مورد تایید قرار نمی‌گیرد.

ضریب متغیر مرحله نزول در جدول (۱۳)، ۱/۴۳۹- است و نشان می‌دهد این متغیر با استراتژی‌های تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام رابطه منفی و معنی‌دار دارد؛ بدین معنی که شرکت‌ها در این مرحله با احتمال کم‌تری از تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام استفاده می‌کنند. در مقابل نتایج جدول (۱۴) حاکی از رابطه مثبت و معنی‌دار متغیر مرحله نزول با تجدید ساختار بدهی دارد. ضریب ۰/۷۴۲- برای متغیر حاصل ضرب درماندگی مالی در مرحله نزول نیز نشان می‌دهد اگر بنگاه در مرحله نزول باشد تاثیر درماندگی مالی بر احتمال اتخاذ استراتژی تجدید ساختار بدهی بیش‌تر از حالتی است که بنگاه در این مرحله قرار ندارد. جمع‌بندی مطالب مذکور نشان می‌دهد در مرحله نزول بنگاه با احتمال بیش‌تری در مقایسه با مرحله افول از استراتژی تجدید ساختار بدهی استفاده می‌کند و فرضیه (۲-۳) تایید می‌شود.

اعداد درج شده در ستون مرتبط با اثرات نهایی متغیرها حاکی از آن است که اگر متغیر مرحله نزول از چرخه عمر یک واحد تغییر کند استراتژی تجدید ساختار بدهی ۷۶/۶ درصد هم جهت با آن تغییر خواهد کرد. هم‌چنین به ازای تغییر یک واحد از هر یک از متغیرهای مرحله ظهور و رشد، استراتژی تجدید ساختار بدهی به ترتیب ۷۷/۳ درصد و ۳۳/۹ درصد تغییر خواهد کرد. اثر نهایی برای متغیر حاصل‌ضرب درماندگی مالی در مرحله نزول نشان‌دهنده‌ی تغییر ۰/۲۳۱ واحدی متغیر وابسته به ازای تغییر یک واحدی آن است. علامت منفی نیز حاکی از معکوس بودن رابطه‌ی آن‌ها است. بنابراین با توجه به مطالب گفته‌شده، از سه فرضیه فرعی ذیل فرضیه دوم تنها یک فرضیه تایید شد.

جدول (۱۵) خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۱۵. خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌ها

فرضیه	نتیجه
فرضیه ۱: تاثیر درماندگی مالی بر احتمال تجدید ساختار مالی از طریق حقوق صاحبان سهام مثبت است.	عدم پذیرش
فرضیه ۲-۱: در مرحله ظهور و رشد بنگاه با احتمال بیش‌تری در مقایسه با مرحله افول از استراتژی تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام استفاده می‌کند.	عدم پذیرش
فرضیه ۲-۲: در مرحله بلوغ در مقایسه با مرحله افول بنگاه از استراتژی تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام و تجدید ساختار بدهی استفاده می‌کند.	عدم پذیرش
فرضیه ۲-۳: در مرحله نزول بنگاه با احتمال بیش‌تری در مقایسه با مرحله افول از استراتژی تجدید ساختار بدهی استفاده می‌کند.	پذیرش

منبع: یافته‌های پژوهش

٦- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد که اگر متغیر وابسته را استراتژی‌های تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام در نظر بگیریم، تمامی ضرایب متغیرهای مستقل و کنترلی معنی‌دار است. به طور مشخص، متغیرهای درماندگی مالی و اندازه شرکت در سطح اطمینان ۹۹ درصد،

کیوتوبین در سطح ۹۵ درصد و جریان نقدی در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار است. ضریب ۰/۷۷۸ برای متغیر درماندگی مالی نشان‌دهنده رابطه مثبت آن با استراتژی‌های تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام است. در بستر اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور درحال‌توسعه، ساختار تأمین مالی شرکت‌ها بیشتر بانک‌محور بوده و بازار سرمایه از عمق و کارایی لازم برای جذب سریع منابع از طریق حقوق صاحبان سهام برخوردار نیست. از سوی دیگر، نرخ بهره حقیقی منفی و سیاست‌های اعتباری دستوری، استفاده از بدهی را حتی در شرایط درماندگی مالی برای شرکت‌ها کم‌هزینه‌تر و در دسترس‌تر می‌کند. بنابراین، برخلاف شواهد ارائه‌شده در ادبیات کشورهای توسعه‌یافته، واکنش شرکت‌های ایرانی به درماندگی مالی در انتخاب استراتژی تجدید ساختار مالی متفاوت است. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های باقری و همکاران (۱۳۹۵)، دموری و هژبری (۱۳۹۸) و عبدالباقی عطاآبادی و میرلوحی (۱۳۹۸) همسویی دارد و با برخی پژوهش‌های بین‌المللی متفاوت است.

برای استراتژی‌های تجدید ساختار بدهی، ضرایب متغیرهای درماندگی مالی، کیوتوبین و اندازه شرکت در سطح ۹۹ درصد و جریان نقدی در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است. ضریب منفی ۰/۳۵۹ برای درماندگی مالی نشان‌دهنده رابطه منفی آن با تجدید ساختار بدهی است؛ به این معنی که با افزایش احتمال درماندگی مالی، شرکت‌ها بیشتر تمایل به استفاده از بدهی برای بازیابی موقعیت خود دارند و استفاده از حقوق صاحبان سهام را به زمانی موکول می‌کنند که وضعیت مالی پایدارتر باشد. این رفتار، از منظر مالی، نشان‌دهنده انتخاب راهکارهایی با نقدینگی سریع و اثر فوری بر ساختار مالی شرکت‌ها است.

در مجموع، نتایج فرضیه اول نشان می‌دهد که شرکت‌ها در شرایط درماندگی مالی ترجیح می‌دهند از استراتژی‌های بدهی استفاده کنند. این نتیجه، با توجه به ویژگی‌های بازار ایران و نرخ بهره حقیقی منفی، از منظر مالی قابل توضیح و توجیه است.

نتایج فرضیه‌های فرعی مربوط به چرخه عمر شرکت‌ها نشان داد که:

در استراتژی‌های تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام، متغیرهای مرحله ظهور و رشد و حاصل‌ضرب درماندگی مالی با چرخه عمر معنی‌دار نیست.

برای تجدید ساختار بدهی، مراحل ظهور و رشد چرخه عمر مثبت و معنی‌دار است و اثر نهایی آن‌ها به ترتیب ۷۷/۳ درصد و ۹/۳۳ درصد بود. بنابراین، شرکت‌ها در مراحل اولیه چرخه

عمر، بیشتر به تجدید ساختار بدهی تمایل دارند، که از منظر مالی نشان‌دهنده تلاش برای حفظ نقدینگی و افزایش توان بازپرداخت بدهی است.

در مرحله بلوغ چرخه عمر با تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام رابطه منفی دارد (ضریب ۰/۹۲۴-)، ولی تاثیری بر تجدید ساختار بدهی ندارد، که نشان‌دهنده کاهش تمایل به تغییر ساختار حقوق صاحبان سهام در این مرحله است.

شرکت‌های بالغ معمولاً دارای جریان نقدی پایدار، ساختار سرمایه تثبیت‌شده و فرصت‌های رشد محدود هستند. بنابراین، فشار فوری برای تجدید ساختار شدید بدهی وجود ندارد و نیاز اصلی آن‌ها مدیریت تدریجی بدهی‌هاست. در اقتصاد بانک‌محور ایران، بانک‌ها نقش اصلی در تأمین مالی دارند و ابزارهای بازار بدهی محدود است؛ بنابراین شرکت‌ها بیشتر به مذاکره خصوصی با طلبکاران برای تمدید سررسید متکی هستند (گیلسون[1] و همکاران، ۱۹۹۰: ۳۱۶-۳۲۳). فرایند رسمی تجدید ساختار بدهی شامل توافق ترکیبی با اکثریت طلبکاران و تصویب دادگاه است که زمان‌بر و پرهزینه است، و شرکت‌های بالغ معمولاً تنها در مواقع اضطراری از آن استفاده می‌کنند (گیلسون و همکاران، ۱۹۹۰: ۳۴۶-۳۴۷). بنابراین، اثر مرحله بلوغ بر رابطه درماندگی مالی و تجدید ساختار بدهی معنی‌دار نیست. در عمل، شرکت‌های بالغ به جای تجدید ساختار شدید، از مدیریت تدریجی بدهی، فروش دارایی‌های غیرمولد، بازپرداخت تدریجی یا انتشار ابزارهای مالی جایگزین استفاده می‌کنند (فرانکس و توروس[2]، ۱۹۸۹: ۷۵۸-۷۵۵).

مرحله نزول چرخه عمر برای هر دو نوع استراتژی معنی‌دار است، با اثرات مثبت برای بدهی و منفی برای حقوق صاحبان سهام، که بیانگر ترجیح شرکت‌ها به استفاده از بدهی برای مدیریت بحران مالی در این مرحله است.

بنابراین، از سه فرضیه فرعی ذیل فرضیه دوم تنها یک فرضیه تایید شد.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد در محیط نهادی و مالی ایران، محدودیت‌های تأمین مالی و ساختار بانک‌محور اقتصاد موجب شده است که اثر تعدیلی چرخه عمر شرکت بر رابطه بین درماندگی مالی و انتخاب استراتژی تجدید ساختار مالی مشاهده نشود و شرکت‌ها، مستقل از

[1]. Gilson (1990)
[2]. Franks & Torous (1989)

مرحله چرخه عمر، ترجیح غالب به استفاده از تجدید ساختار بدهی داشته باشند. به نظر می‌رسد در مراحل مختلف چرخه عمر، عواملی نظیر محدودیت انباشت سود، دسترسی محدود به بازار سرمایه و فشارهای نقدینگی، انعطاف‌پذیری شرکت‌ها در بهره‌گیری از استراتژی‌های مبتنی بر حقوق صاحبان سهام را کاهش داده و آن‌ها را به سمت استفاده از ابزارهای بدهی سوق داده است. در مراحل ظهور و رشد، ضعف انباشت منابع داخلی و محدودیت تأمین مالی مبتنی بر سهام و در مرحله نزول، تشدید فشارهای نقدینگی و نبود سازوکارهای کارای افزایش سرمایه، می‌تواند تداوم این الگوی رفتاری را توضیح دهد.

یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که الگوی تجدید ساختار مالی شرکت‌های ایرانی در شرایط درماندگی مالی با بخشی از شواهد گزارش‌شده در ادبیات کشورهای توسعه‌یافته تفاوت دارد. در حالی که در بسیاری از مطالعات انجام‌شده در اقتصادهای توسعه‌یافته، حرکت شرکت‌های درمانده به سمت تجدید ساختار مبتنی بر حقوق صاحبان سهام گزارش شده است، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد شرکت‌های ایرانی حتی در شرایط درماندگی مالی نیز ترجیح می‌دهند از استراتژی‌های مبتنی بر بدهی استفاده کنند. این تفاوت را می‌توان در چارچوب ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران، از جمله بانک‌محور بودن نظام تأمین مالی، نرخ بهره حقیقی منفی، ضعف عمق و کارایی بازار سرمایه و محدودیت ابزارهای تأمین مالی مبتنی بر سهام، تبیین کرد.

در مجموع، نتایج پژوهش نشان می‌دهد تصمیمات تجدید ساختار مالی در ایران بیش از آنکه تابع الگوهای کلاسیک ساختار سرمایه و نقش چرخه عمر شرکت باشد، تحت تأثیر محدودیت‌های نهادی و شرایط کلان اقتصادی قرار دارد. این یافته ضرورت طراحی سیاست‌های مالی و ابزارهای تأمین مالی متناسب با واقعیت‌های اقتصاد ایران را برجسته می‌کند و نشان می‌دهد تعمیم مستقیم نسخه‌های ارائه‌شده در ادبیات بین‌المللی به شرکت‌های ایرانی، بدون در نظر گرفتن تفاوت‌های نهادی و ساختاری، با محدودیت‌های جدی مواجه است.

هر پژوهشی برای دستیابی به اهداف از پیش تعیین شده‌ی خود با دسته‌ای از عوامل محدودکننده مواجه است که آن عوامل ممکن است سرعت و دقت نتایج را تحت تاثیر قرار دهد. این پژوهش با محدودیت‌های زیر مواجه بود:

۱. حذف برخی از صنایع حاضر در بورس اوراق بهادار تهران به دلیل ماهیت فعالیتی متفاوت

آن‌ها،

۲. زمان‌بر و هزینه‌بر بودن دست‌یابی به اطلاعات مالی شرکت‌ها و همچنین ناقص بودن اطلاعات صورت‌های مالی برخی از شرکت‌ها و

۳. محدودیت جامعه آماری پژوهش به شرکت‌هایی با سال مالی منتهی به پایان اسفندماه و همچنین عدم تغییر سال مالی برای آن‌ها.

با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهادهای کاربردی زیر ارائه می‌شود:

با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول به مدیران پیشنهاد می‌شود زمانی که شرکت با تنگناهای مالی روبه‌رو شده و دچار درماندگی مالی می‌شود، با اتخاذ استراتژی مناسب از پیشروی شرایط درماندگی مالی جلوگیری کنند و شرکت را از زوال نجات دهد. نتایج نشان داد استراتژی‌های تجدید ساختار بدهی با توجه به شرایط اقتصادی ایران و وضعیت بازار سرمایه نسبت به استراتژی تجدید ساختار حقوق صاحبان سهام در شرایط درماندگی ارجح‌تر هستند.

از منظر سیاست‌گذاری مالی، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد اتکای بیش از حد شرکت‌های درمانده به تجدید ساختار بدهی، به‌ویژه در مراحل نزول چرخه عمر، می‌تواند در بلندمدت ریسک انباشت بدهی و تداوم درماندگی مالی را تشدید کند. بنابراین، سیاست‌گذاران بازار سرمایه و نهادهای ناظر مالی در ایران لازم است با توسعه ابزارهای افزایش سرمایه، تسهیل فرآیندهای تأمین مالی مبتنی بر حقوق صاحبان سهام و کاهش هزینه‌های انتشار سهام، امکان استفاده متوازن‌تر از استراتژی‌های تجدید ساختار مالی را برای شرکت‌ها فراهم کنند. تقویت بازار بدهی بدون توسعه هم‌زمان بازار سرمایه، می‌تواند منجر به انتقال ریسک از بنگاه‌ها به سیستم بانکی شود؛ زیرا در نظام‌های بانک‌محور، بخش عمده تأمین مالی از طریق ترازنامه بانک‌ها انجام می‌شود و شوک‌های مالی بنگاه‌ها مستقیماً به شبکه بانکی منتقل می‌شود (آلن و گیل[1]، ۲۰۰۰: ۱۷۶-۱۸۰). در چنین شرایطی، افزایش بدهی بنگاه‌ها به بانک‌ها می‌تواند از طریق پولی‌سازی بدهی و افزایش پایه پولی، فشارهای تورمی ایجاد کند و یک چرخه معیوب بین بدهی و تورم شکل دهد (سارجنت و والاس[2]، ۱۹۸۱: ۵-۸). شواهد تجربی بین‌المللی نیز نشان می‌دهد در اقتصادهایی با بازار سرمایه محدود،

[1]. Allen & Gale (2000)
[2]. Sargent & Wallace (1981)

بدهی بالا اغلب با سلطه مالی و تورم بیشتر همراه است (راینهارت و روگاف[1]، ۲۰۱۱: ۱۶۸-۱۷۰). در اقتصاد ایران نیز مطالعات تجربی تأیید می‌کنند که رشد بدهی بانکی و نقدینگی در بلندمدت رابطه معنی‌داری با افزایش نرخ تورم دارد (حسینی و صمدی، ۱۳۹۴: ۸-۱۲).

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی موارد زیر مد نظر قرار گیرد:

۱. در پژوهش حاضر از الگوی جریان نقدی دیکینسون جهت سنجش مراحل چرخه عمر استفاده شد. پیشنهاد می‌شود از سایر روش‌های اندازه‌گیری چرخه عمر مانند الگوی آنتونی و رامش بهره گرفته شود.

۲. در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری درماندگی مالی شرکت‌ها از الگوی z آلتمن تعدیل شده استفاده شده است. پیشنهاد می‌شود از سایر الگوهای اندازه‌گیری درماندگی مالی هم‌چون الگوی زیمیسکی استفاده شود.

۳. در پژوهش حاضر تنها استراتژی‌های تجدید ساختار مالی مد نظر قرار گرفت. پیشنهاد می‌شود سایر استراتژی‌های تجدید ساختار مورد مطالعه قرار گیرند.

۴. در مطالعه حاضر تاثیر صنعت مدنظر قرار نگرفت. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی عوامل موثر در تعیین استراتژی‌ها به تفکیک صنعت مورد مطالعه قرار گیرد.

۱. یادداشت‌ها

۱	Liquidity Trap
۲	https://tsetmc.com
۳	https://codal.ir
۴	EViews
۵	Exell
۶	Altman Z-score
۷	Tobin’s Q

[1]. Reinhart & Rogoff (2011)

References

Abdolbaghi Ataabadi, A., & Mirlohi, S. M. (2019). Life cycle, corporate failure, and restructuring strategies: Evidence of Tehran Security Exchange. *Journal of Accounting Advances, 11*(1), 221–252. [In Persian] https://doi.org/10.22099/jaa.2019.27082.1626

Adizes, I. (1989). *Corporate lifecycles*: How and why corporations grow and die and what to do about it. Prentice Hall.

Ahsan, T., Wang, M., & Qureshi, M. A. (2016). How do they adjust their capital structure along their life cycle? An empirical study about capital structure over life cycle of Pakistani firms. *Journal of Asia Business Studies, 10*(3), 276–302. https://doi.org/10.1108/JABS-06-2015-0080

Akbar, M., Hussain, A., Sokolova, M., & Sabahat, T. (2022). Financial distress, firm life cycle, and corporate restructuring decisions: Evidence from Pakistan's economy. *Economies, 10*(7), 175. https://doi.org/10.3390/economies10070175

Allen, F., & Gale, D. (2000). *Comparing financial systems*. Cambridge, MA: MIT Press.

Amiri, A., & Saeedi, P. (2022). Examining the relation of financial crisis, life cycle, and asset and financial restructuring strategies of companies with financial crisis. *Financial Management Strategy, 9*(4), 175–190. [In Persian] https://doi.org/10.22051/jfm.2020.25221.2019

Bagheri, N., Gholami Baladezaei, M., & Heydari Rostami, K. (2015). Investigating the impact of life cycle and financial distress on management and operational restructuring strategies of companies listed on the Tehran Stock Exchange. Master's thesis, Islamic Azad University, Damghan Branch. [In Persian]

Beaver, W. H., Correia, M., & McNichols, M. F. (2011). Financial statement analysis and the prediction of financial distress. *Foundations and Trends® in Accounting, 5*(2), 99–173. https://doi.org/10.1561/1400000018

Beirami Nik Abadi, J., Ebrahimi, S. K., & Bahrami Nasab, A. (2015). Investigating the effect of firm performance on financial distress during the life cycle of firms. Master's thesis, Semnan University. [In Persian]

Berger, R. (2015). Financial restructuring contributes significantly to successful turnarounds. Retrieved November 3, 2015, from https://www.Rolandberger.com/en/Media/Financial-restructuring-contributes-significantly-to-successful-turnarounds----fi.html

Damoori, D., & Hozhabrie, F. (2019). Impact of life cycle on corporate restructuring while in financial distress. *Journal of Accounting Knowledge, 10*(37), 113–135. [In Persian]

https://doi.org/10.22103/jak.2019.11201.2614
Denis, D. J., & Denis, D. K. (1995). Performance changes following top management dismissals. *The Journal of Finance*, *50*(4), 1029–1057. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04049.x
Denis, D. J., & Kruse, T. A. (2000). Managerial discipline and corporate restructuring following performance declines. *Journal of Financial Economics,* *55*(3), 391–424. https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00055-0
Dickinson, V. (2011). Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. *The Accounting Review, 86*(6), 1969–1994. https://doi.org/10.2308/accr-10130
Filatotchev, I., & Toms, S. (2003). Corporate governance, strategy and survival in a declining industry: A study of UK cotton textile companies. *Journal of Management Studies*, *40*(4), 895–920. https://doi.org/10.1111/1467-6486.00364
Franks, J. R., & Torous, W. N. (1989). An empirical investigation of U.S. firms in reorganization. *Journal of Finance*, *44*(3), 747–769. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb04386.x
Gilson, S. C., John, K., & Lang, L. H. P. (1990). Troubled debt restructurings: An empirical study of private reorganization of firms in default. *Journal of Financial Economics*, *27*(2), 315–353. https://doi.org/10.1016/0304-405X(90)90060-H
Girod, S., & Karim, S. (2017). Restructure or reconfigure: Designing the reorg that works for you. Harvard Business Review, *95*(2), 128–132. https://doi.org/10.1108/IJPSM-02-2017-0050
Gordon, M. J. (1971). Towards a theory of financial distress. *The Journal of Finance,* *26*(2), 347–356. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1971.tb00902
Gort, M., & Klepper, S. (1982). Time paths in the diffusion of product innovations. *The Economic Journal,* *92*(367), 630–653. https://doi.org/10.2307/2232554
Gruszczynski, M. (2004). Financial distress of companies in Poland. *International Advances in Economic Research,* *10*(4), 249–256. https://doi.org/10.1007/BF02295137
Hajiha, Z. (2005). Company collapse, its causes, and stages: A study of bankruptcy law systems in Iran and the world. *Auditor*, *8*(29), 64-72. [In Persian]
Hendel, I. (1996). Competition under financial distress. *The Journal of Industrial Economics, 44*(3), 309–324. https://doi.org/10.2307/2950499
Heydary Farahany, M., Ghayour, F., & Mansourfar, G. (2019). The effect of management behavioral strains on financial distress. *Journal of*

Accounting Knowledge, 11(3), 117–134. [In Persian] https://doi.org/10.22108/far.2020.119602.1534

Hoskisson, R. E., Johnson, R. A., & Moesel, D. D. (1994). Corporate divestiture intensity in restructuring firms: Effects of governance, strategy, and performance. *Academy of Management Journal*, *37*(5), 1207–1251. https://doi.org/10.5465/256671

Hosseini, S. S., & Samadi, A. (2015). The relationship between money supply growth and inflation in the Iranian economy: Empirical evidence. *Iranian Economic Research*, *19*(63), 1–24. [In Persian]

Johnson, R. A. (1996). Antecedents and outcomes of corporate refocusing. *Journal of Management, 22*(3), 439–483. https://doi.org/10.1177/014920639602200304

Karami, G. R., & Omrani, H. (2010). The effect of life-cycle stages and accounting conservatism on firm valuation. *Accounting and Auditing Review, 17*(1). [In Persian]

Kenton, W. (2019). What you need to know about financial distress. *Investopedia*. Retrieved November 3, 2020, from https://www.investopedia.com/terms/f/financial-distress.asp

Kim, J. K., & Kim, A. (2020). Corporate life cycle and restructuring. *Journal of Digital Convergence, 18*(6), 217–223. https://doi.org/10.14400/JDC.2020.18.6.217

Koh, S., Durand, R. B., Dai, L., & Chang, M. (2015). Financial distress: Lifecycle and corporate restructuring. *Journal of Corporate Finance, 33*, 19–33. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2015.04.004

Komijani, A., & Saadatfar, J. (2006). Determining the optimum conditional probability model for predicting the economic bankruptcy of corporations in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies,* (10), 3–28. [In Persian]

Kraus, A., & Litzenberger, R. H. (1973). A state-preference model of optimal financial leverage. *The Journal of Finance*, *28*(4), 911–922. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1973.tb01415.x

La Rocca, M., La Rocca, T., & Cariola, A. (2011). Capital structure decisions during a firm's life cycle. *Small Business Economics, 37*(1), 107–130. https://doi.org/10.1007/s11187-009-9229-z

Miller, D., & Friesen, P. H. (1984). A longitudinal study of the corporate life cycle. *Management Science, 30*(10), 1161–1183. https://doi.org/10.1287/mnsc.30.10.1161

Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, *13*(2), 187–221. https://doi.org/10.1016/0304-

405X(84)90023-0

Newton, G. W. (1998). *Bankruptcy, insolvency, accounting practice and procedure*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

Norley, L., Swanson, J., & Marshall, P. (2001). *A practitioner's guide to corporate restructuring*. Washington, DC: Beard Books.

Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2011). From financial repression to debt intolerance. *American Economic Review*, *101*(5), 167–173. https://doi.org/10.1257/aer.101.5.167

Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, *5*(3), 1–17. https://doi.org/10.21034/qr.913

Shirkoohi Darehshiri, S., & Mohammad Zadeh, A. (2018). Investigating the relationship between financial distress, life cycle and restructuring of companies in Tehran Stock Exchange. Master's thesis, Alborz University. [In Persian]

Smith, K. G., Mitchell, T. R., & Summer, C. E. (1985). Top level management priorities in different stages of the organizational life cycle. *Academy of Management Journal, 28*(4), 799–820. https://doi.org/10.5465/256238

Sudarsanam, S., & Lai, J. (2001). Corporate financial distress and turnaround strategies: An empirical analysis. *British Journal of Management, 12*(3), 183–199. https://doi.org/10.1111/1467-8551.00193

Terdpaopong, K., & Al Farooque, O. (2012). Financial distress, restructuring and turnaround: Evidence from Thai SMEs. *Journal of Current Science and Technology, 2*(2), 119–132. https://doi.org/10.14456/jcst.2012.15

Whitaker, R. B. (1999). The early stages of financial distress. *Journal of Economics and Finance, 23*(2), 123–132. https://doi.org/10.1007/BF02745946

Wruck, K. H. (1990). Financial distress, reorganization, and organizational efficiency. *Journal of Financial Economics*, *27*(2), 419–444. https://doi.org/10.1016/0304-405X(90)90063-6

Zahrvardi, F., Khodamipour, A., & Pourheidari, A. (2016). Investigating the relationship between different stages of the life cycle and the restructuring of financially distressed companies. Master's thesis, Shahid Bahonar University of Kerman. [In Persian]

The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 445-475

Reaction of the Capital Market to Monetary Policy Shocks under Economic Uncertainty: Evidence from the TVP-QVAR Model

Mohammadreza Bayat [*1], Sajad Barkhordari Dorbash[2], Yazdan Gudarzi Farahani[3]

Received: 06-04-2026 Accepted: 29-06-2026

Abstract

This study investigates the reaction of the capital market to monetary policy shocks under conditions of economic uncertainty using the Time-Varying Parameter Quantile Vector Autoregression (TVP-QVAR) model. The TVP-QVAR framework is applied to the quarterly data from 2001–2024 to analyze dynamic spillovers and net connectedness among stock market growth, liquidity growth (as a proxy for monetary policy), and the economic uncertainty index. The findings reveal that economic uncertainty is the primary driver of fluctuations in both liquidity growth and stock market returns. When uncertainty shocks are persistent and long-term, the net spillover from uncertainty to liquidity growth and stock market growth intensifies significantly. Short-term liquidity shocks that persist tend to transmit volatility to the stock market in the medium term; combined with rising uncertainty, this leads to severe turbulence in liquidity and equity markets over the long term. Consequently, controlling short-term economic volatility prevents excessive liquidity expansion. If policymakers overlook this, medium-term liquidity growth becomes destabilized through the uncertainty channel, transmitting stronger volatility to the stock market in the long run. These results underscore the need for timely uncertainty management to safeguard financial stability.

Extended abstract

Purpose: Developing economies rely heavily on well-functioning capital markets to channel savings into productive investment and support long-term growth. In Iran, the

[1]. Corresponding Author. PhD student in Economics, Kish International Campos of Economics, Tehran University, Kish, Iran. Email: mohamadrezabayat@ut.ac.ir

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

[3]. Assistance Professor, PhD in economics, Faculty of Economics, Tehran University, Tehran, Iran. Email: yazdan.gudarzi@ut.ac.ir

Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 445-475

Tehran Stock Exchange plays a pivotal role as a barometer of economic health, yet it remains highly sensitive to macroeconomic instability. Monetary policies, primarily implemented through liquidity growth, interact with the stock market in complex ways, especially when economic uncertainty is elevated. Uncertainty, often measured by indices capturing policy volatility, inflation expectations, and geopolitical risks, amplifies the transmission of shocks and can lead to asymmetric and time-varying responses in asset prices.

Previous literature has documented that monetary policy shocks affect stock returns through interest-rate, credit, and liquidity channels, but these effects are not uniform. Conventional interest-rate shocks and unconventional balance-sheet policies exert different influences, while uncertainty can strengthen or weaken transmission depending on its duration and intensity. In the Iranian context, where oil revenues, fiscal dominance, and external sanctions contribute to persistent uncertainty, the interplay between liquidity growth, stock market performance, and economic uncertainty has received limited attention using modern time-varying and quantile-based methods. The earlier studies employing linear VAR, SVAR, or ARDL models have overlooked the dynamic, nonlinear, and tail-dependent nature of these relationships.

This study addresses the gap by examining how monetary policy shocks (proxied by liquidity growth) affect the capital market under varying levels of economic uncertainty. The central research questions are 'How do spillovers and net connectedness among liquidity growth, stock market returns, and economic uncertainty evolve across short-, medium-, and long-term horizons?' and 'How does uncertainty act as a net transmitter of volatility?' The objective is to provide policymakers with evidence-based insights into managing liquidity and uncertainty so as to promote financial stability. The analysis covers the period 2001–2024, capturing multiple business cycles, sanctions episodes, and post-COVID turbulence. It uses quarterly data from the Central Bank of Iran and the economic uncertainty index constructed by Baker et al. (2016).

Methodology: The study adopts the Time-Varying Parameter Quantile Vector Autoregression (TVP-QVAR) model introduced by Ando et al. (2018) and extended in the connectedness literature by Tiwari et al. (2022). Unlike standard VAR or DCC-GARCH frameworks, TVP-QVAR allows both the coefficients and variance-covariance matrix to evolve over time while capturing tail behavior at different quantiles. This approach is particularly suited to the financial data characterized by structural breaks, volatility clustering, and asymmetric responses during crises.

Three key variables are analyzed including a) stock market growth (quarterly percentage change in the Tehran Stock Exchange price index), b) liquidity growth (quarterly growth rate of M2 as the monetary policy instrument), and c) the economic uncertainty index (constructed following Baker, Bloom, and Davis, 2016). All the series are stationary according to the Elliott-Rothenberg-Stock (ERS) unit-root test and exhibit non-normal, leptokurtic distributions (confirmed by Jarque-Bera

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 445-475

statistics).

The TVP-QVAR(p) is specified at quantile $\tau \in (0,1)$ and estimated via the generalized forecast error variance decomposition (FEVD) of Koop, Pesaran, and Potter (1996) and Pesaran and Shin (1998). The spillover indices are computed following Diebold and Yilmaz (2014) and adapted to the quantile and time-varying setting. The total connectedness index, directional "to" and "from" spillovers, and net spillovers are calculated for three horizons, namely short-term (1–4 months), medium-term (4–10 months), and long-term (beyond 10 months). The dynamic rolling-window estimations reveal how connectedness evolves over the sample period. The robustness checks include alternative quantile levels and lag specifications.

Findings and Discussion: Descriptive statistics show that liquidity growth recorded the highest mean and volatility, while stock market growth exhibited the lowest mean but still significant fluctuations. The TVP-QVAR results indicate that economic uncertainty is the dominant net transmitter of volatility across all horizons. In the short term, total connectedness reaches 11.78%, with stock market growth and uncertainty contributing the largest to spillovers (14.56% and 11.13%, respectively). Liquidity growth acts as the largest net receiver (−2.79%), suggesting that uncertainty drives liquidity fluctuations rather than vice versa.

In the medium term, total connectedness declines to 4.02%. Uncertainty and stock market growth remain net transmitters, while liquidity growth continues to absorb shocks. Persistent short-term liquidity shocks create medium-term transmission channels to the stock market, amplifying volatility when uncertainty rises. In the long term, total connectedness falls further to 3.77%, yet there is a rise in the net spillover from uncertainty to both liquidity and stock market growth. Long-lasting uncertainty shocks intensify turbulence in liquidity and equity markets, with stock market growth emerging as a net transmitter in medium- and long-term horizons.

Dynamic connectedness plots reveal structural shifts; connectedness was predominantly short-term until 2020, after which long-term linkages strengthened markedly. Peak spillovers from the stock market occurred around 2020, coinciding with heightened uncertainty during the COVID-19 period and the intensified sanctions. From 2021 onward, long-term spillovers from stock market growth to liquidity growth and vice versa became pronounced, underscoring the deepening feedback loops under prolonged uncertainty. Overall, uncertainty emerges as the central driver; that is, short-term control of volatility prevents liquidity expansion, while failure to do so allows uncertainty to destabilize liquidity in the medium term and transmit amplified shocks to the stock market in the long term.

Conclusions and Policy Implications: This study demonstrates that economic uncertainty is the primary source of volatility in Iran's monetary policy (liquidity growth) and capital market. The TVP-QVAR framework reveals strong time-varying and horizon-dependent spillovers that linear models cannot capture. Uncertainty acts as a net transmitter, with its influence growing when shocks are persistent. Short-term

Yazd University
The Journal of Economic Policy
Biquarterly Journal of Economic Research
Original Research Article/ Vol. 18, No. 36, Autumn and Winter 2026, P: 445-475

liquidity fluctuations that persist create medium-term transmission to equities, while long-term uncertainty generates severe joint turbulence in liquidity and stock returns.

These findings impart certain policy recommendations. First, monetary authorities should prioritize short-term stabilization measures, such as transparent forward guidance and rule-based liquidity management, to break the uncertainty or liquidity feedback loop. Second, fiscal discipline and reduced reliance on monetization of deficits are essential to lower structural uncertainty. Third, given Iran's oil-dependent economy, channeling oil revenues into productive investment rather than consumption can dampen uncertainty and support stable liquidity growth. Finally, market regulators should enhance risk-management tools, including derivatives and circuit breakers, so as to cushion long-term spillovers to the stock market.

By addressing uncertainty proactively, policymakers can mitigate the amplification of monetary shocks and foster a more resilient capital market. Future research could extend the framework to include additional macro-prudential variables or explore asymmetric quantile effects during specific crisis episodes. The results align with recent international evidence and extend it while providing context-specific insights for the emerging markets facing high uncertainty.

Keywords: Monetary policy, financial policy, Inflation, Financial dominance, Dynamic stochastic general equilibrium model.

JEL Classification: K33, E51, G21, M10, C61.

سیاست‌گذاری اقتصادی

مقاله پژوهشی/ سال هجدهم، شماره سی و ششم، پاییز و زمستان ۱۴۰۵، ص: ۴۴۵-۴۷۵

واکنش بازار سهام به شوک سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی با الگوی TVP-QVAR

محمدرضا بیات*[۱]، سجاد برخورداری دورباش[۲]، یزدان گودرزی فراهانی[۳]

دریافت: ۱۴۰۵-۰۱-۱۷ **پذیرش: ۱۴۰۵-۰۴-۰۸**

چکیده

هدف این پژوهش بررسی واکنش بازار سهام به شوک سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری چندکی با ضرایب متغیر - زمان است. در راستای تجزیه و تحلیل نتایج از روش الگوی TVP-QVAR در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۳ بر اساس فراوانی داده‌های ماهانه استفاده شد. نتایج بدست آمده از این پژوهش بیانگر این است که نااطمینانی اقتصادی عامل اصلی شکل‌گیری نوسانات در سیاست پولی و همچنین رشد بازار سهام است به‌ویژه چنانچه نوسانات این متغیرها طولانی مدت باشد انتقال نوسانات و اثرگذاری خالص نااطمینانی اقتصادی بر سیاست پولی و رشد بازار سهام افزایش می‌یابد. چنانچه نوسانات کوتاه‌مدت رشد نقدینگی وجود داشته باشد و منجر به ایجاد نوسانات در بازار سهام شود، در میان‌مدت نوسانات نقدینگی زمینه انتقال نوسان به بازار سهام را ایجاد خواهد کرد و با افزایش نااطمینانی اقتصادی، رشد نقدینگی و بازار سهام در بلندمدت متلاطم خواهد شد. بنابراین کنترل نااطمینانی اقتصادی در کوتاه‌مدت مانع از رشد نقدینگی خواهد شد و چنانچه سیاستگذار این مهم را مدنظر قرار ندهد در میان‌مدت مجدداً رشد نقدینگی از کانال نااطمینانی اقتصادی متلاطم خواهد شد و متعاقباً نوسانات با شدت بیشتری در بلندمدت به بازار سهام منتقل خواهد شد.

واژگان کلیدی: بازار سهام، سیاست پولی، نااطمینانی اقتصادی، الگوی TVP-QVAR.

طبقه‌بندی JEL: K33, E51, G21, M10, C61

[۱]. نویسنده مسئول. دانشجوی دکتری اقتصاد، پردیس بین‌المللی کیش، دانشگاه تهران، کیش، ایران mohamadrezabayat@ut.ac.ir

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

[۳]. استادیار، دکتری تخصصی دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران yazdan.gudarzi@ut.ac.ir

۱- مقدمه

وجود بازار متشکل و منظم سرمایه از جمله عوامل موثر بر رشد و توسعه اقتصادی است و فقدان آن تأثیر منفی بر عملکرد اقتصاد دارد. بحران‌های اقتصادی دهه ۱۹۳۰ اروپا و آمریکا، ۱۹۹۷ کشورهای جنوب شرق آسیا شواهدی واقعی از تأثیرگذاری متقابل بی‌ثباتی بازارهای مالی بر اقتصاد جهانی و متغیرهای آن است (هوانگ و لوک[1]، ۲۰۲۰). این بحران‌ها مشکلاتی نظیر بیکاری گسترده، کاهش سرمایه‌گذاری، کاهش رشد اقتصادی و بی‌ثباتی در شاخص‌های اقتصادی را بر کشورها تحمیل کرده است. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بازارسهام است که این بازار نقش مهمی در رونق یا رکود اقتصادی کشورها داشته و هرگونه رکود یا رونق در این بازار با تغییرات زیادی در متغیرها، سیاست‌ها و تصمیمات اقتصادی همراه است و به‌طور متقابل سیاستگذاری‌ها و تصمیمات کلان اقتصادی نیز، به ویژه سیاست‌های پولی و خزانه‌ای می‌تواند بر بازار سهام تاثیرگذار باشد (بنچی مول و همکاران[2]، ۲۰۲۳).

بر اساس نظریه‌های اقتصادی، نااطمینانی در سیاست‌های پولی یکی از عوامل کلیدی تشدیدکننده بحران‌های مالی محسوب می‌شود. طبق مدل‌های کینزین‌های جدید با اصطکاک‌های مالی، افزایش نااطمینانی در اقدامات بانک مرکزی (مانند تغییرات نرخ بهره یا حجم نقدینگی) باعث می‌شود بازیگران اقتصادی با مشکل انتخاب‌های واقعی تحت نااطمینانی مواجه شوند؛ سرمایه‌گذاران و بانک‌ها سرمایه‌گذاری و وام‌دهی را به تعویق می‌اندازند و ترجیح می‌دهند نقدینگی را احتکار کنند. نایت (۲۰۰۲) نیز تأکید دارد که این نوع نااطمینانی غیرقابل اندازه‌گیری، ریسک‌پذیری را کاهش داده و از طریق افزایش پرمیوم ریسک و نوسانات شدید در قیمت دارایی‌ها، حباب‌ها را ایجاد یا ترک می‌کند (گائو و همکاران[3]، ۲۰۲۲).

در جهت معکوس، بحران‌های مالی خود باعث افزایش شدید نااطمینانی سیاست پولی می‌شود. بر اساس مدل‌های کینزین‌های جدید با اصطکاک‌های مالی، وقوع بحران، بانک مرکزی را وادار به اتخاذ سیاست‌های غیرمتعارف و یک‌باره می‌کند که اثر منفی بر انتظارات بازار دارد. نظریه ناسازگاری زمانی سیاست پولی کیدلند و پرسکات نیز توضیح می‌دهد که در شرایط بحران، بانک

[1]. Huang and Luk (2020)
[2]. Benchimol et al. (2023)
[3]. Gao et al. (2022)

مرکزی ممکن است وعده‌های قبلی خود را نقض کند تا ثبات را حفظ نماید، که این امر اعتبار سیاست‌گذاری را کاهش داده و نااطمینانی را تقویت می‌کند. نتیجه آن ایجاد حلقه بازخورد است که در آن بحران عمیق‌تر منجر به اقدامات قوی‌تر و مبهم‌تر پولی شده و باعث تداوم نااطمینانی می‌شود.

نااطمینانی اقتصادی را می‌توان در زمینه‌های مختلف از جمله نااطمینانی کلی و کلان اقتصادی، نااطمینانی مرتبط با سیاستگذاری اقتصادی، یا نااطمینانی مرتبط با متغیرهای اقتصادی مورد بررسی قرار داد. در شرایط عدم اطمینان اقتصادی، سیاست پولی انقباضی اغلب منجر به واکنش‌های شدیدتر بازار سرمایه می‌شود، زیرا سرمایه‌گذاران حساسیت بیشتری به تغییرات نرخ بهره نشان می‌دهند و این امر نوسانات سهام را افزایش می‌دهد (سان و همکاران[1]، ۲۰۲۱). سیاست‌های انبساطی مانند خرید اوراق بهادار می‌تواند اثرات مثبت کوتاه‌مدتی داشته باشد؛ اما در بلندمدت، اگر عدم اطمینان ادامه یابد، ممکن است به تورم بیشتر منجر شود و بازار را بی‌ثبات کند.

در اقتصاد ایران، که با سطح بالایی از نااطمینانی ساختاری ناشی از تحریم‌ها، نوسانات نرخ ارز، تورم مزمن و شوک‌های سیاسی روبه‌رو است، واکنش بازار سهام به شوک‌های سیاست پولی لزوماً ثابت و خطی نیست. در چنین شرایطی، اثر سیاست پولی بر بازده سهام می‌تواند در گذر زمان تغییر کند و در وضعیت‌های مختلف اقتصادی، مانند رکود، رونق یا دوره‌های تشدید نااطمینانی، رفتار متفاوتی از خود نشان دهد.

از این‌رو، بررسی اثر سیاست پولی بر بازار سرمایه در شرایط نااطمینانی اقتصادی با استفاده از مدل‌هایی مانند TVP-QVAR با پارامترهای متغیر در زمان حائز اهمیت است؛ زیرا این مدل هم امکان تغییر روابط میان متغیرها در طول زمان را فراهم می‌کند و هم اثرات شوک‌های سیاست پولی را در چارک‌های مختلف توزیع بازده سهام، به‌ویژه چارک‌های پایین و بالا که به‌ترتیب بیانگر ریسک و حباب است، را بررسی می‌کند. این مدل می‌تواند الگوهای نامتقارن، اثرات دُم‌کلفت و تغییرات ساختاری را در محیط پرنوسان اقتصاد ایران به‌خوبی شناسایی کند و درک دقیق‌تری از نحوه انتقال سیاست پولی به بازار سهام تحت شرایط نااطمینانی ارائه دهد.

سیاست‌های پولی و خزانه‌ای به عنوان عوامل برونزای تأثیرگذار بر بازار سهام، نقش مهمی

[1]. Sun et al. (2021)

را در روند پیشرفت و توسعه‌ی بازار بورس ایفا می‌کند. بررسی چگونگی اثر گذاری این سیاست‌ها گامی مهم در برنامه‌ریزی و توسعه‌ی ملی است که می‌تواند در سیاستگذاری‌ها مورد توجه سیاستگذاران قرار گرفته و بدین ترتیب به شکوفایی هرچه بیشتر بورس اوراق بهادار کمک کند. آگاهی از ارتباط و عکس العمل پویای بین سیاست پولی و بازار سهام هم برای سرمایه‌گذاران و هم برای سیاستگذاران بسیار مهم است.

بر این اساس هدف پژوهش حاضر بررسی اثر شوک سیاست پولی بر بازار سرمایه در شرایط عدم اطمینان اقتصادی با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری چندکی با ضرایب متغیر در طول زمان (TVP-QVAR) است.

مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه و در بخش دوم به بررسی ادبیات نظری پژوهش و مروری بر مطالعات پیشین پرداخته می‌شود. بخش سوم اختصاص به مدلسازی پژوهش دارد. در بخش چهارم مدل تجربی برآورد شده و در نهایت در بخش انتهایی نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع پژوهش

این فرض که ارتباط بین بازار سهام و سیاست‌های پولی یک رابطه دوطرفه است، فرضی منطقی است چرا که سیاستگذاران با بررسی نوسانات بازار سهام، در کوتاه‌مدت نرخ بهره را برای تأثیرگذاری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و استقراض سرمایه‌گذاران تعدیل می‌کنند، این امر نشان از تغییر سیاست پولی و تأثیر آن بر بازار سهام است. در مقابل، هنگامی که در بازار سهام، ارزش دارایی‌ها علامتی مبنی بر تغییر مسیر فعالیت‌های اقتصادی در آینده را نشان می‌دهد (مثلا با q توبین) پیامی برای مسئولین بانک مرکزی برای تعدیل نرخ بهره ارسال می‌شود (لائو پودیس[1]، ۲۰۰۹). همچنین سیاست پولی در قالب ساز و کار انتقال پولی از طریق بازار سهام، بر قیمت سهام اثر می‌گذارد که این قیمت‌ها نیز به نوبه خود با اثر بر مخارج مصرفی و مخارج سرمایه‌گذاری بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد. البته سیاست خزانه‌ای نیز می‌تواند با اثرات مستقیم و غیر مستقیم بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد. مخارج دولت و مالیات‌ها و سیاست کسری بودجه دولت، هر کدام می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و قیمت و بازدهی سهام در بورس تأثیرگذار باشد. بطور کلی سیاست‌های

[1]. Laopodis (2009)

پولی و خزانه‌ای از کانال‌های گوناگونی مثل تأثیر بر نرخ تنزیل، سطح فعالیت‌های اقتصادی، تورم و غیره می‌تواند بر قیمت سهام تأثیرگذار باشد.

فرضیه پیش‌بینی سیاست‌های پولی که توسط کلاسیک‌های جدید مطرح شد اشاره به این موضوع دارد که افزایش ناخواسته عرضه پول به عنوان علامتی درباره تغییر انتظار سرمایه‌گذاران از سیاست پولی آینده است. کلاسیک‌های جدید با تکیه بر مفاهیم انتظارات عقلایی و انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها و دستمزدها، معتقدند که سیاست پولی تنها زمانی بر متغیرهای واقعی اقتصاد اثرگذار است که غیرقابل پیش‌بینی باشد. بر اساس قضیه بی‌تاثیری سیاست که توسط سارجنت و والاس[1] ارائه شد، هر نوع سیاست پولی سیستماتیک و قابل پیش‌بینی توسط بخش خصوصی، کاملاً خنثی است و فقط متغیرهای اسمی مانند سطح قیمت‌ها و تورم را تغییر می‌دهد، اما تأثیری بر تولید واقعی و اشتغال ندارد. در مورد سیاست پولی انبساطی، اگر این سیاست توسط عموم قابل پیش‌بینی باشد، تورم و نرخ بهره اسمی افزایش می‌یابد ولی تولید واقعی تغییری نمی‌کند. اما اگر سیاست انبساطی غیرقابل پیش‌بینی باشد، تولید به طور موقت افزایش پیدا می‌کند (به دلیل خطای انتظاری)، تورم بالا می‌رود و نرخ بهره واقعی ممکن است به طور گذرا کاهش یابد. در مقابل، سیاست پولی انقباضی اگر قابل پیش‌بینی باشد، تورم و نرخ بهره اسمی را کاهش می‌دهد ولی اثری بر سطح تولید واقعی ندارد. در حالی که اگر غیرقابل پیش‌بینی باشد، تولید به طور موقت کاهش می‌یابد، تورم پایین می‌آید و نرخ بهره واقعی ممکن است به طور موقت افزایش یابد. بنابراین، طبق این نظریه، سیاست‌گذاری پولی باید شفاف و قابل پیش‌بینی باشد تا از ایجاد شوک‌های غیرضروری و نوسانات بی‌مورد در تولید جلوگیری شود (درچسل و همکاران[2]، ۲۰۲۵).

طبق چارچوب نظریه کلاسیک‌های جدید، نااطمینانی در سیاست پولی یکی از مهم‌ترین کانال‌های تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر بازار سهام است. وقتی سیاست پولی توسط فعالان بازار به درستی پیش‌بینی نشود، شوک‌های غیرمنتظره ایجاد می‌شود که مستقیماً بر ارزش‌گذاری سهام اثر می‌گذارد. این نااطمینانی باعث تغییر در انتظارات تورمی، نرخ بهره واقعی، جریان‌های نقدی آتی شرکت‌ها و همچنین نوسانات شدید در قیمت سهام می‌شود (چاوا و همکاران[3]، ۲۰۲۰). در شرایط

[1]. Sargent and Wallace
[2]. Drechsel et al. (2025)
[3]. Chava et al. (2020)

نااطمینانی بالا، حتی سیاست‌های انبساطی قابل پیش‌بینی نیز ممکن است به دلیل عدم اعتماد به بانک مرکزی، واکنش مثبتی در بازار سهام ایجاد نکند یا حتی واکنش منفی داشته باشد. برعکس، کوچک‌ترین نشانه‌ای از تغییر غیرمنتظره سیاست (مانند افزایش ناگهانی نرخ بهره) می‌تواند باعث خروج سرمایه، افزایش پرمیوم ریسک و سقوط شاخص سهام شود. در نهایت، ارتباط دوطرفه‌ای بین سیاست پولی و نااطمینانی بازار سهام وجود دارد: سیاست پولی مبهم، نااطمینانی را در بازار سهام افزایش می‌دهد و این نااطمینانی نیز بانک مرکزی را به اقدامات قوی‌تر و گاهی غیرقابل پیش‌بینی‌تر وادار می‌کند. بنابراین، شفافیت و قابلیت پیش‌بینی سیاست پولی نه تنها نوسانات تولید را کاهش می‌دهد، بلکه ثبات و کارایی بازار سهام را نیز به طور قابل توجهی بهبود می‌بخشد.

۳- مروری بر مطالعات پیشین پژوهش

زنگ و همکاران[1] (۲۰۲۵) به بررسی شوک‌های سیاست پولی، احساس سرمایه‌گذاران و بازده سهام در شرکت‌های کشور چین پرداختند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، از رویکرد داده‌های پانلی در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۲ استفاده شد. نتایج نشان داد که رابطه مثبتی بین شوک انبساطی سیاست پولی و بازده سهام وجود داشته و متغیر احساس سرمایه‌گذاران در این رابطه نقش میانجیگری و واسطه‌ای ایفا می‌کند. علاوه بر این نتایج بیانگر این بود که نااطمینانی اقتصادی منجر به تشدید اثر سیاست پولی بر سرمایه گذاری شده است.

ژو و همکاران[2] (۲۰۲۵) به بررسی تأثیر عدم اطمینان سیاست پولی بر نوسانات سرمایه گذاری در کشور آمریکا پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات آماری دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۲۳ و مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای ارزیابی اثرات عدم اطمینان سیاست پولی آمریکا بر نوسانات سرمایه‌گذاری (مانند دوران رونق و رکود) در شرایط عدم اطمینان استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که افزایش نااطمینانی سیاست پولی احتمال نوسان در جریان سرمایه گذاری را افزایش می‌دهد.

آرین و همکاران (۲۰۲۵) به بررسی واکنش بازار سرمایه به شوک سیاست پولی با تاکید بر مولفه‌های ساختاری شرکت‌ها پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات آماری ماهانه دوره زمانی

[1]. Zeng et al. (2025)
[2]. Zhou et al. (2025)

۲۰۲۰-۱۹۹۰ و رگرسیون داده‌های پانلی استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که بدهی و اهرم مالی عامل کلیدی‌تری نسبت به اندازه یا سن شرکت در توضیح تفاوت واکنش سهام شرکت‌ها به سیاست پولی است.

عبید[1] (۲۰۲۵) به بررسی روابط پویا بین بازده S&P 500 و متغیرهای کلان اقتصادی در دوره عدم اطمینان (مانند کووید-۱۹ و چرخه تجاری ۲۰۲۲-۲۰۲۳) پرداختند. در این پژوهش از مدل‌سازی پویای روابط کلان-مالی در شرایط عدم اطمینان و رگرسیون داده‌های پانلی در دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۲۳ استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد که افزایش نرخ تامین مالی فدرال، اثرات منفی تأخیری بر بازده سهام و تورم اثرات منفی با تأخیر ۳ ماهه دارد؛ در شرایط عدم اطمینان، اثرات کوتاه‌مدت مثبت (سیگنال قدرت اقتصادی) اما بلندمدت منفی است.

بنچی مول و همکاران[2] (۲۰۲۳) به بررسی واکنش بازار سرمایه به شوک سیاست پولی تحت شرایط عدم اطمینان اقتصادی پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات آماری دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۶ و رگرسیون‌های غیرخطی چارکی استفاده شد. این پژوهش با استفاده از داده‌های فرکانس بالا از ایالات متحده، نشان می‌دهد که در دوره‌های عدم اطمینان بالا، بازار سهام به شوک سیاست پولی واکنش شدیدتری نشان می‌دهد. عدم اطمینان به طور نامتقارن بر انتقال شوک مثبت (انبساطی) و منفی (انقباضی) سیاست پولی تأثیر می‌گذارد، به طوری که اثر تقویت‌کننده عدم اطمینان برای شوک‌های انبساطی قوی‌تر است. ارتباط زمانی متغیر بین سیاست پولی و قیمت سهام نیز به سطح عدم اطمینان وابسته است.

یون و چوی[3] (۲۰۲۱) به بررسی اثرات شوک‌های عدم اطمینان بر متغیرهای کلان و مالی، با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۱۹ تا ۲۰۱۷ پرداختند. در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، از مدل‌های SVAR استفاده شد. نتایج این پژوهش نشان داد شوک عدم اطمینان منجر به کاهش تولید از طریق کانال‌های مالی (مانند افزایش اسپرد اعتباری) شده است.

احمدی و همکاران (۱۴۰۴) به بررسی ارتباط بین شاخص ریسک پذیری، احساسات سرمایه گذاران و شوک سیاست پولی پرداختند. رویکرد مورد استفاده در این پژوهش، رگرسیون

[1]. Abid (2025)
[2]. Benchimol et al. (2023)
[3]. Yoon and Choi (2021)

غیرخطی انتقال ملایم (STR) است. در این راستا از اطلاعات آماری دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۴۰۰ استفاده شد. نتایج حاکی از این است که رابطه بازدهی شاخص با شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و سیاست پولی، غیرخطی و نامتقارن است و از میان متغیرهای کلان اقتصادی و مالی، نرخ ارز متغیر انتقال یا عامل تعویض رژیم است. رابطه میان بازدهی شاخص و شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و سیاست پولی در رژیم اول و دوم که به ترتیب بیانگر نوسان کم نرخ ارز و نوسان بالای نرخ ارز است، متفاوت نیز هست.

کاویانی و همکاران (۱۴۰۳) به بررسی واکنش شاخص بازار سهام تهران به شوک پولی، ریسک گریزی و احساسات سرمایه گذاران با رویکرد مدل‌های TRو ARDL پرداختند. در این پژوهش از داده‌های آماری دوره زمانی ۱۳۷۰- ۱۴۰۱ و مدل‌های خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) و رگرسیون آستانه‌ای (TR) استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد رابطه غیرخطی بین تمامی متغیرهای مستقل و وابسته به صورت U شکل بر قرار است و طبق تحلیل مدل خطی در کوتاه‌مدت ریسک‌گریزی، شوک پولی و احساسات سرمایه گذاران بر بازده شاخص بازار سهام تاثیر منفی و معنی‌دار دارد. نتایج در بلندمدت نیز نشان داد که فقط شوک پولی بر بازده شاخص بازار سهام تهران تاثیر مثبت و معنی‌دار دارد.

خادم نعمت الهی و همکاران (۱۴۰۳) به ارزیابی اثرات شوک سیاست پولی غیرمتعارف[1] در الگوی خودرگرسیونی برداری پرداختند. در این راستا واکنش متغیرهای نرخ بهره حقیقی، تورم و تولید ناخالص داخلی برای دوره زمانی ۱۳۴۰-۱۴۰۰ به شوک سیاست پولی ارزیابی شد. نتایج این پژوهش نشان داد که با کاهش نرخ بهره، تولید به مرور زمان افزایش می‌یابد. سیاست پولی غیرمتعارف می‌تواند نقدشوندگی بازار سهام را افزایش دهد. هم‌چنین، کاهش نرخ بهره به تولید با هزینه پایین و قیمت فروش پایین کمک کند. این سیاست می‌تواند برای خروج از وضعیت رکود تورمی در ایران در سال‌های اخیر مفید باشد.

[1] منظور از سیاست پولی متعارف ابزارهای سنتی و استاندارد بانک مرکزی است که عمدتاً بر پایه تغییر نرخ بهره کوتاه‌مدت عمل می‌کند. مهم‌ترین ابزارهای آن شامل عملیات بازار باز (خرید و فروش اوراق دولتی)، تغییر نرخ ذخیره قانونی بانک‌ها و تنظیم نرخ تنزیل است. سیاست پولی نامتعارف زمانی به کار گرفته می‌شود که ابزارهای متعارف دیگر کارایی خود را از دست داده باشد، به‌ویژه وقتی نرخ بهره به سطح نزدیک صفر رسیده است.

رحیمی فر و همکاران (۱۴۰۳) به بررسی اثر نااطمینانی سیاست پولی بر نااطمینانی بازار سهام پرداختند. در این پژوهش شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی در سیاست‌های پولی با استفاده از رویکرد NARDL، محاسبه شد. همچنین، با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی (SDE)، شاخص نااطمینانی در بازار سهام تهران برآورد شد. جهت برآورد مدل‌های پژوهش از داده‌های سالانه اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۶۸ استفاده شد. نتایج مدل خطی ARDL نشان داد در بلندمدت نااطمینانی سیاست‌های پولی باعث تشدید نااطمینانی در بازار سهام می‌شود. در طرف دیگر در مدل غیرخطی ARDL نتایج نشان داد شوک‌های نااطمینانی سیاست‌های پولی در وهله اول اثری نامتقارن بر نااطمینانی بازار سهام ندارد و در وهله دوم، شوک‌های منفی اثری مثبت بر نااطمینانی بازار سهام در بلندمدت دارد. دیگر نتایج نشان داد اندازه دولت و رشد اقتصادی نقشی در نااطمینانی بازار سهام ندارد. در حالیکه، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره بر نااطمینانی بازار سهام اثرگذار است. سیاست‌های نرخ بهره پایین توسط بانک مرکزی ممکن است رفتار سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران را به استراتژی‌های خطرناک تغییر دهد. این انتقال سیاست پولی می‌تواند منجر به بی ثباتی مالی شود و بر عدم اطمینان بازار سهام تأثیر بگذارد.

یاوری فر و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی اثرات شوک ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی بر اقتصاد ایران با رویکرد DSGE پرداختند. هدف این پژوهش بررسی اثرات شوک‌های نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی بود. در این پژوهش از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ استفاده شد. نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان داد که متغیرهای سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف بخش خصوصی در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته اما متغیرهای اسمی مانند نرخ ارز، نرخ بهره و نرخ تورم در واکنش به شوک نااطمینانی اقتصادی افزایش یافته است. بر اساس نتایج به دست آمده شوک ناشی از نااطمینانی اقتصادی با اثرگذاری بر رفتار کارگزاران اقتصادی در بخش خانوار و بنگاه منجر به ایجاد بی‌ثباتی در متغیرهای کلان اقتصادی می‌شود.

میرشفیعی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵، به بررسی نااطمینانی بازار سهام و تحلیل شوک سیاست پولی برآن پرداختند. دراین پژوهش ابتدا با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی (SDE)، شاخص نااطمینانی در بازار سهام تهران برآورد و

سپس به بررسی تاثیر شوک‌های سیاست پولی پرداخته شد. پس از برآورد شاخص نااطمینانی، حجم پول و تولید ناخالص داخلی، به ترتیب به عنوان ابزار سیاست پولی و شاخص رشد تولید در یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) مدلسازی و تحلیل شد. نتایج حاکی از آن است که شوک سیاست پولی بر تولید اثری منفی و معنی‌دار و بر نااطمینانی بازار سهام اثری مثبت و معنی‌دار دارد و نااطمینانی نیز اثری مثبت و معنی‌دار بر سیاست پولی از طریق تغییرات حجم پول دارد.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تاثیر شوک‌های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران پرداختند. برای برآورد مدل از الگوی خود رگرسیون ساختاری و داده‌های فصلی ۱۳۸۹:۴-۱۳۷۰:۱ استفاده شد. نتایج حاصل از مدل بیانگر این است که در کوتاه مدت شوک مخارج دولت تاثیر مثبت و در بلندمدت، اثر منفی بر رشد شاخص قیمت سهام دارد. اثر شوک عرضه پول بر رشد شاخص قیمت سهام در کوتاه مدت و بلندمدت مثبت است. البته در کوتاه مدت این تاثیرگذاری بیشتر از بلندمدت است، به عبارتی اثر گذاری سیاست پولی بر شاخص قیمت سهام سریع‌تر از اثر گذاری سیاست مالی است. همچنین نتایج تجزیه واریانس خطای پیش بینی نشان داد، در بلندمدت بیشترین نوسانات شاخص قیمت سهام توسط شوک سیاست مالی توضیح داده می‌شود.

با مروری بر مطالعات پیشین نوآوری اصلی این پژوهش در چندین بعد قابل توجه است:

اول، در این پژوهش با استفاده از الگوی TVP-QVAR به بررسی پویای روابط میان رشد بازار سهام، رشد نقدینگی و نااطمینانی اقتصادی در اقتصاد ایران پرداخته‌شده است. این مدل امکان بررسی همزمان سه ویژگی مهم را فراهم می‌کند: (الف) تغییرات پارامترها در طول زمان، (ب) رفتار کوانتیلی و وابستگی‌های غیرخطی در دم‌های توزیع (که برای شرایط پرنوسان اقتصاد ایران بسیار مناسب است)، و (ج) محاسبه اثرات سرریز در افق‌های زمانی متفاوت.

دوم، برخلاف مطالعات پیشین که به‌طور عمده بر اثرات میانگین تمرکز داشتند، در این پژوهش بر اثرات سرریز خالص و جهت خالص انتقال نوسانات تأکید شده و نشان می‌دهد نااطمینانی اقتصادی به طور غالب انتقال‌دهنده خالص نوسانات است.

سوم، با تفکیک نتایج به سه افق کوتاه‌مدت (۱-۴ ماه)، میان‌مدت (۴-۱۰ ماه) و بلندمدت (بیش از ۱۰ ماه)، درک عمیق‌تری از چگونگی تکامل شوک‌ها ارائه شده که در مطالعات قبلی

مغفول مانده است[1]. این نوآوری‌ها اجازه می‌دهد تا سیاست‌گذاری‌ها بر مبنای شواهد دقیق‌تر و واقع‌بینانه‌تری برای شرایط خاص اقتصاد ایران (با ویژگی‌های تورم بالا، تحریم و شوک‌های خارجی) صورت گیرد.

٤- روش پژوهش

هدف اصلی این پژوهش، بررسی واکنش بازار سرمایه ایران به شوک‌های سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی است. در این راستا، از رویکرد خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در زمان و چارکی[2] (TVP-QVAR) استفاده شده است. این مدل که بر پایه پژوهش آدکویا و اولید[3] (۲۰۲۱) و منسی و همکاران[4] (۲۰۱۷) توسعه‌یافته، قابلیت مهمی دارد؛ زیرا هم اجازه می‌دهد روابط بین متغیرها در طول زمان تغییر کند و هم اثرات شوک سیاست پولی را در شرایط مختلف بازار (چارک‌های پایین، میانه و بالای توزیع بازده سهام) تحلیل نماید. این ویژگی برای اقتصاد ایران که با نااطمینانی ساختاری همراه است، مناسب نیز هست. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل متغیرهای کلان اقتصادی و مالی با تواتر ماهانه برای دوره ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۳ است. اطلاعات مربوط به شاخص‌های بازار سهام، نرخ بهره، حجم نقدینگی، تورم و تولید صنعتی از پایگاه داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

٤-١- ساخت شاخص نااطمینانی اقتصادی

شاخص نااطمینانی اقتصادی بر اساس روش بکر و همکاران[5] (۲۰۱۶) و با گسترش آن برای شرایط ایران ساخته‌شده است. این شاخص به صورت میانگین وزنی از سه زیرشاخص اصلی شامل نااطمینانی سیاست پولی، نااطمینانی سیاست خزانه‌ای (مالی) و نااطمینانی ارزی محاسبه شده است.

برای ساخت هر زیرشاخص، از روش شمارش اخبار مبتنی بر رسانه استفاده شده است. جستجو در پایگاه‌های خبری معتبر داخلی و خارجی و سایت‌های خبری اقتصادی انجام گرفت. جستجو با استفاده از نرم‌افزار MAXQDA و همچنین کدهای پایتون با کتابخانه‌های

[1] . Baruník and Křehlík (2018).
[2]. Time-Varying Parameter Quantile VAR
[3]. Adekoya and Oliyide (2021)
[4]. Mensi et al. (2017)
[5] . Baker et al. (2016)

BeautifulSoupو Newspaper3k صورت پذیرفت.

نااطمینانی سیاست پولی: با کلمات کلیدی مانند "بانک مرکزی"، "سیاست پولی"، "نرخ بهره"، "حجم نقدینگی"، "پایه پولی"، "عملیات بازار باز"، "تزریق نقدینگی" و ترکیب آن‌ها با کلماتی مانند "تغییر"، "افزایش ناگهانی"، "کاهش غیرمنتظره"، "ابهام"، "تصمیم‌گیری" و "نااطمینانی" جستجو شد.

نااطمینانی سیاست خزانه‌ای: با کلمات کلیدی "بودجه"، "کسری بودجه"، "مالیات"، "اوراق بدهی دولتی"، "فروش اوراق"، "هزینه‌های دولت" و ترکیب با واژگان "عدم قطعیت"، "تغییرات ناگهانی"، "اصلاح بودجه" و "سیاست مالی".

نااطمینانی ارزی: با کلمات کلیدی "دلار"، "ارز"، "نرخ ارز"، "سانسور"، "تثبیت ارز"، "جهش ارزی"، "تحریم ارزی" و ترکیب با "نوسان"، "نااطمینانی" و "پیش‌بینی‌ناپذیری".

تعداد اخبار مرتبط در هر ماه شمارش، استانداردسازی و سپس با اختصاص وزن (با توجه به اهمیت هر حوزه در اقتصاد ایران) میانگین‌گیری وزنی شد تا شاخص کل نااطمینانی اقتصادی به دست آید.

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، ابتدا بازدهی ماهانه شاخص سهام بر اساس رابطه (۱) محاسبه شد. سپس با استفاده از مدل TVP-QVAR، اثرات شوک سیاست پولی بر بازدهی سهام در شرایط مختلف نااطمینانی و در چارک‌های مختلف توزیع مورد بررسی قرار گرفت. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته و شاخص‌های سرریز ریسک نیز محاسبه شد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از معادله محاسبه بازدهی طبق رابطه (۱) استفاده شده است:

$$r_t = [\Delta \log(p_t)] * 100 \qquad (۱)$$

در پژوهش حاضر از رویکرد ارتباط متغیر در زمان چندکی که توسط آندو و همکاران[1] (۲۰۱۸) معرفی شده، استفاده شده است. در راستای پژوهش آندو و همکاران (۲۰۱۸) برای محاسبه دقیق ارتباط چندکی در طی زمان، باید یک بردار میانگین متحرک با درجه نامحدود به عنوان نماینده الگوی خودرگرسیون برداری چندکی (QVAR) توصیف شود. برای یک QVAR(p) معادله (۲)

[1]. Ando et al. (2018)

در نظر گرفته شده است:

$$y_t = \mu(q) + \sum_j^p \emptyset_j y_{t-j} + u_t(q) = \mu(q) + \sum_{i=0}^{\infty} \Omega_j(q) u_{t-i} \quad (۲)$$

که در آن چندک q بین صفر و یک است. بر اساس پژوهش کوپ و همکاران[1] (۱۹۹۶) و همچنین پسران و شین[2] (۱۹۹۸) تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته[3] با افق پیش‌بینی H به‌صورت معادله (۳) است (گانگ و همکاران[4]، ۲۰۱۲):

$$\Theta_{ij}^{g}(H) = \frac{\Sigma(q)\sum_{h=0}^{H-1}(e'\Omega_h(q)\Sigma(q)e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1}(e'\Omega_h(q)\Sigma(t)\Omega_h(q)'e_i)} \quad (۳)$$

e_i نماینده یک بردار صفر در موقعیت i ام است. نرمال‌سازی اجزاء ماتریس تجزیه به‌صورت معادله (۴) است:

$$\widetilde{\Theta}_{ij}^{g}(H) = \frac{\Theta_{ij}^{g}(H)}{\sum_{j=1}^{k}\Theta_{ij}^{g}(H)} \; ; \; \sum_{j=1}^{k}\widetilde{\Theta}_{ij}^{g}(H) = 1 \, , \sum_{i,j=1}^{k}\widetilde{\Theta}_{ij}^{g}(H) = 1 \quad (۴)$$

براساس الگوی دیابولد و ایلماز[5] (۲۰۱۴)، سرریز ریسک و ارتباط بر پایه چندک به‌صورت معادلات (۵-۹) بیان می‌شود:

$$TO_{ij} = \sum_{i=1,i\neq j}^{k}\Theta_{ij,t}^{g}(H) \quad (۵)$$

$$FROM_{jt} = \sum_{i=1,i\neq j}^{k}\Theta_{ji,t}^{g}(H) \quad (۶)$$

$$NET_{jt} = TO_{jt} - FROM_{jt} \quad (۷)$$

$$TCI_t = \frac{\sum_{i=1,i\neq j}^{k}\widetilde{\Theta}_{ji,t}^{g}(H)}{k-1} \quad (۸)$$

$$NPDC_{ij} = \widetilde{\Theta}_{ij,t}(H) - \widetilde{\Theta}_{ji,t}(H) \quad (۹)$$

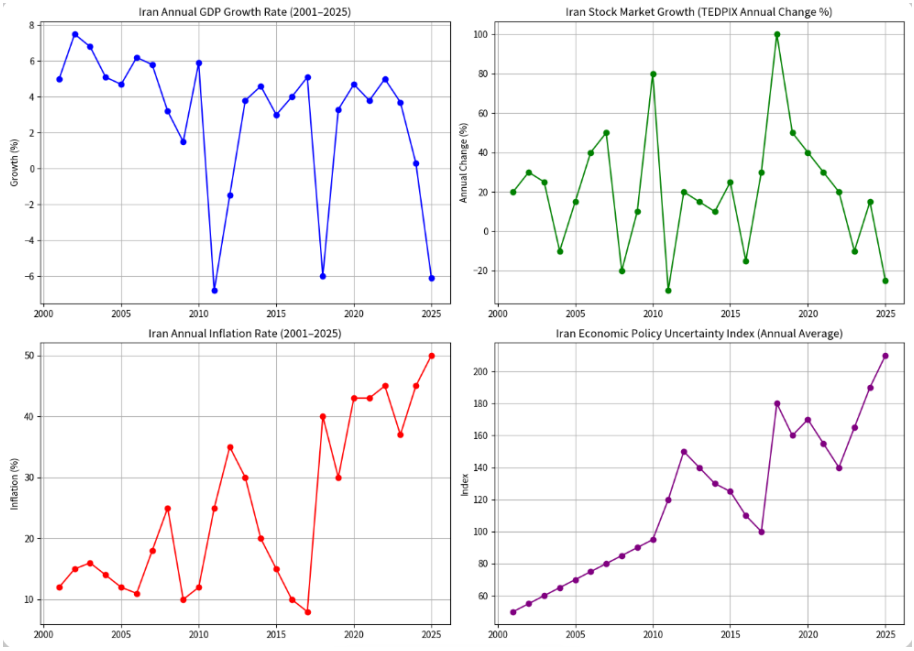
معادله (۵) تاثیر تکانه متغیر j بر روی سایر متغیرها را نشان می‌دهد. معادله (۶) تاثیر سایر متغیرهای سیستم بر متغیر j را نشان می‌دهد. در معادله (۷) چنانچه یک متغیر منتقل‌کننده خالص نوسان به سایر متغیرها باشد دارای مقدار مثبت و چنانچه دریافت‌کننده خالص نوسان از سایر متغیرها باشد، دارای مقدار منفی خواهد بود. معادله (۸) میزان ارتباط میان متغیرها را نشان می‌دهد و هم‌چنین معادله (۹) ارتباط مستقیم دو به دو متغیرها را نشان می‌دهد به عبارت دیگر مشخص می‌کند که چه

[1]. Koop et al. (1996)
[2]. Pesaran and Shin. (1998)
[3]. Generalized Forecast Error Variance Decomposition (GFEVD)
[4]. Gong et al. (2021)
[5]. Diebold and Yilmaz (2014)

میزان متغیر i بر متغیر j و بر عکس تاثیر می‌گذارد (تیواری و همکاران[1]، ۲۰۲۲).

۵- برآورد مدل تجربی

یکی از مباحث مهم در سرمایه‌گذاری، تحلیل میزان ارتباط میان دارایی‌های مختلف در افق‌های مختلف زمانی است. بر این اساس و بر مبنای رویکرد TVP-QVAR نحوه انتقال و دریافت نوسان میان رشد متغیرهای مورد پژوهش بررسی شده است. در این پژوهش برای برآورد شاخص نااطمینانی اقتصادی از رویکرد بکر و همکاران (۲۰۱۶) استفاده‌شده است.



نمودار ۱: روند زمانی متغیرهای پژوهش در دوره زمانی ۱۳۸۰–۱۴۰۳

رشد نقدینگی در طول دوره مورد پژوهش روند صعودی و پرنوسانی داشته است. در دهه ۸۰ و اوایل دهه ۹۰ رشد نسبتاً کنترل‌شده (۱۵–۲۵ درصد) بود. پس از تشدید تحریم‌ها در سال ۱۳۹۱ و به‌ویژه در دوره ۱۳۹۹–۱۴۰۱، رشد نقدینگی به سطوح بی‌سابقه‌ای (بالای ۴۰ درصد) رسید که به‌طور عمده ناشی از کسری بودجه شدید دولت، چاپ پول برای تأمین هزینه‌ها و سیاست‌های انبساطی بانک مرکزی بود. در سال‌های ۱۴۰۲–۱۴۰۴ شاهد کند شدن نسبی رشد نقدینگی هستیم،

[1]. Tiwari et al. (2022)

اما همچنان در سطوح بالا باقی مانده است. بازار سهام ایران نوسانات شدیدی را تجربه کرده است. تا سال ۱۳۹۸ روند نسبتاً آرام بود، اما در سال ۱۳۹۹ شاهد بزرگ‌ترین جهش تاریخی (بیش از ۱۰۰ درصد) بودیم که نتیجه ورود نقدینگی سرگردان، تورم بالا و انتظارات مثبت از سودآوری شرکت‌ها بود. پس از آن بازار وارد فاز اصلاحی شد و در سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۴۰۲ افت قابل توجهی ثبت کرد. در سال‌های ۱۴۰۳ و ۱۴۰۴ بازدهی مثبت اما محدود بوده است. بازار سهام تحت تأثیر نااطمینانی سیاسی، ارزی و سیاست‌های پولی قرار دارد. شاخص نااطمینانی اقتصادی الگوی واضحی از افزایش در زمان شوک‌های خارجی و داخلی نشان می‌دهد. سطح نااطمینانی در دهه ۸۰ نسبتاً پایین بود. دو قله اصلی در سال‌های ۱۳۹۱–۱۳۹۲ (تحریم‌های نفتی) و ۱۳۹۷–۱۳۹۸ (خروج آمریکا از برجام و جهش ارزی) مشاهده می‌شود. از سال ۱۴۰۰ به بعد، با تداوم تحریم‌ها، نوسانات ارزی و تغییرات مکرر سیاست‌های پولی و بودجه‌ای، نااطمینانی در سطح بالایی باقی مانده است. این شاخص معمولاً با کاهش بازدهی بازار سهام همبستگی معکوس دارد.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۳

	رشد بازار سهام	رشد نقدینگی	نااطمینانی اقتصادی	تورم
میانگین	۴/۶۷	۱۲/۷۶	۱۸/۴۵	۲۴/۴۵
واریانس	۲/۸۹	۳/۶۳	۲/۹۸	۱۶/۱۵
چولگی	۰/۳۲	۰/۳۷	۰/۵۷	۰/۴۰۶
کشیدگی	۵/۸۹	۴/۹۲	۶/۳۱	۱/۴۱
آماره جارک - برا	۵۸/۳۴	۸۹/۳۴	۷۲/۳۴	۲۳/۵۸
احتمال آماره	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول (۱) شاخص نااطمینانی اقتصادی در دوره مورد بررسی دارای بیشترین میانگین و رشد بازار سهام دارای کمترین میانگین بوده است. همچنین بیشترین نوسان مربوط به رشد نقدینگی و کمترین نوسان مربوط به رشد بازار سهام بوده است. با توجه به آماره جارک–برا مشخص می‌شود که توزیع هر سه متغیر غیرنرمال است. در شرایطی که دنباله توزیع فربه باشد اصطلاحاً گفته می‌شود توزیع لپتوکورتیک[1] است و در چنین حالتی باید برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون ریشه واحد الیوت، روتنبرگ و استاک[2] استفاده شود.

[1]. Leptokurtic Distribution
[2]. Elliot, Rothenberg & Stock

جدول ۲: آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۳

	رشد بازار سهام	رشد نقدینگی	نااطمینانی اقتصادی
آزمون ریشه واحد ERS	-۲۱/۳۷	-۱۷/۲۶	-۱۸/۴۵
سطح معنی‌داری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون ریشه واحد الیوت، روتنبرگ و استوک (ERS) در جدول (۲) ارائه‌شده است که نشان می‌دهد تمامی متغیرهای پژوهش به دلیل اینکه سطح معنی‌داری گزارش شده کمتر از ۰/۰۵ است در سطح پایا هستند. مسئله شکست ساختاری با استفاده از متغیرهای دامی در مدل لحاظ‌شده است. مهم‌ترین مزیت الگوی TVP-QVAR نسبت به رویکردهای مرسوم مانند DCC-GARCH, DCC-FIAPARCH تعیین شدت انتقال و یا دریافت نوسان در طی زمان و همچنین در چندک‌های مختلف رشد متغیرها است. بر این اساس ارتباط متغیرها در کوتاه‌مدت، میان مدت و بلندمدت ارزیابی می‌شود.

جدول ۳: برآورد سرریز نوسانات میان متغیرهای مورد بررسی در کوتاه‌مدت در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۳

از:	رشد نقدینگی	نااطمینانی اقتصادی	رشد بازار سهام	
۱۲/۸۲	۵/۵۶	۷/۲۶	۴۴/۹	**رشد بازار سهام**
۱۰/۰۸	۴/۰۸	۴۰/۴۳	۸/۰۱	**نااطمینانی اقتصادی**
۱۲/۴۳	۸۰/۴۸	۳/۸۷	۶/۵۶	**رشد نقدینگی**
۳۵/۳۳	۹/۶۴	۱۱/۱۳	۱۴/۵۶	**به:**
شاخص مجموع ارتباطات = ۱۱/۷۸	-۲/۷۹	۱/۰۵	۱/۷۴	**خالص**

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول (۳)، در کوتاه‌مدت، رشد بازار سهام با ۱۴/۵۶ درصد و نااطمینانی اقتصادی با ۱۱/۱۳ درصد، بیشترین اثرگذاری را بر سایر متغیرها داشته‌اند، در حالی که رشد نقدینگی با ۹/۶۴ درصد کمترین اثرگذاری مستقیم را نشان می‌دهد. از سوی دیگر، رشد بازار سهام (۱۲/۸۲ درصد) و رشد نقدینگی (۱۲/۴۳ درصد) بیشترین اثرپذیری را داشته‌اند و نااطمینانی اقتصادی با ۱۰/۰۸ درصد کمترین دریافت نوسان مستقیم را ثبت کرده است. این یافته‌ها در ابتدا ممکن است خلاف انتظار به نظر برسد، اما با واقعیت‌های ساختاری اقتصاد ایران قابل توجیه است. در اقتصاد ایران که رشد

نقدینگی به‌طور عمده عامل اصلی تورم و نااطمینانی مزمن بوده، بخش قابل توجهی از اثرگذاری رشد نقدینگی به صورت غیرمستقیم و از کانال نااطمینانی اقتصادی منتقل می‌شود. به عبارت دیگر، رشد نقدینگی خود یکی از مهم‌ترین علل ایجاد نااطمینانی است و بنابراین اثر مستقیم آن بر سایر متغیرها کمتر ظاهر می‌شود، در حالی که نااطمینانی اقتصادی به عنوان متغیر واسط عمل کرده و نوسانات را به بازار سهام و سایر بخش‌ها منتقل می‌کند. از این منظر، بالاتر بودن اثرگذاری بازار سهام در کوتاه‌مدت منطقی به نظر می‌رسد. بازار سهام به عنوان یکی از حساس‌ترین متغیرها به انتظارات آینده و شوک‌های نااطمینانی، به سرعت واکنش نشان داده و نوسانات را به سایر بخش‌های اقتصاد (از جمله انتظارات تورمی و تصمیمات سرمایه‌گذاری) منتقل می‌کند، حتی اگر سهم آن در GDP محدود باشد. در ردیف خالص سرریز، رشد بازار سهام (۱/۷۴ درصد) و نااطمینانی اقتصادی (۱/۰۵ درصد) به عنوان فرستنده خالص نوسانات عمل کرده‌اند و رشد نقدینگی (۲/۷۹- درصد) به عنوان دریافت‌کننده خالص نوسانات شناسایی شده است. منفی بودن عدد برای رشد نقدینگی به این معنی است که این متغیر در کوتاه‌مدت بیشتر تحت تأثیر شوک‌های وارد شده از نااطمینانی اقتصادی و انتظارات بازار سهام قرار گرفته تا اینکه خود مستقیماً نوسان‌ساز باشد. این نتیجه با نظریه‌های اقتصادی (مانند نقش انتظارات عقلایی و نااطمینانی سیاست پولی) سازگار است و نشان می‌دهد که در محیط پرنوسان ایران، نااطمینانی اقتصادی به عنوان کانال اصلی انتقال شوک عمل کرده و رشد نقدینگی بیشتر به عنوان متغیری که خود تحت تأثیر این نااطمینانی قرار می‌گیرد، ظاهر شده است. به طور کلی، ارتباط کلی بین متغیرها در کوتاه‌مدت حدود ۱۱/۷۸ درصد بوده که حاکی از وجود سرریز معنی‌دار اما نه بسیار شدید در افق کوتاه است.

بر اساس جدول (۴)، در افق میان‌مدت (۴ تا ۱۰ ماه)، رشد بازار سهام با ۶/۶۶ درصد و نااطمینانی اقتصادی با ۲/۷۷ درصد، بیشترین اثرگذاری را بر سایر متغیرها داشته‌اند، در حالی که رشد نقدینگی با ۲/۶۳ درصد کمترین اثرگذاری مستقیم را نشان می‌دهد. از سوی دیگر، رشد نقدینگی با ۵/۹۱ درصد و رشد بازار سهام با ۳/۸۱ درصد بیشترین اثرپذیری را ثبت کرده‌اند. این الگو در میان‌مدت نیز در ابتدا ممکن است خلاف انتظار به نظر برسد، اما با ساختار اقتصاد ایران کاملاً قابل توجیه است. رشد نقدینگی در ایران به‌طور عمده از طریق ایجاد نااطمینانی اقتصادی بر سایر متغیرها اثر می‌گذارد و نه به صورت مستقیم. به عبارت دیگر، افزایش نقدینگی ابتدا انتظارات تورمی،

نوسانات ارزی و ابهام سیاست‌گذاری را تشدید می‌کند و این نااطمینانی است که سپس نوسانات را به بازار سهام و سایر بخش‌ها منتقل می‌نماید. بنابراین، اثر مستقیم رشد نقدینگی در مدل کمتر ظاهر می‌شود، در حالی که نااطمینانی اقتصادی به عنوان متغیر واسط عمل کرده و بخش عمده انتقال شوک را بر عهده دارد.

جدول ٤: برآورد سرریز نوسانات میان متغیرهای مورد بررسی در میان‌مدت

از:	رشد نقدینگی	نااطمینانی اقتصادی	رشد بازار سهام	
۳/۸۱	۱/۵۷	۲/۲۴	۱۹/۹۹	**رشد بازار سهام**
۱/۳۴	۱/۲	۱۹/۰۹	۶/۱۴	**نااطمینانی اقتصادی**
۵/۹۱	۴/۷۵	۰/۳۹	۰/۵۲	**رشد نقدینگی**
	۲/۶۳	۲/۷۷	۶/۶۶	**به:**
شاخص مجموع ارتباطات = ۴/۰۲	-۳/۲۸	۱/۴۳	۲/۸۶	**خالص**

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بازار سهام نیز علی‌رغم سهم نسبتاً محدود در تولید ناخالص داخلی، به دلیل حساسیت بسیار بالای آن به انتظارات آینده، به سرعت شوک‌های نااطمینانی را جذب کرده و در افق میان‌مدت آن را به سایر متغیرها منتقل می‌کند. این امر به‌ویژه در اقتصاد ایران که سرمایه‌گذاران اغلب به دنبال دارایی‌های امن در برابر تورم و نوسانات ارزی هستند، قابل مشاهده است. در شاخص سرریز خالص، رشد بازار سهام و نااطمینانی اقتصادی همچنان فرستنده خالص نوسانات بوده‌اند و رشد نقدینگی به عنوان دریافت‌کننده خالص نوسانات شناسایی شده است. منفی بودن مقدار خالص برای رشد نقدینگی به این معنی است که این متغیر در افق میان‌مدت بیشتر تحت تأثیر شوک‌های ناشی از نااطمینانی اقتصادی و واکنش‌های بازار سهام قرار گرفته تا آنکه خود منبع اصلی نوسان‌سازی مستقیم باشد. این یافته با واقعیت اقتصادی ایران همخوانی دارد؛ زیرا بخش عمده تورم و نااطمینانی سال‌های اخیر ریشه پولی داشته، اما این ریشه اغلب از کانال انتظارات و نااطمینانی به متغیرهای واقعی منتقل شده است. لازم به ذکر است که مجموع ارتباط میان متغیرها در میان‌مدت ۴/۰۲ درصد است که نسبت به دوره کوتاه‌مدت (۱۱/۷۸ درصد) کاهش یافته است. این کاهش نشان‌دهنده آن است که شدت انتقال نوسانات در افق‌های طولانی‌تر کمتر می‌شود و متغیرها بیشتر به سمت تعادل خود

بازمی‌گردند. در ادامه در جدول (۵) سرریز نوسانات میان متغیرها در بلندمدت (بالای ۱۰ ماه) ارائه شده است.

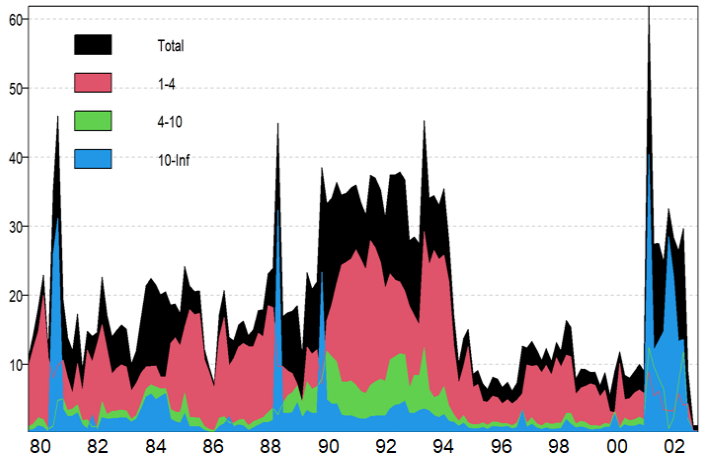
جدول ۵: برآورد سرریز نوسانات میان متغیرهای مورد بررسی در بلندمدت در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۳

از:	نااطمینانی اقتصادی	رشد نقدینگی	رشد بازار سهام	
۲/۵	۰/۸۵	۱/۶۵	۱۵/۹۹	**رشد بازار سهام**
۷/۶۲	۰/۸۱	۱۳/۴۴	۶/۸۱	**رشد نقدینگی**
۱/۲	۲/۲۳	۰/۲۴	۰/۹۶	**نااطمینانی اقتصادی**
	۵/۶۶	۱/۸۹	۲/۷۷	**به:**
شاخص مجموع ارتباطات= ۳/۷۷	۴/۴۶	-۵/۷۴	۰/۲۰	**خالص**

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول (۵)، در دوره بلندمدت (بالای ۱۰ ماه) نیز همانند دوره‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت، نااطمینانی اقتصادی و نوسانات رشد بازار سهام بیشترین اثرگذاری را بر سایر متغیرها، به‌ویژه رشد نقدینگی، داشته‌اند. در حالی که کمترین اثرگذاری مستقیم در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مربوط به رشد نقدینگی بوده است. از منظر اثرپذیری، رشد نقدینگی در میان‌مدت و بلندمدت بیشترین دریافت نوسان را داشته و رشد بازار سهام در کوتاه‌مدت بیشترین اثرپذیری را نشان داده است. این الگو در بلندمدت نیز در ابتدا خلاف انتظار به نظر می‌رسد، اما با توجه به ساختار اقتصاد ایران قابل توجیه است. نااطمینانی اقتصادی به عنوان متغیر واسط عمل کرده و بخش عمده شوک‌های ناشی از رشد نقدینگی را به سایر متغیرها منتقل می‌کند. بازار سهام علی‌رغم سهم محدود در تولید ناخالص داخلی، به دلیل نقش برجسته آن در شکل‌دهی انتظارات سرمایه‌گذاران و انتقال سیگنال‌های سیاستی، در افق‌های طولانی‌تر به عنوان فرستنده خالص نوسان ظاهر می‌شود. سرمایه‌گذاران در بازار سهام به سرعت به تغییرات نااطمینانی واکنش نشان می‌دهند و این واکنش‌ها به تدریج بر انتظارات تورمی و تصمیمات نقدینگی اثر می‌گذارد. نکته حائز اهمیت اینکه با طولانی‌تر شدن افق زمانی، خالص اثرگذاری رشد بازار سهام افزایش یافته و خالص اثرپذیری رشد نقدینگی نیز بیشتر شده است. به عبارت دیگر، رشد بازار سهام در کوتاه‌مدت بیشتر پذیرنده خالص نوسانات از نااطمینانی اقتصادی و رشد نقدینگی است، اما در میان‌مدت و بلندمدت به انتقال‌دهنده خالص

نوسان به سایر متغیرها (از جمله رشد نقدینگی) تبدیل می‌شود. این امر نشان می‌دهد که شوک‌های وارد شده به بازار سهام در بلندمدت به بخش واقعی اقتصاد و سیاست‌های نقدینگی سرایت می‌کند. در مجموع، نااطمینانی اقتصادی در هر سه افق زمانی (کوتاه، میان و بلندمدت) عامل مسلط و فرستنده خالص نوسانات بوده و رشد نقدینگی به‌طور عمده متغیری منفعل و پذیرنده خالص نوسانات ظاهر شده است. این یافته تأکید می‌کند که برای ایجاد ثبات بیشتر در بازار سهام و کنترل نوسانات نقدینگی، اولویت اصلی باید کاهش سطح نااطمینانی اقتصادی (از طریق شفافیت سیاست پولی، ثبات ارزی و پیش‌بینی‌پذیری سیاست‌های دولت) باشد. لازم به ذکر است که مجموع ارتباط میان متغیرها با طولانی‌تر شدن افق زمانی کاهش یافته است (بیشترین ارتباط در کوتاه‌مدت و کمترین آن در بلندمدت). این کاهش نشان می‌دهد که انتقال نوسانات به‌طور عمده کوتاه‌مدت و موقتی است و در بلندمدت متغیرها تمایل به بازگشت به تعادل دارند. بنابراین، این الگو برای اقتصاد ایران قابل مدیریت و تحمل‌پذیر ارزیابی می‌شود، مشروط بر اینکه سیاست‌گذاران بتوانند نااطمینانی را در افق کوتاه‌مدت به طور مؤثر کنترل کنند. در ادامه در نمودار (۲) مجموع ارتباطات پویا میان متغیرهای پژوهش بر اساس دوره زمانی ارائه شده است.

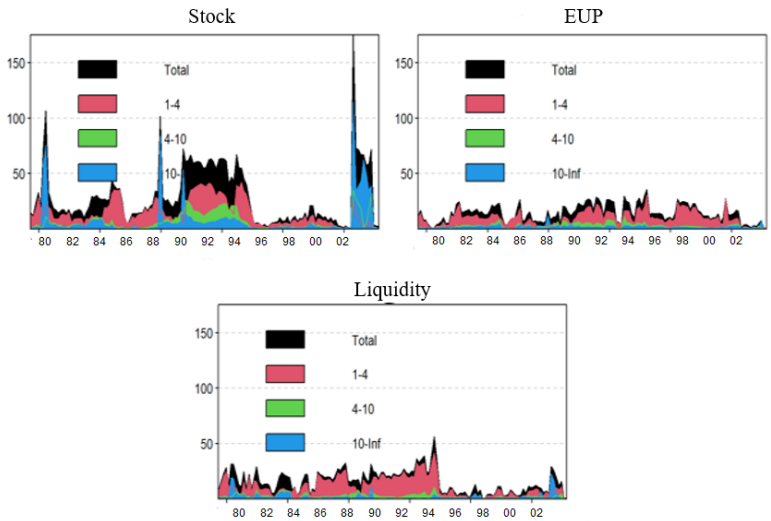


نمودار ۲: مجموع ارتباط میان نوسانات متغیرهای پژوهش در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار (۲)، بخش سیاه‌رنگ حالت کلی (مجموع کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت)، بخش صورتی‌رنگ دوره کوتاه‌مدت، بخش سبز رنگ دوره میان‌مدت و بخش آبی‌رنگ

دوره بلندمدت را نشان می‌دهند. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود تا سال ۱۳۹۹ بیشترین میزان ارتباط میان نوسانات متغیرهای پژوهش در کوتاه‌مدت و از سال ۱۳۹۹ ارتباط میان نوسانات متغیرهای پژوهش بلندمدت بوده است. این موضوع نشان می‌دهد ارتباط بلندمدت میان نوسانات رشد بازار سهام، رشد نقدینگی و نااطمینانی اقتصادی شکل گرفته است. از سال ۱۳۹۵ تا ابتدای ۱۳۹۹ ارتباط میان نوسانات رشد بازار سهام، رشد نقدینگی و نااطمینانی اقتصادی کاهش یافته است که می‌تواند ناشی از افزایش ثبات در رشد بازار سهام و رشد نقدینگی باشد. در ادامه در نمودار (۳) انتقال نوسانات پویا ارائه شده است:

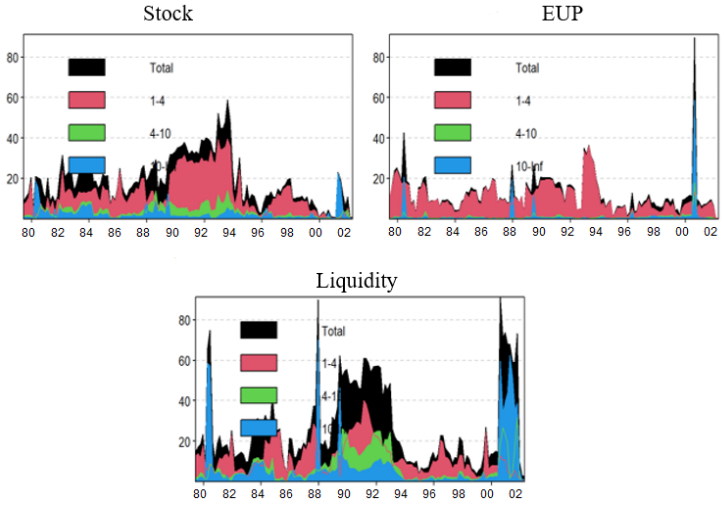


نمودار ۳: نحوه و میزان انتقال نوسانات متغیرهای پژوهش در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار (۳)، رشد بازار سهام در بیشتر دوره‌های مورد بررسی، به‌ویژه از نظر انتقال نوسانات به سایر متغیرها، نقش برجسته‌ای داشته است. بیشترین اثرگذاری و انتقال نوسانات از سمت رشد بازار سهام مربوط به سال ۱۳۹۹ بوده که در این دوره انتقال نوسانات بلندمدت نیز افزایش قابل توجهی یافته است. این یافته در ابتدا ممکن است با توجه به سهم نسبتاً محدود بازار سهام در تولید ناخالص داخلی ایران عجیب به نظر برسد، اما در واقعیت اقتصادی ایران کاملاً قابل توجیه است. بازار سهام در ایران به عنوان یکی از مهم‌ترین کانال‌های انتظاری عمل می‌کند. سرمایه‌گذاران، فعالان

اقتصادی و حتی خانوارها، بازار سهام را به عنوان شاخصی از وضعیت کلی اقتصاد، انتظارات تورمی و سیاست‌های دولت رصد می‌کنند. بنابراین، شوک‌های وارد شده به بازار سهام (مانند جهش تاریخی سال ۱۳۹۹ ناشی از ورود نقدینگی سرگردان، تورم بالا و امید به سودآوری شرکت‌ها) به سرعت به انتظارات عمومی سرایت کرده و بر تصمیمات سرمایه‌گذاری، مصرف و حتی سیاست‌گذاری پولی اثر می‌گذارد. این امر باعث می‌شود بازار سهام علی‌رغم اندازه کوچک، در انتقال نوسانات نقش محوری ایفا کند. از سال ۱۳۹۹ به بعد، با افزایش انتقال نوسانات بلندمدت رشد بازار سهام، شاهد کاهش نسبی انتقال نوسانات از سوی نااطمینانی اقتصادی و افزایش انتقال نوسانات از سمت رشد نقدینگی بوده‌ایم. این الگو منطقی است؛ زیرا در این دوره، بانک مرکزی با سیاست‌های انبساطی شدید و تزریق نقدینگی برای مدیریت آثار تحریم‌ها و کرونا، نااطمینانی را تا حدی به صورت مستقیم به رشد نقدینگی منتقل کرد، در حالی که بازار سهام به عنوان واسط مهم، همچنان نقش انتقال‌دهنده قوی به سایر متغیرها را حفظ کرد. لازم به ذکر است که اثرگذاری و انتقال نوسانات در تمامی متغیرها به‌طور عمده کوتاه‌مدت بوده و با طولانی شدن افق زمانی کاهش یافته است. این موضوع حاکی از آن است که شوک‌ها بیشتر موقتی هستند و اقتصاد تمایل به بازگشت به تعادل دارد. در ادامه در نمودار (۴) نحوه اثرپذیری و دریافت نوسانات توسط متغیرهای پژوهش ارائه شده است.



نمودار ٤: نحوه و میزان دریافت نوسانات متغیرهای پژوهش در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۳

ماخذ: یافته‌های پژوهش

آنچه که از نمودارهای (۳) و (۴) مشخص است نوسان زیاد در اثرگذاری و اثرپذیری میان رشد بازار سهام، رشد نقدینگی و نااطمینانی اقتصادی در دوره مورد بررسی وجود داشته است و استفاده از تحلیل‌های ایستا نمی‌تواند راهنمای مناسبی برای سیاست‌گذاران باشد. این موارد نشان می‌دهد نحوه ارتباط میان متغیرها بر اساس دوره زمانی بروز نوسانات و همچنین در طی زمان متفاوت است که در مطالعات صورت گرفته به این موارد مهم اشاره نشده است. بر اساس نمودار (۴) عمده دریافت نوسانات توسط متغیرهای پژوهش به‌ویژه رشد بازار سهام و نااطمینانی اقتصادی به‌صورت کوتاه‌مدت بوده است. بیشترین اثرپذیری نوسانات رشد نقدینگی از سایر متغیرهای پژوهش در بین سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۳ رخ داده است و پس از آن دریافت نوسانات توسط رشد بازار سهام کاهش یافته است. نکته حائز اهمیت اینکه بیشترین دریافت نوسانات مربوط به رشد نقدینگی بوده است و در سال ۱۴۰۰ دریافت نوسانات توسط رشد نقدینگی از سایر متغیرهای پژوهش به‌صورت بلندمدت بوده است. با مقایسه نمودارهای (۳) و (۴) مشخص می‌شود که در سال ۱۴۰۰ بیشترین انتقال نوسان توسط رشد بازار سهام و به‌صورت بلندمدت بوده است و در همین سال نیز بیشترین دریافت نوسانات توسط رشد نقدینگی و از جنس بلندمدت است.

مدل TVP-QVAR روابط متقابل و حلقه‌های بازخورد را به خوبی تشریح می‌کند. نتایج نشان می‌دهد هرچند رابطه دوطرفه وجود دارد، اما اثر خالص از نااطمینانی اقتصادی به رشد نقدینگی قوی‌تر است. یعنی نااطمینانی (ناشی از تحریم، کسری بودجه، شوک‌های خارجی) اغلب منجر به فشار برای افزایش نقدینگی می‌شود، اما رشد بی‌رویه نقدینگی نیز نااطمینانی را تشدید می‌کند. مدل این پویایی را به خوبی نشان داده است.

علاوه بر این، هرچند سهم مستقیم بازار سهام در تولید ناخالص داخلی ایران محدود است، اما این بازار در عمل نقش بسیار مهمی در اقتصاد ایران ایفا می‌کند. بازار سهام به عنوان شاخص اصلی انتظارات آتی فعالان اقتصادی عمل کرده و به سرعت سیگنال‌های سیاست پولی، تورم مورد انتظار و ریسک‌های سیاسی را منعکس می‌کند. نوسانات شدید آن بر رفتار خانوارها (تصمیمات مصرف و پس‌انداز)، تخصیص منابع مالی، سطح سرمایه‌گذاری خصوصی و حتی تصمیم‌گیری سیاست‌گذاران تأثیر قابل توجهی دارد. در شرایط نااطمینانی بالای ایران، بازار سهام به عنوان یکی

از مهم‌ترین کانال‌های انتقال انتظارات و شوک‌ها عمل می‌کند و نمی‌توان آن را صرفاً به دلیل سهم کوچک در GDP نادیده گرفت.

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از این پژوهش بررسی واکنش بازار سهام به شوک سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری چندکی با ضرایب متغیر زمان بود. در راستای تجزیه و تحلیل نتایج از روش الگویTVP-QVAR در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۴۰۳ بر اساس فراوانی داده‌های ماهانه استفاده شد. نتایج نشان داد که نوسان زیادی در اثرگذاری و اثرپذیری میان رشد بازار سهام، رشد نقدینگی و نااطمینانی اقتصادی در دوره مورد بررسی وجود داشته است. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که نحوه ارتباط میان نوسانات رشد بازار سهام، رشد نقدینگی و نااطمینانی اقتصادی بر اساس دوره زمانی بروز نوسانات و همچنین در طی زمان متفاوت است که در مطالعات صورت گرفته این موارد مهم بررسی نشده است. بر اساس نتایج عمده دریافت نوسانات توسط متغیرهای پژوهش به‌ویژه رشد بازار سهام و رشد نقدینگی به‌صورت کوتاه‌مدت بوده است. بیشترین اثرپذیری رشد نقدینگی و بازار سهام از نااطمینانی اقتصادی در بین سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۳ رخ داده است و پس از آن دریافت نوسانات توسط رشد بازار سهام کاهش یافته است. نکته حائز اهمیت اینکه بیشترین دریافت نوسانات مربوط به رشد نقدینگی است و در سال ۱۴۰۰ دریافت نوسانات توسط رشد نقدینگی از سایر متغیرهای پژوهش به‌صورت بلندمدت است. همچنین در سال ۱۴۰۰ بیشترین انتقال نوسان توسط رشد بازار سهام و به‌صورت بلندمدت است و در همین سال نیز بیشترین دریافت نوسانات توسط رشد نقدینگی و از جنس بلندمدت است. نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش‌های ژو و همکاران (۲۰۲۵)، عبید (۲۰۲۵)، بنچی مول و همکاران (۲۰۲۳)، رحیمی‌فر و همکاران (۱۴۰۳) و گودرزی فراهانی و همکاران (۱۳۹۹) مطابقت دارد. با توجه به نتایج پژوهش اتخاذ سیاست‌های مناسب کاهش اثر نااطمینانی اقتصادی در ایران؛ از جمله شفاف کردن سیاست‌های پولی و خزانه‌ای دولت و مقید نمودن سیاستگذاران به اجرای صحیح و مستمر سیاست‌های اتخاذ شده، انتخاب سیستم رشد نقدینگی مناسب با شرایط اقتصادی برای کاهش بی‌ثباتی در رشد نقدینگی پیشنهاد می‌شود. علاوه بر این با توجه به ساختار اقتصاد

نفتی کشور و همچنین از آنجایی که در چارک‌های بالا شدت سرریز بین متغیرهای بخصوص از رشد نقدینگی به بازار سهام وجود داشته است توصیه می‌شود که از طریق جذب و سرمایه‌گذاری منابع درآمدی ناشی از فروش منابع طبیعی در طرح‌های تولیدی زمینه ساز ثبات اقتصادی شود. همچنین پیشنهاد می‌شود دولت با انضباط مالی و کاهش وابستگی به پولی کردن کسری بودجه، فشار بر نقدینگی را کاهش دهد.

References

Abid, I. (2025). Rising rates, rising risks? Unpacking the U.S. stock market response to inflation and Fed hikes (2015–2025), *FinTech*, 4(4), 57. https://doi.org/10.3390/fintech4040057

Adekoya, O. B., & Oliyide, J. A. (2021). How COVID-19 drives connectedness among commodity and financial markets: Evidence from TVP-VAR and causality-in-quantiles techniques. *Resources Policy*, 70, Article 101898. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101898

Ahmadi, N., Hamidian, M. and Baghani, A. (2025). Presenting a Stock Market Model based on Risk Appetite, Investor Sentiment, and Monetary Policy Shock Using Smooth Transition Regression (STR). *Financial Management Strategy*, 13(3), 191-210. doi: 10.22051/jfm.2025.44077.2835

Ando, T., Greenwood-Nimmo, M., & Shin, Y. (2018). Quantile Connectedness: Modelling Tail Behaviour in the Topology of Financial *Networks. Available at SSRN 3164772*. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3164772

Baker, M., and J. Wurgler. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance*, 61(4), 1645–1680. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.464843

Baker, S. R., Nicholas, B., & Steven, J. D. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty, *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636. https://doi.org/10.1093/qje/qjw024

Baruník, J., & Křehlík, T. (2018). Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk. *Journal of Financial Econometrics*, 16(2), 271–296.

Benchimol, J., Saadon, Y., & Segev, N. (2023). Stock market reactions to monetary policy surprises under uncertainty, *International Review of Financial Analysis*, 89, Article 102783. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102783

Chava, S., A. Hsu, and R. Greenwood. (2020). Financial constraints, monetary policy shocks, and the cross-section of equity returns, *Review of Financial Studies*, 33(9), 4367–402. https://www.jstor.org/stable/48587214

Choi, S., & Yoon, C. (2022). Uncertainty, financial markets, and monetary policy over the last century. The B.E. *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 397–434. https://doi.org/10.1515/bejm-2020-0013.

Drechsel, T. A., Lee, B. H., & Ulbricht, R. (2025). What do bank stock returns say about monetary policy transmission of monetary policy? Board of Governors of the Federal Reserve System, FEDS Notes. https://dx.doi.org/10.17016/2380-7172.3864

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119–134. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012

Gao, W., Wen, J., Zakaria, M., & Mahmood, H. (2022). Nonlinear and Asymmetric Impact of Oil Prices on Exchange Rates: Evidence from South Asia, *Economics*, 16(1), 243-256. https://doi.org/10.1515/econ-2022-0031

Gong, X., Liu, Y., & Wang, X. (2021). Dynamic volatility Spillovers across Oil and Natural Gas Futures Markets Based on a Time-Varying Spillover Method, *Internationa Review Finance*, 76(3), 101-130. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101790

Gudarzi Farahani, Y., Adeli, O. A., & Ghorbani, A. (2020). The impact of economic policy uncertainty on exchange rate fluctuations using the nonlinear distributed lag autoregressive model (NARDL), *Econometric Modeling,* 5(4), 147-171. [In Persian] https://doi.org/10.22075/jem.2021.22243.1547

Huang, Y., and P. Luk. (2020) Measuring economic policy uncertainty in China. *China Economic Review* 59. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2019.101367.

Kaviani, M., Ghavara, M., & Agharokh, S. (2024). The reaction of the Tehran Stock Exchange index to monetary shock, risk aversion, and investor sentiments; TR and ARDL models approach, *Economic Policies and Research,* 3(1), 90-110. [In Persian] https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141533.1133

Khadem Nematollahy, M., Mohammadi, T., Shakori Hossein Abad, A., & Salem, A. A. (2024). Evaluating the effects of unconventional monetary policy shock in the vector autoregressive model using sign restrictions, *Stable Economy Journal,* 5(1), 63-89. [In Persian] https://doi.org/10.22111/sedj.2024.46945.1401

Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models, *Journal of econometrics*, 74(1), 119-147. https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4

Laopodis, N. T. (2009). Dynamic linkages between monetary policy and the stock market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 35(3), 271–293. https://doi.org/10.1016/j.qref.2007.10.004

Mensi, W., Hammoudeh, S., Al-Jarrah, I. M. W., Sensoy, A., & Kang, S. H. (2017). Dynamic risk spillovers between gold, oil prices and conventional, sustainability and Islamic equity aggregates and sectors with portfolio implications. *Energy Economics*, 67, 454–475. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.08.031

Mirshafiei, A., Shahrastani, H., Ghaffari, F., & Memarnezhad, A. (2020). Stock market uncertainty and analysis of monetary policy shock on it, *Journal of*

Economic Research and Policies, 28(95), 343-380. [In Persian] http://qjerp.ir/article-1-2439-fa.html

Niazimohseni, M., Shahrestani, H., Hojabr Kiani, K. & Ghafari, F. (2020). Examination of the Effect of the Shock Caused by Monetary Policy and Oil Revenue on Inflation and Economic Growth in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 27(19), 29-46. doi: 10.22067/pm.v27i19.85109

Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models, *Economics letters*, 58(1), 17-29. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0

Rahimi Far, F., Hasanvand, D., & Zahed Ghrovi, M. (2024). The effect of monetary policy uncertainty on stock market uncertainty, *Development and Investment,* 9(1), 157-182. [In Persian] https://doi.org/10.22103/jdc.2023.20577.1319

Salmani Bishak, M. R., Barghi Oskooee, M. M., & Lak, S. (2015). The impact of monetary and fiscal policy shocks on the Iranian stock market, *Economic Modeling Research,* 6(22), 93-131. [In Persian] https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.6.22.93

Sun, Y. C., M. Y. Wu, X. P. Zeng, & Z. H. Peng. (2021). The impact of COVID-19 on the Chinese stock market: Sentimental or substantial?, *Finance Research Letters*, 38(3), 45-56. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101838

Tiwari, A. K., Abakah, E. J. A., Adewuyi, A. O., & Lee, C. C. (2022). Quantile Risk Spillovers between Energy and Agricultural Commodity Markets: Evidence from pre and during COVID-19 outbreak, *Energy Economics*, 111(3), 23-45. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106235

Yavari Far, A., Emami, K., & Mohammadi, T. (2023). The effects of economic policy uncertainty shock on the Iranian economy with a DSGE approach, *Economic Policy Making,* 15(30), 38-66. [In Persian] https://doi.org/10.22034/epj.2023.20166.2440

Zeng, X., Sun, Y., Xu, Y., & Hu, H. (2025). Monetary policy shocks, investor sentiment, and stock returns: Firm-level evidence from China, *Emerging Markets Finance and Trade*, 61(9). https://doi.org/10.1080/1540496X.2025.2467819.

Zhou, Y., Zhang, W., Che, J., & Ma, S. (2025). The impact of U.S. monetary policy uncertainty on abnormal cross-border capital flows, *Finance Research Letters*. https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.107009

The Journal of
Economic Policy

Yazd University

Vol. 18 No. 36 Autumn and Winter 2026

ISSN: 2645-3967

Examining Government Revenue Shocks and Their Effects on Macroeconomic … **1**
Samaneh Javaherdehi, Hossein Samsami

The Designing a Behavioral Mechanism for Managing Inflation Expectations under … **39**
Alireza Erfani, Nima Jahani

Measuring the Energy Economic Uncertainty Index and Analyzing Its Effects on … **76**
Sana Hosseini, Khaled Ahmadzadeh, Ramin Amani

Assessment and Evaluation of Iran's Labor Force Participation up to 2061 using a… **123**
Hamideh Nazari Nodoushan, Maliheh Alimondegari, Seyede Zahra Kalantari Banadaki

The Relationship between the Monetary Policy Cycle, Financial Cycle, and Business… **162**
Roozbeh Balounejad Nouri, Amir Ali Farhang, Reza Shamsolahi

The Impact of Macroeconomic Uncertainty on the Quality of Financial Information… **204**
Mojtaba Mohammadian

Money as the Pre-Condition for Production: A Quantitative Reconstruction of Keynes's... **235**
Alireza Raanaei, Seyyed Aqil Hoseiny

An Analytical-Explanatory Model for the Factors Influencing the Emergence and… **275**
Farzaneh Jandaghi Ardakani, Habib Ansari Samani, Daryosh Farid, Seyed Heidar Mirfakharadini

The Convergence Effect of Property Rights on Structural Change in Developing… **320**
Abolfazle Shahabadi, Fatemeh Behfarin

Threshold Effects of Oil Rents on Non-Oil Economic Growth under Varying Levels of... **361**
Obaida Amer Khudhair Al-Bazi, Seyed Kamal Sadeghi, Reza Ranjpour, Elham Nobahar

Examining the Role of the Corporate Life Cycle and Financial Distress in Shaping… **404**
Niayesh Ghasemi Soleymanabadi, Dariush Damoori, Mohammad Hassan Zarea

Reaction of the Capital Market to Monetary Policy Shocks under Economic Uncertainty… **445**
Mohammadreza Bayat, Sajad Barkhordari Dorbash, Yazdan Gudarzi Farahani