

Threshold Effects of Macroeconomic Uncertainty on Business Cycles in Iran

Sharareh Shirmohammadi¹, Hossein Sharifi Renani² , Sara Ghobadi³

1. Ph.D. Student in Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. Email: Sharareh.shirmohamadi55@gmail.com
2. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (Corresponding Author) Email: H.sharifi@khuisf.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. Email: sghobadi@khuisf.ac.ir

Abstract

This study analyzes the threshold effect of macroeconomic uncertainty on Iran's business cycles from 2006:q2 to 2021:q2. First, Iran's business cycles were extracted using the Hodrick–Prescott (HP) filter. Given the volatility of Iranian markets, a composite index of macroeconomic variables was constructed using Principal Component Analysis (PCA). The Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) method was then employed to measure macroeconomic uncertainty. The Smooth Transition Regression (STR) approach was used to estimate the threshold effect of this uncertainty on business cycles. The findings indicate that the second lag of macroeconomic uncertainty acts as the logistic transition variable, with one threshold (0.068) and two distinct regimes. In both regimes, macroeconomic uncertainty induces economic recession, with intensified recessionary effects in the second regime. Similarly, unemployment at both elementary and advanced education levels contributes to economic stagnation, with stronger effects in the second regime. Conversely, labor productivity, legal system health, capital and labor mobility, and lagged business cycles promote economic growth, with their positive effects also

Article information

Review History:

Received: apr. 2, 2024
Revised: apr. 16, 2024
Accepted: apr. 23, 2024
Published online: sep. 15, 2025

Keywords:

Business Cycles,
Generalized Autoregressive
Conditional Heteroscedasticity
(GARCH)
Hodrick–Prescott Filter
Macroeconomic Uncertainty
Principal Component Analysis
(PCA)
Smooth Transition Regression
(STR)

JEL Classification:

E32, C43, E02, C01

Correspondin Author:

H.sharifi@khuisf.ac.ir



Aim and Introduction:

In macroeconomics literature, business cycles refer to fluctuations in gross domestic product (GDP) around the long-term growth trend. Periods when GDP falls below or rises above this trend represent economic stagnation and prosperity, respectively. As fluctuations in national output significantly influence economic performance, understanding their causes is essential—particularly in the aftermath of the Great Recession, which highlighted the role of macroeconomic uncertainty in amplifying such fluctuations. Increases in uncertainty often lead to simultaneous declines in consumption, investment, and production.

In the context of Iran, a review of key macroeconomic variables over the past three decades reveals pronounced volatility, particularly in exchange rates, oil revenues, government spending, inflation, and—consequently—investment, consumption, and production. This persistent instability, coupled with ongoing stagflation, underscores the importance of examining how uncertainty in macroeconomic variables affects Iran's business cycles. Thus, this study aims to estimate the threshold effects of macroeconomic uncertainty on Iran's business cycles during the period 2006:q₂-2021:q₂.

Methodology:

Following the frameworks established by Dery and Serletis (2021) and Jurado et al. (2015), this study employs the Hodrick–Prescott (HP) filter to extract the output gap as an indicator of business cycles. A composite macroeconomic index was constructed using Principal Component Analysis (PCA), incorporating variables from Iran's volatile markets—oil, goods and services, capital, housing, currency, and credit. These variables include oil revenues, consumer and producer price indices, stock price index, money growth, physical capital, capital asset acquisition, housing prices, exchange rate differentials (official vs. black market), public-to-private sector borrowing ratio, and trade volume.

Macroeconomic uncertainty was then quantified using the GARCH model. Finally, the Smooth Transition Regression (STR) model was applied to assess the nonlinear and regime-dependent effects of macroeconomic uncertainty, institutional quality, capital mobility, and unemployment (by education level) on business cycles.

Findings:

The analysis reveals that the second lag of macroeconomic uncertainty serves as the transition variable in the business cycle function, with a logistic transition function and a threshold of 0.068, leading to two distinct regimes. In both regimes, macroeconomic uncertainty negatively affects business cycles, with the recessionary impact being more pronounced in the second regime.

Unemployment at both the elementary and advanced education levels also has a negative effect on business cycles, with intensified recessionary outcomes in the second regime. In contrast, labor productivity, the health of the legal system, capital and labor mobility, and the lagged business cycle all exert a positive

influence on economic activity, with enhanced growth-promoting effects in the second regime.

Discussion and Conclusion:

Given the recessionary effect of macroeconomic uncertainty and the exacerbation of this effect beyond the identified threshold, reducing uncertainty should be a priority to mitigate recessionary cycles in Iran. Policymakers are urged to identify the underlying causes of macroeconomic fluctuations—especially those related to inflation and exchange rate volatility—to prevent stagflation.

The excessive expansion of the money supply has been a key driver of uncertainty. Therefore, effective monetary, fiscal, and exchange rate policies, along with enhanced independence of the Central Bank, are crucial in reducing economic volatility. Iran's overreliance on oil revenues has also hindered the diversification of production and increased exposure to external shocks. This dependence, combined with rising government debt, has intensified the reliance on oil, making the economy vulnerable to oil price shocks and foreign disturbances. Consequently, the government should promote political stability, reduce current expenditures, increase capital expenditures, and replace oil revenues with sustainable tax income.

The persistent negative effect of unemployment—across all education levels—on business cycles suggests the need for comprehensive employment policies, particularly targeting educated workers. Enhancing labor productivity through education and training is essential. Policies encouraging entrepreneurship, such as loan programs, tax incentives, and government investment in job creation for university graduates, are recommended.

Furthermore, the strengthening of the legal and judicial systems, ensuring impartial law enforcement, and upholding justice can significantly enhance economic outcomes. Facilitating the mobility of people and capital, including the attraction of foreign investment, is also vital for promoting sustainable economic growth.

تحلیل اثر آستانه‌ای نااطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران

شراره شیرمحمدی^۱، حسین شریفی رنانی^۲ , سارا قبادی^۳

۱. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
Sharareh.shirmohamadi55@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).
H.sharifi@khuif.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
sghobadi@khuif.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
مقاله حاضر با هدف تحلیل اثر آستانه‌ای نااطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰:۱-۱۳۸۵:۱ انجام شد. بدین منظور، ابتدا چرخه‌های تجاری با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات استخراج شد. سپس با در نظر گرفتن بازارهای پرنوسان ایران و با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)، اقدام به محاسبه شاخصی کلی برای متغیرهای کلان شد. برای اندازه‌گیری نااطمینانی در شاخص کلان اقتصادی، از روش خودرگرسیون واریانس شرطی (GARCH) استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد اثر آستانه‌ای نااطمینانی کلان اقتصادی به روش رگرسیون انتقال ملایم (STR)، نشان داد که وقفه دوم نااطمینانی کلان اقتصادی متغیر انتقال تابع لجستیک برای چرخه‌های تجاری با یک حدآستانه (برابر با ۰/۰۶۸) و دو رژیم حدی است. نااطمینانی کلان اقتصادی در هر دو رژیم حدی، منجر به رکود اقتصادی شده و اثر رکودی آن در رژیم دوم بیشتر شده است. بیکاری با سطح تحصیلات پیشرفته و بیکاری با سطح تحصیلات مقدماتی در هر دو رژیم منجر به رکود اقتصادی شده‌اند و اثر رکودی آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است. بهره‌وری نیروی کار، سلامت سیستم قانونی، تحرک سرمایه و مردم و چرخه‌های تجاری دوره گذشته در هر دو رژیم منجر به رونق اقتصادی شده و اثر بهبوددهنده آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۱/۱۴ بازنگری: ۱۴۰۳/۱/۲۸ پذیرش: ۱۴۰۳/۲/۴ انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵ کلمات کلیدی: نااطمینانی چرخه‌های تجاری تحلیل مؤلفه‌های اصلی خودرگرسیون ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته فیلتر هادریک-پرسکات رگرسیون انتقال ملایم طبقه‌بندی JEL: E32, C43, E02, C01 نویسنده مسئول: H.sharifi@khuif.ac.ir

۱. مقدمه

در ادبیات اقتصاد کلان، چرخه‌های تجاری^۱ به نوسانات تولید ناخالص داخلی، حول مسیر رشد بلندمدت اطلاق می‌شود. در این میان، دوره‌هایی که تولید ناخالص داخلی پایین‌تر و بالاتر از مسیر روند بلندمدت خود قرار می‌گیرد، به ترتیب بیانگر رکود و رونق اقتصادی است (لوکاس^۲، ۱۹۷۷). چرخه‌های تجاری به عنوان روند نوسانات تولید ملی، نقش مهمی در عملکرد هر کشور ایفا می‌کنند (ناهدی‌امیرخیز و همکاران^۳، ۱۳۹۷). شواهد مربوط به چرخه‌های تجاری حداقل از قرن هجدهم به ثبت رسیده است و به نظر می‌رسد، یکی از ویژگی‌های اجتناب‌ناپذیر اقتصاد بازار باشد. از زمان پیدایش اولین چرخه‌های تجاری با نزدیک شدن به نقطه اوج رونق اقتصادی، افراد بر این باور بودند که چرخه‌های تجاری از بین رفته‌اند، درحالی‌که پس از مدتی اقتصاد،

کاهش شدید نرخ رشد را تجربه کرده است. روند چرخه‌های تجاری برای سرمایه‌گذارانی که زمان زیادی را صرف حدس زدن نقطه عطف بعدی می‌کنند، بسیار مهم است. به بیانی دیگر، اگر چه در عمل طول چرخه‌های تجاری، قدرت صعود و عمق رکود در آن‌ها به طور قابل توجهی متفاوت است و از این رو، پیش‌بینی دقیق آن‌ها ممکن نیست، اما آگاهی سرمایه‌گذاران از الگوهای موجود، بسیار حائز اهمیت است (ژیکویچیوس و وتروف^۴، ۲۰۱۲).

براساس دیدگاه لوکاس (۱۹۷۷)، شناخت و درک چرخه‌های تجاری به عنوان نخستین گام در طراحی مناسب سیاست‌های تثبیت محسوب می‌شود. بلوم^۵ (۲۰۰۹) به‌طور ویژه در سال‌های پس از رکود بزرگ، بر اهمیت نقش نااطمینانی اقتصاد کلان در ایجاد نوسان چرخه‌های تجاری تأکید کرده است. تغییر در نااطمینانی کلان باعث کاهش همزمان مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید می‌شود (باسو و بوندیک^۶، ۲۰۱۷). از این رو، بررسی اثرات نااطمینانی در دوران رکود به‌خصوص در کشورهای نوظهور به دلیل آسیب‌پذیری بیشتر، از اهمیت بالایی برخوردار است (کریاسولو و کسپدس^۷، ۲۰۱۳؛ چاترجی^۸، ۲۰۱۸).

نگاهی گذرا بر روند متغیرهای عمده کلان اقتصادی در ایران نشان می‌دهد که در طول سه دهه گذشته، بیشتر نماگرها و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران نوسانات چشمگیر داشته‌اند؛ به‌طوری‌که این شوک‌ها و تکان‌ها در متغیرهای عمده‌ای همچون نرخ ارز، درآمدهای نفتی، مخارج دولتی، تورم

-
1. Business Cycles
 2. Lucas (1997).
 3. Nahidi Amirkhiz et al. (2015).
 4. Dzialevičius and Vetrov (2012).
 5. Bloom (2009).
 6. Basu and Bundick (2017).
 7. CarrièreSwallow and Céspedes (2013).
 8. Chatterjee (2018).

و به تبع آن، سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید نمایان شده‌اند (هییتی و همکاران، ۱۳۹۵). از این‌رو، بررسی تأثیر نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی در ایجاد چرخه‌های تجاری ایران با توجه به نوسانات بالای تولید ناخالص داخلی آن طی دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۴۰) و شرایط رکود تورمی حال حاضر، حائز اهمیت است.

در سال‌های اخیر، امیدعلی و همکاران^۳ (۱۴۰۲)، فطرس و امیدعلی^۴ (۱۴۰۱)، رحمانی‌فر و همکاران^۵ (۱۴۰۰)، غلامی حیدریانی و همکاران^۶ (۱۴۰۰)، عظیمی حسینی و همکاران^۷ (۱۴۰۰) و اسعدی و همکاران^۸ (۱۳۹۹)، به بررسی تأثیر عوامل مختلفی همچون ریسک‌های اقتصادی، سیاسی، مالی و بین‌المللی، شوک‌های مالی، قیمت نفت، طلا و ارز، چرخه‌های سهام، عوامل نهادی، نااطمینانی نرخ ارز، چرخه‌های مالی و درآمدهای نفتی بر چرخه‌های تجاری ایران پرداخته‌اند.

در این مقاله، با رویکردی جدید نسبت به مطالعات گذشته و با پیروی از مطالعات دری و سرلتیس^۹ (۲۰۲۱) و جورادو و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۵)، ابتدا با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات^{۱۱}، شکاف تولید به‌عنوان شاخص چرخه تجاری و متغیر وابسته پژوهش محاسبه می‌شود. سپس با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی^{۱۲} (PCA) و با در نظر گرفتن بازارهای پرنوسان ایران از جمله بازارهای نفت، کالا و خدمات، سهام، پول، سرمایه، مسکن، ارز و اعتبارات و به تبع آن، متغیرهای عواید نفتی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای تولیدکننده، قیمت سهام، رشد پول، سرمایه فیزیکی، تملک دارایی‌های سرمایه‌ای، قیمت مسکن، تفاوت نرخ ارز رسمی با نرخ ارز بازار سیاه، نسبت استقراض بخش عمومی به بخش خصوصی و تجارت خارجی به ساخت شاخص کلان اقتصادی پرداخته می‌شود.

1. Heibati et al. (2015).

۲. بررسی داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ ایران نشان می‌دهد که این متغیر در طی سال‌های (۱۳۹۷-۱۳۴۰) دارای متوسط رشد ۴/۶ درصدی بوده است و در طی این سال‌ها نوسانات زیادی را تجربه کرده است، به‌طوری‌که رشد اقتصادی ایران طی سال‌های (۱۳۶۰-۱۳۵۶)، (۱۳۶۷-۱۳۶۴) و (۱۳۹۲-۱۳۹۱) منفی و در بقیه سال‌ها مثبت بوده است (غلامی حیدریانی و همکاران، ۱۴۰۰).

3. Omidali et al. (2023).

4. Fotros & Omid Ali (2022).

5. Rahmani Far et al. (2021).

6. Gholami Heidariani et al. (2021).

7. Azimi Hosseini et al. (2021).

8. Asaadi et al. (2020).

9. Dery Serletis (2021).

10. Jurado et al. (2015).

11. Hodrick Prescott Filter

12. Principal Component Analysis

در ادامه، با به‌کارگیری روش خودرگرسیون واریانس شرطی^۱ (GARCH)، نااطمینانی شاخص مورد نظر محاسبه می‌گردد. در نهایت، با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم^۲ (STR)، به برآورد اثرات نااطمینانی کلان اقتصادی، کیفیت نهادی، تحرک سرمایه و نرخ بیکاری با تحویلات مقدماتی و پیشرفته بر چرخه‌های تجاری ایران طی دوره ۱۴۰۰:۱-۱۳۸۵:۱ پرداخته می‌شود. از این رو، مطالعه حاضر به لحاظ ساخت شاخص نااطمینانی کلان و بررسی اثر غیرخطی آن بر چرخه‌های تجاری ایران و همچنین به لحاظ انتخاب سایر متغیرهای مستقل دارای نوآوری است. در راستای تأمین هدف پژوهش، این مقاله در ۶ بخش تنظیم شده است. در بخش دوم پس از بیان مقدمه، پیشینه پژوهش مرور شده است. سپس در بخش سوم، به ارائه مبانی نظری پرداخته می‌شود. در بخش چهارم، روش تحقیق ارائه خواهد شد. بخش پنجم به ارائه نتایج آزمون‌های آماری و برآوردها اختصاص دارد. در بخش ششم نیز نتیجه‌گیری و بحث ارائه می‌شود.

۲. پیشینه پژوهش

از مطالعات داخلی مرتبط با موضوع پژوهش حاضر، می‌توان به مطالعه امیدعلی و همکاران (۱۴۰۲) اشاره کرد که با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری^۳ نشان دادند که متغیرهای ریسک اقتصادی و ریسک مالی، علت ایجاد چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۰ بوده و ریسک‌های سیاسی و بین‌المللی، علت چرخه‌های تجاری نبوده‌اند.

فطرس و امیدعلی (۱۴۰۱)، با استفاده از روش فیلتر هادریک-پرسکات و مدل خودرگرسیون برداری، نشان دادند که اقتصاد ایران پنج دوره رکودی و پنج دوره رونق را طی دوره ۱۳۶۰-۱۴۰۰ تجربه کرده است. این دوره‌ها از نظر طول زمانی و عمق با هم متقارن بوده‌اند و یک رابطه علیت دو طرفه بین شوک مخارج دولت و شوک مالیات‌ها با ادوار تجاری وجود داشته است.

نتایج مطالعه اسعدی و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از مدل مارکوف-سوچینگ^۴ برای ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۵، حاکی از آن بود که سیاست پولی و نااطمینانی نرخ ارز، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی در چرخه‌های تجاری رونق ملایم و رکود داشته‌اند. درآمدهای نفتی در هر سه رژیم چرخه‌های تجاری مورد بررسی، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی و سیاست مالی به‌عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار، سهم بسیار ناچیزی در تعدیل سیکل‌های تجاری طی دوران رکود و رونق اقتصادی ایران داشته است.

-
1. Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
 2. Smooth Transition Regression
 3. Structural Vector Autoregressive (SVAR)
 4. Markov Switching

سلیمانی و همکاران^۱ (۱۳۹۹)، با به‌کارگیری روش میانگین‌گیری بیزین^۲، بدین نتیجه دست یافتند که چرخه‌های شاخص بورس اوراق بهادار، تسهیلات و پرداخت‌های جاری دولت بر چرخه‌های تجاری ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۷، اثر مثبت و چرخه‌های مسکن و درآمدهای نفتی بر چرخه‌های تجاری، اثر منفی داشته‌اند.

هییتی و همکاران (۱۳۹۵)، با استفاده از روش خودرگرسیون واریانس شرطی و تحلیل مؤلفه‌های اصلی، به معرفی معیار جدیدی برای اندازه‌گیری نااطمینانی کلان در اقتصاد ایران و بررسی پویایی‌های آن طی دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۳ پرداختند و نتیجه گرفتند که نااطمینانی سری‌های زمانی نرخ ارز و مخارج دولتی، بیشترین همبستگی را با نااطمینانی اقتصاد کلان داشته‌اند.

از مطالعات خارجی مرتبط با موضوع مقاله حاضر نیز می‌توان به مطالعه دری و سرلیس (۲۰۲۱) اشاره نمود که با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری^۳ نشان دادند که شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان و شاخص ریسک شرایط مالی در پیش‌بینی فعالیت‌های واقعی اقتصادی فدرال رزرو شیکاگو^۴ طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۷۳ از قدرت بیشتری برخوردار بوده‌اند.

نتایج مطالعه فالکونیو و مانگانلی^۵ (۲۰۲۰) که با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری چندکی^۶ انجام شد، حاکی از آن بود که شوک‌های منفی مالی در یک فضای بد اقتصادی، تأثیر زیادی بر نوسانات چرخه تجاری ایالات متحده آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۳ داشته و تولید صنعتی را کاهش داده‌اند؛ درحالی‌که شوک‌های مثبت مالی در یک فضای خوب اقتصادی، اثر محدودی بر بهبود وضعیت اقتصادی داشته‌اند.

برگر و همکاران^۷ (۲۰۲۰)، با استفاده از مدل خودرگرسیون بردار بیزی^۸ نشان دادند که بخش مالی نقش مهمی در افزایش چرخه‌های تجاری ایالات متحده آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۷۳ داشته است، به‌طوری‌که همبستگی مثبتی میان چرخه‌های اعتباری و شکاف تولید وجود داشته است. با در نظر گرفتن یک شوک مالی، همبستگی میان چرخه‌های اعتباری باوقفه و شکاف تولید همزمان، منفی شده است.

-
1. Soleimani et al. (2020).
 2. Bayesian Model Averaging
 3. Vector Autoregression (VAR)
 4. Chicago Fed national
 5. Falconio and Manganelli (2020).
 6. Quantile vector autoregression (QVAR)
 7. Berger et al. (2020).
 8. Bayesian Vector Autoregression (BVAR)

نتایج مطالعه قلیانی^۱ (۲۰۱۸) که با استفاده از روش حداقل مربعات مربعات معمولی^۲ و آزمون علیت گرنجر^۳ انجام شد نیز حاکی از آن است که در اقتصاد لبنان طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۸، عوامل پولی در کوتاه‌مدت، باعث اختلال در چرخه تجاری شده‌اند؛ درحالی‌که در بلندمدت، تأثیری بر آن نداشته‌اند.

مروور مطالعات پیشین، نشان می‌دهد که اکثر مطالعات، به بررسی ناطمینانی یکی از متغیرهای کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری پرداخته‌اند. از طرفی، اغلب از روش‌های خطی استفاده شده و استفاده از روش‌های آستانه‌ای، کمتر مورد توجه محققان قبلی قرار داشته است. در مقاله حاضر، علاوه بر اینکه شاخصی از چندین متغیر کلان اقتصادی ساخته می‌شود و ناطمینانی آن محاسبه می‌گردد، از روش غیرخطی و تعیین حدآستانه رگرسیون انتقال ملایم استفاده می‌شود که امکان بررسی نحوه اثرگذاری متغیرها را در رژیم‌های مختلف فراهم می‌کند.

۳. مبانی نظری

۳-۱. چرخه‌های تجاری، ویژگی‌ها و علل پیدایش

چرخه‌های تجاری معمولاً به عنوان نوسانات دوره‌ای فعالیت اقتصادی کل تعریف می‌شوند. از نظر مک‌درمات و اسکات^۴ (۱۹۹۹) و هاردینگ و پاکان^۵ (۲۰۰۵)، دو متدولوژی مشخص شامل چرخه کلاسیکی^۶ و چرخه رشد^۷ برای توصیف چرخه‌های تجاری وجود دارد. چرخه کلاسیکی که در مطالعات ابتدایی برنز و میچل^۸ (۱۹۴۶) نیز به آن اشاره شده است، به‌عنوان زنجیره‌ای از تغییرات تکرارشدنی اما غیردوره‌ای، شامل شکوفایی‌هایی است که در زمانی واحد، بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی را دربرمی‌گیرد و به همین نحو، با رکودها و کسادهای عمومی و آغاز رونق‌های ادامه می‌یابد و با دوره شکوفایی چرخه بعدی درهم می‌آمیزد. چرخه رشد نیز طبق تحقیقات لوکاس (۱۹۷۷) و کیدلند و پرسکات^۹ (۱۹۹۰)، به صورت انحرافات تولید واقعی کل از روند آن بیان می‌شود (میل ۱۰، ۲۰۱۱).

-
1. Ghalayini (2018).
 2. Ordinary Least Squares (OLS)
 3. Granger Causality Test
 4. McDermott and Scott (1999).
 5. Harding & Pagan (2005).
 6. Classical cycle
 7. Growth cycle
 8. Burns & Mitchell (1946).
 9. Kydland & Prescott (1990).
 10. Male (2011).

چرخه‌های تجاری شامل چهار مرحله رونق و بهبود^۱، نقطه اوج^۲، رکود^۳ و نقطه حسیض^۴ هستند. رونق و بهبود دوره‌ای از زمان است که رشد تولید ناخالص داخلی واقعی آغاز می‌شود. نقطه اوج نقطه‌ای است که در آن، روند افزایش تولید ناخالص داخلی متوقف و سیر نزولی آن آغاز می‌شود. در این نقطه، تولید، اشتغال و مخارج مصرف‌کنندگان به بالاترین سطح خود می‌رسد. رکود دربرگیرنده دوره‌ای است که مقدار تولید ناخالص داخلی واقعی کاهش می‌یابد و به دلیل کاهش فروش بنگاه‌ها، تصمیماتی مبنی بر کاهش تعداد کارگران، کاهش خرید مواد اولیه و توقف طرح‌های توسعه‌ای به منظور کاهش مخارج اتخاذ می‌شود و سیر قهقراپی اقتصاد ادامه می‌یابد. در نهایت، نقطه حسیض به زمانی اطلاق می‌شود که اقتصاد با نرخ بالای بیکاری، کاهش درآمد سالیانه و مازاد عرضه روبرو می‌شود (صیادزاده و جمال‌دیکاله، ۱۳۸۷). از مهم‌ترین ویژگی چرخه‌های تجاری می‌توان به تغییرپذیری^۵، تداوم^۶ و هم‌حرکتی^۸ اشاره نمود. تغییرپذیری، درجه بی‌ثباتی و تمایل یک متغیر به نوسان را نشان می‌دهد. وجود گرایش اقتصاد به باقی‌ماندن در رکود یا رونق، تداوم نامیده می‌شود. هم‌حرکتی نیز به این مفهوم است که الگوی مشاهده شده چرخه‌ای در بسیاری از بخش‌های اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی، کم‌وبیش به صورت همزمان با نوسانات در محصول حرکت کند. تحلیل هم‌حرکتی به وسیله دو دیدگاه زمان چرخش و سمت و سوی چرخش مطرح می‌شود.

با توجه به زمان، متغیرها می‌توانند پیشرو^۹، همزمان^{۱۰} و پسرو^{۱۱} باشند. متغیرهای پیشرو به متغیرهایی گفته می‌شود که تغییر حرکت آن‌ها در نقاط چرخه‌ای قبل از متغیر مرجع انجام می‌شود. به طور مشابه، متغیرهای همزمان به صورت همزمان با متغیر مرجع و متغیرهای پسرو نیز بعد از متغیرهای مرجع حرکت می‌کنند. چنانچه متغیری هم‌جهت با متغیر مرجع حرکت کند، به آن متغیر هم‌جهت و اگر در جهتی مخالف با متغیر مرجع حرکت کند، به آن متغیر خلاف‌جهت می‌گویند. در نهایت، به متغیری که بدون الگوی خاص و به صورت تصادفی در طول زمان حرکت می‌کند، متغیر غیر چرخه‌ای گفته می‌شود (گلخندان، ۱۳۹۴).

-
1. Expansion and Recovery
 2. Prosperity
 3. Recession
 4. Depression
 5. Sayyadzadeh & Jamal Dikale (2008).
 6. Volatility
 7. Persistence
 8. Comovement
 9. Leading indicators
 10. Coincident indicators
 11. Lagging indicators
 12. Golkhandan (2015).

به لحاظ تاریخی، علل پیدایش چرخه‌های تجاری را بر اساس نوع محرک‌ها، می‌توان در دو گروه شوک‌های طرف تقاضا و شوک‌های طرف عرضه طبقه‌بندی کرد (آرمن و پیرو، ۱۳۹۲). پیروان مکتب کینز^۲، با اشاره به نقش عوامل طرف تقاضا در چرخه‌های تجاری، ضمن تأکید بر توهم نیروی کار و اطلاعات نامتقارن، بر این عقیده هستند که تغییرات حجم پول قادر به توضیح نوسانات تولید است. منکیو^۳، کروگمن^۴، آکرف^۵ و استیگلیتز^۶ که از طرفداران معاصر مکتب کینز محسوب می‌شوند، چسبندگی‌های اسمی و حقیقی در دستمزدها و قیمت‌ها را از علل پیدایش چرخه‌های تجاری می‌دانند. طرفداران مکتب کلاسیک با رد نقش عوامل طرف تقاضا در شکل‌گیری چرخه‌های تجاری، بر نقش انتظارات عقلایی تأکید کردند؛ به‌طوری‌که افرادی همچون کیدلند^۷، پرسکات^۸ و لانگ و پلاس^۹ به‌عنوان طرفداران ادوار تجاری حقیقی، نوسانات متغیرهای حقیقی همچون تغییر در متغیرهای بازار کار و شوک‌های بهره‌وری را به‌عنوان علت ایجاد چرخه‌های تجاری مطرح کردند (جلائی‌اسفندآبادی و انصاری‌نسب، ۱۳۹۵).

۲-۳. نااطمینانی کلان اقتصادی

یکی از مفاهیم مرتبط با موضوع عدم‌ثبات و نوسانات اقتصادی، مفهوم نااطمینانی است. نایت^{۱۱} (۱۹۲۱) از اقتصاددانان دانشگاه شیکاگو، اولین کسی بود که در کتاب خود با عنوان «ریسک، نااطمینانی و سود»، به تعریف نااطمینانی و ارائه تحقیقات اساسی پیرامون نااطمینانی اقتصاد کلان پرداخت. نایت به این منظور، میان ریسک و نااطمینانی تمایز قائل می‌شود، به‌طوری‌که از نظر وی، ریسک، توزیع احتمال شناخته شده پیرامون مجموعه‌ای از حوادث را توصیف می‌کند و متناظر با موقعیت‌هایی است که احتمال‌ها شناخته شده، قابل‌اندازه‌گیری و یا عینی باشند، اما نااطمینانی به عنوان ناتوانی افراد در پیش‌بینی احتمال وقوع حوادث تعریف می‌شود (هییتی و همکاران، ۱۳۹۵). به‌طور کلی، نااطمینانی مشتمل بر فضایی است که تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی اعم از خانوارها، بنگاه‌ها و بخش دولتی در زمینه‌های مختلف با عدم‌اطمینان همراه باشد. به عبارتی دیگر، نااطمینانی زمانی وجود دارد که یا اتفاقات آینده مشخص و معلوم نباشد و یا با وجود مشخص بودن اتفاقات

1. Arman (2014).

2. Keynes

3. Mankiw

4. Krugman

5. Akerlof

6. Stiglitz

7. Kydland

8. Prescott

9. Long & Plosser

10. Jalaei esfandabadi & Ansari Nasab (2016).

11. Knight (1921).

آینده، نتوان احتمال آن‌ها را پیش‌بینی نمود. بر این اساس، علت اصلی نااطمینانی، نبود دانش پیش‌بینی است. در صورت وجود نااطمینانی، تصمیم‌گیری برای آینده پیچیده و مشکل می‌شود و این موضوع بر فعالیت‌های عاملان اقتصادی تأثیر می‌گذارد. در دنیای واقعی، اقتصاد سرشار از نااطمینانی اقتصادی است که به بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی منجر شده و رفتار آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. معمولاً در هر کشور سیاست‌های اتخاذ شده از سوی دولت در مدت زمان محدود، از مهم‌ترین عوامل ایجاد و تشدیدکننده نااطمینانی اقتصادی است (محمدی و همکاران، ۱۴۰۲).

در ارتباط با نااطمینانی در اقتصاد کلان، دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد که از یک جنبه می‌توان این دیدگاه‌ها را به سه دسته کلی تقسیم نمود. در یک دسته از ادبیات اقتصادی، نااطمینانی به عنوان یک شوک برونزا و از علل رشد اقتصادی پایین در نظر گرفته می‌شود. مدل‌های اثرات گزینه‌های واقعی نااطمینانی^۲ مک‌دونالد و سیگل^۳ (۱۹۸۶) و برنانکی^۴ (۱۹۸۳)، مدل‌های ارائه شده توسط آرانو و همکاران^۵ (۲۰۱۱) و گیلچریست و همکاران^۶ (۲۰۱۰) که در آن‌ها نااطمینانی بر محدودیت‌های مالی تأثیر می‌گذارد و همچنین مدل‌های پس‌انداز احتیاطی^۷ ارائه شده توسط باسو و بوندیک (۲۰۱۷)، لیداک و لیو^۸ (۲۰۱۶) و فرناندز-ویلاورد و همکاران^۹ (۲۰۱۱)، از این جمله هستند.

دسته دوم، فرض می‌کند که نااطمینانی کلان بالاتر صرفاً در پاسخ به رشد اقتصادی کمتر ایجاد می‌شود و تمام تغییرات نااطمینانی به صورت درونزا هستند. در این میان، فوستل و گیاناکوپلاس^{۱۰} (۲۰۱۲) و باخمن و موسکارینی^{۱۱} (۲۰۱۱)، معتقد هستند، دوران‌های بد اقتصادی باعث ایجاد رفتارهای پرخطر می‌شود. فاجگلباوم و همکاران^{۱۲} (۲۰۱۷) و ایلوت و سایجو^{۱۳} (۲۰۱۶)، دوران‌های بد اقتصادی را از علل کاهش اطلاعات و قابلیت پیش‌بینی آینده می‌دانند. پاستور و ورونزی^{۱۴} (۲۰۱۳) نیز به وجود آمدن سیاست‌های اقتصادی جدید و ناآشنا با اثرات نامشخص را از پیامدهای رشد اقتصادی پایین مطرح می‌کنند. دسته سوم از ادبیات موجود که از آن جمله می‌توان به مطالعات بار-

1. Mohammadi et al. (2022).
2. The real options effects of uncertainty
3. McDonald and Siegel (1986).
4. Bernanke (1983).
5. Arellano et al. (2011).
6. Gilchrist et al. (2010).
7. Precautionary saving
8. Leduc and Liu (2016).
9. Fernández-Villaverde et al. (2011).
10. Fostel and Geanakoplos (2012).
11. Bachmann and Moscarini (2011).
12. Fajgelbaum et al. (2017).
13. Ilut and Saijo (2016).
14. Pastor and Veronesi (2013).

ایلان و استرنج^۱ (۱۹۹۶)، سگال و همکاران^۲ (۲۰۱۵) و کرافت و همکاران^۳ (۲۰۱۸)، اشاره نمود، این احتمال را مطرح کرده‌اند که برخی از اشکال نااطمینانی می‌تواند باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی شود (لودویگسون و همکاران^۴، ۲۰۲۱).

۳-۳. نااطمینانی کلان اقتصادی و چرخه‌های تجاری

چرخه‌های تجاری نتیجه تغییرات ادواری در نیروهای عمده اقتصاد کلان هستند (ژیکوپیوس و وتروف، ۲۰۱۲). به‌طور واضح‌تر، شوک‌های پولی و مالی، شوک‌های قیمت نفت و شوک‌های تکنولوژی، از علل اصلی ایجاد چرخه‌های تجاری هستند. در این بین حباب قیمت مسکن، سقوط بازار دارایی‌ها، محدودیت‌های شدید اعتباری، کاهش قیمت دارایی‌ها و رکود در بازارهای سهام و نوسانات نرخ ارز از عوامل اصلی ایجاد بزرگ‌ترین رکود جهانی پس از رکود دهه ۱۹۳۰ بوده‌اند (غلامی حیدریانی و همکاران، ۱۴۰۰). با توجه به ادبیات گسترده اقتصاد کلان پیرامون بررسی رابطه میان نااطمینانی و نوسانات چرخه‌های تجاری، در ادامه اثرات نااطمینانی برخی از مهم‌ترین متغیرهای کلان بر چرخه‌های تجاری تشریح می‌گردد.

نرخ ارز، یکی از متغیرهای کلیدی و مهم اقتصادی در سیاست‌گذاری‌ها قلمداد می‌شود، تا جایی که گروهی از کارشناسان به‌خصوص در کشورهای درحال توسعه، از این متغیر به‌عنوان لنگر اسمی یاد می‌کنند. نقش بی‌بدیل این متغیر در نوسانات برخی از شاخص‌های کلان، باعث شده است تا همواره تأثیر آن بر دیگر متغیرهای اقتصادی مورد توجه سیاست‌گذاران کلان کشورها قرار بگیرد (رنج‌پور و همکاران^۵، ۱۳۹۷). نوسانات گسترده نرخ ارز ضمن ایجاد نااطمینانی نسبت به نرخ ارز، بر سطح قیمت‌ها، تجارت، تصمیمات سرمایه‌گذاری، تولید و سودآوری بنگاه‌های اقتصادی و ارزش پول ملی تأثیر می‌گذارد. با بروز نااطمینانی نرخ ارز، سرمایه‌گذاران و فعالان بخش بازرگانی تا روشن شدن وضعیت و ایجاد ثبات در نرخ ارز، فعالیت اقتصادی خود را متوقف می‌کنند که این به معنای کاهش سطح تولید است.

کامالیان و داوتیان^۶ (۲۰۲۲) معتقدند که نااطمینانی نرخ ارز از عوامل اصلی در ایجاد چرخه‌های تجاری است، چرا که افزایش نوسانات نرخ ارز از طریق فعال نمودن رفتارهای احتیاطی خانوار و در نتیجه، کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری آنان، باعث کاهش فعالیت‌های اقتصادی و افزایش قیمت‌ها

1. Bar-Ilan and Strange (1996).

2. Segal et al. (2015).

3. Kraft et al. (2018).

4. Ludvigson et al. (2021).

5. Ranjpour (2018).

6. Kamalyan and Davtyan (2022).

می‌شود. نااطمینانی تورم نیز از طریق کانال‌های مختلف می‌تواند در شکل‌گیری چرخه‌های تجاری مؤثر واقع شود.

فریدمن^۱ (۱۹۷۷) استدلال می‌کند که نااطمینانی تورم با تضعیف مکانیسم قیمت‌ها به فعالیت‌های اقتصادی و رشد آسیب می‌رساند. بال^۲ (۱۹۹۲) نیز نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی تورم از طریق خدشه‌دار نمودن ارزش پول به رشد بلندمدت آسیب می‌زند. در مقابل، دوتسی و سارت^۳ (۲۰۰۰)، استدلال می‌کنند که افزایش نااطمینانی تورم از طریق کاهش تقاضا برای ترازهای پول واقعی و مصرف، باعث افزایش پس‌انداز احتیاطی، سرمایه‌گذاری و رشد می‌شود.

به‌طور مشابه، آگیون و سن-پل^۴ (۱۹۹۸) و بلکبرن^۵ (۱۹۹۹) ادعا می‌کنند که افزایش نااطمینانی تورم از طریق تغییرات تکنولوژیکی و بهبود فرایند تحقیق و توسعه، باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود (لیک و هو، ۲۰۱۹). از آنجایی که املاک و مستغلات، بخش قابل توجهی از دارایی‌ها و سرمایه یک کشور را تشکیل می‌دهد، بنابراین نوسانات قیمت مسکن نیز می‌تواند صدمات جبران‌ناپذیری به اقتصاد وارد کند. از آنجایی که نوسانات قیمت مسکن به‌طور همزمان بر مصرف و سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد، از این رو، تأثیر مستقیمی بر فعالیت‌های کلان اقتصادی دارد.

بحران مالی سال ۲۰۰۸ به‌خوبی نقش نوسانات قیمت مسکن در ایجاد چرخه‌های تجاری را نشان داد. در این دوره به‌دنبال افزایش تقاضا برای مسکن، حباب قیمتی به‌وجود آمد. حباب قیمتی ایجاد شده و به‌دنبال آن، افزایش طولانی‌مدت عرضه مسکن، باعث ایجاد مازاد عرضه و در نتیجه، کاهش شدید قیمت املاک و مستغلات شد. این امر باعث کاهش سرمایه‌گذاری در املاک و شروع یک بحران اقتصادی گسترده‌تر شد.

آلبرتز^۷ (۱۹۶۲)، فیر^۸ (۱۹۷۲)، دلیو و گراملیچ^۹ (۱۹۶۹) و بسیاری از محققان دیگر به‌طور گسترده، ارتباط میان سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و چرخه‌های تجاری را مورد بررسی قرار داده‌اند. نااطمینانی در تقاضا، اطلاعات نامتقارن، هزینه‌های تجاری، هزینه‌های تعدیل و زمان‌بر بودن ساخت‌وساز از جمله عواملی هستند که باعث بروز رفتار چرخه‌ای در بازار املاک و مستغلات و در نتیجه، ایجاد چرخه‌های اقتصادی می‌شوند (یارمحمدیان، ۲۰۱۹).

1. Friedman (1977).
2. Ball (1992).
3. Dotsey and Sarte (2000).
4. Aghion and Saint-Paul (1998).
5. Blackburn (1999).
6. Iyke and Ho (2019).
7. Alberts (1962).
8. Fair (1972).
9. Leeuw and Gramlich (1969).
10. Yarmohammadian (2019).

یکی دیگر از عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری، ناطمینانی در بازار سهام است. اکرت^۱ (۱۹۹۴) معتقد است که اصولاً نوسانات قیمت سهام به قدری زیاد است که توسط عوامل بنیادی قابل پیش‌بینی نیست و از این رو، می‌توان این نوسانات را به‌عنوان ناطمینانی در قیمت سهام در نظر گرفت. رومر^۲ (۱۹۹۰)، ضمن تأکید بر تأثیر منفی نوسانات بازار سهام بر تولید کالاهای مصرفی بادوام، استدلال می‌کند که اگر چه سقوط بازار سهام در سال ۱۹۸۷ منجر به رکود نشد، اما به‌دلیل افزایش میزان نوسانات بازار سهام در سال ۱۹۲۹، سقوط این بازار، رکود قابل‌توجهی را به‌همراه داشت (ییلدریم-کارامان^۳، ۲۰۱۸).

چودری و همکاران^۴ (۲۰۱۶) نیز به یک رابطه علی دو طرفه میان نوسانات بازار سهام و چرخه‌های تجاری در چهار کشور ایالات متحده، کانادا، ژاپن و بریتانیا دست یافته‌اند.

پتز و گوپتا^۵ (۲۰۱۶) هم نشان می‌دهند که بخشی از نوسانات تولید آفریقای جنوبی را می‌توان از طریق شوک‌های قیمت سهام توضیح داد (شی و لیو^۶، ۲۰۲۰). چرخه‌های تجاری همچنین می‌توانند تحت تأثیر ناطمینانی سرمایه قرار بگیرند. هاگونیر و همکاران^۷ (۲۰۱۵) نشان می‌دهند که ناطمینانی در تأمین سرمایه می‌تواند بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها تأثیر بگذارد، این در حالی است که جاستینیانو و همکاران^۸ (۲۰۱۰) نیز استدلال می‌کنند که شوک‌های وارد شده به سرمایه‌گذاری بر جریان چرخه‌های تجاری مؤثر است.

علاوه بر این، ناطمینانی در رشد پول به‌دلیل اثرات متعددی که بر اقتصاد دارد، یکی دیگر از عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری است. ماسکارو و ملتزر^۹ (۱۹۸۳) و اوانس^{۱۰} (۱۹۸۴) استدلال می‌کنند که ناطمینانی رشد پولی از طریق افزایش نوسانات نرخ بهره، باعث افزایش ریسک اوراق قرضه می‌شود. افزایش ریسک نگهداری اوراق قرضه، منجر به افزایش تقاضای پول و در نتیجه، افزایش نرخ بهره می‌شود که این موضوع نیز کاهش سرمایه‌گذاری و تولید را به همراه دارد (سرلیتس و رحمان^{۱۱}، ۲۰۰۹). متناسب با برخی دیگر از تئوری‌های اقتصادی، ناطمینانی پولی باعث ناطمینانی نسبت به شرایط آینده اقتصادی و در نتیجه، افزایش تقاضای احتیاطی پول می‌شود، که این افزایش در تقاضای

1. Ackert (1994).
2. Romer (1990).
3. Yıldırım-Karaman (2018).
4. Choudhry et al. (2016).
5. Paetz and Gupta (2016).
6. Shi and Liu (2020).
7. Hugonnier et al. (2015).
8. Justiniano et al. (2010).
9. Mascaro and Meltzer (1983).
10. Evans (1984).
11. Serletis and Rahman (2009).

پول نیز با کاهش در سرعت گردش پول، منجر به کاهش سطح تولید ملی و رشد آن می‌شود (بلانگیو، ۱۹۸۴).

نااطمینانی در بازار نفت به دلیل اهمیت بالای نفت در بازارهای جهانی و اقتصاد کشورهای نفتی، یکی دیگر از عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری است. براساس تئوری گزینه‌های واقعی توسعه یافته توسط برنانکی (۱۹۸۳)، پیندیک (۱۹۹۱) و بلوم (۲۰۰۹)، انتظار می‌رود که نااطمینانی قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری و تولید بنگاه‌ها تأثیر منفی داشته باشد. زمانی که بخش قابل توجهی از هزینه‌های اولیه مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری در یک پروژه غیرقابل برگشت باشد، نااطمینانی در مورد بازده آن افزایش می‌یابد، در چنین شرایطی، بنگاه‌ها تا زمان دریافت اطلاعات جدید، تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری را به تعویق می‌اندازند.

برنانکی (۱۹۸۳)، استدلال می‌کند، اگرچه قرار گرفتن بنگاه‌ها در معرض اثرات ناشی از نااطمینانی قیمت انرژی، باعث کاهش تقاضای کل برای سرمایه‌گذاری و در نتیجه، رکود اقتصادی می‌شود، اما از بین رفتن نااطمینانی و فعال شدن ظرفیت‌های استفاده نشده، باعث رونق سرمایه‌گذاری می‌شود. بر همین اساس، نااطمینانی در قیمت‌های انرژی، می‌تواند چرخه‌های تجاری را توضیح دهد. بلوم (۲۰۰۹)، نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی اقتصاد کلان در حوزه قیمت نفت تنها در عرض شش ماه پس از وقوع شوک اولیه، باعث کاهش شدید و سپس بازگشت به نقطه اول در تولید، اشتغال و بهره‌وری می‌شود (تیم ۳، ۲۰۱۸).

پیرزن و وگنر (۲۰۱۵)، استدلال می‌کنند که شوک‌های اعتبارات به عنوان یکی دیگر از عوامل ایجاد چرخه‌های تجاری، می‌توانند درصد بالایی از نوسانات تولید را توضیح دهند (سیفی کشکی و همکاران، ۱۳۹۹). بانک‌ها قادر هستند با اعطای اعتبارات، ابزار رشد و توسعه اقتصادی و یا برعکس با عدم اعطای وام، موجبات توقف و رکود اقتصادی را فراهم آورند (سعیدی، ۱۳۹۱). اگر چه اعتبارات بانکی به عنوان یک نهاده مکمل در کنار سرمایه، کالاهای واسطه‌ای و مواد اولیه محسوب می‌شود، اما باید در نظر داشت که اثرپذیری بنگاه‌های کوچک و بزرگ از وضعیت چرخه اعتباری یکسان نیست، به طوری که در زمان انقباض اعتباری، بنگاه‌های کوچک نسبت به بنگاه‌های بزرگ، آسیب‌پذیرتر و به هنگام رونق اعتباری، بنگاه‌های بزرگ در مقایسه با بنگاه‌های کوچک از بهره‌مندی بالاتری برخوردار هستند (سیفی کشکی و همکاران، ۱۳۹۹).

1. Belongio (1984).
2. Pindyck (1991).
3. Thiem (2018).
4. Peersman and Wagner (2015).
5. Seifi Koshki et al. (2020).
6. Saeedi (2012).

۳-۴. نهادها و چرخه‌های تجاری

نورث^۱ (۱۹۸۱)، در کتاب «ساختار و تغییر در تاریخ اقتصادی»، ضمن تقسیم نهادها به دو نوع نهادهای حمایت‌کننده از حقوق مالکیت و نهادهای تضمین‌کننده اجرای قراردادهای، از اهمیت آن‌ها در روند رشد و توسعه اقتصادی صحبت می‌کند. منظور از نهادهای حمایت‌کننده از حقوق مالکیت، قوانین و مقررات حاکم در یک جامعه هستند که از حقوق شهروندان در برابر قدرت دولت و طبقه قدرتمند جامعه محافظت می‌کنند. نهادهای قراردادی هم به قوانین و مقرراتی اشاره دارند که ناظر بر قراردادهای بین افراد یک کشور همانند وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان هستند (حیدری و همکاران^۲، ۱۳۹۵).

کیفیت نهادی در حال حاضر، یکی از متغیرهای مهم در تجزیه و تحلیل عملکرد اقتصادی کشورها محسوب می‌شود، به‌نحوی که بر اساس مطالعات جدید، کیفیت نهادی، ماهیت چرخه‌های تجاری و رفتار پویای متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان را متأثر می‌سازد (دهقان‌منشادی و همکاران^۳، ۱۳۹۹). در حقیقت در برخی از کشورهای جهان، کیفیت نهادها و سیستم‌های قانونی و عوامل سیاسی و جهانی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر نوسانات اقتصادی هستند (عظیمی حسینی و همکاران^۴، ۱۳۹۷). دانکن^۵ (۲۰۱۴)، نشان می‌دهد که بین کیفیت نهادی، چرخه‌ای بودن سیاست‌های پولی و نوسانات تولید و نرخ بهره اسمی ارتباط معنی‌داری وجود دارد، به‌طوری که در اقتصادهای با نهادهای ضعیف، تولید و نرخ بهره، نوسانات بالاتری دارند. علاوه بر این، وی معتقد است که کیفیت نهادی پایین، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری خارجی و کاهش وام‌دهی به خانوار می‌شود.

هالند و بالینی^۶ (۲۰۱۱)، فرانکل و همکاران (۲۰۱۳) و فروسری و ژالس^۷ (۲۰۱۸)، استدلال می‌کنند که ناکارآمدی نهادهای سیاسی، کیفیت پایین نهادهای بودجه‌ای و دسترسی ضعیف به منابع مالی، از مهم‌ترین دلایل چرخه‌ای شدن سیاست‌های مالی هستند (ال-کیشین و زکی^۸، ۲۰۲۱). به عبارتی، کشورهای با کیفیت نهادی بالاتر در مقایسه با کشورهای با کیفیت نهادی پایین‌تر، از توانایی بیشتری در تدوین سیاست‌های لازم برای مقابله مؤثر با شوک‌های نامطلوب برخوردار هستند (فازیو و همکاران^۹، ۲۰۱۸).

-
1. North (1981).
 2. Heidari et al. (2017).
 3. Dehghanmanshadi et al. (2020).
 4. Azimi Hosseini et al. (2018).
 5. Duncan (2014).
 6. Halland and Bleaney (2011).
 7. Furceri and Jalles (2018).
 8. El-Khishin and Zaky (2021).
 9. Fazio et al. (2018).

۵-۳. تحرک سرمایه و چرخه‌های تجاری

از نظر تئوری، تأثیر تحرک سرمایه بر رفتار چرخه‌های تجاری مبهم است. از یک طرف، مدل‌های چرخه تجاری واقعی بین‌المللی نشان می‌دهند که آزادی در تحرک سرمایه و ورود سرمایه به کشورهایی که بالاترین نرخ بازدهی را دارند، منجر به کاهش چرخه‌های تجاری می‌شود (روترت^۱، ۲۰۲۰). در واقع با جریان‌های آزاد سرمایه، کشورها می‌توانند در برابر شوک‌های خاص بیمه شوند و با کشف توانمندی‌های تخصصی خود، از مزیت‌های نسبی بهره‌مند شوند (کالملی-اوزکان و همکاران^۲، ۲۰۰۱). باید در نظر داشت که تجارت در دارایی‌های بین‌المللی، منجر به همبستگی بالاتر مصرف و کاهش تولید محصولات مشابه می‌شود. از طرف دیگر تحرک سرمایه از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باعث بهبود زنجیره ارزش جهانی^۳ و تجارت درون‌صنعتی با این زنجیره‌ها می‌شود. بنابراین، شوک‌های اقتصادی می‌توانند از طریق زنجیره ارزش جهانی به همه کشورها انتشار یابند و منجر به ایجاد چرخه‌های تجاری شدیدی شوند (بک^۴، ۲۰۲۱).

۶-۳. بیکاری و چرخه‌های تجاری

بیکاری به عنوان بزرگ‌ترین منبع ریسک درآمدی از کانال‌های مختلفی همچون تغییر در سطوح مصرف و تغییر در دارایی‌های نقدی و غیرنقدی بر اقتصاد کشورها تأثیر می‌گذارد. خانوارها معمولاً به هنگام مواجهه با بیکاری، مصرف خود را کاهش می‌دهند و یا با تبدیل دارایی‌های نقدی، سعی بر حفظ سطح مصرف خود دارند. آگیار و هرست^۵ (۲۰۰۵)، چودورو رایش و کارابرونیس^۶ (۲۰۱۶)، کولسرود و همکاران^۷ (۲۰۱۸) نشان می‌دهند که در دوران بیکاری، مصرف کاهش می‌یابد. از طرفی، کوین و همکاران^۸ (۲۰۲۲) استدلال می‌کنند که خانوارها در دوران بیکاری از دارایی‌های غیرنقدی خود برداشت می‌کنند. در این بین گریوز^۹ (۲۰۲۰) اظهار می‌کند که ترکیب ریسک بیکاری و وجود دارایی‌های غیرنقدی، یک مکانسیم انتشار برای شوک‌های کل هستند. در حقیقت به دنبال افزایش ریسک بیکاری، خانوارها با اتخاذ رویکرد پرواز به سوی نقدینگی^{۱۰}، پرتفوی خود را به گونه‌ای تعدیل می‌کنند که تا حد ممکن از اثرات بیکاری بر مصرف خود بکاهند. آن‌ها در این مسیر، ابتدا با تکیه بر دارایی‌های نقد به مصرف خود ادامه می‌دهند و در صورت نیاز و تمایل به حفظ سطح مصرف

1. Rothert (2020).
2. Kalemli-Ozcan et al. (2001).
3. global value chains (GVCs)
4. Beck (2021).
5. Aguiar and Hurst (2005).
6. Chodorow-Reich and Karabarbounis (2016).
7. Kolsrud et al. (2018).
8. Coyne et al. (2022).
9. Graves (2020).
10. Flight-to-liquidity

خود، به سمت نقدکردن دارایی‌های غیرنقدی می‌روند. مجموعه چنین تصمیماتی، شوک‌های مختلفی را در اقتصاد به وجود می‌آورد که می‌تواند عامل نوسانات مهم اقتصادی باشد (گریوز، ۲۰۲۰).

۴. روش شناسی پژوهش

در مقاله حاضر، به تحلیل اثر نااطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵:۱-۱۴۰۰:۱ پرداخته خواهد شد. بدین منظور، به پیروی از مطالعه دری و سرلتیس (۲۰۲۱)، مدلی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$(GDPgap)_t = \alpha_0 + \alpha_1 MacUn_t + \alpha_2 LI_t + \alpha_3 CMCP_t + \alpha_4 GPPE_t + \alpha_5 UAE_t + \alpha_6 UBE_t + \epsilon_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)، α_0 عرض از مبدأ، α_1 ها ضرایب برآوردی، ϵ_t جزء خطا و t بیانگر دوره زمانی است. $(GDPgap)_t$ متغیر وابسته و بیانگر شکاف تولید است که از کسر کردن تولید واقعی از تولید بالقوه و با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات حاصل می‌شود. واحد این متغیر، رتبه (۰ تا ۱۰۰) است و شاخصی برای نشان دادن ادوار تجاری کشور می‌باشد. داده‌های تولید واقعی و بالقوه از سایت بانک جهانی استخراج می‌شود. LI_t بیانگر عامل نهادی سلامت سیستم قانونی است که از دو مؤلفه اصلی تشکیل شده است. مؤلفه اول، نظم (پیروی مردم از قانون) و قانون (استحکام و بی‌طرفی نظام حقوقی) است. مؤلفه دوم شامل پاسخگویی قضایی، انطباق با دیوان عالی، بازبینی قضایی، قوانین شفاف و اجرای عدالت برای عموم افراد است. واحد این شاخص، رتبه می‌باشد و داده‌های آن از سایت موسسه فریزر استخراج می‌شود. $CMCP_t$ بیانگر تحرک مردم و سرمایه و عبارت از هر اقدامی است که توسط دولت، بانک مرکزی یا سایر نهادهای نظارتی برای محدود کردن جریان سرمایه خارجی به داخل و خارج از اقتصاد داخلی انجام می‌شود. این کنترل‌ها شامل مالیات، تعرفه‌ها، قوانین، محدودیت‌های حجمی و نیروهای مبتنی بر بازار است. واحد این متغیر، رتبه (بین ۰ تا ۱۰) است و داده‌های آن از سایت بنیاد فریزر استخراج می‌شود. $GPPE_t$ بیانگر بهره‌وری نیروی کار است که از تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد شاغل یا به عبارتی از تقسیم تولید ناخالص داخلی بر کل اشتغال در اقتصاد به دست می‌آید. داده‌های این متغیر، از سایت بانک جهانی استخراج می‌شود و واحد آن، قدرت برابری خرید برحسب دلار آمریکا به قیمت ثابت سال ۲۰۱۷ می‌باشد. UAE_t بیانگر بیکاری با تحصیلات پیشرفته به صورت درصدی از نیروی کار با سطح تحصیلات پیشرفته که بیکار هستند، می‌باشد. UBE_t بیانگر بیکاری با تحصیلات مقدماتی به صورت درصدی از نیروی کار با سطح تحصیلات مقدماتی که بیکار هستند، می‌باشد. داده‌های این دو متغیر، از سایت بانک جهانی استخراج می‌شود. $MacUn_t$ بیانگر نااطمینانی کلان اقتصادی است.

در این پژوهش، برای محاسبه نااطمینانی کلان اقتصادی به پیروی از جورادو و همکاران (۲۰۱۵)، با در نظر گرفتن بازارهای پرنوسان ایران از جمله بازارهای نفت، کالا و خدمات، سهام، پول، سرمایه،

مسکن، ارز و اعتبارات و به تبع آن، متغیرهای عواید نفتی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای تولیدکننده، قیمت سهام، رشد پول، سرمایه فیزیکی، تملک دارایی‌های سرمایه‌ای، قیمت مسکن، نرخ ارز بازار سیاه، نسبت استقراض بخش عمومی به بخش خصوصی و تجارت خارجی به ساخت شاخص کلان اقتصادی، براساس روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) اقدام می‌شود. بر این اساس، معادله زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$MacUn_t = \alpha_1 CPI_t + \alpha_2 PPI_t + \alpha_3 GCF_t + \alpha_4 T_t + \alpha_5 MG_t + \alpha_6 BMER_t + \alpha_7 SP_t + \alpha_8 HP_t + \alpha_9 OR_t + \alpha_{10} PCS_t + \alpha_{11} CA_t \quad (2)$$

به‌طوری‌که:

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7 + \alpha_8 + \alpha_9 + \alpha_{10} + \alpha_{11} = 1 \quad (3)$$

در رابطه (۲)، CPI_t شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی است که معیار سنجش تغییرات قیمت کالاها و خدماتی است که توسط خانوارهای شهرنشین ایرانی به مصرف می‌رسد. واحد این شاخص بین ۰ تا ۱۰۰ است. PPI_t شاخص بهای تولیدکننده که اندازه‌ای است از تغییر قیمت کالاها و خدماتی که توسط تولیدکننده خریداری شده و پس از تولید محصول نهایی به فروش می‌رسد. واحد این شاخص بین ۰ تا ۱۰۰ است. SP_t قیمت سهام است و روند عمومی قیمت شرکت‌های مشمول شاخص را نشان می‌دهد و تغییرات سطح عمومی قیمت را نسبت به تاریخ مبدأ می‌سنجد. واحد این متغیر ۰-۱۰۰ است. CA_t تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در واقع ساخت فضاهای جدیدی است که در آینده تبدیل به سرمایه‌های ملی می‌شوند و منابع تازه‌ای برای دولت‌ها فراهم می‌آورند. این موارد می‌تواند شامل سرمایه‌گذاری برای ساخت راه یا تأسیسات ساختمانی یا سرمایه‌گذاری در توسعه زیرساخت‌های ارتباطی باشد. واحد این متغیر میلیارد ریال است. داده‌های مربوط به متغیرهای مذکور از سایت بانک مرکزی ایران^۱ استخراج می‌شود. GCF_t سرمایه فیزیکی است که از مقادیر اضافه شده به دارایی‌های ثابت به اضافه تغییرات خالص در سطح موجودی‌ها به‌دست می‌آید. T_t تجارت خارجی است که از مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات حاصل می‌شود و به‌عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود. OR_t عواید نفتی که تفاوت بین ارزش تولید نفت خام به قیمت‌های منطقه‌ای و کل هزینه‌های تولید است. واحد متغیرهای مذکور درصدی از تولید ناخالص داخلی است و داده‌های آن‌ها از سایت بانک جهانی^۲ استخراج می‌شود. MG_t رشد پول است، این مؤلفه میانگین رشد سالانه عرضه پول در پنج سال گذشته منهای رشد سالانه تولید ناخالص داخلی واقعی در ده سال گذشته را اندازه‌گیری می‌کند. واحد متغیر، رتبه است.

$BMER_t$ نرخ ارز بازار سیاه است که این مؤلفه بر اساس درصد اختلاف نرخ ارز رسمی و موازی (بازار سیاه) محاسبه می‌شود. واحد این متغیر رتبه است. PCS_t نسبت استقراض بخش عمومی به

1. www.cbi.ir

2. www.wdi.org

بخش خصوصی است که این متغیر از تقسیم میزان استقراض دولت به استقراض بخش خصوصی به دست می‌آید. واحد متغیرهای مذکور رتبه است و داده‌های آن‌ها از سایت مؤسسه فریزر استخراج می‌شود. HP_t قیمت مسکن است که از میانگین ارزش سالانه مسکن در بازار به دست می‌آید. واحد این متغیر، هزار ریال است و داده‌های آن از سایت وزارت راه و شهرسازی ایران^۱ استخراج می‌شود.

پس از ساخت شاخص متغیرهای کلان اقتصادی با به کارگیری روش خودرگرسیون واریانس شرطی (GARCH) به برآورد نااطمینانی از شاخص ساخته شده اقدام خواهد شد. با توجه به محدودیت‌های موجود در مدل‌های خطی، بسیاری از مطالعات، استفاده از انواع مختلف مدل‌های غیرخطی را برای تصریح رفتار غیرخطی موجود در سری‌های زمانی پیشنهاد کرده‌اند. از این رو در این مطالعه، به منظور مدل‌سازی رفتار غیرخطی و تحلیل اثر آستانه‌ای نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده می‌شود که توسط تراسورتا و اندرسون (۱۹۹۲) گسترش یافته است.

در مدل STR از توابع نمایی و لاجستیک برای کنترل پروسه تغییر رژیم استفاده می‌شود. بنا به گفته ون دجیک و تراسورتا^۳ (۲۰۰۲)، این مدل‌ها جهت تحلیل سیکل‌های نامتقارن متغیرها بسیار مناسب هستند و نتایج مطالعات زیادی نشان داده‌اند که برای بررسی پویای غیرخطی متغیرها به خوبی مکانیزم تغییر رژیم را برازش می‌کنند. در حقیقت مدل STR با استفاده از متغیر انتقال و مقدار پارامتر شیب ارتباط غیرخطی میان متغیرها را به شیوه‌ای پیوسته مدل‌سازی می‌کند. مدل این پژوهش بر اساس رگرسیون انتقال ملایم تراسورتا به صورت رگرسیونی کلی زیر تصریح می‌گردد:

$$(GDPgap)_t = \lambda' Z_t + (\pi' Z_t) \cdot G(\gamma, c, S_t, k) + u_t \quad (۴)$$

که در آن، Z_t برداری از متغیرهای مستقل و مقادیر وقفه‌دار متغیرهای مستقل به علاوه مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته می‌باشد. $\lambda' = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)$ بردار ضرایب قسمت خطی مدل است. $\pi' = (\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_p)$ نیز بردار ضرایب قسمت غیرخطی مدل می‌باشد. u_t جزء اخلاص است که فرض می‌شود، شرط $u_t = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. G بیانگر تابع انتقال می‌باشد. در تابع انتقال S_t متغیر انتقال را نشان می‌دهد که با گذر از حد آستانه خود، منجر به تغییر رژیم در سیستم می‌شود. c حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم را نشان می‌دهد. k بیانگر تعداد دفعات تغییر رژیم در سیستم است. γ پارامتر شیب است و سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم بعدی را نشان می‌دهد. تابع انتقال $F(S_t, \gamma, c)$ به صورت لاجستیک^۴، رابطه (۵) و یا نمایی^۵، رابطه (۶) به صورت زیر تصریح می‌گردد:

1. www.mrud.ir

2. Terasvirta and Anderson (1992).

3. Van Dijk and Terasvirta (2002).

4. Logistic

5. Exponential

$$G(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(s_t - c)}} \quad (5)$$

$$G(\gamma, c, s_t) = 1 - e^{-\gamma(s_t - c)^2} \quad (6)$$

در توابع فوق s_t بیانگر متغیر انتقال؛ γ پارامتر شیب؛ c حدآستانه‌ای یا محل وقوع تغییر رژیم است.

در صورتی که پارامتر شیب γ که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، به سمت بی‌نهایت میل کند، مدل STR به یک مدل آستانه‌ای TAR تبدیل می‌شود، در صورتی که متغیر انتقال بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای باشد؛ ($s_t > c$) تابع انتقال برابر یک ($F=1$) می‌شود. در صورتی که ($s_t < c$) مقدار تابع انتقال برابر با صفر ($F=0$) خواهد بود. چنانچه مقدار پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، مدل STR تبدیل به یک مدل خطی خواهد شد. فرایند تخمین مدل STR بدین صورت است که در گام نخست، الگوی پویای مدل و یا تعداد وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شوند، سپس وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه آزمون می‌شود و براساس آن، متغیر انتقال و تعداد دفعات تغییر رژیم انتخاب می‌شوند. در گام دوم، با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون^۱ و روش حداکثر درست‌نمایی، مدل STR انتخاب شده برآورد می‌شود و آزمون‌های تشخیصی جهت حصول اطمینان از دستیابی به نتایج قابل اتکاء انجام می‌شوند (گل‌خندان^۲، ۱۳۹۵).

۵. نتایج

به منظور محاسبه شاخص متغیرهای کلان اقتصادی، از روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) استفاده شد. نتایج به‌دست آمده در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱: نتیجه روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA)

Table 1: The result of the Principal Component Analysis (PCA) method

نماد	نام متغیر	وزن محاسباتی	نماد	نام متغیر	وزن محاسباتی
BMR	تفاوت نرخ ارز رسمی و نرخ ارز بازار سیاه	0.6215	GCF	سرمايه فیزیکی	0.0521
CA	تملك دارایی‌های سرمايه‌ای	0.1546	HP	قیمت مسکن	0.0382
CPI	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی	0.0885	MG	رشد پول	0.0299
PPI	شاخص بهای تولیدکننده	0.0037	OIR	عواید نفتی	0.0088
PSC	نسبت استقراض بخش دولتی به بخش خصوصی	0.0017	T	تجارت خارجی	0.0000
SP	شاخص قیمت سهام	0.0011			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۱)، معادله محاسباتی شاخص متغیرهای کلان اقتصادی را می‌توان به

صورت زیر بازنویسی کرد:

$$MacUn_t = 0/0885CPI_t + 0/0037PPI_t + 0/0521GCF_t + 0/0299MG_t + 0/6215BMR_t + 0/0011SP_t + 0/0382HP_t + 0/0088OR_t + 0/0017PCS_t + 0/1546CA_t \dots (7)$$

اکنون که شاخص کلان اقتصادی ساخته شد، باید نااطمینانی در این شاخص اندازه‌گیری شود. بدین منظور، از روش واریانس شرطی (GARCH) استفاده می‌شود. جهت اطمینان از وجود اثرات ناهمسانی واریانس از آزمون ناهمسانی واریانس^۱ استفاده خواهد شد. از این‌رو ابتدا با استفاده از رابطه (۸)، اقدام به برآورد معادله میانگین متحرک^۲ نموده و پس از آن به کمک آزمون‌های ناهمسانی واریانس و معیار شوارتز^۳ مناسب‌ترین الگو انتخاب می‌گردد.

$$Mac_t = \phi_1 Mac_{t-1} + \dots + \phi_p Mac_{t-p} + \mu_t + \theta_1 \mu_t + \dots + \theta_q \mu_q \quad (8)$$

با توجه به ضرورت بررسی وجود اثرات واریانس ناهمسان در معادلات مورد بررسی در این بخش، نتایج حاصل از آزمون تشخیص ARCH-LM در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون، وجود همسانی واریانس و فرضیه مخالف بیانگر وجود ناهمسانی واریانس است.

جدول ۲: آزمون ARCH-LM برای تشخیص ناهمسانی واریانس

Table. 2: The ARCH-LM test for detecting heteroskedasticity

نوع آماره	مقدار آماره	احتمال آماره
F	10.869	0.0053
χ^2	6.993	0.0082

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۲)، حاکی از رد فرضیه صفر و تأیید وجود ناهمسانی واریانس است که مؤید امکان استفاده از الگوهای واریانس ناهمسان شرطی می‌باشد. از این‌رو، پس از اطمینان از وجود اثرات ناهمسانی واریانس (ARCH) در جملات پسماند معادلات می‌توان اقدام به انتخاب و برآورد بهترین الگوی واریانس ناهمسان شرطی برای شاخص متغیرهای کلان اقتصادی نمود. در این مرحله، به کمک آزمون ARCH-LM، معیار شوارتز و شروط الگوهای واریانس ناهمسان شرطی جمله $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$ و $\alpha_i \geq 0$ و $\beta_j < 0$ بهترین الگو برای هر متغیر انتخاب می‌شود. پس از برآورد الگوهای مناسب واریانس ناهمسانی شرطی برای شاخص کلان اقتصادی و اطمینان حاصل کردن از معنی‌دار بودن ضرایب واریانس این الگوها، با استفاده از معادله واریانس متغیر محاسبه می‌شود. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

1. ARCH-LM test
2. Autoregressive Moving Average
3. Schwarz

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی واریانس ناهمسان شرطی برای شاخص کلان اقتصادی

Table 3: The results of estimating the conditional heteroskedasticity model for the macroeconomic index

متغیر	ضریب برآوردی	آماره Z	احتمال آماره
AR(1)	0.727	2.161	0.0306
Reside(-1) ²	-0.355	-3.113	0.0019
GARCH(-1)	0.604	2.408	0.0160

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از انتخاب مناسب‌ترین الگو به کمک معیارهای ذکر شده جهت تأیید عدم وجود ناهمسانی بالاتر و تأکید بر این موضع که الگوهای برآورد شده برای نااطمینانی اولیه بهترین الگوها هستند، می‌توان از آزمون ARCH-LM استفاده نمود.

جدول ۴: آزمون تشخیص خطای الگوی واریانس ناهمسان شرطی ARCH-LM

Table 4: The ARCH-LM test for detecting errors in the conditional heteroskedasticity model

نوع آماره	مقدار آماره	احتمال آماره
F	0.024	0.8787
χ^2	0.028	0.8673

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴) حاکی از رد نشدن فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی‌های بالاتر است. بدین ترتیب، ناهمسانی واریانس در الگوی GARCH (1,1) برطرف شده است. اکنون می‌توان اقدام به برآورد الگوی (۴) نمود. اما لازم است ابتدا به آزمون مانایی متغیرها پرداخته شود. با توجه به استفاده از داده‌های فصلی، برای اطمینان از مانا بودن متغیرها از آزمون هگی (HEGY₁) که توسط هایلبرگ و همکاران^۲ (۱۹۹۰) و با پیروی از چهارچوب کلی دیکی-فولر ایجاد شده و ریشه‌های واحد را در همه فرکانس‌های فصلی و فرکانس صفر بررسی می‌کند، استفاده می‌شود.

جدول ۵: نتایج آزمون مانایی در سطح متغیرها به روش هگی با وجود عرض از مبدأ

Table 5: The results of the stationarity test at the variable level using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) method with the presence of an intercept

نام متغیر	نماد متغیر	آماره t	احتمال آماره
شکاف تولید	$(GDPgap)_t$	24.81	0.0000
نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی	$MacUn_t$	24.43	0.0000
سلامت سیستم قانونی	LI_t	26.34	0.0000
حرکت سرمایه و مردم	$CMCP_t$	23.93	0.0000
بهره‌وری نیروی کار	$GPPE_t$	28.79	0.0000
بیکاری یا تحصیلات پیشرفته	UAE_t	24.49	0.0000
بیکاری یا تحصیلات مقدماتی	UBE_t	25.77	0.0000

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Hyllleberge, Engle, Granger, Yoo
2. Hyllleberge et al. (1990).

مطابق با جدول (۵)، تمامی متغیرها مانا هستند و می‌توان بدون نگرانی از ایجاد رگرسیون کاذب، به برآورد الگو اقدام کرد. برای تعیین وقفه‌های بهینه متغیرها در الگوی STR به‌منظور صرفه‌جویی در درجه آزادی، از معیار شوارتز استفاده می‌شود. بر این اساس، در الگوی (۴) وقفه بهینه برای متغیر وابسته شکاف تولید برابر با ۱ است. وقفه بهینه شاخص نااطمینانی کلان اقتصادی، بهره‌وری نیروی کار و حرکت سرمایه و مردم، برابر با ۲، سلامت سیستم قانونی برابر با ۱، بیکاری با تحصیلات مقدماتی و بیکاری با تحصیلات پیشرفته برابر با ۳ به‌دست آمده است. نتایج آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها و انتخاب متغیر انتقال مناسب برای الگوی (۴) در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶: آزمون غیر خطی بودن مدل و تعیین نوع مدل

Table 6: The test for nonlinearity of the model and determining the type of model

متغیر انتقال	آماره F	احتمال آماره	متغیر انتقال	آماره F	احتمال آماره
$GDPgap_{t-1}$	2.14	0.030	UBE_t	4.00	0.002
$MacUn_t$	15.39	0.000	UBE_{t-1}	2.94	0.011
$MacUn_{t-1}$	16.78	0.000	UBE_{t-2}	2.84	0.013
$MacUn_{t-2}^*$	17.84	0.000	UBE_{t-3}	4.14	0.002
UAE_t	3.68	0.003	$GPPE_t$	4.89	0.000
UAE_{t-1}	4.25	0.001	$GPPE_{t-1}$	7.14	0.000
UAE_{t-2}	5.58	0.000	$GPPE_{t-2}$	8.33	0.000
UAE_{t-3}	3.47	0.004	$CMCP_t$	8.43	0.000
LI_t	3.77	0.000	$CMCP_{t-1}$	11.12	0.000
LI_{t-1}	5.76	0.000	$CMCP_{t-2}$	14.69	0.000

* بیانگر متغیر انتقال مناسب است.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به مقدار آماره F و ارزش احتمال آن در جدول (۶)، فرضیه صفر آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای کلیه متغیرها رد می‌شود و رابطه غیرخطی پذیرفته می‌شود. هر یک از متغیرها که مدل غیرخطی برای آن تأیید شده است، قابلیت انتخاب به‌عنوان متغیر انتقال را دارند، اما نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که مناسب‌ترین متغیر انتقال، شاخص نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی با دو وقفه ($MacUn_{t-2}$) است که آماره F آن بزرگ‌تر از سایر متغیرها است و فرضیه خطی بودن برای آن به‌طور قوی‌تری رد شده است. اکنون که متغیر انتقال الگوی (۴) مشخص شد، به انجام آزمون‌های F_2 ، F_3 و F_4 به منظور تعیین نوع الگو و تعداد رژیم‌های الگوی غیرخطی اقدام می‌شود. نتایج آزمون مذکور در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون تعیین نوع الگو

Table 7: The results of the test for determining the type of model

آزمون	F_2	F_3	F_4	مدل پیشنهادی
مقدار آماره آزمون	10.62	5.66	3.96	LSTR ₁
احتمال آماره	0.000	0.000	0.001	

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۷)، با توجه به رد شدن فرضیه H_{03} ، H_{02} و H_{04} برای الگو با متغیر انتقال $(MacUn_{t-2})$ مدل $LSTR_1$ (مدل لاجستیک با یک حد آستانه و دو رژیم خطی) انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از برآورد الگوی (۴)، با در نظر گرفتن متغیر انتقال $Macun_{t-2}$ به روش $LSTR_1$ ، در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۸: نتیجه برآورد الگوی (۴)

Table 8: The result of estimating model (4)

Table 8: The result of estimating model (7)									
بخش غیر خطی		بخش خطی		متغیر	بخش غیر خطی		بخش خطی		متغیر
احتمال آماره	ضریب	احتمال آماره	ضریب		احتمال آماره	ضریب	احتمال آماره	ضریب	
0.071	-10.02	0.907	-0.09	UBE_t	0.034	0.98	0.002	0.59	$GDPgap_{t-1}$
0.025	24.02	0.068	-4.24	UBE_{t-1}	0.436	-0.73	0.034	-0.72	$MacUn_{t-1}$
0.027	-10.72	0.081	2.23	UBE_{t-2}	0.104	3.34	0.357	-0.58	$* MacUn_{t-1}$
0.001	-5.59	0.211	3.24	UBE_{t-3}	0.081	-2.00	0.204	-0.98	$MacUn_{t-2}$
0.018	11.68	0.041	-3.85	$CMCP_t$	0.128	10.72	0.200	-2.68	UAE_t
0.041	-18.79	0.091	5.31	$CMCP_{t-1}$	0.077	-23.37	0.126	6.43	UAE_{t-1}
0.077	9.36	0.156	-2.44	$CMCP_{t-2}$	0.073	9.99	0.191	-2.49	UAE_{t-2}
0.094	5.54	0.091	1.71	$GPPE_t$	0.014	2.86	0.006	-1.63	UAE_{t-3}
0.077	-11.44	0.979	-0.04	$GPPE_{t-1}$	0.007	-2.59	0.000	-4.81	LI_t
0.082	6.77	0.124	-1.83	$GPPE_{t-2}$	0.036	3.52	0.021	5.31	LI_{t-1}
0.023	-0.07	0.006	0.04	Trend	0.013	4.23	0.008	0.201	C
$\gamma = 15.23 \quad c = 0.068 \quad = MacUn_{t-2}S_t$					$R^2 = 0.996$		$R^2 = 0.997$		
آزمون‌های فروض کلاسیک									
احتمال آماره		آماره		آزمون					
0.273		2.05		خودهمبستگی سریالی بروش- گادفری ^۱					
0.280		1.74		آزمون ناهمسانی واریانس وایت ^۲					
0.225		2.98		آزمون نرمال بودن جاک- برا ^۳					
آزمون‌های تشخیصی روش STR									
0.308		2.02		عدم وجود رابطه غیر خطی در پسماندها					
0.041		610.82		ثبات پارامترها					

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول (۸) فرضیه صفر آزمون‌های نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی اجزای خطا رد نمی‌شود و در نتیجه، مشکلات عدم نرمال بودن اجزای خطا و ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی اجزای خطا در الگوی برآوردی وجود ندارد. همچنین فرضیه صفر آزمون عدم وجود

1. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
2. White Heteroskedasticity Test
3. Jarque Bera Normality Test

رابطه غیرخطی در پسماندها را نمی‌توان رد کرد. از طرفی، احتمال آماره F آزمون ثبات پارامترها نیز حاکی از رد شدن فرضیه صفر مبنی بر عدم ثبات پارامترهای الگوها می‌باشد. بدین ترتیب الگو به درستی برآورد شده‌اند و نتایج آن قابل اعتماد است.

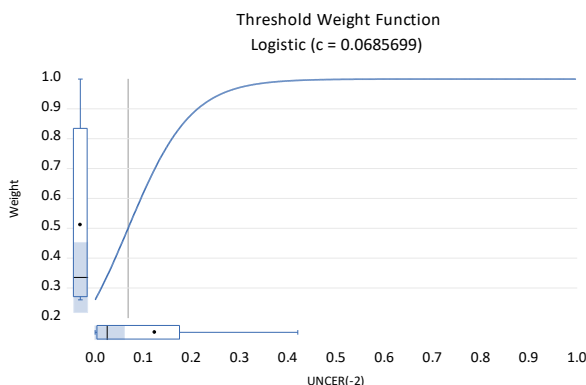
مطابق با نتایج جدول (۸) برای الگوی (۴)، مقدار حدآستانه متغیر انتقال وقفه دوم نااطمینانی کلان اقتصادی ($MacUn_{t-2}$) برابر با ۰/۰۶۸ درصد حاصل شده است. این حد نقطه انتقال تابع چرخه‌های تجاری و شروع رژیم حدی دوم را نشان می‌دهد. بنابراین، زمانی که شاخص نااطمینانی کلان اقتصادی هنوز به مقدار ۰/۰۶۸ درصد نرسیده است، تابع چرخه‌های تجاری در رژیم حدی اول قرار دارد و پس از عبور شاخص مذکور از مقدار ۰/۰۶۸ درصد، تابع فوق در رژیم حدی دوم قرار می‌گیرد. پارامتر شیب نیز که بیانگر سرعت انتقال از رژیم اول به رژیم دوم است، برابر با ۱۵/۲۳ به‌دست آمده است. در روش STR ضریب هر متغیر از برآیند ضرایب معنادار مقدار جاری و مقادیر با وقفه متغیرهای مستقل در دو بخش خطی و غیرخطی حاصل می‌شود. برآیند ضرایب معنادار مربوط به شاخص نااطمینانی کلان اقتصادی در رژیم اول و دوم، به‌ترتیب برابر با ۰/۷۲- و ۰/۲۰- است.

به‌عبارتی، افزایش نااطمینانی کلان اقتصادی در رژیم اول و دوم، منجر به رکود اقتصادی شده است، اما اثرگذاری آن در رژیم دوم به‌طور قابل‌توجهی افزایش یافته است. برآیند ضرایب معنادار بهره‌وری نیروی کار در رژیم اول و دوم برابر با ۱/۷۱ و ۰/۸۷ است که نشان می‌دهد، بهره‌وری نیروی کار در هر دو رژیم، منجر به رونق شده، اما اثرگذاری آن در رژیم دوم کاهش یافته است.

برآیند ضرایب معنادار مربوط به بیکاری با سطح تحصیلات پیشرفته در رژیم اول و دوم برابر با ۱/۶۳- و ۱۰/۵۲- است که بیانگر اثر رکودی بیکاری با سطح تحصیلات پیشرفته است. ملاحظه می‌شود، اثر این متغیر در رژیم دوم به‌شدت افزایش یافته است. برآیند ضرایب مربوط به بیکاری با سطح تحصیلات مقدماتی در رژیم اول و دوم برابر با ۲/۰۱- و ۲/۳۱- است که نشان می‌دهد، بیکاری با تحصیلات مقدماتی، منجر به رکود اقتصاد شده و اثر رکودی این متغیر در رژیم دوم افزایش یافته است.

ضریب سلامت سیستم قانونی در رژیم اول و دوم، به‌ترتیب برابر با ۰/۵ و ۰/۹۳ بوده است. به‌عبارتی، سلامت سیستم قانونی در هر دو رژیم، منجر به رونق اقتصادی شده، اما در رژیم دوم، این اثر تقویت شده است. برآیند ضرایب حرکت سرمایه و مردم در رژیم اول و دوم، برابر با ۱/۴۶ و ۲/۲۵ است. بدین ترتیب، تحرک مردم و سرمایه در هر دو رژیم منجر به رونق اقتصادی شده، اما در رژیم دوم، اثر آن شدت یافته است. ضریب وقفه اول شکاف تولید در رژیم اول و دوم برابر با ۰/۵۹ و ۰/۹۸ بوده و به‌عبارتی، به رونق اقتصادی منتهی شده است.

نمودار (۱) شکل تابع انتقال الگوی پژوهش که به‌صورت لاجستیک و با وجود یک حد آستانه و دو رژیم مختلف می‌باشد را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: تابع انتقال الگوی (۴)

Chart. 1: The transfer function of model (4)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و بحث

هدف از نگارش مقاله حاضر، تحلیل اثر آستانه‌ای نااطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵:۱-۱۴۰۰:۱ و با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم بود. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش به شرح زیر است:

متغیر انتقال برای تابع چرخه‌های تجاری، وقفه دوم نااطمینانی کلان اقتصادی است که دارای تابع انتقال لجستیک با یک حد آستانه (برابر با ۰/۰۶۸) و دو رژیم حدی می‌باشد. شاخص نااطمینانی کلان اقتصادی در هر دو رژیم حدی، اثر منفی بر چرخه‌های تجاری داشته که این اثر در رژیم دوم شدت گرفته است. بدین ترتیب، نااطمینانی کلان اقتصادی در هر دو رژیم، منجر به رکود اقتصادی شده و اثر رکودی آن در رژیم دوم یعنی پس از گذر وقفه دوم نااطمینانی کلان اقتصادی از حد آستانه بیشتر شده است.

این نتیجه مبنی بر اثر رکودی نااطمینانی کلان اقتصادی، با نتایج مطالعات اسعدی و همکاران (۱۳۹۹)، دری و سرتلیس (۲۰۲۱) و فالکونیو و مانگانلی (۲۰۲۰) مطابقت دارد.

نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش برای دیگر متغیرهای مستقل به کار رفته در الگو، حاکی از آن است که متغیرهای بیکاری با سطح تحصیلات پیشرفته و بیکاری با سطح تحصیلات مقدماتی در هر دو رژیم حدی، اثر منفی بر چرخه‌های تجاری داشته‌اند و این اثر در رژیم دوم تشدید شده است. بدین ترتیب بیکاری با سطح تحصیلات مختلف (پیشرفته و مقدماتی) در هر دو رژیم، منجر به رکود اقتصادی شده‌اند و اثر رکودی آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است.

بهره‌وری نیروی کار، سلامت سیستم قانونی و تحرک مردم و سرمایه و چرخه‌های تجاری دوره گذشته در هر دو رژیم، اثر مثبت بر چرخه‌های تجاری داشته‌اند و این اثر در رژیم دوم افزایش یافته

است. بر این اساس، متغیرهای مذکور در هر دو رژیم، منجر به رونق اقتصادی شده‌اند و اثر بهبوددهنده آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است. با توجه به نتایج حاصل شده، توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌شود:

با توجه به اثر رکودی نااطمینانی کلان اقتصادی و تشدید این اثر پس از حد آستانه، لازم است اقداماتی در راستای کاهش این نااطمینانی صورت گیرد تا از این طریق، به کاهش چرخه‌های رکودی در اقتصاد ایران کمک شود.

از آنجایی که شاخص کلان اقتصادی در پژوهش حاضر شامل متغیرهای شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای تولیدکننده، سرمایه فیزیکی، رشد پول، نرخ ارز بازار سیاه، قیمت سهام، قیمت مسکن، عواید نفتی، نسبت استقراض بخش عمومی به بخش خصوصی و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای است، توصیه می‌شود، عوامل مؤثر بر نوسانات متغیرهای مذکور توسط تصمیم‌گیرندگان و برنامه‌ریزان سیاسی و اقتصادی کشور شناسایی و در جهت کاهش نوسانات و ایجاد ثبات نسبی در این دسته از متغیرها تلاش شود.

با توجه به اینکه نوسانات شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص بهای تولیدکننده که هر دو بیانگر تورم در اقتصاد کشور می‌باشد، از متغیرهای ایجادکننده نااطمینانی و بروز رکود هستند، بروز پدیده رکود تورمی مشهود است. از طرفی نااطمینانی اقتصادی، منجر به حرکت مردم به سمت دارایی‌های همچون طلا، مسکن، سهام و ارز شده، تعادل در بازار دارایی را بر هم زده و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی اقتصاد شده و رشد بی‌رویه پول نیز بر بروز نااطمینانی دامن زده است. از این رو، در پیش گرفتن سیاست‌های پولی، مالی و ارزی مؤثر و کنترل حجم پول در کنار استقلال بیشتر بانک مرکزی، تأثیر بسزایی در کاهش نااطمینانی‌ها و ایجاد ثبات اقتصادی در کشور خواهد داشت.

در این راستا لازم است برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و سیاسی کوتاه‌مدت و روزمره کنار گذاشته شود و با دنبال کردن سیاست‌های اقتصادی بلندمدت و تصمیم‌گیری مبتنی بر برنامه‌ریزی‌های انجام شده، به ایجاد ثبات اقتصادی کمک شود. از طرفی، وابستگی به عواید نفتی، منجر به کاهش تولیدات سایر کالاها و در نتیجه، وابستگی به تولیدات دیگر کشورها شده است، همچنین بالا بودن نسبت استقراض بخش دولتی و افزایش بدهی‌های دولت، به تلاش بیشتر برای استفاده از عواید نفت منتهی شده است. این وابستگی به نفت باعث اثرگذاری شوک‌های قیمت نفت به کشور شده و وابستگی به اقتصادهای خارجی به انتقال شوک‌های خارجی به کشور می‌انجامد.

در این راستا، لازم است دولت علاوه بر کاهش مخارج مصرفی و افزایش مخارج عمرانی با جایگزین کردن مالیات با عواید نفت، به ثبات سیاسی کشور بیفزاید. بیکاری با سطح تحصیلات مختلف (پیشرفته و مقدماتی) در هر دو رژیم، منجر به رکود اقتصادی شده‌اند و اثر رکودی آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است.

میزان اثرگذاری بیکاری با تحصیلات پیشرفته بر رکود در رژیم دوم، بیش از بیکاری با تحصیلات مقدماتی است. از طرفی با توجه به اینکه افزایش بهره‌وری نیروی کار بر اقتصاد، اثر بهبوددهنده داشته و یکی از مهم‌ترین عوامل افزایش‌دهنده بهره‌وری نیروی کار، آموزش و تحصیلات بالاتر است، بدین ترتیب، در پیش گرفتن سیاست‌های کاهنده بیکاری به‌ویژه بیکاری نیروی کار تحصیلکرده و دارای سطح تحصیلات پیشرفته، باید در دستور کار دولت قرار بگیرد؛ زیرا با گذر نااطمینانی کلان اقتصادی از حد آستانه، خود بیکاری افراد تحصیلکرده موجب از دست دادن نیروی کار دارای دانش برای مقابله با نوسانات می‌شود و بهره‌وری نیروی کار نیز کاهش یافته و اثر رکودی بزرگ‌تری پدید می‌آید.

در این راستا، سیاست‌های تشویقی برای کارآفرینی همچون اعطای وام و معافیت از مالیات، سرمایه‌گذاری دولت در زمینه ایجاد مشاغل متناسب با فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، کاهش اتکاء به درآمدهای نفتی و حمایت از تولیدات داخلی می‌تواند راهگشا باشد. در رابطه با اثر رونق‌دهنده اقتصادی، متغیر نهادی سلامت سیستم قانونی، استحکام و بی‌طرفی نظام حقوقی و قضایی، اجرای قوانین بر اساس عدالت و برخورد قانونی با افرادی که از نظم و قانون سرپیچی می‌کنند، می‌تواند بر بهبود شرایط اقتصادی مؤثر باشد. از آنجا که تحرک مردم و سرمایه به رونق اقتصادی کمک می‌کند، توصیه می‌شود، شرایط برای ورود و جذب سرمایه‌گذاری‌های خارجی فراهم شود.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: تعارض منافع بین نویسندگان وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: تمامی نویسندگان در نگارش مقاله سهم مساوی دارند.

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

- Ackert, L. F. (1994). Uncertainty and volatility in stock prices. *Journal of Economics and Business*, 46(4), 239–253. doi:10.1016/0148-6195(94)90035-3
- Aghion, P., & Saint-Paul, G. (1998). Virtues of bad times interaction between productivity growth and economic fluctuations. *Macroeconomic Dynamics*, 2(3), 322–344. doi:10.1017/S1365100598008035
- Aguiar, M., & Hurst, E. (2005). Consumption versus expenditure. *Journal of Political Economy*, 113(5), 919–948. doi:10.1086/491590
- Alberts, W. (1962). Business cycles, residential consumption cycle, and the mortgage market. *The Journal of Political Economy*, 70(3), 263–281. doi:10.1086/258639
- Ambler, S., Cardia, E., & Zimmermann, C. (2004). International business cycles: What are the facts? *Journal of Monetary Economics*, 51(2), 257–276. doi:10.1016/j.jmoneco.2003.04.002
- Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. (2011). Financial markets and fluctuations in uncertainty. Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report, 466. doi: No DOI available (working paper)
- Arkolakis, C., & Ramanarayanan, A. (2009). Vertical specialization and international business cycle synchronization. *The Scandinavian Journal of Economics*, 111(4), 655–680. doi:10.1111/j.1467-9442.2009.01582.x
- Arman, S. A. (2014). Asymmetric effects of oil shocks on business cycles in Iran's economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 10(4), 113–146. doi:10.22055/jqe.2014.11626 [In Persian]
- Asaadi, M. A., Najafi Alamdarlo, H., & Hosainpour, B. (2020). Investigating the effect of macroeconomic variables on business cycles in Iran, Markov-Switching Model Approach. *Journal of Econometric Modelling*, 5(4), 63–87. doi:10.22075/jem.2021.19474.1417 [In Persian]
- Azimi Hosseini, A., Akbari Moqadam, B., & Asadi, M. (2018). Economic, political and institutional shocks and their effect on the commercial cycles of the chosen oil exporting countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 5(2), 29–52. doi: No DOI available [In Persian]
- Azimi Hosseini, A., Akbari Moghaddam, B., & Asadi, M. (2021). The effect of economic fluctuations and monetary and fiscal policies on business cycles (the case of oil economies and BVAR Approach). *Economic Growth and Development Research*, 11(43), 64–51. doi:10.30473/egdr.2020.49957.5569 [In Persian]
- Bachmann, R., & Moscarini, G. (2011). Business cycles and endogenous uncertainty. Discussion Paper, Society for Economic Dynamics. doi: No DOI available (working paper)
- Backus, D. K., Kehoe, P. J., & Kydland, F. E. (1992). International real business cycles. *Journal of Political Economy*, 100(4), 745–775. doi:10.1086/261838
- Ball, L. (1992). Why does high inflation raise inflation uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, 29(3), 371–388. doi:10.1016/0304-3932(92)90032-W
- Bar-Ilan, A., & Strange, W. C. (1996). Investment lags. *The American Economic Review*, 86(3), 610–622. doi: No DOI available

- Basu, S., & Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, 85(3), 937–958. doi:10.3982/ECTA13960
- Beck, K. (2021). Capital mobility and the synchronization of business cycles: Evidence from the European Union. *Review of International Economics*, 29(4), 1065–1079. doi:10.1111/roie.12538
- Belongia, M. T. (1984). Money growth variability and GNP. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 66(4), 23–31. doi: No DOI available
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85–106. doi:10.2307/1885568
- Blackburn, K. (1999). Can stabilisation policy reduce long-run growth? *The Economic Journal*, 109(452), 67–77. doi:10.1111/1468-0297.00396
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623–685. doi:10.3982/ECTA6248
- Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). Measuring business cycles. National Bureau of Economic Research. doi: No DOI available (book)
- Carrière-Swallow, Y., & Céspedes, L. F. (2013). The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*, 90(2), 316–325. doi:10.1016/j.jinteco.2013.03.003
- Chatterjee, P. (2018). Asymmetric impact of uncertainty in recessions: Are emerging countries more vulnerable? *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 23(2), 20160148. doi:10.1515/snde-2016-0148
- Chodorow-Reich, G., & Karabarbounis, L. (2016). The cyclicity of the opportunity cost of employment. *Journal of Political Economy*, 124(6), 1563–1618. doi:10.1086/688876
- Choudhry, T., Papadimitriou, F. I., & Shabi, S. (2016). Stock market volatility and business cycle: Evidence from linear and nonlinear causality tests. *Journal of Banking & Finance*, 66, 89–101. doi:10.1016/j.jbankfin.2016.02.005
- Coyne, D., Fadlon, I., & Porzio, T. (2022). Measuring valuation of liquidity with penalized withdrawals (No. w30007). *National Bureau of Economic Research*. doi:10.3386/w30007
- Dabla-Norris, E., Allen, R., Zanna, L. F., Prakash, T., Kvintradze, E., Lledo, V., Yackovlev, I., & Gollwitzer, S. (2010). Budget institutions and fiscal performance in low-income countries. International Monetary Fund. doi: No DOI available (working paper)
- Dehghanmanshadi, M., Eslamloueyan, K., Hadian, E., & Dehghan Shabani, Z. (2020). The effect of institutional quality on business cycle and the dynamics of macroeconomic variables in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, 11(1), 29–66. doi:10.29252/jem.2020.100518 [In Persian]
- De Leeuw, F., & Gramlich, E. M. (1969). The channels of monetary policy: A further report on the federal reserve-MIT model. *The Journal of Finance*, 24(2), 265–290. doi:10.2307/2325485
- Dotsey, M., & Sarte, P. D. (2000). Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 631–655. doi:10.1016/S0304-3932(00)00005-2

- Duncan, R. (2014). Institutional quality, the cyclicity of monetary policy and macroeconomic volatility. *Journal of Macroeconomics*, 39, 113–155. doi:10.1016/j.jmacro.2013.12.003
- Dzikevičius, A., & Vetrov, J. (2012). Stock market analysis through business cycle approach. *Business: Theory and Practice*, 13(1), 36–42. doi:10.3846/btp.2012.04
- El-Khishin, S., & Zaky, M. (2021). The impact of budgetary and political institutions on fiscal cyclicity: Evidence from Egypt. *Journal of Governance and Regulation*, 10(3), 107–116. doi:10.22495/jgrv10i3art10
- Evans, P. (1984). The effects on output of money growth and interest rate volatility in the United States. *Journal of Political Economy*, 92(2), 204–222. doi:10.1086/261221
- Fair, R. C. (1972). Disequilibrium in housing models. *The Journal of Finance*, 27(2), 207–221. doi:10.2307/2978474
- Fajgelbaum, P. D., Schaal, E., & Taschereau-Dumouchel, M. (2017). Uncertainty traps. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1641–1692. doi:10.1093/qje/qjx021
- Fazio, D. M., Silva, T. C., Tabak, B. M., & Cajueiro, D. O. (2018). Inflation targeting and financial stability: Does the quality of institutions matter? *Economic Modelling*, 71, 1–15. doi:10.1016/j.econmod.2017.11.011
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Rubio-Ramírez, J. F., & Uribe, M. (2011). Risk matters: The real effects of volatility shocks. *American Economic Review*, 101(6), 2530–2561. doi:10.1257/aer.101.6.2530
- Fostel, A., & Geanakoplos, J. (2012). Why does bad news increase volatility and decrease leverage? *Journal of Economic Theory*, 147(2), 501–525. doi:10.1016/j.jet.2011.03.002
- Fotros, M. H., & Omid Ali, M. (2022). Investigating the relationship between financial shocks and business cycles of Iran's economy during the period (1360-1400). *Computational Economics*, 1(4), 1–26. doi: No DOI available [In Persian]
- Frankel, J. A., Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2013). On graduation from fiscal procyclicality. *Journal of Development Economics*, 100(1), 32–47. doi:10.1016/j.jdevco.2012.07.001
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451–472. doi:10.1086/260579
- Furceri, D., & Jalles, J. T. (2018). Determinants and effects of fiscal counter-cyclicality. *Ensayos Sobre Política Económica*, 36(SPE85), 137–151. doi:10.32468/espe.8507
- Gholami Heidariani, L., Ranjpour, R., & Fallahi, F. (2021). Relationship between business cycles and stocks cycles in Iran: Spillover index approach. *Economic Growth and Development Research*, 11(42), 130–109. doi:10.30473/egdr.2019.47932.5322 [In Persian]
- Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajsek, E. (2010). Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics. Society for Economic Dynamics 2010 Meeting Papers, 1285. doi: No DOI available (working paper)

- Golkhandan, A. (2014). Business cycles of Iran's economy during the period 1368-1389. *Economic Development Research*, 17, 104–83. doi: No DOI available [In Persian]
- Golkhandan, A. (2016). Threshold effect of inflation on income inequality: Smooth transition regression (STR) model. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, 13(25), 75–95. doi: No DOI available [In Persian]
- Graves, S. (2020). Does unemployment risk affect business cycle dynamics? *International Finance Discussion Paper*, 1298. doi:10.17016/IFDP.2020.1298
- Grenadier, S. R. (1995). The persistence of real estate cycles. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 10(2), 95–119. doi:10.1007/BF01099619
- Gruber, J. (1997). The consumption smoothing benefits of unemployment insurance. *The American Economic Review*, 87(1), 192–205. doi: No DOI available
- Halland, H., & Bleaney, M. (2011). Explaining the procyclicality of fiscal policy in developing countries (No. 11/09). CREDIT Research Paper. doi: No DOI available (working paper)
- Harding, D., & Pagan, A. (2005). A suggested framework for classifying the modes of cycle research. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 151–159. doi:10.1002/jae.830
- Hartman, R. (1972). The effects of price and cost uncertainty on investment. *Journal of Economic Theory*, 5(2), 258–266. doi:10.1016/0022-0531(72)90044-3
- Heibati, R., Shajari, H., & Samadi, S. (2015). Uncertainty measurement in macroeconomics. *Monetary and Banking Research*, 9(28), 250–223. doi: No DOI available [In Persian]
- Heidari, M., Moghaddam, V., Bastani far, I., & Mehrshad, A. (2017). Implications of new institutional economics in proposing the ideal government in the Islamic-Iranian model of progress. *Journal of Economics and Regional Development*, 23(12), 152–169. doi:10.22067/erd.v23i12.62873 [In Persian]
- Hugonnier, J., Malamud, S., & Morellec, E. (2015). Capital supply uncertainty, cash holdings, and investment. *The Review of Financial Studies*, 28(2), 391–445. doi:10.1093/rfs/hhu076
- Ilut, C. L., & Saijo, H. (2016). Learning, confidence, and business cycles. National Bureau of Economic Research Working Paper. doi:10.3386/w22958
- Ilzetzki, E., & Végh, C. A. (2008). Procyclical fiscal policy in developing countries: Truth or fiction? National Bureau of Economic Research Working Paper, 14191. doi:10.3386/w14191
- Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2019). Inflation, inflation uncertainty, and growth: Evidence from Ghana. *Contemporary Economics*, 13(2), 123–136. doi:10.5709/ce.1897-9254.304
- Jalaei Esfandabadi, S. A., & Ansari Nasab, M. (2016). Study real business cycles in economy of Iran emphasize production gap. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 13(3), 85–109. doi:10.22055/jqe.2016.12538 [In Persian]
- Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177–1216. doi:10.1257/aer.20131193

- Justiniano, A., Primiceri, G. E., & Tambalotti, A. (2010). Investment shocks and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 57(2), 132–145. doi:10.1016/j.jmoneco.2009.12.002
- Kalemli-Ozcan, S., Papaioannou, E., & Peydró, J. L. (2013). Financial regulation, financial globalization, and the synchronization of economic activity. *The Journal of Finance*, 68(3), 1179–1228. doi:10.1111/jofi.12025
- Kamalyan, H., & Davtyan, V. (2022). Exchange rate uncertainty and business cycle fluctuations. Munich Personal RePEc Archive. doi: No DOI available (working paper)
- Kolsrud, J., Landais, C., Nilsson, P., & Spinnewijn, J. (2018). The optimal timing of unemployment benefits: Theory and evidence from Sweden. *American Economic Review*, 108(4-5), 985–1033. doi:10.1257/aer.20160869
- Kraft, H., Schwartz, E., & Weiss, F. (2018). Growth options and firm valuation. *European Financial Management*, 24(2), 209–238. doi:10.1111/eufm.12116
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1990). Business cycles: Real facts and a monetary myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14(2), 3–18. doi: No DOI available
- Leduc, S., & Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82, 20–35. doi:10.1016/j.jmoneco.2016.07.002
- Lucas, R. E. (1977). Understanding business cycles. In K. Brunner & A. Meltzer (Eds.), *Stabilization of the domestic and international economy* (pp. 7–29). North-Holland. doi: No DOI available (book chapter)
- Ludvigson, S. C., Ma, S., & Ng, S. (2021). Uncertainty and business cycles: Exogenous impulse or endogenous response? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(4), 369–410. doi:10.1257/mac.20180346
- Male, R. (2011). Developing country business cycles: Characterizing the cycle. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(sup2), 20–39. doi:10.2753/REE1540-496X4703S202
- Mascaro, A., & Meltzer, A. H. (1983). Long- and short-term interest rates in a risky world. *Journal of Monetary Economics*, 12(4), 485–518. doi:10.1016/0304-3932(83)90034-5
- McDermott, C. J., & Scott, A. (1999). Concordance in business cycles. Reserve Bank of New Zealand Working Paper, G99/7. doi: No DOI available (working paper)
- McDonald, R., & Siegel, D. (1986). The value of waiting to invest. *The Quarterly Journal of Economics*, 101(4), 707–728. doi:10.2307/1884175
- Mohammadi, M., Khalili, F., & Asgari, F. (2022). Investigating the effects of macroeconomic uncertainty on the forecast of future activities of the real sector of economics and politics in Iran. *Political Sociology of Iran*, 5(7). doi:10.30510/psi.2022.271958.1512 [In Persian]
- Nahidi Amirkhiz, M., ShokouhiFard, S., & Rahimzadeh, F. (2019). The effect of liquidity growth on business cycle in Iran economy. *Journal of Iranian Economic Issues*, 5(2), 125–143. doi: No DOI available [In Persian]
- Omidali, M., Fotros, M. H., & Gholizadeh, A. (2023). Investigating the relationship between risks and business cycles in the Iranian economy during the period 2009-2011 using structural vector autoregressive model. *Economic Growth and Development Research*, 13(50), 29–46. doi:10.30473/egdr.2022.62312.6422 [In Persian]

- Paetz, M., & Gupta, R. (2016). Stock price dynamics and the business cycle in an estimated DSGE model for South Africa. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 44, 166–182. doi:10.1016/j.intfin.2016.05.004
- Pastor, L., & Veronesi, P. (2006). Was there a Nasdaq bubble in the late 1990s? *Journal of Financial Economics*, 81(1), 61–100. doi:10.1016/j.jfineco.2005.05.009
- Pastor, L., & Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520–545. doi:10.1016/j.jfineco.2013.08.007
- Peersman, G., & Wagner, W. (2015). Shocks to bank lending, risk-taking and securitization, and their role for US business cycle fluctuations (No. 10547). CEPR Discussion Papers. doi: No DOI available (working paper)
- Pindyck, R. (1991). Irreversibility, uncertainty, and investment. *Journal of Economic Literature*, 29(3), 1110–1148. doi: No DOI available
- Rahmani Far, M., Damankeshideh, M., Hadinejad Darsara, M., & Abbasi, E. (2021). Investigating the effects of oil, gold and currency exchange rate on the country's business cycles in recession and boom regimes using a rotational model and changing the Markov switching regime. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 8(2), 226–251. doi:10.22096/esp.2022.136173.1410 [In Persian]
- Ranjpour, R., Salmani, M. R., Karimi Takanlo, Z., & Mokhtarzade Khanghahi, N. (2018). The effects of real effective exchange rate uncertainty on the value-added of sub-industry in East Azerbaijan. *Journal of Economics and Regional Development*, 25(16), 21–50. doi:10.22067/erd.v25i15.59060 [In Persian]
- Ravn, M. O. (1997). International business cycles in theory and in practice. *Journal of International Money and Finance*, 16(2), 255–283. doi:10.1016/S0261-5606(97)00003-7
- Romer, C. D. (1990). The great crash and the onset of the great depression. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(3), 597–624. doi:10.2307/2937892
- Rothert, J. (2020). International business cycles in emerging markets. *International Economic Review*, 61(2), 753–781. doi:10.1111/iere.12437
- Saeedi, P. (2012). Investigating the effect of bank loans on employment. *Macroeconomics Research Letter*, 7(14), 6–6. doi: No DOI available [In Persian]
- Sayyadzadeh, A., & Jamal Dikale, A. (2008). Investigation of business cycles characteristics in Iran: 1338-1385. *QJERP*, 16(46), 63–82. doi: No DOI available [In Persian]
- Segal, G., Shaliastovich, I., & Yaron, A. (2015). Good and bad uncertainty: Macroeconomic and financial market implications. *Journal of Financial Economics*, 117(2), 369–397. doi:10.1016/j.jfineco.2015.05.004
- Seifi Koshki, A., Mohseni Zonouzi, S. J., & Rezazadeh, A. (2020). Investigating the relationship between credit cycles and business cycles in Iranian economy. *QJERP*, 20(3), 1–32. doi: No DOI available [In Persian]
- Serletis, A., & Rahman, S. (2009). The output effects of money growth uncertainty: Evidence from a multivariate GARCH-in-mean VAR. *Open Economies Review*, 20(5), 607–630. doi:10.1007/s11079-008-9097-8
- Shaghali, A., Ickes, B. W., Wang, P., & Yoo, B. S. (1993). International business cycles. *American Economic Review*, 83(3), 335–359. doi: No DOI available

- Shi, G., & Liu, X. (2020). Stock price fluctuation and the business cycle in the BRICS countries: A nonparametric quantiles causality approach. *Finance Research Letters*, 33, 101223. doi:10.1016/j.frl.2019.06.003
- Soleimani, F., Shahiki Tash, M. N., Zamaniyan, G., & Zamani, R. Z. (2020). The effect of the financial cycles on the business cycles in Iran based on Bayesian averaging approach. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 7(2), 215–238. doi:10.22096/esp.2021.125348.1335 [In Persian]
- Thiem, C. (2018). Oil price uncertainty and the business cycle: Accounting for the influences of global supply and demand within a VAR GARCH-in-mean framework. *Applied Economics*, 50(34-35), 3735–3751. doi:10.1080/00036846.2018.1436150
- Yarmohammadian, N. (2019). The business cycles of urban housing market (Case study: Urban housing market of Isfahan, 1980-2014). *Iranian Economic Review*, 23(1), 109–128. doi:10.22059/ier.2019.68255
- Yıldırım-Karaman, S. (2018). Uncertainty in financial markets and business cycles. *Economic Modelling*, 68, 329–339. doi:10.1016/j.econmod.2017.07.019