

The Impact of Political Instability and Conflict on Economic Growth in Selected Developing and Developed Countries

Mahmoud Sharifpour¹ , Lotfali Agheli², Maral Eskandari³

1. PhD in Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author)
E-mail: Mahmoudsharifpour@modares.ac.ir
2. Associate Professor of Economics, Department of Agricultural Economics, Economic Research Institute, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. E-mail: aghelik@modares.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: maral.eskandari@srbiau.ac.ir

Abstract

In line with political economy, there exists a close but complex relationship between politics and the guidance of economic groups. In this regard, political instability can lead to economic instability, disrupt the natural course of the economy, and slow down economic growth, which is considered the most important indicator of economic performance. Accordingly, the main objective of the present study is to model the impact of conflict and political instability on economic growth in selected developing and developed countries (Iran, Iraq, Saudi Arabia, Russia, the United States, India, China, and Canada), using the Bayesian Markov-Switching Panel approach over the period 1990–2020. The results indicate that conflict and political instability have negative effects on economic growth in both regimes: -0.1719 and -0.1212 percent in the recession regime, and -0.1581 and -0.1115 percent in the boom regime, respectively. It is noteworthy that these variables are of statistically significant effects in both regimes; however, their impact on economic growth is weaker under boom conditions compared to recession. Furthermore, oil revenues, population growth, foreign direct investment, life expectancy, government consumption, trade, and the governance quality index all exert positive and significant effects on economic growth in both regimes. The economic boom is the dominant regime in this research.

Article information

Review History:

Received: May. 14, 2024

Revised: June. 09, 2024

Accepted: June. 24, 2024

Keywords:

Bayesian Markov switching
model

Conflict

Economic growth

Oil income

Political instability

JEL Classification:

C23, O40, D74

Corresponding Author:

Mahmoudsharifpour@modares.ac.ir

orcid:



Aim and Introduction:

A growing body of research highlights the bidirectional relationship between conflict and economic performance. Findings indicate that economic decline—particularly severe recessions that reduce income levels, exacerbate inequalities, and intensify widespread economic distress—can fuel social unrest and internal conflicts. Periods characterized by a high risk of government collapse are associated with significant lower rates of economic growth compared to more politically stable periods. Although such violent events may not occur frequently, they are prevalent worldwide and have affected numerous countries. The Middle East, in particular, has long been afflicted by internal unrest, persistent conflicts, and intra- and intergovernmental tensions—all of which adversely influence national economies. Political economy literature underscores a complex interplay between political forces and economic direction, suggesting that political instability can disrupt economic continuity and hinder economic growth—a central indicator of national economic performance. Accordingly, the primary objective of this study is to model the effects of political instability and conflict on economic growth in a sample of developing and developed countries, namely Iran, Iraq, Saudi Arabia, Russia, the United States, India, China, and Canada.

Methodology:

This study adopts a descriptive-analytical approach with practical applications, relying on secondary data collected through documentary research. The analytical method employed is the Bayesian Markov Switching Panel Regression, which effectively captures symmetric and asymmetric effects across different economic regimes.

The selected countries—spanning both developed and developing contexts—include Iran, Iraq, and Saudi Arabia, which have historically faced political tension and oil revenue fluctuations, as well as Russia, Canada, the United States, India, and China. The inclusion of India and China reflects their status as major global energy consumers. These countries were selected based on their exposure to international tensions and their substantial influence on the global energy landscape.

The study period covers 1990 to 2020. The Markov switching panel framework enables the model to differentiate the impact of explanatory variables across distinct economic regimes. For instance, political stability may influence economic growth differently during recessionary periods compared to times of economic expansion. The variables of this research include conflict intensity, political instability, oil income, population growth, foreign direct investment, life expectancy, government expenditure, budget deficits, trade openness, and the governance quality index.

Results and Discussion:

The analysis reveals that conflict and economic instability exert statistically significant effects on economic growth across both recession and boom regimes.

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.25, No.3, 2025, pp: 103-132

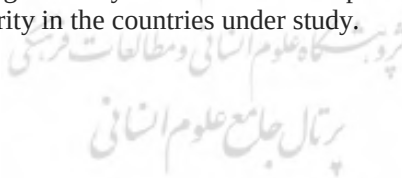
In the recession regime, the coefficients for conflict and instability are 0.17% and 0.12%, respectively, while in the boom regime, they are slightly lower at 0.16% and 0.11%. Although both variables remain significant in both regimes, their influence is more pronounced during recessions, implying that political instability and conflict are more detrimental to growth when the economy is already underperforming.

These findings are consistent with prior research by Ashenfelter and Troeger (2006), Gaybulov and Sandler (2019), and Bart et al. (2021). Additionally, variables such as oil income, population growth, foreign direct investment, life expectancy, government expenditure, trade openness, and governance quality all exhibit positive and statistically significant effects on economic growth in both regimes.

The dominant economic regime identified in the study is the boom regime. Notably, with the exception of Iraq, Iran, and Saudi Arabia, the other countries analyzed have been experiencing economic growth in recent years. This observation underscores the correlation between political stability and sustained economic performance.

Conclusion:

The findings emphasize the critical role of political stability in fostering a robust and resilient economic environment. A stable political climate is not only essential for social cohesion but also serves as a prerequisite for sustainable economic growth and development. Policymakers are thus encouraged to invest in institutional reforms, infrastructure development, and inclusive governance frameworks that enhance citizens' participation in decision-making processes. These measures can significantly contribute to both political stability and long-term economic prosperity in the countries under study.



تأثیر درگیری و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب: رویکرد مدل‌های پانل بیزین مارکوف سوچینگ

محمود شریف‌پور^۱ , لطفعلی عاقلی^۲، مارال اسکندری^۳

۱. فارغ‌التحصیل دکتری اقتصاد، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
mahmoudsharifpour@modares..ac.ir

۲. دانشیار، پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
aghelik@modares.ac.ir

۳. استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
maral.eskandari@srbiau.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
مطابق با اقتصاد سیاسی، رابطه تنگاتنگ و در عین حال پیچیده‌ای مابین سیاست و هدایت گروه‌های اقتصادی وجود دارد. از این حیث بی‌ثباتی سیاسی، می‌تواند منجر به بی‌ثباتی اقتصادی شود و حرکت طبیعی اقتصاد را دچار اختلال کند و رشد اقتصادی کشور که مهم‌ترین شاخص عملکرد اقتصادی می‌باشد را کند نماید. بر این اساس، هدف اصلی تحقیق حاضر، مدل‌سازی تأثیر درگیری و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته (ایران، عراق، عربستان سعودی، روسیه، آمریکا، هند، چین و کانادا)، با استفاده از رویکرد پانل مارکوف سوچینگ طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ می‌باشد. بر اساس نتایج، شاخص درگیری و بی‌ثباتی اقتصادی در رژیم رکود، به ترتیب، ۰.۱۷۱۹- و ۰.۱۲۱۲- درصد و در رژیم رونق، به ترتیب، ۰.۱۵۸۱- و ۰.۱۱۱۵- درصد بر رشد اقتصادی اثر دارند؛ لازم به ذکر است متغیرهای مذکور در هر دو رژیم تأثیر معناداری داشته، اما این متغیرها در شرایط رونق نسبت به رکود، اثر ضعیف‌تری بر رشد اقتصادی دارند. متغیرهای درآمد نفتی، رشد جمعیت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، امید به زندگی، مصرف دولتی، تجارت و شاخص کیفیت حکمرانی، اثرات مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم دارند. رژیم غالب در تحقیق حاضر، رژیم رونق اقتصادی بوده است.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۵ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۲۰ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۰۴
	کلمات کلیدی: بی‌ثباتی سیاسی درگیری رشد اقتصادی پانل بیزین مارکوف سوچینگ
	طبقه‌بندی JEL: C23, O40, D74
	نویسنده مسئول: mahmoudsharifpour@modares..ac.ir

۱. مقدمه

ویژگی منحصر به فرد دولت‌های رانتی به‌طور کلی، مستقل بودن آن‌ها از جامعه، عدم مالیات‌ستانی و تفکیک منابع است. این دولت‌ها از حیث سیاسی، همواره اقتدارگرا و غیرپاسخگو هستند و سعی دارند بر جامعه مسلط شوند؛ و از حیث اقتصادی نیز عموماً تک‌محصولی بوده و وابسته بودن و دولتی بودن اقتصاد، ویژگی مشترک آن‌ها محسوب می‌شود (مسعود نیا و همکاران، ۱۴۰۲). موضوع مهم در عصر حاضر، تأثیر شرایط اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جوامع بر نرخ رشد اقتصادی آن‌ها است و نمی‌توان رشد اقتصادی را فارغ از شرایط اجتماعی، سیاسی و فرهنگی مورد بحث قرارداد.

به‌خصوص در چند دهه اخیر شواهد تجربی بیشتری به تأیید و اثبات موضوع مذکور پرداخته‌اند (لی و یانگ^۱، ۲۰۲۳). شرایط سیاسی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی، سال‌هاست که مورد توجه پژوهشگران حوزه اقتصاد سیاسی قرار گرفته است (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۸).

از موضوعات پرتعداد اقتصاد سیاسی رشد و عوامل بنیادی آن، می‌توان به مواردی همچون، نابرابری و عدالت، استبداد و مردم‌سالاری، اجزای حکمرانی خوب (ازجمله ثبات سیاسی و عدم خشونت، کنترل فساد، حاکمیت قانون، حق اظهارنظر و پاسخگویی، کارآیی و اثربخشی دولت و کیفیت مقررات)، دموکراسی و همچنین اثر آن‌ها بر شرایط اقتصادی (رشد اقتصادی)، اشاره کرد (ابونوری و خانعلی پور، ۱۳۸۹).

نظریات اقتصادی در مورد رابطه بین جنگ و رشد اقتصادی، مبهم است (شن جن و همکاران، ۲۰۲۲)؛ که از یک‌سو، جنگ سرمایه را از بین می‌برد و نیروی انسانی را به خدمت می‌گیرد. از سوی دیگر، نیروی کار را بسیج می‌کند، تلاش و کوشش را افزایش می‌دهد و بهره‌وری را بالا می‌برد (پلاچک و سواستیانوآ^۲، ۲۰۱۲). منازعات و درگیری‌های داخلی بر اقتصاد، تأثیر منفی می‌گذارد (کولیس^۳ و همکاران، ۲۰۲۲).

شواهد فراوان نشان می‌دهد که بی‌ثباتی سیاسی، نزاع و ناآرامی اجتماعی، بی‌نظمی و درگیری داخلی، تروریسم، جنگ‌های داخلی و بین‌دولتی، تأثیر منفی بر اقتصاد دارند (بوزولی و همکاران^۴، ۲۰۱۰؛ اقبال و همکاران^۵، ۲۰۲۱؛ اسمیت^۶، ۲۰۱۴). درگیری و بی‌ثباتی سیاسی، پتانسیل تأثیرگذاری بر بازارهای سرمایه را دارند که مستقیماً بر صرف ریسک بازار^۷ مؤثر هستند، نوسانات قیمتی را در

1. Lee and Yang (2023).

2. Polachek & Sevastianova (2012).

3. Kollias (2022).

4. Bozzoli et al. (2010).

5. Iqbal et al. (2021).

6. Smith (2014).

7. Market Risk Premium

بازار را به شدت افزایش می‌دهند و بنابراین، تأثیر نامطلوبی بر ارزیابی دارایی‌ها، تخصیص پورتفولیو و تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌گذارند (پولاچک و سواستیانووا، ۲۰۱۲؛ برون و همکاران، ۲۰۱۵؛ عجم اوغلو و همکاران، ۲۰۱۸؛ گیدولین و لا فرارا، ۲۰۱۰).

در واقع، در صورت وجود عدم اطمینان و بی‌ثباتی سیاسی اجتماعی ناشی از درگیری‌های داخلی و ناآرامی‌های اجتماعی، سرمایه‌گذاران ممکن است در انتظارات و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری خود تجدید نظر کنند. با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری در سطح جهانی به عنوان موتور رشد در نظر گرفته می‌شود، رویدادهایی که از طریق کاهش اعتماد و افزایش عدم اطمینان باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌شوند، آشکارا مانع رشد اقتصادی یا تأخیر در آن می‌شوند (کولیس و همکاران، ۲۰۲۲). وسعت و طول مدت پیامدهای اقتصادی، هم بر اساس نوع رویداد و هم، با توجه به ویژگی‌های نهادی و سایر ویژگی‌های سیاسی کشور تعیین می‌شود، به‌طوری‌که کشورهای ضعیف‌تر از نظر نهادی، تمایل به تجربه تأثیر منفی اقتصادی نسبتاً بزرگ‌تری دارند (هادزی واسکوف، ۲۰۲۱). همچنین، میزان و مدت تأثیر منفی اقتصادی به شدت رویدادها، مدت زمان آن‌ها و همچنین چهارچوب نهادی و اثربخشی پاسخ‌های مقامات سیاسی آن‌ها بستگی دارد (اشنایدر و تروگر، ۲۰۰۶؛ گایبولوف و سندلر، ۲۰۱۹؛ بارت و همکاران، ۲۰۲۱).

پیوند بین درگیری و نزاع با اقتصاد، می‌تواند دو طرفه باشد. کاهش عملکرد اقتصادی به‌ویژه رکودهای شدید اقتصادی که باعث کاهش شدید درآمد، افزایش نابرابری‌های اقتصادی و اجتماعی و منجر به مشکلات اقتصادی گسترده می‌شود، می‌تواند به‌عنوان عواملی که باعث ناآرامی‌های اجتماعی و دامن زدن به نزاع‌های داخلی شود، عمل کند (پاسونن، ۲۰۲۰؛ پونتچلی و وث، ۲۰۲۰؛ واینبرگ و باکر، ۲۰۱۵، ۱۱؛ ویزل، ۲۰۱۵، ۱۲). در دوره‌هایی با تمایل زیاد فروپاشی دولت، رشد اقتصادی در مقایسه با دوره‌هایی که چنین بی‌ثباتی و عدم اطمینان در مورد ثبات دولت وجود ندارد، به‌طور قابل توجهی پایین‌تر است (کولیس و همکاران، ۲۰۲۲).

1. Polachek & Sevastianova (2012).
2. Brune et al. (2015).
3. Acemoglu et al. (2018).
4. Guidolin & La Ferrara (2010).
5. Hadzi-Vaskov et al. (2021).
6. Schneider & Troeger (2006).
7. Gaibullov & Sandler (2019).
8. Barrett et al. (2021).
9. Paasonen (2020).
10. Ponticelli & Voth (2020).
11. Weinberg & Bakker (2015).
12. Weezel (2015).

رویدادهای خشونت آمیز در همه جا وجود داشته و بسیاری از کشورها تحت تأثیر آن قرار دارند. کشورهای خاورمیانه جزو مناطقی هستند که همواره از ناآرامی‌های داخلی، نزاع‌ها و درگیری‌های درون و بین دولتی با تأثیر همزمان بر اقتصاد ملی‌شان رنج می‌برند (ابومراد و الشیاب، ۱، ۲۰۱۹؛ ورث، ۲، ۲۰۱۶؛ کوستالی و همکاران، ۳، ۲۰۱۷؛ سويدن، ۴، ۲۰۱۶).

به نظر می‌رسد سازوکار اثرگذاری شاخص‌های ثبات سیاسی به سطح و وضعیت رشد اقتصادی وابسته باشد، و رگرسیون پانل بیزین مارکوف سویچینگ^۵ قادر است اثرات متقارن و نامتقارن را در رژیم‌های اقتصادی مختلف به خوبی مشخص کند. برای مثال، ممکن است اثر متغیرهای توضیحی و ثبات سیاسی در یک رژیم اقتصادی، متفاوت از یک رژیم دیگر باشد؛ بنابراین، نتایج این مطالعه می‌تواند به سیاست‌گذاران دولتی در زمینه رسیدن به رشد اقتصادی مطلوب کمک قابل توجهی کند. در پژوهش حاضر، تأثیر درگیری و بی‌ثباتی سیاسی بر نرخ رشد اقتصادی در کشورهای منتخب متکی بر رانت نفتی، در دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ با روش داده‌های پانلی بیزین مارکوف سویچینگ مورد آزمون تجربی قرار می‌گیرد. در این تحقیق، از خاورمیانه، کشورهای ایران، عراق و عربستان سعودی که به درآمدهای نفتی وابسته‌اند، انتخاب شدند و از کشورهای مؤثر در تنش‌های جهانی، روسیه، کانادا، ایالات متحده، هند و چین که نقش مهمی در تولید و مصرف انرژی جهانی دارند، به عنوان نمونه انتخاب شدند. علت انتخاب این کشورها، بالا بودن سطح درگیری و بی‌ثباتی سیاسی در آن‌ها است.

این پژوهش، در پنج بخش سازمان‌دهی شده است. بخش دوم، به مرور ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و پیشینه پژوهش، اختصاص دارد؛ در بخش سوم، روش پژوهش معرفی می‌شود؛ در بخش چهارم، نتایج برآورد الگو، و بخش پایانی، پیشنهادها ارائه می‌گردد.

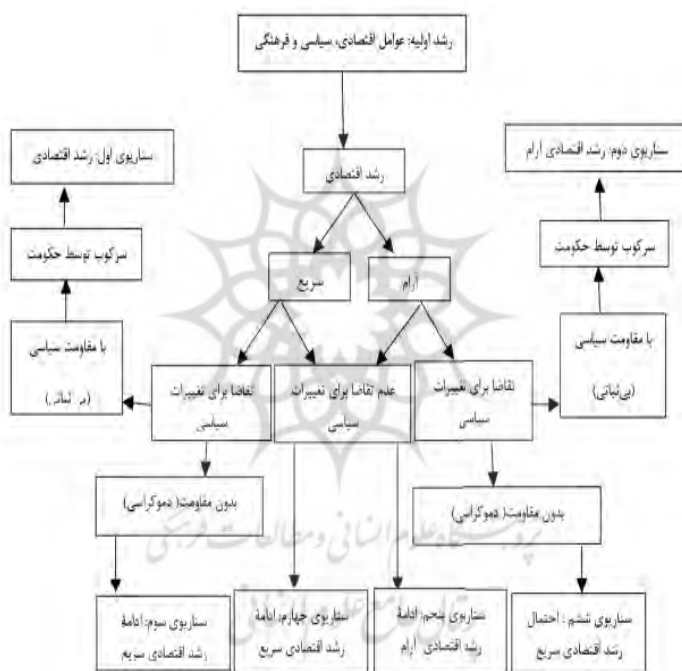
۲. مبانی نظری

مدل‌های رشد نئوکلاسیک، مانند سولو^۶ (۱۹۵۶)، نیروهایی چون سرمایه‌گذاری خصوصی، رشد جمعیت، پیشرفت برونزای فناوری و سطح اولیه درآمد سرانه را از متغیرهای مؤثر بر رشد برشمرده است. در نگاهی متفاوت، ادبیات رشد درونزا با بهره‌گیری از تصریح‌های تجربی و مدل‌های کلان اقتصادی تک معادله‌ای برای داده‌های مقطعی از کشورهای مختلف (و یا مناطق مختلف)، فرضیه‌های جدیدی را مطرح کرده است. در این مدل‌ها، عواملی چون نیروهای سیاسی، عوامل سیاسی-اقتصادی، انباشت دانش یا شاخص‌های نهادی بر رشد اقتصادی مؤثر بوده است.

1. Abu Murad & Alshyab (2019).
2. Worth (2016).
3. Costalli et al. (2017).
4. Sweidan (2016)
5. Panel Bayesian Markov Switching
6. Solow (1956).

درگیری و ناآرامی اجتماعی به عنوان وقوع رویدادهایی تعریف می‌شوند که به عنوان اعتراضات، شورش‌ها و سایر اشکال بی‌نظمی و درگیری مدنی تعریف می‌شوند (بارت و همکاران، ۲۰۲۰). تأثیر چنین آشفتگی اجتماعی و اعتراضات مدنی توده‌ای، به ندرت به حوزه سیاسی محدود می‌شود. این آشفتگی‌ها از طریق کانال‌های مختلف از جمله بازارهای سرمایه و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و با ایجاد عدم قطعیت، به اقتصاد سرایت می‌کنند (ابومراد و الشیاب، ۲۰۱۹؛ آيسن و ویگا، ۲۰۱۳؛ دورست، ۲۰۱۳).

این فرایند در نمودار (۱)، به تصویر کشیده شده است و براساس آن، سناریوهای مختلفی تعریف می‌شود.



نمودار ۱: رابطه بین بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی

Figure 1: The relationship between political instability and economic growth

منبع: گوپتا و همکاران، ۱۹۹۸

از دیدگاه نظری، دو مکتب فکری متفاوت در خصوص ارتباط بین دموکراسی و رشد اقتصادی وجود دارد:

مکتب اول، دیدگاه ناسازگاری است. طرفداران این مکتب معتقدند که سیاست‌های حکومت‌های دموکراتیک نسبت به حکومت‌های غیر دموکراتیک، بیشتر طرفدار فقرا هستند؛ بنابراین توزیع درآمد،

عادلان‌تر است. اثر بازتوزیعی دموکراسی، منجر به اختصاص درآمد ملی به مصرف خصوصی می‌شود که نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد؛ همچنین گروه‌های دموکراتیک در معرض خواسته‌های گروه‌های ذی‌نفع هستند و ناکارآمدی آن‌ها، باعث کاهش درآمد ملی می‌شود (پرزورسکی و لیمونگی، ۱۹۹۳).

مکتب دوم، مکتب سازگاری است. طرفداران این مکتب معتقدند که حاکمان خودکامه، علاقه‌ای به افزودن تولید کل ندارند و در حالی که انحصار سیاسی را به انحصار اقتصادی تبدیل کرده، موجب ناکارایی اقتصادی می‌شوند (پرزورسکی و لیمونگی، ۱۹۹۳). در صورتی که دموکراسی به دنبال افزایش امنیت حقوق مالکیت بوده و با سیستم کنترل و توازن خود، رانت جویی را محدود می‌کند؛ همچنین، نظام دموکراسی با ارائه مکانیسم شفاف و اجرای هرچه بهتر قوانین، ثبات سیاسی را فراهم می‌آورد و عملکرد بهتری نسبت به نظام دیکتاتوری دارد، به‌طوری که نرخ رشد اقتصادی بالاتری دارد (سیگال ۲ و همکاران، ۲۰۰۴).

Error! Reference source not found. که توسط گوپتا، ماداوان و بلی^۳ (۱۹۹۸)، طراحی شده است، می‌تواند تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر نرخ رشد اقتصادی را از طریق تقاضا برای تغییرات سیاسی توضیح دهد. این تقاضا از دو جنبه قابل بررسی است: از منظر نخست، نیاز به تغییرات از ساختار داخلی حاکمیت سیاسی آغاز می‌شود که می‌تواند ناشی از عوامل متعدد همچون ایجاد اختلاف و کشمکش میان سیاستگذاران باشد؛ از منظر دوم، احساس نیاز به اعمال تغییرات از خارج سیستم به ساختار سیاسی تحمیل می‌شود. به عبارتی، حکومت می‌تواند از طریق مشروعیت سیاسی یا تهدید و سرکوب، به ثبات سیاسی دست یابد. سرایت این تشنج و ناآرامی به فضای اجتماعی، تمرکز لازم را برای مدیریت اقتصادی از بین می‌برد و چه‌بسا نوع کنش و تقابل اعتراضی فضای اجتماعی - همچون اعتصابات کارگری را - با بحران‌ها و چالش‌های جدی مواجه سازد؛ بنابراین، بی‌ثباتی سیاسی فارغ از نوع و شدت، باعث هدر رفتن انرژی و پتانسیل‌های به کار گرفته شده در مسیر رشد اقتصاد می‌شود و روند طبیعی نظام اقتصادی را در اثر سوء مدیریت که ناشی از منازعات درون حزبی و برون‌حزبی باشد، منحرف، و سرعت رشد اقتصادی را کند می‌سازد (اصغری‌پور و همکاران، ۱۳۹۲). بی‌ثباتی سیاسی، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود و تأثیر مخربی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان نظیر سرمایه‌گذاری، بیکاری و تورم دارد (جعفری صمیمی و خیره، ۱۳۹۲).

۳. پیشینه پژوهش

با عنایت به اینکه اقتصاد ایران در سه دهه اخیر، کاهش رشد اقتصادی را تجربه کرده است، بخش قابل‌توجهی از مطالعات تجربی در علوم اقتصادی مربوط به تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی در ایران

1. Prezsworski & Limongi (1993).

2. Siegal (2004).

3. Gupta, Madhavan & Blee (1998).

هستند. با این وجود، وجه تمایز مطالعه حاضر با پژوهش‌های خارجی و داخلی مرتبط با نرخ رشد اقتصادی، در آزمون تجربی تأثیر درگیری و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته است. به برخی از مهم‌ترین تحقیقاتی که پیرامون تأثیر فضای سیاسی بر عملکرد اقتصادی انجام شده است، در ذیل اشاره می‌شود.

حشمتی و کیم (۲۰۱۷)، رابطه میان دموکراسی و نرخ رشد اقتصادی را برای ۱۴۴ کشور طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۸۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بررسی کردند. نتایج حاصله نشان داد که دموکراسی، تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ رشد اقتصادی دارد.

عاقلی (۲۰۱۸)، عوامل ثبات سیاسی، در منطقه منا را طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۴ بررسی کرده است. در این پژوهش، از روش داده‌های تابلویی استفاده شده و نتایج، حاکی از آن است که ثبات سیاسی ناشی از رانت منابع طبیعی، وضعیت اقتصادی-اجتماعی و کیفیت نهادی است. تخصیص مناسب این رانت به سرمایه‌گذاری‌های تولیدی و تلاش‌های تقویت رفاه و حاکمیت قانون، منجر به ثبات سیاسی در منطقه می‌شود.

نصرت و همکاران (۲۰۱۸)، به بررسی اثر نهادها بر رشد اقتصادی در بازه زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ پرداختند. برای این منظور، کشورها از لحاظ سطح درآمد به سه گروه تقسیم‌بندی شده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد درگیری مسلحانه در کشورهای با درآمد بالا و متوسط، بر رشد اقتصادی اثر نداشته، اما در کشورهایی با درآمد پایین، اثر منفی آن بر رشد اقتصادی تأیید می‌شود.

بر اساس مطالعه وینینگا و ایهله (۲۰۱۸)، بی‌ثباتی‌های سیاسی، نه تنها باعث عدم اطمینان و تأثیر منفی بر عوامل اقتصادی مانند مصرف‌کنندگان و تجار می‌شود، بلکه به ناکارآمدی مؤسسات دامن می‌زند و این امر به نوبه خود، مانع از فعالیت تجاری و اقتصادی می‌شود.

ماتا و همکاران (۲۰۲۱)، استدلال می‌کنند که اعتراض‌های توده‌ای و ناآرامی‌های اجتماعی، می‌تواند توسط عوامل اقتصادی به عنوان نشانه‌ای از امکان تغییر رژیم سیاسی و اقتصادی عمده یا در واقع، اساسی تفسیر شود و این احتمال، تأثیر منفی بر اقتصاد و فعالیت اقتصادی را تشدید می‌کند.

کولیساس و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و ناآرامی اجتماعی در مورد ۲۹ کشور خاورمیانه و آسیای مرکزی طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۰ پرداختند؛ که از رویکرد علیت پانلی برای ارتباط مابین متغیرها بهره گرفته شد. نتایج آزمون‌های علیت، نشان‌دهنده یک رابطه دوسویه قوی بین ناآرامی‌ها و درگیری و رشد اقتصادی است. یافته‌ها از این ادعا حمایت می‌کنند که درگیری‌های داخلی بر عملکرد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد و رکود اقتصادی، می‌تواند باعث نارضایتی و ناآرامی شود.

لوبو^۱ و همکاران (۲۰۲۳)، به بررسی اثرات ناآرامی سیاسی و هزینه‌های زیرساختی دولت بر رشد اقتصادی در جمهوری دموکراتیک کنگو بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۰ پرداختند. با استفاده از تکنیک حداقل مربعات معمولی (OLS)، حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده FMOLS^۲، و مدل تصحیح خطای برداری^۳ (VECM)، یک رابطه مثبت بین هزینه‌های زیرساختی و رشد اقتصادی بلندمدت حاصل شد؛ همچنین نتایج، بیانگر این واقعیت بود که ناآرامی‌های سیاسی بر هزینه‌های زیرساختی تأثیر دارد؛ که به طور مستقیم و غیرمستقیم بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد.

شاه‌آبادی و بهاری (۱۳۹۳)، اثر ثبات سیاسی را بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۶ بررسی کردند. در این مطالعه، از روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شده که نتایج مطالعه، حاکی از اثر مثبت و معنادار شاخص ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه بود.

عرب مازار و همکاران (۱۳۹۷)، به بررسی اقتصاد سیاسی رشد و تأثیر برخی از عوامل بنیادی بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۲ پرداختند. آنان با به کار بستن روش ARDL در قالب ۸ مدل، نشان دادند که متغیرهای بنیادی سیاسی و اجتماعی، در کنار متغیرهای پایه‌ای و بلافاصله بر رشد اقتصادی ایران، تأثیر چشمگیری دارند. متغیرهای مردم سالاری، کیفیت قانون، آزادی اقتصادی، درجه باز بودن اقتصاد، توسعه انسانی و شاخص کل حکمرانی در جهت مستقیم بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر می‌گذارند.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۸)، به بررسی اثرگذاری شاخص ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۴ پرداختند. برای این منظور، از روش رگرسیون کوانتایل استفاده شده است. آن‌ها برای محاسبه شاخص ثبات سیاسی از پنج مؤلفه درگیری داخلی، درگیری خارجی، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی و تنش‌های نژادی مستخرج از پایگاه داده‌های ریسک بین‌المللی کشورها (ICRG^۴)، استفاده کردند و با توجه به همبستگی بین پنج مؤلفه فوق، از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی در ساخت شاخص ترکیبی ثبات سیاسی استفاده نمودند. نتایج تحقیق نشان داد که شاخص ترکیبی ثبات سیاسی و افزایش دموکراسی در کلیه چندک‌ها اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد؛ بنابراین، برقراری ثبات سیاسی و بهبود سطح دموکراسی، عامل مهمی در رسیدن به رشد اقتصادی پایدار در ایران است.

کشاوری و رضایی (۱۴۰۰)، به بررسی ابعاد و عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی در اقتصاد ایران پرداختند. برای این منظور، علاوه بر تحلیل شاخص‌های بی‌ثباتی (اقتصادی، مالی و سیاسی)، از آزمون علیت گرنجر و مدل خود رگرسیون برداری استفاده شده است. تحلیل شاخص‌های بی‌ثباتی، نشان می‌دهد

1. Lubu (2023).

2. Fully Modified Least Squares

3. Vector Error Correction Model

4. Indicators of Risk Guidance International Countries

بعد از جنگ هر سه شاخص ریسک اقتصادی، مالی و اقتصادی کاهش یافته، اما طی سه دهه اخیر، ریسک سیاسی در کشور افزایش داشته، و ریسک اقتصادی نوسان زیادی تجربه کرده، ولی بدون تغییر بوده و ریسک مالی کاهش یافته است. نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد، بی‌ثباتی سیاسی علیت گرنجری، بی‌ثباتی اقتصادی و مالی است؛ همچنین بررسی توابع عکس‌العمل آنی، حاکی از آن است که با افزایش بی‌ثباتی سیاسی، بی‌ثباتی اقتصادی و مالی افزایش می‌یابد.

گل‌خندان و همکاران (۱۴۰۲)، تأثیر چهار شاخص بی‌ثباتی سیاسی شامل «ریسک سیاسی ICRG»، «درگیری مسلحانه»، «ثبات سیاسی و نبود خشونت» و «تعداد حملات تروریستی»، را بر رشد اقتصادی در بین کشورهای منطقه بین‌النهرین طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۱ مطالعه کردند. برآورد مدل با استفاده از روش تجزیه و تحلیل داده‌های پانل و برآوردگر اثرات ثابت (FE)، انجام شده است. نتایج، نشان می‌دهد، مطابق انتظار تئوریک، بی‌ثباتی سیاسی، تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه بین‌النهرین داشته است که بر ضرورت ایجاد یک فضای سیاسی باثبات در این کشورها برای دستیابی به رشد اقتصادی مستمر و پایدار تأکید می‌کند.

شیرعلی زاده و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی اثر ثبات سیاسی و کنترل فساد بر رشد اقتصادی در کشورهای اسلامی پرداختند. آن‌ها با کمک روش گشتاور تعمیم یافته پویا در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ برای ۳۰ کشور اسلامی، نشان دادند که اثرات ثبات سیاسی و عدم خشونت، معنی‌دار و اثر کنترل فساد بر رشد اقتصادی، غیرمعنی‌دار است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از نظر ماهیت، توصیفی-تحلیلی و به لحاظ هدف، کاربردی است. جمع‌آوری داده‌ها به‌صورت اسنادی بوده، و از روش پانل مارکوف سویچینگ بهره گرفته شده است. ۸ کشور منتخب در حال توسعه و توسعه یافته شامل ایران، عراق، عربستان سعودی، روسیه، آمریکا، هند، چین، کانادا به عنوان نمونه استفاده شده، و بازه زمانی تحقیق، ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ است. کشورهای ایران، عراق و عربستان سعودی که با تنش‌های متعددی روبرو بوده‌اند و همزمان از مشکل درآمدهای نفتی نیز رنج می‌برند، به عنوان نمونه کشورهای خاورمیانه و کشورهای روسیه، کانادا و ایالات متحده، هند و چین (هند و چین جزو بزرگ‌ترین مصرف‌کننده‌های انرژی جهان هستند)، که همواره بر تنش‌های جهانی تأثیرگذار و یا تأثیرپذیر بوده‌اند و نقش مهمی در تولید و مصرف انرژی جهانی دارند، به عنوان نمونه انتخاب شدند.

جهت برآورد مدل، از نرم افزارهای Eviews12 و R بهره گرفته شده است. داده‌های مورد نیاز سالیانه بوده و از چهار منبع اطلاعاتی زیر جمع‌آوری شده است:

(۱) جداول پن جهانی؛ (۲) بانک جهانی؛ (۳) داده‌های بررسی سرمایه‌گذاری ریسک بین‌المللی؛ (۴) داده‌های پولیتی IV^۳ با توجه به مطالعات تجربی و به‌ویژه بر اساس مطالعه پلاچک و سواستیانوآ (۲۰۱۲)، با تغییراتی در رابطه محاسباتی آن‌ها، در نهایت، مدل زیر تصریح شده است:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{conflict}_{it} + \alpha_2 \text{political instability}_{it} + \alpha_3 \text{oil}_{it} + \alpha_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

در مدل (۱):

Y: لگاریتم تولید ناخالص داخلی

Conflict: درگیری در کشور نام برای سال tام. این متغیر مجموع دو متغیر درگیری داخلی و خارجی است. درگیری داخلی به ارزیابی خشونت سیاسی در کشور و تأثیر بالقوه آن بر حکمرانی توجه می‌کند. این شاخص از سه مؤلفه فرعی با حداکثر ۴ امتیاز تشکیل شده است که عبارتند از: جنگ داخلی، تهدید به کودتا، خشونت سیاسی، تروریسم و اغتشاشات شهری. بیشترین امتیاز ۱۲ است و مربوط به کشورهایی است که هیچ‌گونه مقابله مسلحانه با حکومت در آن وجود ندارد و بالعکس، کمترین مقدار به کشورهایی تعلق می‌گیرد که درگیر جنگ داخلی مداوم باشند. مؤلفه درگیری خارجی، ارزیابی دو نوع ریسک برای حکومت شامل فشار خارجی بدون خشونت (فشارهای دیپلماسی، و محدودیت‌های تجاری) و فشار خارجی همراه با خشونت (درگیری مرزی و جنگ کامل)، را در بر می‌گیرد؛ کشورهایی که امتیاز بالای میانگین داشته باشند، عدد صفر و در غیر این صورت، عدد یک می‌گیرند. این متغیر هر قدر به صفر نزدیک‌تر باشد، سطح درگیری و تنش پایین‌تر است.

Political instability: بی‌ثباتی سیاسی در کشور نام برای سال tام. مؤلفه‌های ریسک سیاسی عبارتند از: ثبات دولت، شرایط اقتصادی اجتماعی، افق سرمایه‌گذاری، تنش داخلی، تنش خارجی، فساد، دخالت نظامی در امور سیاسی، تنش‌های مذهبی و قومی، نظم و قانون، پاسخگویی دموکراتیک و کیفیت بوروکراسی. قابل ذکر است که توالی و امتیاز هر مؤلفه متفاوت است. به‌طور کلی، ریسک سیاسی از ۰ تا ۴۹/۹، نشان دهنده ریسک بسیار بالا؛ ۵۰ تا ۵۹/۹، ریسک خیلی بالا؛ ۶۰ تا ۶۹/۹، ریسک متوسط؛ ۷۰ تا ۷۹/۹، کم ریسک و از ۸۰ یا بیشتر، بسیار کم ریسک است.

Oil: درآمدهای نفتی در کشور نام برای سال tام. این شاخص به صورت سهم از GDP (درصد) لحاظ شده است. شدت اثرگذاری این متغیر بر رشد اقتصادی، بستگی به صادرات یا واردات محور بودن در حوزه انرژی توسط کشور مورد بررسی و کیفیت شاخص‌های نهادی و زیرساخت‌های تولیدی و کشش توابع عرضه و تقاضای ارز (شرط مارشال-لرنر)، در آن کشور دارد. متغیرهای کنترل در این مطالعه عبارتند از:

1. <https://www.pen-international.org/>
 2. <https://databank.worldbank.org/>
 3. www.cidcm.com

(۲) $X = (\text{Trade, Central Government Budget Balance, Institutional Quality Index, Rate of Population Growth, Life Expectancy, Investment, Government Consumption})$

Trade = تجارت در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق، با نماد (TR)، نمایش داده می‌شود. این شاخص درصدی از GDP لحاظ شده است. بر اساس نظریاتی همچون توسعه صادرات و جایگزینی واردات، تجارت خارجی تأثیر عموماً مثبتی بر رشد اقتصادی دارد.

Central Government Budget Balance: کسری بودجه دولت در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق، با نماد (CGBB)، نمایش داده می‌شود. در ادبیات اقتصادی، سه دیدگاه نظری عمده "نئوکلاسیک، کینزی و ریکاردویی" در این ارتباط وجود دارد. این سه دیدگاه نظری از بعد فروض و نتایج با یکدیگر اختلاف نظرهایی دارند. در دیدگاه نئوکلاسیک، وجود کسری‌های بودجه، عاملی مضر برای اقتصاد شمرده می‌شود و به سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی آسیب می‌رساند. در مقابل در دیدگاه کینزی، نه تنها کسری بودجه ضرورتاً صدمه‌ای بر عملکرد اقتصاد وارد نمی‌سازد، بلکه در شرایطی حتی به سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی کمک می‌کند. دیدگاه سوم که از آن به عنوان "نظریه برابری ریکاردویی" یاد می‌شود، وجود هرگونه تأثیر از سوی کسری‌های بودجه دولت بر متغیرهای حقیقی را نفی می‌کند.

Institutional Quality Index: شاخص کیفیت نهادی در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق با نماد (IQI)، نمایش داده می‌شود. برخلاف تفاوت‌های جزئی در فرایند اثرگذاری نهادها بر رشد اقتصادی هر دو گروه نهادگرایان قدیم و جدید، تأثیر نهادها را بر رشد اقتصادی مثبت ارزیابی نمودند.

Rate of Population Growth: نرخ رشد جمعیت در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق با نماد (RPG)، نمایش داده می‌شود. رشد جمعیت، اثر مبهمی بر رشد اقتصادی دارد و میزان اثرگذاری آن به ترکیب جمعیتی، سود جمعیتی اول و دوم و هرم سنی، گذار جمعیتی و سطح توسعه یافتگی کشورها بستگی دارد.

Life Expectancy: امید به زندگی در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق با نماد (LE)، نمایش داده می‌شود. امید به زندگی، به علت تأثیری که بر رشد جمعیت دارد همانند متغیر رشد جمعیت، تأثیر مبهمی بر رشد اقتصادی داشته و به عوامل متعددی بستگی دارد؛ اما بر اساس ادبیات نظری با فرض ثبات سایر شرایط، عموماً رابطه مثبتی بین این دو متغیر وجود دارد. امید به زندگی به نمایندگی شاخص سلامت و سرمایه انسانی (نیروی انسانی) در مدل لحاظ شده است.

Investment: سرمایه‌گذاری در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق با نماد (Invest)، نمایش داده می‌شود. در این شاخص، درصدی از GDP لحاظ شده است. بر اساس تابع تقاضای کینزی و تابع تولید کلاسیکی، همواره سرمایه‌گذاری از مهم‌ترین عوامل تولید و رشد اقتصادی بوده و بر رشد اقتصادی تأثیر مثبتی دارد.

Government Consumption: مصرف دولتی در کشور t ام؛ که در این تحقیق با نماد (GOVC)، نمایش داده می‌شود. در این شاخص، درصدی از GDP لحاظ شده است. به‌طور کلی، مخارج عمومی دولت هم می‌تواند از طریق افزایش بهره‌وری، موجب رشد اقتصادی شود و هم تأمین مالی هزینه‌های عمومی دولت، به‌دلیل جایگزینی با سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی و افزایش سطح بدهی خارجی، می‌تواند به عنوان یکی از موانع رشد و توسعه اقتصادی محسوب شود. لازم به ذکر است که ترکیب مخارج دولت بر رشد اقتصادی نیز مؤثر است. به عنوان مثال، مخارج دولت در حوزه بهداشت و سلامت، با مخارج دولت در حوزه مباحث نظامی، تأثیر متفاوتی می‌تواند بر رشد اقتصادی داشته باشد.

ε_{it} : جمله اخلاص در کشور t ام در سال t ام.

مدل (۱)، به روش داده‌های تابلویی بیزین مارکوف سوچینگ برآورده شده است و اندیس i نشان‌دهنده کشور و اندیس t نشان‌دهنده زمان است. روش پانل مارکوف-سوچینگ رویکردی جهت بررسی واحدهای آماری در سال‌های مختلف در وضعیت‌های اقتصادی مختلف است (بیلیو و همکاران، ۲۰۱۴؛ ۲۰۱۶a و ۲۰۱۶b).

مدل MS-VAR برای اولین بار توسط همپلتون (۱۹۸۹)، ارائه گردید. این رویکرد، یکی از کاربردی‌ترین مدل‌های غیرخطی در مباحث سری زمانی است. این رویکرد بر اساس تعداد متغیرها، اقدام به ارائه مدل می‌نماید و به عبارتی، چند معادله‌ای است. این رویکرد، شکست ساختاری در سری‌های زمانی را در برآورد مدل در نظر می‌گیرد. به همین دلیل، مدل‌های VAR و VECM که این تغییرات را در نظر نمی‌گیرند، مناسب نیستند (کک و شوایکرت، ۲۰۱۷). این روش‌ها زمانی کاربرد دارند که زمان دقیق شکست ساختاری در متغیرها را بدانیم که در بیشتر موارد این اطلاعات موجود نیست (قادری مقدم و همکاران، ۱۴۰۱).

نظر به اینکه مدل‌های خطی، قادر به لحاظ کردن عدم تقارن‌ها^۱ (شامل شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی)، نیستند، جدیداً مدل‌های تغییر رژیم به صورت فزاینده در تحقیقات بین‌المللی مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ اخیراً تعدادی از مدل‌های تجربی، ارتباط بین مفهوم تغییرات ادواری و تغییر در رژیم را تأیید کرده‌اند (کرولیگ-۳، ۱۹۹۷؛ کلمنتس و کرولیگ-۴، ۱۹۹۸، ۲۰۰۰؛ دیبلود و رادیبوسچ-۵، ۱۹۹۶؛ کیم و نلسون-۶، ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹). مزیت اصلی فرایندهای تغییر رژیم، توانایی آن‌ها

1. Billio
2. Asymmetry
3. Krolzig (1997).
4. Clements & Krolzig (1998).
5. Diebold & Rudebusch (1996).
6. Kim & Nelson (1998).

در لحاظ رخدادهای غیرخطی، به منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی و ماندگاری در سری‌های زمانی اقتصاد کلان می‌باشد (دیبولد، ۱۹۸۶؛ همیلتون و ساسمل، ۱۹۹۴). اگر $y_{it} \in \mathbb{R}^K, i = 1, \dots, N$ و $t = 1, \dots, T$ دنباله‌ای از بردارهای K -بعدی مشاهدات باشد. N تعداد واحدها (کشورها یا شرکت‌ها یا استان‌ها) و T تعداد مشاهدات زمانی می‌باشد. در این قسمت، مدل عمومی PMS-VAR ارائه شده است.

$$y_{it} = a_i(s_{it}) + \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^p A_{ijl}(s_{it}) y_{it-l} + D_i(s_{it}) z_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

و $i = 1, \dots, N$ و $\varepsilon_{it} = N_K(0, \sum_i(s_{it}))$ و $z_t \in \mathbb{R}^G$ بردار متغیرها، مشترک برای همه واحدهای تعریف شده است. در مدل پانل مارکوف سویچینگ (s_{it})، زنجیره‌ها ثابت و غیرقابل کاهش فرض می‌شود و واریانس خطاها در طی زمان متغیر است (کلمنتز و کروزلیگ، ۱۹۹۸). کلیت مدل آماری پیشنهادی، از این واقعیت ناشی می‌شود که ضرایب، هم در واحدها و هم، در طول زمان تغییر می‌کنند. علاوه بر این، وابستگی متقابل بین واحدها در هر بازه زمانی مجاز است ($A_{ijl}(s_{it})$ برای اینکه تغییر پارامترها واضح‌تر تعریف گردد و برای ساده‌تر کردن توضیح روش استنتاج، متغیر نشانگر $\xi_{ikt} = \delta_k(s_{it})$ معرفی می‌گردد.

$$\delta_k(s_{it}) = \begin{cases} 1 & \text{if } s_{it} = k \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

برای $k = 1, \dots, M$ و $i = 1, \dots, N$ و $t = 1, \dots, T$ بردار شاخص‌ها $\xi_{it} = (\xi_{i1t}, \dots, \xi_{iMt})'$ اطلاعات مربوط به زنجیره مارکوف تأمین واحد در طول دوره نمونه مورد بررسی است. شاخص‌ها به ما این امکان را می‌دهند که تغییر پارامترها را به صورت زیر بیان کنیم:

$$a_i(s_{it}) = \sum_{k=1}^M D_{i,k} \xi_{ikt} \quad (5)$$

$$D_i(s_{it}) = \sum_{k=1}^M D_{i,k} \xi_{ikt} \quad (6)$$

$$A_{ijl}(s_{it}) = \sum_{k=1}^M A_{ijl,k} \xi_{ikt} \quad (7)$$

$$\sum_i(s_{it}) = \sum_{k=1}^M \sum_l I_{i,k} \xi_{ikt} \quad (8)$$

در روابط (۵) تا (۸)، محدودیت‌های $O_{K \times K} = E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}') = 0_{n \times m}$ و $n \times m$ اعمال شده است؛ بدین معنی که ماتریسی که هیچ وابستگی متقابلی بین متغیرهای مشابه در بین واحدها وجود نداشته باشد، تعریف نشده است، یعنی:

$$A_{ijl} = A_{ijl} \delta_i(j) + O_{K \times K} (1 - \delta_i(j)) \quad (9)$$

کلمنتز و کروزلیگ (۱۹۹۸)، در یک مطالعه تجربی دریافتند که سهم بیشتر خطاهای پیش‌بینی به دلیل ثابت فرض کردن ضرایب در مدل‌های پیش‌بینی است.

در این مقاله، از مطالعات کرولزیگ (۲۰۰۰) و انس و همکاران (۲۰۰۸)، بهره گرفته شده است. اگر فرض کنید که هر وضعیت خاص $a_i(S_{it})$ و نوسانات $\sum i(S_{it})$ توسط متغیرهای تغییر دهنده رژیم (S_{it}) هدایت می‌شوند و ضرایب در طی زمان، تابع هم فرض می‌شوند $A_{il,k} = A_{il} \forall k$ ، فرض می‌کنیم ضرایب متغیرهای مشترک در طول زمان تغییر نمی‌کنند، یعنی $D_{i,k} = D_i \forall k$. اگر $\bar{W}_{i,t} = (1, \dots, y_{it-1}, \dots, y_{it-p}, z_t), t = 1, \dots, T$ دنباله‌ای از بردارهای ستونی $(1 + K_p + G)$ از مدل رگرسیونی PMS-VAR، که شامل عبارت ثابت، متغیرهای وابسته تأخیری و مجموعه‌ای از متغیرهای مشترک است. علاوه بر این، رگرورها به صورت $W_{it} = \bar{W}_{i,t} \otimes I_k$ و ضرایب، $A_{i,k} = (a_{i,k}, A_{i1,k}, \dots, A_{ip,k}, D_i)$ به ترتیب، ماتریس‌های با ابعاد $(K(1 + K_p + G) \times K)$ و $K \times K(1 + K_p + G)$ هستند. با استفاده از متغیرهای شاخص ξ_{it} و مفروضات ارائه شده در بالا، مدل PMS-VAR را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد.

$$y_{it} = A_{i,1}W_{it}\xi_{i1t} + \dots + A_{i,M}W_{it}\xi_{iMt} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N_K(0, \Sigma_{it}) \quad (10)$$

به صورت ساده‌تر، اگر $y_{it} = (\xi_{iMt} \otimes W_{it})\text{vec}(B_i) + \varepsilon_{it}$ که در آن $B_i = (\text{vec}(A_{i,1}), \text{vec}(A_{i,2}), \dots, \text{vec}(A_{i,M}))$ ، $\Sigma_{it} = (\Sigma_{i1}, \dots, \Sigma_{iM})$ به دلیل سادگی بخش‌های مجموعه، رگرورها به صورت $\bar{W}_{i,t}$ در یک بردار $M+1$ تعریف می‌گردد.

$$y_{it} = X_{i0t}Y_{i0} + \xi_{i1t}X_{i1t}Y_{i1} + \dots + \xi_{iMt}X_{iMt}Y_{iM} + \varepsilon_{it}, \quad (11)$$

به گونه‌ای که $X_{i0t} = (\bar{x}_{i0t} \otimes I_k)$ و $X_{iMt} = (\bar{x}_{iMt} \otimes I_k)$ در بخش بعدی، به برآورد مدل پانل مارکوف سوئیچینگ در سطح کشورهای منتخب اقدام شده است.

۵. یافته‌های پژوهش

برای انجام آزمون‌های اقتصادسنجی و برآورد به روش تابلویی، می‌باید وابستگی بخش‌های مورد نظر در ارتباط با هر کدام از متغیرهای مورد نظر، مورد آزمون قرار گیرد.

همان‌طور که از نتایج موجود در جدول (۱)، استنباط می‌شود، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین بخش‌ها رد شده و وابستگی میان مقاطع تأیید می‌گردد. با توجه به اثبات وجود وابستگی مقطعی، از آماره CIPS پسران برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون وابستگی متقاطع

Table 1: Cross-Sectional Dependence Test Results

متغیر	آماره CD	متغیر	آماره CD
Y	۳۶۵,۰۴۳۷ (۰/۰۰۰)	FDI	۵۱۰,۲۲۰۲ (۰/۰۰۰)
CONFLICT	۹۸,۸۳۰۳۲ (۰/۰۰۰)	GOVC	۲۳۱,۹۰۵ (۰/۰۰۰)
POINSTABILITY	۱۲۸,۸۶۸۰ (۰/۰۰۰)	LE	۸۴۲,۴۴۲ (۰/۰۰۰)
OIL	۴۱۹,۷۸۰۱ (۰/۰۰۰)	IQUALITY	۴۷۲,۳۶۵ (۰/۰۰۰)
Population	۳۳۶,۷۸۹۷ (۰/۰۰۰)	TRADE	۵۱۵,۹۰۸ (۰/۰۰۰)
CGBB	۱۰۹,۰۸۱ (۰/۰۰۰)		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است. در این تحقیق، آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴)، برای مدل مورد بررسی انجام شده و مقدار آماره آزمون $3/12$ - به‌دست آمده است. با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار است (در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد، که به‌ترتیب، $1/64$ ، $1/96$ و $2/57$ - است)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۱ درصد رد شده، و وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نتیجه گرفته شده است. سپس با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷)، برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و روند (C+T)، در سطح و با یک تفاضل در قسمت بالای جدول (۲)، آمده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۷)، در قسمت پایین جدول (۲)، نتیجه می‌گیریم که تمام متغیرها در سطح نامانا هستند؛ اما با یک‌بار تفاضل‌گیری، به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی واحد یعنی $I(1)$ برخوردارند.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد
Tabel 2: Unit Root Test Results

متغیر	آماره CIPS				درجه مانایی
	در سطح		با یک تفاضل		
	C+T	C	C+T	C	
Y	-۱/۱۱۵	-۲/۲۱۷	-۳/۳۵۴	-۳/۵۵۵	(۱)I
CONFLICT	-۱/۷۳۹	-۲/۶۱۱	-۳/۹۹۱	-۴/۰۰۹	(۱)I
POINSTABILITY	-۱/۴۷۸	-۲/۲۱۳	-۴/۰۹۹	-۳/۴۸۸	(۱)I
OIL	-۱/۱۱۳	-۱/۷۷۳	-۳/۲۴۹	-۳/۱۰۱	(۱)I
Population	-۰/۱۲۸	-۱/۱۳۶	-۲/۴۲۱	-۲/۸۸۷	(۱)I
CGBB	-۱/۱۰۳	-۱/۹۹۸	-۳/۳۱۸	-۴/۱۹۸	(۱)I
FDI	-۰/۹۸۵	-۱/۵۸۷	-۳/۶۱۳	-۵/۲۲۴	(۱)I
GOVC	-۱/۰۰۹	-۱/۸۷۶	-۳/۶۰۹	-۴/۰۰۱	(۱)I
LE	-۱/۰۰۷	-۱/۱۸۹	-۳/۲۶۹	-۳/۸۸۶	(۱)I
IQUALITY	-۰/۸۷۵	-۱/۱۸۵	-۳/۶۶۸	-۴/۶۹۸	(۱)I
TRADE	-۱/۱۶۶	-۲/۰۷۶	-۳/۷۹۴	-۴/۱۱۶	(۱)I
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) در سطوح اطمینان مختلف					
حالت	٪۱		٪۵		٪۱۰
C	-۲/۶۰		-۲/۳۴		-۲/۲۱
C+T	-۳/۱۵		-۲/۸۸		-۲/۷۴

مأخذ: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران، از جدول ارائه شده توسط پسران^۱ (۲۰۰۷) و سایر نتایج بر اساس محاسبات تحقیق

با توجه به وجود وابستگی مقطعی در مدل مورد بررسی و همچنین نتایج آزمون ریشه واحد و اینکه تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، هم‌انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین مدل‌های یاد شده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷)، پرداخته شده، و نتایج، در جدول (۳)، ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده)، می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه و دو آماره پانل و در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون سوم جدول (۳)، مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷)، را که به وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به دست آمده است را نشان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه و دو آماره پانل در مدل رد می‌شود. بنابراین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند^۲ (۲۰۰۷)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را می‌توان پذیرفت.

۱ . Pesaran

۲ . Westerlund

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند
Tabel 3: Westerlund panel cointegration test results

آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
G_{τ}	-۵/۸۷۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_{α}	-۸/۰۹۹	۰/۰۹۳	۰/۰۰۱
P_{τ}	-۲۶/۰۹۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_{α}	-۱۱/۳۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

* طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و بر اساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجره Bartlett-kernel به صورت $3 \approx \left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{2}{9}}$ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ شده که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های پانل می‌شوند، ۵۰۰ در نظر گرفته شده است.

در ادامه، به بررسی آزمون F لیمر و هاسمن مدل‌های مختلف پانلی پرداخته شده است. بر اساس نتایج این آزمون‌ها، امکان تعیین نوع مدل برآوردی در داده‌های تحقیق وجود دارد. پیش از آنکه به آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته شود، ابتدا به نحوه تخمین مدل‌ها اشاره می‌شود. به منظور تخمین مدل‌های پژوهش، از تکنیک داده‌های ترکیبی استفاده شده است. برای تعیین مدل بهینه، از میان سه روش اثر مشترک، اثر ثابت و اثر تصادفی در مدل‌های پانل، از آزمون‌های لیمر و هاسمن استفاده می‌گردد. آماره لیمر و هاسمن پانل در مدل‌های مختلف در جدول (۴)، ارائه شده است:

جدول ۴: نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن
Tabel 4: F-Leamer and Hausman test results

آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	نوع برآورد
آزمون F لیمر	F	۷۰/۱۳۶۰۶۷	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر
آزمون هاسمن	کای دو	۴۴/۰۸۵۹۲۴	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر	ثابت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

فرضیه صفر در آزمون F لیمر به صورت زیر می‌باشد:
پارامترهای عرض از مبدأ در تمام کشورها (مقاطع)، برابر هستند: H_0
پارامترهای عرض از مبدأ در تمام کشورها (مقاطع)، برابر نیستند: H_1
برای انتخاب میان این دو روش، از آزمون هاسمن کمک خواهیم گرفت. فرضیه صفر در آزمون هاسمن به صورت زیر می‌باشد:

$H_0: \text{plim}q = \text{plim}(\beta F.E - \beta \text{GLS})$

$H_1: \text{plim}q \neq \text{plim}(\beta F.E - \beta \text{GLS})$

بر اساس نتایج جدول (۴)، تمام مدل‌های فوق با توجه به رد H_0 در آزمون لیمر و رد H_0 در آزمون هاسمن توسط مدل اثرات ثابت برآورد خواهد شد. روش پانل دیتا (داده‌های ترکیبی)، موجب افزایش سطح کارایی (افزایش کارایی به معنای افزایش دقت ضرایب برآوردی است) و کاهش ناریبی (افزایش ناریبی به معنای عدم تفاوت میان ضرایب برآوردی در نمونه با ضریب واقعی در جامعه مورد بررسی است)، ضرایب برآورد می‌شود.

بر اساس آزمون LR، یک مدل غیرخطی بهتر از یک مدل خطی، قابلیت توضیح تغییرات متغیر رشد اقتصادی را دارد. برای بررسی غیرخطی بودن متغیرها، در این تحقیق، از آزمون نسبت راست‌نمایی استفاده شده است. آماره آزمون LR به وسیله رابطه $LR=2|\ln L_{MS-AR} - \ln L_{AR}|$ محاسبه شده و مقدار بحرانی این آماره مبتنی بر مقدار P داویدس (۱۹۸۷)، که به وسیله گارسیا و پرون پیشنهاد شده، می‌باشد. نتایج در جدول (۵)، قابل مشاهده است. بر اساس فرض صفر در این آزمون که بیانگر عدم تغییر رژیم در متغیر رشد اقتصادی است، یک فرایند AR یک رژیمه، در مقابل یک ساختار MS-AR که تغییر در میانگین رشد اقتصادی، در دو و سه رژیم متفاوت را مورد آزمون قرار می‌دهد، از دقت بالاتری برخوردار خواهد بود. در نتیجه، بر اساس مقدار آماره راست‌نمایی، مدل MS شامل دو رژیم، بالاتر از مدل AR برای یک رژیم می‌باشد؛ بنابراین، قادر به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم تغییر در رژیم با سطح معنی‌داری ۵ درصد است؛ و تغییرات متغیر رشد اقتصادی به وسیله مدل MS-AR دو رژیمه بهتر توصیف می‌شود. بر اساس نتایج جدول (۵)، تفکیک به سه رژیم مورد تأیید قرار نگرفت.

جدول ۵: آزمون LR خطی بودن متغیرهای مدل
Table 5: LR test of linearity in model variables

آزمون در دو رژیم نسبت به یک رژیم	AR (ln LAR) (تک رژیمه)	MS-AR (ln LMS-AR) (دو رژیمه)	LR test statistic
	-۱۴۵/۵۶	-۸۷/۳۴	۵۶/۱۹***
آزمون در سه رژیم نسبت به دو رژیم	MS-AR (ln LMS-AR) (دو رژیمه)	MS-AR (ln LMS-AR) (سه رژیمه)	LR test statistic
	-۸۷/۳۴	-۸۵/۱۲	۱/۴۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

رژیم یک رکود (رشد اقتصادی پایین) و رژیم دو رونق (رشد اقتصادی بالا)، ملاحظه می‌شود. در این بخش، به برآورد مدل در دو رژیم پرداخته خواهد شد. نتایج در جدول (۶) ارائه شده است. قبل از برآورد مدل، لازم است با توجه به اینکه از رویکردهای خودرگرسیون برداری بهره گرفته می‌شود، اقدام به تعیین وقفه بهینه گردد. در جدول زیر، نتایج این امر ارائه شده، و بر اساس نتایج وقفه بهینه ۲ جهت برآورد مدل، تعیین شده است.

جدول ۶: معیارهای اطلاعاتی تعیین وقفه بهینه
Table 6: Information criteria for optimal lag selection

حنان کوپین	شوارتز	آکایک	وقفه بهینه
۴,۷۷۶۴	۳,۹۰۴۳	۱,۴۸۵۸	اول
۲,۱۰۹۸	۱,۳۲۸۵	۰,۹۸۴۶	دوم
۳,۱۶۹۲	۴,۷۸۲۱	۱,۳۸۷۳	سوم

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷: مدل رشد اقتصادی بر اساس رویکرد پانل مارکوف سویچینگ بیزین
Tabel 7: Economic growth model under the Bayesian Markov-Switching Panel approach

متغیرها	رژیم رکود			
	ضریب	انحراف معیار	t آماره	سطح معناداری
درگیری	-۰,۱۷۱۹	۰,۱۶۲,۰	۵۹۸۴,۱۰	۰,۰۰۰۰
بی‌ثباتی سیاسی	۱۲۱۲,۰۰	۰,۱۸۴,۰	۵۸۲۱,۰۶	۰,۰۰۰۰
درآمد نفتی	۰,۸۸۹,۰	۰,۲۰۸,۰	۲۷۱۰,۴	۰,۰۰۰۰
رشد جمعیت	۳۶۱۶,۰	۰,۱۸۶,۰	۴۷۶۴,۱۹	۰,۰۰۰۰
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۱۱۸۷,۰	۰,۱۸۶,۰	۳۶۶۳,۶	۰,۰۰۰۰
امید به زندگی	۱۹۴۷,۰	۰,۲۰۳,۰	۵۷۷۹,۹	۰,۰۰۰۰
مخارج دولت	۲۷۶۳,۰	۰,۱۸۰,۰	۳۸۹۷,۱۵	۰,۰۰۰۰
کسری بودجه دولت	۳۱۹۸,۰۰	۰,۵۸۶,۰	۴۵۷۳,۰۵	۰,۰۰۰۰
تجارت	۱۵۵۲,۰	۰,۳۴۴,۰	۵۱۲۸,۴	۰,۰۰۰۰
شاخص کیفیت حکمرانی	۲۰۷۲,۰	۰,۲۶۴,۰	۸۵۰۰,۷	۰,۰۰۰۰
احتمال وقوع رژیم رکود			۰,۳۴۱۴	
ضریب تعیین			۰,۷۵۰۹	
شاخص حداکثر راست‌نمایی			۵۶۷,۵۷۸۴	
متغیرها	رژیم رونق			
	ضریب	انحراف معیار	t آماره	سطح معناداری
درگیری	۱۵۸۱,۰۰	۰,۱۲۶,۰	۵۱۵۷,۱۲	۰,۰۰۰۰
بی‌ثباتی سیاسی	۱۱۱۵,۰۰	۰,۱۴۴,۰	۷۶۹۲,۰۷	۰,۰۰۰۰
درآمد نفتی	۰,۹۶۶,۰	۰,۳۰۶,۰	۱۵۶۹,۳	۰,۰۰۴۸
رشد جمعیت	۳۳۲۷,۰	۰,۱۴۵,۰	۹۳۰۲,۲۲	۰,۰۰۰۰
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۱۲۹۰,۰	۰,۲۳۹,۰	۴۰۴۱,۵	۰,۰۰۰۰
امید به زندگی	۲۵۷۰,۰	۰,۱۷۹,۰	۳۸۷۶,۱۴	۰,۰۰۰۰
مخارج دولت	۳۶۷۴,۰	۰,۱۵۸	۲۳,۰۲۵	۰,۰۰۰۰
کسری بودجه دولت	۱۷۶۴,۰۰	۰,۳۰۳,۰	۸۲۱۷,۰۵	۰,۰۰۰۰
تجارت	۲۰۴۹,۰	۰,۰۲۶۸	۷,۶۳۵۱	۰,۰۰۰۰
شاخص کیفیت حکمرانی	۲۷۳۵,۰	۰,۰۲۳۲	۱۱,۷۷۲۷	۰,۰۰۰۰
احتمال وقوع رژیم رونق			۰,۶۵۸۶	
ضریب تعیین			۰,۸۹۶	
شاخص حداکثر راست‌نمایی			۹۱۱,۶۳۶	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج، شاخص درگیری و بی‌ثباتی اقتصادی بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم در کشورهای مورد بررسی، تأثیر منفی و معناداری دارند؛ اما این متغیرها در شرایط رونق اقتصادی، اثر ضعیف‌تری دارند. بر اساس نتایج هادزی واسکوف (۲۰۲۱)، وسعت و طول مدت پیامدهای اقتصادی، هم بر اساس نوع رویداد و هم، با توجه به ویژگی‌های نهادهی و سایر ویژگی‌های سیاسی کشور تعیین می‌شود. در رژیم‌های سطح پایین به علت پایین بودن شدت اثرگذاری، میزان تأثیر آن بر رشد اقتصادی نیز ضعیف‌تر خواهد بود؛ و به عبارتی، شدت میزان بی‌ثباتی و درگیری بر میزان اثرگذاری بر رشد اقتصادی اثرگذار است و سطح درگیری و بی‌ثباتی اقتصادی بر رشد اقتصادی تابع رژیم است؛ که این امر با نتایج تحقیقات شنایدر و تروگر^۱ (۲۰۰۶)، گایبولوف و سندلر^۲ (۲۰۱۹) و بارت و همکاران^۳ (۲۰۲۱) سازگار است.

لازم به ذکر است که متغیرهای درآمد نفتی، رشد جمعیت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، امید به زندگی، مصرف دولتی، تجارت و شاخص کیفیت حکمرانی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم دارند. بر اساس نتایج، رژیم غالب در تحقیق حاضر، رژیم رونق اقتصادی بوده است.

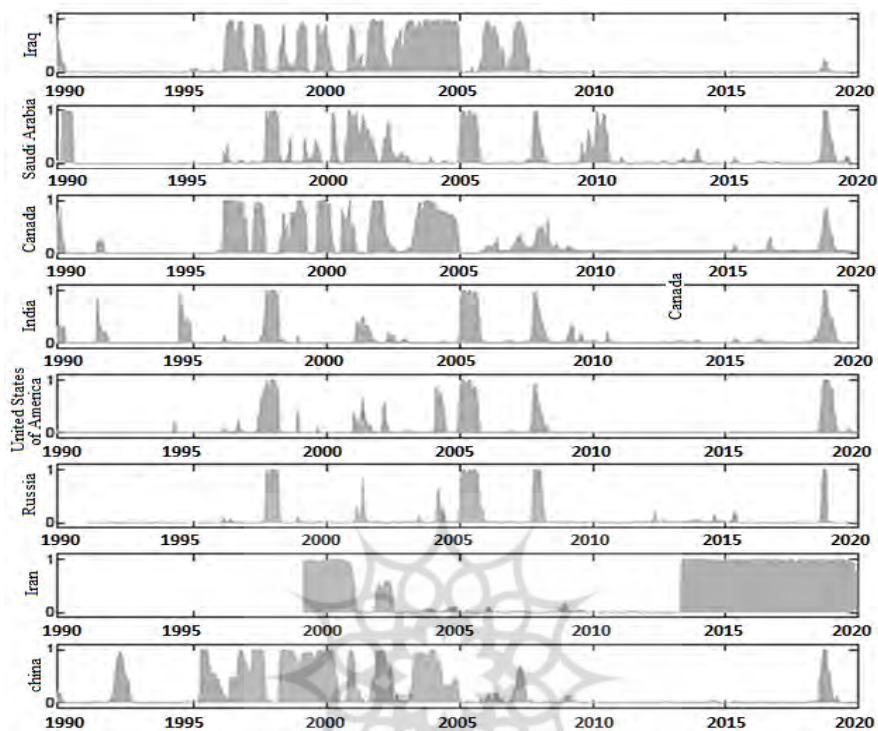


نمودار ۲: نتایج برآورد در رژیم رونق

Figure 2: Estimation results in the boom regime

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Schneider & Troeger (2016).
2. Gaibullov & Sandler (2019).
3. Barrett et al. (2021).



نمودار ۳: نتایج برآورد در رژیم رکود

Figure 3: Estimation results in the recession regime

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با مقایسه نمودارهای (۲) و (۳)، مشاهده می‌گردد که رشد اقتصادی در سال‌های اخیر (۲۰۰۵ تا ۲۰۲۰) افزایش یافته است. ۱. برای بررسی این امر، باید به رنگ تیره احتمال قرار گرفتن در رژیم رونق در نمودار شماره (۲)، توجه شود، بر اساس این نمودار، بجز کشورهای عراق و ایران و عربستان سعودی، سایر کشورهای مورد بررسی در سال‌های اخیر، در دوره رونق قرار داشته‌اند و بر این اساس، می‌توان بیان داشت که در این بازه زمانی، کشورهایی که در حال رونق بوده‌اند، از ثبات سیاسی نسبی بالاتری برخوردار بوده‌اند.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها:

هدف از مطالعه حاضر، بررسی تأثیر مناقشات و بی‌ثباتی سیاسی بر روی رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته بوده، و برای این منظور، از داده‌های سال‌های (۱۹۹۰-۲۰۲۰) و روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

۱. لازم به ذکر است که در این رویکرد، امکان ارائه ضرایب برای هر یک از کشورها به صورت جداگانه امکان‌پذیر است.

بر اساس نتایج، شاخص درگیری و بی‌ثباتی اقتصادی بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم در کشورهای مورد بررسی، تأثیر منفی و معناداری دارند؛ اما این متغیرها در شرایط رونق اقتصادی، اثر ضعیف‌تری داشته‌اند. لازم به ذکر است که متغیرهای درآمد نفتی، رشد جمعیت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، امید به زندگی، مصرف دولتی، تجارت و شاخص کیفیت حکمرانی، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم دارند. بر اساس نتایج، رژیم غالب در تحقیق حاضر، رژیم رونق اقتصادی بوده است.

بررسی رابطه پیچیده و تنگاتنگ ساختار سیاسی با ساختار اقتصادی، همواره در کانون توجه پژوهشگران این عرصه بوده است. تجربیات دنیای واقعی و مطالعات انجام شده در این حوزه، بیش از آنکه یک ساختار اقتصادی خاصی را برای دستیابی به بهترین رشد اقتصادی تجویز کند، این موضوع را مطرح می‌کند که نظام سیاسی، فارغ از نوع و ماهیت آن، به شدت نیازمند آرامش و ثبات سیاسی است. ایجاد ثبات سیاسی در داخل کشور و جلب اعتماد همگانی نسبت به دولت در چهارچوب قوانین کشور، یک ضرورت جدی است تا به این ترتیب، بتوان با برقراری ثبات داخلی ضمن کاهش فشارهای ناشی از محیط بیرونی، زمینه را برای تبدیل تهدید به فرصت فراهم نمود. از این رو، پرهیز از هرگونه ایجاد تنش سیاسی و برنامه‌ریزی مناسب برای ایجاد ثبات سیاسی در شکوفایی رشد و توسعه اقتصادی، بسیار حائز اهمیت بوده و باید در دستور کار سیاستگذاران قرار بگیرد.

با توجه به اثر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی، دولت‌ها می‌توانند با تشویق بخش خصوصی داخلی و خارجی، به جذب سرمایه اقدام کنند. براساس نظریات اقتصادی، لازمه جذب مشارکت بیشتر در سرمایه‌گذاری، تضمین حقوق مالکیت و برقراری شرایط باثبات در کشورها است؛ همچنین دولت از طریق جذب سرمایه می‌تواند اقدامات مؤثری در جهت کاهش هزینه‌های مصرفی دولت و در نتیجه، بهبود رشد اقتصادی انجام دهد.

توصیه سیاستی این تحقیق، آن است که اهمیت یک محیط اقتصادی باثبات و پر رونق به عنوان یک شرط مهم برای ثبات اجتماعی و همزمان ثبات سیاسی که منجر به رشد و توسعه اقتصادی شود، باید در دستور کار قرار گیرد. بهبود نهادها، زیرساخت‌ها و سیاست‌های ارتقاء مشارکت مردم در تصمیم‌گیری‌های بنیادین، نقش مهمی در ثبات سیاسی و بهبود رشد اقتصادی دارد. با توجه به اینکه تحقیق حاضر، منوط به کشورهایی بوده که در کنار درگیری و ثبات سیاسی، در حوزه انرژی نیز نقش مهمی را ایفا نموده‌اند، در نتیجه، گسترش تجزیه و تحلیل به گروه‌های دیگر از کشورها، باید با احتیاط صورت پذیرد.

سپاس‌گزاری: نویسندگان از دانشگاه تربیت مدرس بابت فراهم سازی دسترسی به منابع و اینترنت قدردانی می‌نمایند.

تاییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: بین نویسندگان، تعارض منافع وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: به طور یکسان می‌باشد.

منابع مالی/حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

- Abu Murad, M.S. and Alshyab, N. (2019). Political instability and its impact on economic growth: The case of Jordan. *International Journal of Development Issues*, Vol. 18, No. 3, 366-380. DOI:10.1108/IJDI-02-2019-0036.
- Acemoglu, D., Hassan, T.A. and Tahoun, A. (2018). The power of the street: Evidence from Egypt's Arab Spring. *The Review of Financial Studies*, Vol. 31, No. 1, 1-42.
- Agheli, L. (2017). Political stability, misery index and institutional quality: case study of Middle East and North Africa. *Икономически изследвания*, 6, 30-46.
- Aisen, A. and Veiga, F.J. (2013). How does political instability affect economic growth?. *European Journal of Political Economy*, Vol. 29, 151-167. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2012.11.001
- Alesina, A., Özler, S., Roubini, N. and Swagel, P. (1996). Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, No. 2, 189-211. <https://doi.org/10.1007/BF00138862>
- Anas, J., Billio, M., Ferrara, L., and Mazzi, G. L. (2008). A system for dating and detecting turning points in the Euro area. *The Manchester School*, 76: 549-577. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2008.01076.x>
- Asgharpur, H., Ahmadian, K., Maniee, O. (2014). Effect of political instability on economic growth in Iran (Nonlinearity method, APARCH). *QJERP*, 21(68):175-194. [In Persian]
- Asteriou, D., & Price, S. (2001). Political instability and economic growth: UK time series evidence. *Scottish Journal of Political Economy*, 48(4), 383-399. <https://doi.org/10.1111/1467-9485.00205>
- Barrett, P., Appendino, M., Nguyen, K. and de Leon Miranda, J. (2020). Measuring social unrest using media reports. *IMF Working Paper WP/20/129*, Washington, DC. 10.5089/9781513582573.001.A001
- Barrett, P., Bondar, M., Chen, S., Chivakul, M. and Igan, D. (2021). Pricing protest: The response of financial markets to social unrest. *IMF Working Paper 21/079*, International Monetary Fund, Washington, DC.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2), 407-443.
- Barro, R. J. (1996). Determinants of economic growth: A cross-country empirical study (No. w5698). National Bureau of Economic Research.
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (1993). Losers and winners in economic growth. *The World Bank Economic Review*, 7(suppl_1), 267-298.
- Billio, M., Casarin, R., Costola, M. and Pasqualini, A. (2016a). An entropy -based early warning indicator for systemic risk. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 45, 42-59.
- Billio, M., Casarin, R., Ravazzolo, F. and Van Dijk, H. K. (2012). Combination schemes for turning point predictions. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 52, 402 -412. DOI: 10.1016/j.qref.2012.08.002

- Billo, M., Casarin, R., Ravazzollo, F. and Vandick, H. K. (2016b). Interconnections between Eurozone and US booms and busts using a Bayesian panel Markov - switching VAR model. *J. Appl. Econometrics*, 31, 1352-1370. MR3580904
- Bozzoli, C., Brüch, T. and Sottas, S. (2010). A survey of the global economic costs of conflict. *Defence and Peace Economics*, Vol. 21, No. 2, 165-176.
DOI:10.1080/10242690903568934
- Brune, A., Hens, T., Rieger, M.O. and Wang, M. (2015). The war puzzle: Contradictory effects of international conflicts on stock markets. *International Review of Economics*, Vol. 62, No. 1, 1-21. DOI: 10.1007/s12232-014-0215-7
- Clements, M. P., and Krolzig, H. M. (1998). Business cycle asymmetries: Characterisation and testing based on Markov-Switching Autoregressions. <https://ideas.repec.org/p/ags/uwarer/269248.html>
- Clements, M. P., and Krolzig, H. M. (2000). A comparison of the forecast performance of Markov-switching and threshold autoregressive models of US GNP. *Econometrics Journal*, 1, C47-C75.
- Costalli, S., Moretti, L. and Pischedda, C. (2017). The economic costs of civil war: Synthetic counterfactual evidence and the effects of ethnic fractionalization. *Journal of Peace Research*, Vol. 54, No. 1, 80-98. Doi: 10.1177/0022343316675200
- Deger, S. (1986). Economic development and defense expenditure. *Economic Development and Cultural Change*, 35(1), 179-196. DOI: 10.1086/451577
- Diebold, Francis X., & Rudebusch, Glenn D. (1996). Measuring business cycles: A modern perspective. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, Vol. 78(1), 67-77, February.
- Dorsett, R. (2013). The effect of the troubles on GDP in Northern Ireland. *European Journal of Political Economy*, Vol. 29, 119-133.
<https://doi.org/10.1108/REPS-06-2021-0059>
- Dunne, J. P., Smith, R. P., & Willenbockel, D. (2005). Models of military expenditure and growth: A critical review. *Defense and Peace Economics*, 16(6), 449-461. <https://doi.org/10.1080/10242690500167791>
- Ebadi, J., Motavaseli, M., Nikou-Nesbati, A., & Khazra N. (2012). Is democracy good for developing countries?. *JMDP*, 24(4): 55-73.
<http://dorl.net/dor/20.1001.1.17350719.1390.24.4.3.1>. [In Persian]
- Fiqh Majidi, A., Salami, F. and Gudini, S. (2013). Investigating the relationship between democracy and economic growth in developing countries using a mixed data approach. *The First International Conference on Management, Accounting and Economics*. [In Persian]
- Gaibullov, K. and Sandler, T. (2019). What we have learned about terrorism since 9/11. *Journal of Economic Literature*, Vol. 57, No. 2, 275-328.
DOI: 10.1257/jel.20181444
- Golkhandan, A. and Mohammadian Mansour, S. (2023). The effect of political instability indicators on the economic growth of Mesopotamia countries. *Quarterly Journal of Mesopotamia Political Studies*, Vol. 2, No.3. [In Persian]

- Guidolin, M. and La Ferrara, E. (2010). The economic effects of violent conflict: Evidence from asset market reactions. *Journal of Peace Research*, Vol. 47, No. 6, 671-684.
- Hadzi-Vaskov, M., Pienknagura, S. and Ricci, L. (2021). The macroeconomic impact of social unrest. *IMF Working Paper* 21/135, Washington, DC.
- Hamilton, J. D. & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64, 307-333.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90067-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90067-1)
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57, 357-384.
<https://doi.org/10.2307/1912559>
- Iqbal, M., Bardwell, H. and Hammond, D. (2021). Estimating the global economic cost of violence: Methodology improvement and estimate updates. *Defence and Peace Economics*, Vol. 32, No. 4, 403-426. DOI: 10.1080/10242694.2019.1689485
- Jafari Samimi, A., Montazeri Shorakchali, J. and T. Musa. (2012) Life expectancy and economic growth in Iran, soft transition regression model. *Scientific-Research Quarterly of Economic Growth and Development Research*, 4th. year, 13th. issue, 117-128. [In Persian]
- Jong-A-Pin, R. (2009). On the measurement of political instability and its impact on economic growth. *European Journal of Political Economy*, 25(1), 15-29.
<https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2008.09.010>
- Kamijani, A., Gurji Bandapi, E. and Iqbali, A. (2014). Estimating a new model of political business cycles: The case study of Iran. *Commercial Research Quarterly*, Vol. 18, No. 71, 1-34.
- Keshavarz, H., Rezaei, M. (2020). Political, financial and economic instability in Iran's economy: Dimensions and factors affecting it. *International Political Economy Studies*, 4(2), 691-724. Doi: 10.22126/IPES.2022.6122.1348 [In Persian]
- Kim, Chang-Jin and Charles, R. Nelson. (1998). Business cycle turning points, A new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching. *Review of Economics and Statistics*, 80, 188-201.
DOI:10.1162/003465398557447
- Kim, Chang-Jin and Charles, R. Nelson. (1999a). *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press: Cambridge. DOI:10.7551/mitpress/6444.001.0001
- Kollias, C. and Tzeremes, P. (2022). The nexus between social unrest and economic growth in Middle East and Central Asia countries. *Review of Economics and Political Science*, Vol. 7, No. 2, 74-86. <https://doi.org/10.1108/REPS-06-2021-0059>
- Krolzig, H. M. (1997a). International business cycles: Regime shifts in the stochastic process of economic growth. *Applied Economics Discussion Paper*, 194, University of Oxford.

- Krolzig, H. M. (1997b). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Kuck, K. and Schweikert, K. (2017). A Markov regime-switching model of crude oil market integration. *Journal of Commodity Markets*, S2405-8513(16) 30115-5, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jcomm.2017.03.001>.
- Lonzo Lubu, G. , Musonda Kalusambo, J. , Tondi Kikola, C. and Ambroise, J. (2023). Infrastructure spending, political instability and economic growth. *IBusiness*, 15, 119-139. doi: 10.4236/ib.2023.152009.
- Matta, S., Bleaney, M. and Appleton, S. (2021). The economic impact of political instability and mass civil protest. *Economics and Politics*. doi: 10.1111/ecpo.12197. <https://doi.org/10.1111/ecpo.12197>
- Murdoch, J. C., & Sandler, T. (2004). Civil wars and economic growth: Spatial dispersion. *American Journal of Political Science*, 48(1), 138-151. <https://doi.org/10.1111/j.0092-5853.2004.00061.x>
- Paasonen, K. (2020). Are the unhappy unemployed to blame for unrest? Scrutinizing participation in the Arab Spring uprisings. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, Vol. 26, No. 1, 1-22.
- Polachek, S. W. (1980). Conflict and trade. *Journal of Conflict Resolution*, 24(1), 55-78. <https://doi.org/10.1177/002200278002400103>
- Polachek, S. and Sevastianova, D. (2012). Does conflict disrupt growth? Evidence of the relationship between political instability and national economic performance. *The Journal of International Trade and Economic Development*, Vol. 21, No. 3, 361-388. DOI:10.1080/09638191003749783
- Ponticelli, J. and Voth, H. J. (2020). Austerity and anarchy: Budget cuts and social unrest in Europe, 1919-2008. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 48, No. 1, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2019.09.007>
- Prezeworski, A., & Limongi, F. (1993). Political regimes and economic growth. *Journal of Economic Perspectives*, 7(3), 51-69.
- Qadri Moghadam, R., Basri, B., Falihi, N., & Abbasi, G. (2022). Investigating the uncertain impact of macroeconomic variables on electricity and gas consumption in Iran (Markov-switching approach). *Scientific Quarterly of Industrial Economics Research*, 6(19), 77-97. <https://doi.org/10.30473/jier.2022.9184>. [In Persian]
- Schneider, G. and Troeger, V. (2006). War and the world economy: Stock market reactions to international conflicts. *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 50, No. 5, 623-645.
- Shahabadi, A., & Behari, Z. (2013). The effect of political stability and economic freedom on the economic growth of selected developed and developing countries. *Economic Growth and Development Researches*, 16. 53-72. [In Persian]

- Siegle, J. T., Weinstein, M. M., & Halperin, M. H. (2004). Why democracies excel. *Foreign Aff.*, 83, 57. DOI:10.2307/20034067
- Smith, R. (2014). The economic costs of military conflict. *Journal of Peace Research*, Vol. 51, No. 2, 245-256. DOI:10.1177/0022343313496595
- Sweidan, O. (2016). Political instability and economic growth: Evidence from Jordan. *Review of Middle East Economics and Finance*, Vol. 12, No. 3, 279-300. <https://doi.org/10.1515/rmeef-2015-0025>
- Veninga, W. and Ihle, R. (2018). Import vulnerability in the Middle East: Effects of the Arab spring on Egyptian wheat trade. *Food Security*, Vol. 10, No. 1, 183-194.
- Weezel, S. (2015). Economic shocks and civil conflict onset in Sub-Saharan Africa, 1981-2010. *Defence and Peace Economics*, Vol. 26, No. 2, 153-177.
- Weinberg, J. and Bakker, R. (2015). Let them eat cake: Food prices, domestic policy and social unrest. *Conflict Management and Peace Science*, Vol. 32, No. 3, 309-326. Doi: 10.1177/0738894214532411
- Worth, R.F. (2016). *A Rage for Order: The Middle East in Turmoil, from Tahrir Square to ISIS*. Macmillan, New York.
- Yousefi, A. (2007). *Alavi Economic System*. Tehran, Research Institute of Islamic Culture and Thought, 1386, first edition, p. 309. [In Persian]

