Macroeconomics Research Letter

Volume 17. Issue 34. Summer. 2022. Pages 39 to 59.

Research Paper

Fluctuations in Iran's GDP growth: MS-GARCH Model[1]

Bita Shaygani [*1], Alireza Eghbali [2], Ebrahim Zarrini [3]

[1] Associated Professor of Economics, Department of Economics, Payame Noor University , Tehran, Iran, Email: shaygan@pnu.ac.ir
[2] Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran. Email: Areghbali@pnu.ac.ir
[3] Instructor of the Department of Economics and PhD student of Payame Noor University, Tehran, Iran. Email: e.zarrini@pnu.ac.ir

10.22080/IEJM.2023.24737.1950

Received:
January 28, 2023
Accepted:
April 25, 2023
Available online:
November 12, 2023

Keywords:
Business Cycle, economic fluctuations, Markovian Regime Change, Volatility

JEL Classification:
C22, C5, E32

Abstract

Investigating the volatility and irregular fluctuations of business cycles is one of the most important issues in macroeconomic policy making. In previous models that have been examined, the real growth rate of the economy is constant, while the shocks that affect the real growth rate the changes in this state, which creates the variance and the stability state of the economy. It was not fixed. In this study, using Markovian regime change in variance (MS-GARCH) models, the stability of fluctuations in different regimes governing the growth of Iran's real gross product with seasonal intervals for the years 1383:1-1399:4 has been investigated. The comparison between the models has been done using two features, RMSE and MAE. The results indicate that the stability coefficient of the regime with high volatility (unstable) is equal to the stability coefficient with mild volatility (stable), and since the probability of entering a stable regime is 2.5 times higher than the probability of entering an unstable regime, therefore, macroeconomic policy makers should pay more attention to the consequences of the policies adopted due to the costs of exiting the recession. Because the desire to enter the stages of recession is not only much higher, but the persistence to remain in recession periods is also 4 times more than in boom periods.

[1]. This article is an excerpt from the doctoral thesis of the third author of the article.

*Corresponding Author: Corresponding Author
Address: Tehran, Artesh Blvd, Central Organization of Payame Noor University, Department of Economics, Post Box:19395-4679
Email: pnu.b.shaygan@gmail.com
Tel: 22454966-021

Extended Abstract

1. Introduction

A well-known phenomenon in economics is that periods of high (low) volatility continue for some time after a period of increasing (decreasing) volatility, Such phenomenon is called cluster property in turbulence. Engel (1982) and then Balerslev (1986) have introduced the GARCH volatility model, which takes into account the high stability of volatility over time. Logically, turbulence is believed to increase during periods of economic decline and decrease during periods of growth (Engle and Ng (1993)). The characteristics of business cycles in Iran have only been examined for the average growth rate of real production, and their instability and variance have not been investigated. In the models that have been examined so far, the fluctuation in the real growth rate of the economy has been assumed to be constant.

But, shocks affecting the real growth rate will lead to changes in the volatility of the economy's real growth rate. In this case, the variance of the data or their standard deviation will not be constant. Therefore, developing an accurate rational model to pursue such a goal requires understanding the characteristics of turbulence in relation to the real growth rate. In the current research, the question is investigated whether the real growth rates in GDP show asymmetry in fluctuations or not.

2. Method

Instability in a structural model that describes a data-generating process (DGP) is modeled as a regime-switching regression. Hamilton (1989) has shown that a model of regime change may capture some kind of nonlinearity in the case where regimes are driven by an unobservable Markovian process. This fact has succeeded in obtaining the characteristics of the average growth rate of GDP of developed countries. In this section, the GARCH models used will be explained first, and then the Markovian GARCH or MS-GARCH model will be explained. In the Markov regime switching model, the long-term dynamics are controlled by the regime changes in the unconditional variance according to the first-order Markov regime switching process.

The model is estimated using the maximum likelihood method, and the likelihood function is built based on the method of Kim and Nelson (1999). Smoothed probabilities i.e. transition probabilities with complete data are also obtained using the method presented by Kim and Nelson (1999).

The variance of the growth rate in the gross domestic product should be calculated using the following equation:
$E\left(\sigma_t^2 \middle| \Psi_T\right) = \hat{\sigma}_1^2 E\left(S_t = 1 \middle| \Psi_T\right) + \hat{\sigma}_2^2 E\left(S_t = 2 \middle| \Psi_T\right),$

For the GARCH regime change model, density is defined as follows:

$$f\left(y_t \middle| \Phi, G_{t-1}\right) = \sum_{i=1}^{S}\sum_{j=1}^{S} \pi_{ij} w_{i,t-1} f_D\left(y_t \middle| z_t = j, \Phi, G_{t-1}\right)$$

The above description is turbulence modeling using the Markovian state change model (MS-GARCH). In the present study, the density function is estimated using the Bayesian approach using the MCMC algorithm. For this purpose, based on the Bayes rule, it is necessary to use Gibbs or Metropolis-Hastings sampling algorithms for estimation.

3. Findings

The findings of this research show that the turbulence in total production efficiency

contains two regimes (1 and 2). Unconditional turbulence (denoted by Uncon Vol) is about 4 times higher in regime 2 than in regime 1. Therefore, the severe turbulence regime will be regime two and the mild turbulence regime will be regime one. The sum of the coefficients α_1 and β shows the stability of turbulent waves in both regimes and according to the results, the stability of turbulent waves is equal to 0.829 in the single regime and 0.639 in the double regime. As a result, the stability of turbulence in the growth process of Iran's real GDP is higher during the boom period.

However, since the coefficient α_1 indicates the intensity of turbulence and is greater in regime two than its corresponding value in regime one It can be concluded that in the regime of two intensity of turbulence in Iran's GDP is more.

It can be concluded that the probability of moving towards greater stability is 2.5 times higher than the probability of moving towards greater instability. Of course, this issue depends on calm and turbulent conditions, rare events and completely random events such as sanctions and the Covid-19 pandemic.

Another important finding of this research indicates the possibility of the real GDP growth in the extreme turbulent regime or regime two. Most of the time, the growth rate of production stops in regime one or regime with mild turbulence, and only in the first season of 2011, the first season of 2015 and the third season of 2017, it was in regime two with a probability of more than 80%. The events that happened in Iran's economy in 2013, the imposition of new sanctions compared to the previous decades, the extension of previously imposed sanctions for another 10 years in 2015, and finally the withdrawal of the United States from the nuclear agreement known as the JCPOA in 2017. They can be the evidence of real GDP growth in severe shock regime or regime two.

4. Results

In particular, the hypothesis of the asymmetric effect of shocks in regimes with mild turbulence (non-recession) and severe turbulence (recession) was tested separately. The results showed that in periods of recession, turbulence is 4 times higher than periods of prosperity. By estimating the model and examining the conditional variance diagram of GDP growth, it was concluded that Iran's economy has become more unstable than before in recent years. Because, turbulence has been released with greater intensity and higher stability than before in GDP growth. The coincidence of the Covid-19 pandemic and the unprecedented wave of American sanctions after the failure of the JCPOA can be considered effective in this new phenomenon. These two phenomena can be the source of unstable growth in Iran's economy in three ways:

(1) Weakening of stable sectors of the economy such as the service sector of the economy as a result of the outbreak of Covid-19.

(2) The impact of unstable sectors on other sectors of the economy.

(3) Transferring the reliance of GDP from stable sectors to unstable sectors. Also, the general instability of the economic sectors can be seen as the cause of this instability.

5. Funding: There is no funding support.

6. Authors' Contribution: Authors contributed equally to the conceptualization and writing. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work.

7. Conflict of Interest Authors: The authors declare no conflict of interest.

8. Acknowledgments: We appreciate all the scientific consultants in this paper.

پژوهشنامه اقتصاد کلان
Macroeconomics Research Letter
دوره ۱۷. شماره ۳۴. تابستان ۱۴۰۱. صفحات ۳۹ تا ۵۹.

علمی

نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی ایران: الگوی MS-GARCH ★

بیتا شایگانی [۱*]، علیرضا اقبالی [۲]، ابراهیم زرینی [۳]

[۱] دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام¬نور، تهران،ایران، ایمیل: shaygan@pnu.ac.ir
[۲] استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران،ایران، ایمیل: Areghbali@pnu.ac.ir
[۳] مربی گروه اقتصاد و دانشجوی دکتری دانشگاه پیام‌نور، تهران،ایران، ایمیل: e.zarrini@pnu.ac.ir

10.22080/IEJM.2023.24737.1950

تاریخ دریافت:
۰۸ بهمن ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش:
۰۵ اردیبهشت ۱۴۰۲
تاریخ انتشار:
۲۱ آبان ۱۴۰۲

کلیدواژه ها:
چرخه‌های تجاری، نوسانات اقتصادی، تغییر رژیم مارکفی، تلاطم

طبقه‌بندی:
C22, C5, E32

چکیده

بررسی تلاطم در نوسانات نامنظم چرخه‌های تجاری از موضوعات مهم در امر سیاست گذاری کلان اقتصادی است. در الگوهای پیشین، تلاطم در نرخ رشد واقعی اقتصاد ثابت فرض می‌شد، در حالی‌که، شوک‌های تأثیرگذار بر نرخ واقعی رشد منجر به تغییراتی در تلاطم نرخ رشد خواهند شد. در پژوهش حاضر با استفاده از مدل‌های تغییر رژیم مارکوفی در واریانس (MS-GARCH)، پایداری تلاطم در رژیم‌های مختلف حاکم بر رشد تولید ناخالص حقیقی ایران با تناوب فصلی برای سال‌های ۱۳۹۹:۴-۱۳۸۳:۱ بررسی شد. با مقایسه میان مدل‌ها براساس دو معیار RMSE و MAE، مدل گارچ مارکوفی با توزیع t (MS-EGARCH-std) به منظور پیش‌بینی تلاطم، در رشد اقتصاد ایران کارآتر از سایر مدل‌ها بود که برای تجزیه و تحلیل بی ثباتی در طول رژیم‌ها استفاده شد. نتایج نشان دهنده آن است که ضریب پایداری رژیم با تلاطم زیاد (بی ثبات) تقریباً برابر با ضریب پایداری با رژیم تلاطم ملایم (با ثبات) است و از آنجایی که احتمال ورود به رژیم با ثبات ۲٫۵ برابر بیشتر از احتمال ورود به رژیم بی ثبات تلاطمی است، سیاست گذار اقتصادی باید نسبت به پیامدهای سیاست‌های خود به دلیل هزینه‌های خروج از رکود توجه بیشتری داشته باشد. چرا که تمایل به ورود به دوره‌های رکودی ۴ برابر بیشتر از تمایل به ورود به دوره‌های رونق است.

★. این مقاله مستخرج از رساله دکتری می‌باشد که در گروه اقتصاد مرکز تحصیلات تکمیلی دانشگاه پیام‌نور به انجام رسیده است.

* **نویسنده مسئول:** بیتا شایگانی
آدرس: گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران
ایمیل: pnu.b.shaygan@gmail.com
تلفن: ۲۲۴۵۴۹۶۶-۰۲۱

۱ مقدمه

یک پدیده به‌خوبی شناخته شده در اقتصاد این است که دوره‌های با تلاطم[۱] بالا (کم) پس از یک دوره افزایش یابنده (کاهش یابنده) تلاطم تا مدتی ادامه می‌یابد. چنین پدیده‌ای خاصیت خوشه‌ای در تلاطم[۲] نامیده می‌شود. انگل[۳] (۱۹۸۲) و پس از آن بالرسلیف[۴] (۱۹۸۶) مدل نوسان[۵] در تلاطم "GARCH" را معرفی کرده‌اند که پایداری بالای تلاطم در طول زمان را لحاظ می‌کند. به‌طور منطقی، اعتقاد بر این است که تلاطم در طول دوره‌های کاهش رشد اقتصادها افزایش و در طول دوره‌های رشد کاهش می‌یابد (انگل و ان جی[۶]، ۱۹۹۳).[۷] ویژگی‌های چرخه‌های تجاری در ایران تنها برای میانگین نرخ رشد تولید واقعی بررسی شده است و به بررسی بی‌ثباتی و واریانس آنها پرداخته نشده است. در الگوهایی که تاکنون مورد بررسی قرار گرفته است تلاطم در نرخ رشد واقعی اقتصاد ثابت فرض شده است، وقوع شوک‌های برونزا، شرایط ساختاری اقتصاد، موجودی عوامل و فنّاوری تولید و نتایج اجرای سیاست‌های اقتصادی در تعیین میزان تولید ناخالص داخلی ایفای نقش نموده و تغییرات هر یک منجر به نوسانات سیکلی در اقتصاد می‌گردد. شناسایی ساختار نوسانات و سیکل‌های ایجاد شده با هدف کنترل نوسانات و بی‌ثباتی در اقتصاد، امکان پیش‌بینی آسان‌تر عاملان اقتصادی از آینده اقتصاد را فراهم می‌نماید (گرجی و همکاران، ۱۳۹۰). متغیرهای اقتصادی متاثر از عوامل برون‌زا مانند بلایای طبیعی، جنگ، اعتصابات و ... تغییر می‌کنند که این نوسانات ناشی از عوامل کاملا تصادفی بوده و الگوی معینی نداشته و تغییرات نامنظم و غیرسیستماتیک دارند، لذا این وقایع نسبت به روندها، سیکل‌ها و نوسانات فصلی متفاوت بوده و قابل پیش‌بینی نمی‌باشند، این عوامل تحت عنوان " نوسانات بی‌قاعده یا تصادفی" نامیده می‌شوند، شیوع ویروس کرونا هم در این نوع نوسانات تصادفی قرار می‌گیرد (سخائی و همکاران، ۱۳۹۹). دقت در نظم آماری متغیرها در ادوار رونق و رکود از جنبه‌های زیر مفید است، از یک بعد با کسب اطلاعات مناسب از وضعیت هم‌حرکتی متغیرهای مختلف، امکان محاسبه دقیق اندازه نوسانات در متغیرها فراهم شده و به محققان در انتخاب نماگرهای پیشرو کمک می‌کند و از بعد دیگر نظم آماری موجود در داده‌های اقتصادی، امکان قضاوت درخصوص نظریات مختلف اقتصادی با شواهدی که برای رفتار متغیرها در ادوار رونق و رکود دارند را فراهم می‌کند (طیب نیا و همکاران، ۱۳۹۵). با این حال اندازه‌گیری ادوار تجاری و استخراج جزء ادواری سری‌های زمانی اقتصادی مستلزم انتخاب روش مناسب برای تفکیک روند از سیکل تجاری است، در شرایطی که اقتصاد یک کشور با شوک‌های برون‌زا مواجه می‌شود، موجودی عوامل و فنّاوری تولید هم متاثر شده و اثرات شوک‌های برون‌زا دوچندان می‌شوند، آسیب‌پذیری شدید اقتصاد در مواجه با اپیدمی‌ها ناشی از فضای نااطمینانی حاصله از این بحران‌ها بر رفتار عاملین اقتصادی می‌باشد، آثار گسترش بیماری کوید-۱۹ بر اقتصاد ایران به علت همزمان شدن وقوع این شوک با اثرات تحریم‌های اقتصادی می‌تواند اثر فزاینده‌ای بر تولید ناخالص داخلی داشته است، بخصوص با خروج آمریکا از توافق هسته‌ای موسوم به برجام منجر به تشدید تحریم‌های نفتی و محدودیت‌های تجاری و مالی شد و اقتصاد ایران را با شوک‌های برون‌زای نسبتا قابل توجهی مواجه کرد (طاهرپور و همکاران، ۱۴۰۰)

۱. Volatility
۲. Volatility Clustering
۳. Engle
۴. Bollerslev
۵. Fluctuation
۶. Ng
۷. پیش از هرگونه توضیحی شایان ذکر است که تلاطم به ویژگی‌های گشتاور مرتبه دوم متغیرهای تصادفی می‌پردازد و نوسان به حرکات تصادفی و فاقد الگوی منظم و شناخته شده متغیرهای تصادفی اشاره دارد. بنابراین، نباید این دو کلمه را به اشتباه در جای همدیگر به کار برد.

اما شوک‌هایی که بر نرخ واقعی رشد تأثیر می‌گذارند منجر به تغییراتی در تلاطم نرخ رشد واقعی اقتصاد خواهند شد. در این حالت واریانس داده‌ها یا انحراف معیار آنها ثابت نخواهد بود. بنابراین، توسعه یک مدل منطقی دقیق برای پیگیری چنین هدفی مستلزم درک ویژگی‌های تلاطم در رابطه با نرخ رشد واقعی است.

مدل‌های GARCH نمی‌توانند عدم‌تقارن و برخی خاصیت‌های غیرخطی در طول چرخه‌های تجاری را نشان دهند، به این دلیل، مدل T-GARCH (GARCH آستانه‌ای) توسط زاکویین۱ (۱۹۹۴) و گلستن۲ و همکاران (۱۹۹۴) توسعه داده شد. مدل E-GARCH (GARCH نمایی) توسعه یافته توسط نلسون۳ (۱۹۹۱) قادر به نشان دادن وجود عدم‌تقارن در تلاطم با توجه به جهت رشد واقعی هستند. نفتچی[۴] (۱۹۸۴) و سیشل[۵] (۱۹۸۹) از چارچوب فرآیندهای مارکوف با تعداد رژیم محدود برای تعیین اینکه آیا رفتار نرخ بیکاری ایالات متحده پس از جنگ جهانی دوم با جهش‌های ناگهانی و کاهش آهسته‌تر مشخص می‌شود، استفاده کرده‌اند. سیشل (۱۹۹۳) دو نوع عدم‌تقارن را در چرخه‌های تجاری متمایز می‌کند: عمق و شیب، وی توضیح می‌دهد که هر دوی این عدم‌تقارن‌ها در چرخه‌های تجاری ایالات متحده مشهود هستند. تراس ویرتا و اندرسن[۶] (۱۹۹۲) مدل خودرگرسیون انتقال هموار (STAR) را برای شاخص‌های تولید لگاریتمی سه ماهه برای ۱۳ کشور به کار می‌برند. آنها نشان می‌دهند که غیرخطی بودن عمدتاً برای توصیف واکنش‌های تولید به شوک‌های منفی بزرگ مورد نیاز است. تراس ویرتا (۱۹۹۵) مدل‌سازی لگاریتم تولید ناخالص ملی سرانه سالانه ایالات متحده را برای دوره ۱۸۸۹-۱۹۸۷ انجام می‌دهد. وی دریافت که مدل STAR نمایی توضیح خوبی را فراهم می‌کند. استاکی، لوکاس و پرسکات[۷] (۱۹۸۹) خصوصیاتی از اقتصاد دنیای واقعی که بر سیکل‌های تجاری تاثیر گذارند را مورد ارزیابی قرار دادند، از ویژگی‌های اصلی این بررسی این است که بازخوردها و نتایج اقتصادی همگی محصول تعادل حاصل از عملکرد عاملان اقتصادی هستند که عاقلانه رفتار می‌کنند. نوسان سیکلی شکلی از تغییر در فعالیت‌های کلان اقتصادی یک کشور است، یک نوسان سیکلی شامل دوره‌ی رونق در بسیاری از فعالیت‌هایی است که در پی آن رکود رخ می‌دهد و فعالیت فعالان اقتصادی کند شده و دوباره بهبودی مجدد حاصل شده و پس از یک رکود دوره بعدی رونق محقق می‌شود یک نکته بسیار مهم در این تعریف که توسط برنس و میچل[۸] (۱۹۴۶) عرضه شد این است که معتقد به وجود مراحل متمایز برای ادوار تجاری است مثلاً رونق، دوره‌هایی هستند که در آنها فعالیت‌های اقتصادی سیر صعودی دارند و رکود به دوره‌ای اطلاق می‌گردد که فعالیت‌های اقتصادی در آن سیر نزولی دارند. رومر[۹] (۱۹۸۹) بیان می‌کند با شیوع اپیدمی و کاهش سرمایه انسانی، رشد تولید محدود می‌شود. بارو و سالای مارتین[۱۰] (۱۹۹۵) معتقدند که وقوع شوک منفی سریع و برونزا به نیروی کار، نسبت سرمایه به کار را افزایش داده و منجر به کاهش بازدهی سرمایه و کند شدن انباشت سرمایه و رشد تولید کمتر می‌شود. بلوم[۱۱] (۲۰۰۱) با پرداختن به مفهوم سرمایه سلامت در یک جامعه که با امید به زندگی اندازه‌گیری می‌شود، معتقد است که کاهش در سرمایه سلامت، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. شولتز[۱۲] (۱۹۶۴)، فان[۱۳] (۲۰۰۳)، لی و مک‌بین[۱۴]

۱. Zakoian
۲. Glosten
۳. Nelson
۴. Neftchi
۵. Sichel
۶. Terasvirta & Anderson
۷ . Stokey, Lucas, Prescott
۸ .Bruns & Mitchel
۹ . Roomer
۱۰ . Barro & Sala-I-Martin
۱۱ . Bloom
۱۲ . Schultz
۱۳ . Fana
۱۴ . Lee & Makibbin

(۲۰۰۳) و لی و وارنر[۱] (۲۰۰۷) مهم‌ترین اثر منفی همه‌گیری بر اقتصاد را از بین رفتن سرمایه انسانی بیان می‌کنند. یعنی از بین رفتن سرمایه انسانی نهفته در نیروی کار اصلی‌ترین کانالی است که یک همه‌گیری یا بیماری اثر منفی بر رشد بلندمدت اقتصاد می‌گذارد.

در پژوهش حاضر، این سوال بررسی می‌شود که آیا نرخ‌های رشد واقعی در تولید ناخالص داخلی، عدم‌تقارن در نوسانات را نشان می‌دهد یا خیر. می‌توان تصور کرد که چنین عدم‌تقارنی باید وجود داشته باشد. به‌عنوان مثال، دست‌یابی به رشد اقتصادی دشوار است. رشد اغلب مستلزم گسترش ظرفیت تولیدی اقتصاد، یعنی افزایش عرضه نیروی کار، موجودی سرمایه و پیشرفت فناوری است. از سوی دیگر، انقباض اقتصادی به راحتی قابل دست‌یابی است. تنها چیزی که مورد نیاز است کاهش ساده تقاضا یا عرضه به این شکل است. در نتیجه، در حالی که اقتصاد فقط می‌تواند به آرامی رشد کند، می‌تواند نسبتاً سریع منقبض شود، بنابراین منجر به نوسانات بیشتر در جهت نزولی می‌شود. اگر نتایج استفاده از مدل‌های تجربی T-GARCH یا E-GARCH نسبت به مدل GARCH اطلاعات بهتری از داده‌های ایالات متحده، بریتانیا و ژاپن ارائه دهند، نشان از عدم‌تقارن می‌باشد و اگر مدل GARCH نتایج تجربی بهتری را به همراه داشته باشد، این امر از تقارن پشتیبانی می‌کند.

در ادامه ساختار پژوهش حاضر بدین صورت خواهد بود. در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه خواهد شد. در بخش سوم روش تحقیق بیان شده است. در بخش چهارم تجزیه و تحلیل داده‌ها و در بخش پنجم نتایج ارائه شده است.

۲ مبانی نظری و پیشینه پژوهش

ناپایداری در یک مدل ساختاری که یک فرآیند مولد داده[۲] (DGP) را توصیف می‌کند، به شکل یک رگرسیون تغییر رژیم مدلسازی می‌شود. همیلتون[۳] (۱۹۸۹) نشان داده است که یک مدل تغییر رژیم ممکن است نوعی غیرخطی بودن را در حالتی که رژیم‌ها توسط یک فرآیند مارکوفی غیرقابل مشاهده هدایت می‌شوند، به تصویر بکشد. این واقعیت در به دست آوردن ویژگی‌های نرخ رشد متوسط تولید ناخالص داخلی کشورهای توسعه یافته موفق بوده است.

در شکل اولیه مدل تغییر رژیم مارکوفی همیلتون، فرض می‌شود که تلاطم (بدون توجه به تغییرات) از رژیمی به رژیمی دیگر ثابت می‌ماند. از سوی دیگر، مطالعات مک کانل و کویروس[۴] (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که تلاطم در بین اجزای مختلف تولید ناخالص داخلی در طول دوره رونق ۱۹۹۰-۱۹۹۱ در ایالات متحده کمتر از دوره‌های پیش بوده است. به‌طور طبیعی، این امر مستلزم آزمون برای شکست ساختاری در تلاطم تولید ناخالص داخلی در طول دوران رونق و رکود است.

کیم[۵] و همکاران (۲۰۰۱) یک آزمون بیزی را برای شکست ساختاری در واریانس به‌منظور مستند کردن برخی از حقایق تلطیف شده در مورد کاهش تلاطم ادوار تجاری پس از جنگ جهانی دوم ایجاد کردند.

هاموری[۶] (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های فصلی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی ژاپن، بریتانیا و ایالات متحده آمریکا در دوره ۱۹۹۶-۱۹۶۰ شواهدی ارائه می‌دهد که ساختار متقارن GARCH به‌خوبی تلاطم در نرخ رشد این متغیر را در سه کشور

۱. Lee &Warner
۲. Data Generation Process=DGP
۳. Hamilton
۴. McConnell and Quiros
۵. Kim
۶. Hamori

مدلسازی می‌کند. اگرچه انتظار وجود اثر نامتقارن منطقی است، اما وی در داده‌های مورد تجزیه و تحلیل، پشتیبانی برای این فرضیه پیدا نمی‌کند. هاموری[۱] (۲۰۱۸) توضیح می‌دهد که رشد اقتصادی مستلزم گسترش ظرفیت تولید، افزایش عرضه نیروی کار، پیشرفت تکنولوژیکی و سایر پیش نیازها است، در حالی که رکود اقتصادی چنین نیست و رخداد آن تا حدودی ساده‌تر است. در واقع، کاهش تقاضا ممکن است تنها محرک لازم برای وقوع رکود باشد. براساس این فرض، وی تحولات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی را با الگوی GARCH مدل‌سازی می‌کند، چارچوبی که قادر به فاکتورگیری عدم‌تقارن است.

در حالی که اثرات GARCH با تناوب‌های روزانه و هفتگی بسیار قابل توجه است و داده‌های مالی از چنین ویژگی برخوردارند (بالرسلیف[۲]، ۱۹۹۲)، اما این اثرات در داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی بسیار کمتر مشخص می‌شوند. در برخی از انواع سری‌های زمانی مالی، ممکن است بتوان از تخمین‌های به‌دست‌آمده از داده‌های نمونه‌گیری بیشتر برای استنتاج در مورد پارامترهای داده‌های نمونه‌گیری کمتر استفاده کرد. اگرچه دورست و نیجمان[۳] (۱۹۹۳) این را برای ارزهای خارجی نشان داده‌اند، بالرسلیف[۴] اشاره می‌کند که این تجمیع زمانی هنوز برای سایر سری‌های اقتصادی قابل اجراست.

در این زمینه، مدل‌سازی تغییر رژیم مارکوفی GARCH به‌عنوان یک روش جایگزین اثرات ARCH در داده‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است. تفاوت اصلی بین مدل‌های ARCH و مدل تغییر رژیم مارکوفی در واریانس در توصیف رفتار واریانس غیرشرطی می‌باشد. به‌طور خاص، واریانس غیرشرطی در مورد مدل ARCH ثابت می‌ماند، در حالی که با تغییر وضعیت اقتصادی در مدل MS-GARCH تغییر می‌کند. در مورد مدلسازی ثبات تولید ناخالص داخلی، یک رویکرد مناسب اندیشیدن به این موضوع و استفاده از رژیم‌های مختلفی است که اقتصاد امکان عبور از آنها را داشته باشد.

همیلتون و ساسل[۵] (۱۹۹۴) پیشنهاد می‌کنند که دینامیک واریانس بلندمدت ممکن است در معرض تغییر رژیم قرار گیرد و از یک فرآیند نوع ARCH در یک رژیم معین پیروی کند. آنها با استفاده از داده‌های هفتگی، نشان دادند که اثر ARCH پس از یک ماه کاملاً از بین می‌رود. این موضوع دلیل کافی برای بررسی داده‌های نمونه‌گیری با دوره تناوب پایین، به‌عنوان مثال داده‌های ماهانه و فصلی، با روش MS-GARCH را نشان می‌دهد. با توجه به پیش‌بینی وقوع شکست ساختاری در نوسانات که توسط کیم و همکاران (۲۰۰۱)، انجام شده بود و تأکید بر جایگاه مهم آن در مدل‌سازی نوسانات تولید ناخالص داخلی، منعکس‌کننده تفاوت‌های آن در طول توسعه و رکود و هدایت آن توسط یک فرآیند مارکوف مشاهده نشده است. کیم و همکاران (۱۹۹۸) برازش خوب مدل واریانس سوئیچینگ مارکوف را با داده‌های بازده ماهانه سهام، به‌ویژه از نظر نرمال بودن بازده استاندارد نشان می‌دهند. اگرچه هاموری (۲۰۰۰) آمار ضرایب قابل توجهی را در چارچوب GARCH به دست آورد، مدل باقیمانده هنوز غیرعادی بودن را نشان می‌دهد. پژوهش حاضر، تلاطم و نوسان در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در کشور ایران را در چارچوب مدل واریانس سوئیچینگ مارکوفی بررسی می‌کند و نتایج بدست آمده را با نتایج حاصل از مدل GARCH با استفاده از داده‌های فصلی مقایسه می‌کند. این پژوهش همچنین به دنبال این است که آیا شکست ساختاری در واریانس تولید ناخالص داخلی در ایران

۱. Hamori
۲. Bollerslev
۳. Drost & Nijman
۴. Bollerslev
۵. Hamilton and Susmel

بر اساس الگویی که توسط کیم و همکاران (۲۰۰۱) معرفی شده بود، روی داده است یا خیر.

۳ روش تحقیق

در بخش حاضر، ابتدا مدل‌های GARCH مورد استفاده توضیح داده می‌شود و سپس مدل تغییر رژیم مارکوفی GARCH یا MS-GARCH توضیح داده خواهد شد.

۳،۱ مدل GARCH

مدل GARCH(1,1) با معادلات زیر مشخص می‌شود:

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \ldots + \phi_p r_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (۱)$$

$$\varepsilon_t \left| I_{t-1} \right. \square N\left(0, h_t\right),$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}, \quad (۲)$$

در روابط فوق $I_{t-1} = \left(r_{t-1}, r_{t-2}, \ldots, r_{t-p}\right)$ مجموعه اطلاعاتی تا زمان t است. معادله (۱) معادله میانگین است که به‌صورت یک فرآیند AR(p) مشخص شده است. معادله (۲) معادله واریانس شرطی است و به شکل یک فرآیند GARCH(1,1) مشخص شده است، با جایگزینی متوالی وقفه‌های واریانس شرطی در معادله (۲)، عبارت زیر به دست می‌آید:

$$h_t = \frac{\alpha_0}{1-\beta} + \alpha_1 \sum_{i=1}^{\infty} \beta_{i-1} \varepsilon_{t-i}^2 \quad (۳)$$

یک واریانس نمونه معمولی به هر یک از مربع‌های گذشته εها وزن مساوی می‌دهد تا وزن‌های کاهشی، بنابراین واریانس GARCH مانند یک واریانس نمونه است اما به آخرین مشاهدات تأکید دارد. از آنجایی که h_t واریانس پیش‌بینی یک دوره آتی براساس اطلاعات تا یک دوره گذشته است، واریانس شرطی نامیده می‌شود. شگفتی در مجذور باقیمانده‌ها توسط رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$u_t = \varepsilon_t^2 - h_t. \quad (۴)$$

معادله (۴) طبق تعریف براساس اطلاعات گذشته غیرقابل پیش‌بینی است. با جایگزینی معادله (۴) در معادله (۲) یک عبارت جایگزین به‌صورت زیر بدست می‌آید:

$$\varepsilon_t^2 = \omega + \left(\alpha_1 + \beta\right)\varepsilon_{t-1}^2 + u_t - \beta u_{t-1}. \quad (۵)$$

(

بلافاصله می‌توان دید که مجذور خطاها از یک فرآیند ARMA(1,1) پیروی می‌کنند. مجموع α_1 و β ریشه اتورگرسیو است و پایداری شوک‌های تلاطم را اندازه‌گیری می‌کند (سیپرا[۱]، ۲۰۲۰).

۳،۲ مدل تغییر رژیم مارکوفی GARCH

رویکرد دوم، مدل تغییر رژیم مارکوفی تلاطم یا MS-GARCH است که با معادلات زیر مشخص می‌شود:

$$y_t \square N\left(0, \sigma_t^2\right), \quad (۶)$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_1^2 S_{1t} + \sigma_2^2 S_{2t},$$

$$S_{kt} = \begin{cases} 1 & s_t = k \wedge (k = 1,2) \\ 0 & \end{cases} \quad (۷)$$

$$\Pr\left(S_t = j \left| S_{t-1} = i \right.\right) = p_{ij}, \quad (۸)$$

$$i, j = 1,2$$

$$\sum_{j=1}^{2} p_{ij} = 1, \quad (۹)$$

$$\sigma_1^2 < \sigma_2^2, \quad (۱۰)$$

(

در معادلات فوق y_t نرخ رشد واقعی تولید و S_t متغیر رژیم غیرقابل مشاهده است که طبق یک فرآیند مارکوف مرتبه اول با احتمالات انتقال در معادله (۸) تکامل می‌یابد. معادله (۹) احتمال شرطی $S_t = j$ در تاریخ t وقتی که در تاریخ t-1 $S_{t-1} = i$ است را نشان می‌دهد. معادله (۱۰) نشان می‌دهد که

۱. Cipra

رژیم یک با رژیم تلاطم ملایم و رژیم دو با رژیم تلاطم زیاد مطابقت دارد (زاکوییین، ۲۰۱۹). این تفکیک کمک می‌کند تا هر گونه شکست در واریانس فرآیند رشد تولید ناخالص داخلی همان‌طور که در کیم، نلسون و پیگر (۲۰۰۱) پیشنهاد شده است، بررسی گردد.

در این مدل، دینامیک بلندمدت توسط تغییرات رژیم در واریانس غیرشرطی مطابق با فرآیند تغییر رژیم مارکوف مرتبه اول کنترل می‌شود. مدل با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده می‌شود و تابع درست‌نمایی براساس روش کیم و نلسون (۱۹۹۹) ساخته می‌شود. احتمالات هموار شده یعنی احتمالات انتقال با داده‌های کامل نیز با استفاده از روش ارائه شده توسط کیم و نلسون (۱۹۹۹) به دست می‌آیند. واریانس نرخ رشد در تولید ناخالص داخلی با استفاده از رابطه زیر محاسبه شود:

$$E\left(\sigma_t^2|\Psi_T\right)=\hat{\sigma}_1^2E\left(S_t=1|\Psi_T\right)+\hat{\sigma}_2^2E\left(S_t=2|\Psi_T\right), \quad (11)$$

۳،۳ ترکیب مدل‌های تلاطم با توابع مارکوفی انتقال رژیم

دینامیک ثبات رشد اقتصادی به این موضوع بستگی دارد که آیا رفتار واریانس آن مکانیکی یا تکاملی است. یک الگوی تکاملی رفتار تلاطمی را با توجه به رژیم‌های واریانسی توصیف می‌کند. اینکه در هر نقطه‌ی از زمان واریانس در چه رژیمی قرار می‌گیرد، بسته به اطلاعات محققین می‌تواند امری تصادفی یا قطعی تلقی شود. در پژوهش حاضر فرض شده است که نمی‌توان به‌طور قطعی تعیین کرد که در هر نقطه از زمان واریانس در چه رژیمی قرار می‌گیرد. در چنین وضعیتی توزیع شرطی y_t را می‌توان به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$y_t\left|\left(z_t=s,I_{t-1}\right)\sim D\left(0,\sigma_{s,t}^2,\gamma_s\right)\right. \quad (12)$$

در رابطه فوق $D\left(0,\sigma_{s,t}^2,\gamma_s\right)$ توزیع بازده y_t مشروط به اینکه در رژیم s قرار گرفته باشد را توصیف می‌کند. در این رابطه واریانس در طول زمان متغیر و وابسته به رژیم s تعریف شده است. همچنین γ_s پارامتر شکل توزیع است. متغیر حالت z_t یک متغیر پنهان است که مقادیرش را از میان مجموعه رژیم‌های غیرهم پوشان $\{1,2,...,s\}$ انتخاب می‌کند فرض می‌شود که متغیر z_t از یک فرآیند مارکوفی پنهان(به‌عنوان یک الگوی تصادفی) مرتبه اول همگن تبعیت می‌کند، ماتریس انتقال وضعیت‌های مارکوفی برای یک وضعیت دو رژیمی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Pi=\begin{bmatrix}\pi_{11} & \pi_{12}\\ \pi_{21} & \pi_{22}\end{bmatrix} \quad (12)$$

$\pi_{ij}=P\left(z_t=j\,|z_{t-1}=i\right)$ این رابطه احتمال شرطی انتقال از وضعیت $z_{t-1}=i$ به وضعیت $z_t=j$ است. به‌دلیل آنکه این مقادیر احتمال وقوع یک رخداد هستند لذا لازم است که محدودیت $0<\pi_{ij}<1$ برای تمامی $i,j\in\{1,2,,...,s\}$ برقرار باشد. همچنین خاصیت مارکفی $\sum_{j=1}^{s}\pi_{ij}=1$ به ازای تمامی $i\in\{1,2,,...,s\}$ برقرار باشد.

بعد از معرفی دینامیک رفتار بازده و نحوه ارتباط آن با واریانس متغیر در زمان و در رژیم‌های مختلف به تبعیت از هاس و همکاران (۲۰۰۴)، واریانس شرطی، $\sigma_{s,t}^2$، بازده y_t از یک مدل تغییر رژیمی GARCH مشروط به آنکه متغیر z_s در رژیم s قرار گیرد را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$\sigma_{s,t}^2=f\left(y_{t-1}^q,\sigma_{S,t-1,}^2\varphi_S\right) \quad (13)$$

در رابطه فوق فرم $f(.)$ تابعی واریانس شرطی است و بسته به تصریح مدل GARCH و بردار پارامترهای مشخص سازی رژیم φ_S متغیر q می‌تواند برابر با یک یا دو باشد.

بعد از تصریح مدل به‌منظور تخمین پارامترها تابع راست‌نمایی تشکیل می‌شود. البته به‌دلیل آنکه متغیر حالت z_t غیرقابل مشاهده است مسئله تخمین ضرایب در این روش تا درجه‌ی بالایی غیراستاندارد است. اگر بردار پارامترها را به‌صورت مجموعه‌ی $\Phi=\{\Theta_1,\varphi_1,...,\Theta_s,\varphi_s,\Pi\}$ نشان دهیم، تابع راست‌نمایی آن به‌صورت زیر خواهد بود:

$$L\left(\Phi|G_T\right)=\prod_{t=1}^{T}f\left(y_t|\Phi,G_{t-1}\right) \quad (۱۴)$$

که در آن $f\left(y_t|\Phi,G_{t-1}\right)$ تابع چگالی احتمال y_t مشروط به فیلتر G_{t-1} و بردار پارامتر Φ است. برای مدل تغییر رژیم GARCH چگالی y_t به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$f\left(y_t|\Phi,G_{t-1}\right)=\sum_{i=1}^{S}\sum_{j=1}^{S}\pi_{ij}w_{i,t-1}f_D\left(y_t|z_t=j,\Phi,G_{t-1}\right) \quad (۱۵)$$

در رابطه فوق $w_{i,t-1}=\pi(z_{t-1}=i|\Phi,G_{t-1})$ فیلتر همیلتونی احتمال وضعیت i در زمان t-1 است.

توصیف فوق مدلسازی تلاطم با استفاده از الگوی تغییر وضعیت مارکوفی (MS-GARCH) می‌باشد (فرهادیان و همکاران، ۲۰۲۰). در شرایطی که وضعیت‌های s_t، متغیرهای پنهان تلقی شوند آنگاه معادلات مربوط به آنها با استفاده از MCMC مارکف باید بدست آید. این موضوع، منجر به کاهش خطای اندازه‌گیری تلاطم خواهد شد. در پژوهش حاضر با رویکرد بیزی تابع چگالی $f\left(r_t|\Phi,G_{t-1}\right)$ با استفاده از الگوریتم MCMC تخمین زده شده است. برای این منظور براساس قاعده بیز، نیاز است که از تابع چگالی احتمال پیشین $f(\Phi)$ در ترکیب با تابع راست‌نمایی رابطه (۱۴) استفاده گردد تا توزیع احتمال پسین $f\left(\Phi|G_T\right)$ بدست آید. فرم تابعی توزیع احتمال پسین نامشخص است زیرا توابع توزیع احتمال پیشین از نوع مزدوج[1] نمی‌باشند لذا لازم است از الگوریتم‌های نمونه‌برداری گیبس یا متروپولیس – هیستینگز برای تخمین استفاده گردد.

۳،۴ داده‌ها

در این پژوهش از داده‌های فصلی تولید ناخالص حقیقی ایران به قیمت‌های سال پایه ۱۳۹۳ در بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۹ استفاده شده است. منبع اصلی گردآوری این داده‌ها بانک مرکزی ایران بوده است. به‌منظور انجام محاسبات ابتدا با استفاده از فیلتر X-11 از داده‌ها فصلی‌زدایی شده است و سپس برای محاسبه نرخ رشد از رابطه $\left(y_t-y_{t-1}\right)/y_{t-1}$ استفاده شده است که در آن y_t سری زمانی داده‌های اصلی است.

۴ تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش ابتدا تحلیلی توصیفی از داده‌ها به‌عمل می‌آید و پیش‌آزمون‌های لازم برای انجام تحلیل‌های معتبر آماری انجام می‌گیرد. سپس در ادامه،

[1]- تابع توزیع احتمال پیشین مزدوج به توزیع پیشینی گفته می‌شود که تابع توزیع پسین پارامترها هم‌خانواده خود را تولید نماید. این نوع پیشین‌ها پیچیدگی‌های محاسباتی گشتاورهای توزیع پسین پارامترها را کاهش می‌دهند.

مدل‌سازی استنباطی صورت گرفته و نتایج مدل‌ها در قالب جداول و نمودارهای مرتبط بیان می‌گردد.

۴،۱ تحلیل توصیفی داده‌ها

نتایج آزمون ریشه واحد ADF با وجود شکست ساختاری (آزمون ریشه واحد پرون و وگلسانگ[۱] (۱۹۹۳)) در عرض از مبدأ متغیر رشد GDP در جدول (۱) بر روی داده‌های فصلی‌زدایی شده با استفاده از فیلتر X-11 ارائه شده است. براساس این نتایج، متغیر رشد فصلی GDP ایران با وجود عرض از مبدأ و بدون روند فاقد ریشه واحد است. اما وجود یک نقطه شکست ساختاری از نوع اخلالی یا بلندمدت در داده‌ها تایید می‌شود.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد سری زمانی رشد GDP

وجود نقطه شکست ساختاری	ارزش احتمال	آماره آزمون t
از نوع اخلالی در تاریخ ۱۳۹۷ فصل سوم	۰،۰۰۱>	-۹،۰۲۳

منبع: داده‌های تحقیق

به‌منظور آنکه وقوع زمان شکست در داده‌ها بررسی شود از آزمون اصلاح شده پرون[۲] (۱۹۹۲) توسط وگلسانگ (۱۹۹۳) استفاده شده است. نتایج این آزمون با استفاده ضرایب خودرگرسیون ADF در طول زمان نقطه شکست ساختاری را در فصل سوم سال ۱۳۹۷ شناسایی کرده است. این نتایج در نمودار (۱) نشان داده شده است. بر این اساس، داده‌ها مانا بوده و استنباط آماری با احتساب وقوع شکست ساختاری معتبر خواهد بود.

نمودار ۱: ضرایب خودرگرسیون دیکی-فولر تعمیم یافته سری زمانی داده‌های رشد GDP

منبع: محاسبات تحقیق

۱. Vogelsang
۲. Peron

همان‌طور که پرون[۱] (۱۹۸۹) اشاره می‌کند، پژوهشگران تمایل دارند زمانی که اثرات تغییرات ساختاری را در تحلیل‌های تجربی خود نادیده می‌گیرند، پایداری بالایی در متغیرهای اقتصادی پیدا کنند. دیبولد[۲] (۱۹۸۶) پیشنهاد کرد که پایداری بالای تلاطم ممکن است به‌دلیل تغییر رژیم در واریانس شرطی باشد. لامورئکس و لاستراپس[۳] (۱۹۹۰) به‌طور قطعی نشان دادند که نادیده گرفتن تغییرات ساختاری ساده در تلاطم غیرشرطی می‌تواند به پایداری بسیار قوی کاذب در واریانس منجر شود. این پایداری کاذب ممکن است با حرکات ثابت GARCH در رژیم‌ها با حرکات غیرشرطی بین رژیم‌ها مطابقت داشته باشد.

اگر این فرضیه درست باشد، مدل واریانس تغییر رژیم مارکوفی باید نتایج تجربی خوبی به ما بدهد. بدین ترتیب، در ادامه این پژوهش از این روش برای تجزیه و تحلیل داده‌های رشد GDP استفاده خواهیم کرد.

جدول (۲) علاوه بر شاخص‌های مرکزی و پراکندگی، ضریب چولگی داده‌های رشد GDP را نشان می‌دهد. با استفاده از این ضریب، فراوانی نسبی وقوع بازده‌های بزرگ را در یک جهت خاص (راست یا چپ) اندازه می‌گیرد. از واقعیت‌های اقتصاد ایران آن است که به‌طور تقریبی مقادیر منفی رشد فصلی را تجربه کرده است (به‌دلیل آنکه ضریب چولگی این داده‌ها منفی و به‌طور قدرمطلق بزرگتر از ۰٫۵ است (مقدار این ضریب ۰٫۶۲- است) این انحراف قابل اهمیت است). همچنین، ضریب کشیدگی رشد GDP بیشتر از ۳ است که وجود اثرات ARCH را محتمل‌تر می‌کند. همچنین میانگین رشد فصلی اقتصادی ۰٫۱۸ درصد است که عدد بسیار کوچکی است و رشد ضعیف اقتصاد ایران را در بازه زمانی این مطالعه نشان می‌دهد.

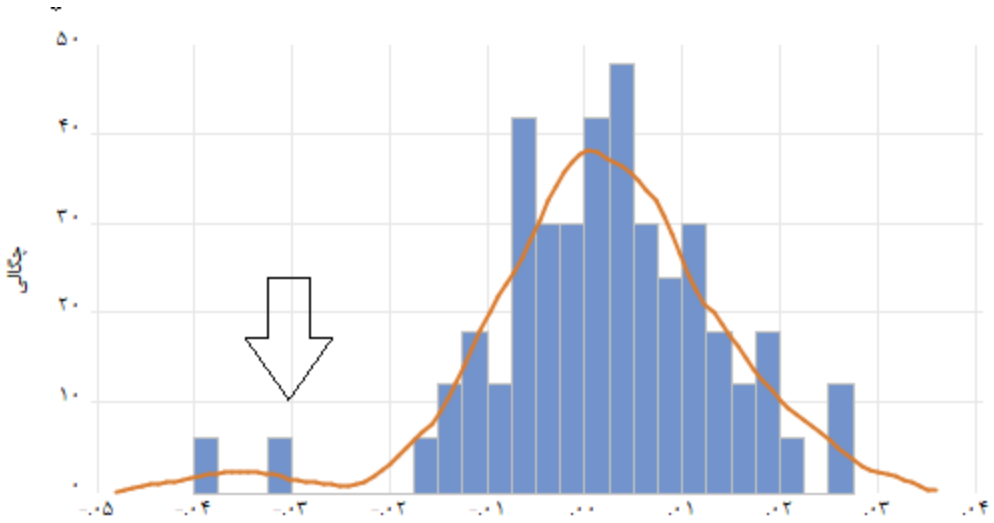
جدول ۲: آمار توصیفی رشد GDP

انحراف استاندارد	کمترین	بیشترین	میانگین
۰٫۰۱۱۷	-۰٫۰۳۹	۰٫۰۲۶	۰٫۰۰۱۸
ارزش احتمال نرمال بودن	آماره جارکیو-برا	کشیدگی	چولگی
۰/۰۰۰	۱۲٫۴۵	۴٫۷۱	-۰٫۶۲

منبع: داده‌های تحقیق

نمودار (۲) توزیع تجربی داده‌های رشد GDP ایران را در بازه زمانی مطالعه نشان می‌دهد. تمرکز این توزیع بر مقدار صفر و دم کشیده سمت چپ آن از واقعیت‌های رشد فصلی پایین اقتصاد ایران در دو دهه اخیر حکایت می‌کند.

۱. Perron
۲. Diebold
۳. Lamoureux & Lastrapes



نمودار ۲: توزیع تجربی داده‌های رشد GDP

منبع: محاسبات تحقیق

۴،۲ تجزیه و تحلیل استنباطی داده‌ها

جدول (۳) نتایج ارزیابی مدل‌های تلاطمی مارکوفی پنهان دو رژیمی متقارن (MS-GARCH) و نامتقارن (MS-EGARCH) در پرتو توزیع حاشیه‌ای، بازده تولید حقیقی فصلی در هر رژیم را با استفاده از معیارهای RMSE و AME را نشان می‌دهد.

جدول ۳: کارآیی مدل‌های مختلف تلاطمی مارکوفی پنهان براساس

معیار ریشه میانگین مربعات خطا RMSE			
مدل	Normal-Normal	Normal-t	t-t
EGARCH-EGARCH	۹،۴۱۱	۸،۷۱۲	۰،۰۰۰۱۴
EGARCH-GARCH	۸،۲۱۳	۸،۰۰۱	۰،۰۰۰۱۲
GARCH-GARCH	۱۰،۷۸۷	۱۰،۷۸۳	۰،۰۰۰۱۰
(b) معیار قدرمطلق میانگین خطا AME			
EGARCH-EGARCH	۹،۲۹۴	۸،۵۷۸	۰،۰۰۰۱۴
EGARCH-GARCH	۸،۱۲۱	۷،۹۰۶	۰،۰۰۰۱۲
GARCH-GARCH	۱۰،۷۵۳	۱۰،۷۵۶	۰،۰۰۰۱۰

منبع: محاسبات تحقیق

براساس نتایج ارائه شده در جدول (۳) مدل MS-GARCH با توزیع t در هر دو رژیم، کمترین میزان خطا را براساس معیارهای RMSE و AME دارد. بنابراین، براساس این نتیجه مناسب‌ترین مدل برای پیش‌بینی تلاطم آتی این مدل خواهد بود.

پس از انتخاب مدل مناسب، برای محاسبه تلاطم در رژیم‌های تلاطمی ملایم و شدید پارامترهای مدل‌های منتخب MS-GARCH_std برای تولید ناخالص داخلی حقیقی برآورد و نتایج در جدول (۴) گزارش شده است.

براساس یافته‌های ارائه شده در جدول (۴)، تلاطم در بازده تولید کل حاوی دو رژیم است که با رژیم یک و رژیم دو مشخص شده است. تلاطم غیرشرطی (که با Uncon Vol نشان داده شده است) در رژیم ۲ حدود ۴ برابر بیشتر از رژیم یک است. بنابراین، رژیم تلاطم شدید رژیم دو و رژیم تلاطم ملایم رژیم یک خواهد بود.

جمع ضرایب α_1 و β پایداری امواج تلاطمی را در هر دو رژیم نشان می‌دهد و با توجه به نتایج، پایداری امواج تلاطمی در رژیم یک برابر با ۰٫۸۲۹ و در رژیم دو برابر با ۰٫۶۳۹ است. در نتیجه، پایداری تلاطمی در روند رشد تولید ناخالص داخلی واقعی ایران در در دوران رونق بیشتر است. با این حال، از آنجا که ضریب α_1 نشان دهنده شدت تلاطم است و در رژیم دو بزرگتر از مقدار متناظر آن در رژیم یک است؛ می‌توان نتیجه گرفت که در رژیم دو شدت تلاطم در تولید ناخالص داخلی ایران بیشتر است.

جدول ۴: تخمین مدل‌های رژیمی برای رشد GDP

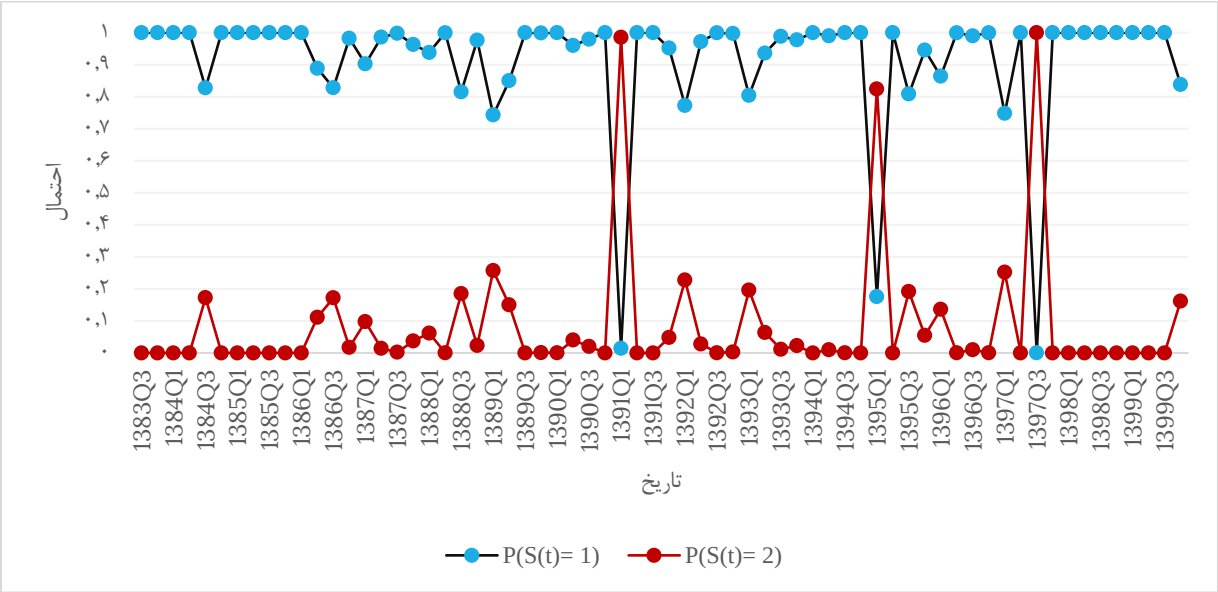
پارامتر	MS-GARCH_std	
	رژیم یک (تلاطم ملایم)	رژیم دو (تلاطم زیاد)
α_0	۰٫۰۰۰۱ (۰٫۰۰۰۰۱)	۳٫۷۸۹ (۱۰٫۱۶۶)
α_1	۰٫۱۹۴ (۰٫۱۶۴)	۰٫۲۸۷ (۰٫۲۳۳)
β	۰٫۶۳۵ (۰٫۲۲۸)	۰٫۳۵۲ (۰٫۲۵۹)
ϑ	۱۳٫۲۵۳	۳٫۶۰۷
$p_{1,S}$	۰٫۸۱۸	۰٫۱۸۱
$p_{2,S}$	۰٫۴۵۸	۰٫۵۴۱
Uncon Vol	۰٫۰۵۳	۰٫۲۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج توزیع احتمال بین وضعیت‌ها ($T=\{\tau_{ij}\}:\tau_{ij}=p\left[z_t=s_j\,|z_{t-1}=s_i\right],1\le i,j\le 2$) در جدول (۴) نشان دهنده آن است که p_{11} یا احتمال توقف در رژیم با تلاطم ملایم (رژیم یک) برابر با ۰٫۸۱۸ است. همچنین، مقدار p_{22} یا احتمال توقف در رژیم با تلاطم شدید (رژیم ۲) برابر با ۰٫۵۴۱ می‌باشد. همچنین احتمال انتقال از وضعیت با تلاطم شدید به تلاطم ملایم (انتقال از رژیم دو به رژیم یک) برابر با ۰٫۴۵۸است، در حالی که احتمال انتقال از رژیم با تلاطم ملایم به رژیم با تلاطم شدید (انتقال از رژیم یک به رژیم دو) برابر ۰٫۱۸۱ است. بنابراین، می‌توان استنباط کرد که احتمال حرکت به سمت ثبات بیشتر، ۲٫۵ برابر احتمال حرکت به سمت بی‌ثباتی بیشتر است. البته این موضوع به شرایط آرام و متلاطم به اتفاق‌های نادر و رخدادهای کاملا تصادفی مانند تحریم و همه‌گیری کوید-۱۹ بستگی دارد.

نمودار (۴) احتمال قرار گرفتن رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در رژیم تلاطمی شدید یا رژیم دو را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های نمودار (۴) بیشتر اوقات نرخ رشد تولید در رژیم یک یا رژیم با تلاطم

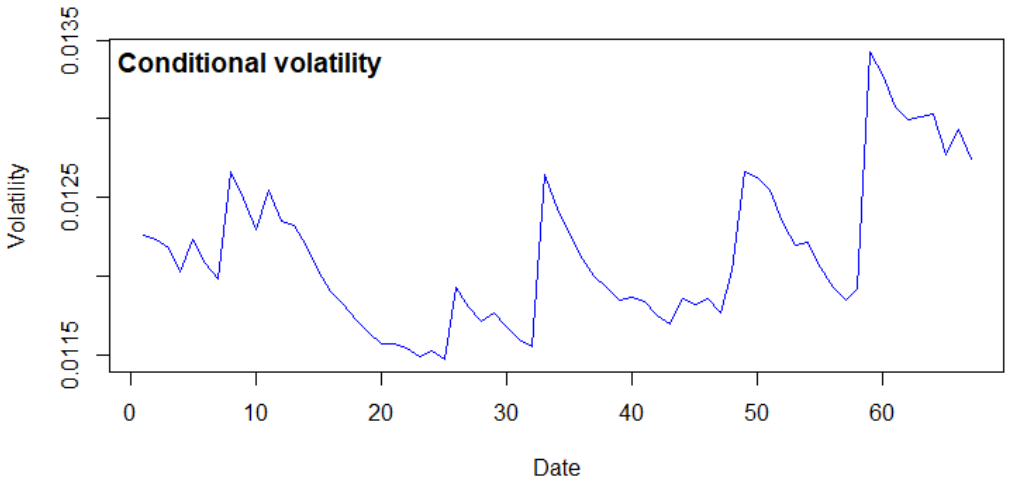
ملایم توقف دارد و تنها در فصل اول سال ۱۳۹۱، فصل اول ۱۳۹۵و فصل سوم ۱۳۹۷ با احتمال بیش از ۸۰ درصد در رژیم دو قرار داشته است. وقایع رخ داده در اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۱، وضع تحریم‌های جدید نسبت به دهه‌های قبل، تمدید تحریم‌های اعمال شده قبلی به مدت ۱۰ سال دیگر در سال ۱۳۹۵ و نهایتاً خروج آمریکا از توافق‌نامه هسته‌ای موسوم به برجام در سال ۱۳۹۷ می‌توانند شواهد قرار گرفتن رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در رژیم تلاطمی شدید یا رژیم دو باشند.



نمودار ۴: احتمال هموارسازی شده تولیدناخالص داخلی در رژیم تلاطمی شدید یا رژیم دو

منبع: محاسبات تحقیق

این یافته در تطابق با نمودار (۵) است که تلاطم بازده تولید را در فاصله زمانی داده‌های نمونه نشان می‌دهد.

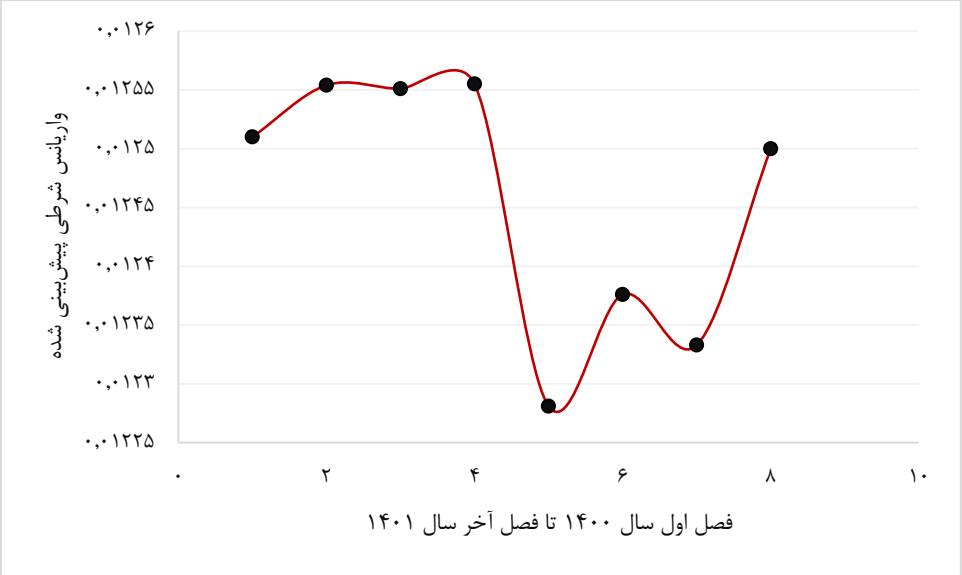


نمودار ۵: امواج تلاطمی متناظر با رژیم تلاطمی یا رژیم (۲)

منبع: محاسبات تحقیق

براساس یافته‌های نمودار (۵)، شدیدترین امواج تلاطمی در رشد GDP کشور در ابتدای سال ۱۳۹۷ (همزمان با شروع زمزمه‌هایی مبنی بر خروج آمریکا از توافق‌نامه هسته‌ای موسوم به برجام) شروع شده است که در فصل سوم به اوج خود رسیده است و با وجود کاهش ملایم آن هنوز از اوج قبلی که مربوط به مشاهده ۴۷ (فصل چهارم ۱۳۹۴) بالاتر است. در توضیح این دوره پرتلاطم می‌توان به وقوع تحریم‌های آمریکا و وقوع همه‌گیری کووید-۱۹ اشاره کرد.

نمودار (۶) پیش‌بینی فصلی تلاطم بازده رشد GDPرا برمبنای مدل‌های MS-GARCH_std برای هشت فصل آتی را نشان می‌دهد. براساس نتایج ارئه شده در نمودار (۶) انتظار بر این است که تلاطم در فصل آخر سال ۱۴۰۰ به شدت کاهش یابد اما از فصل دوم سال ۱۴۰۱ مجدداً افزایش می‌یابد و در فصل آخر این سال به اوج می‌رسد. این پیش‌بینی با توجه به فروکش کردن همه‌گیری کووید-۱۹ در کشور تأیید می‌شود.



نمودار ۶: پیش‌بینی فصلی تلاطمی رشد GDP

منبع: محاسبات تحقیق

۵ نتایج

پژوهش حاضر تلاطم در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ایران را در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۳ با تناوب فصلی بررسی کرده است. همچنین، با بررسی تجربی داده‌های رشد تولید ناخالص داخلی فصلی ایران سعی بر آن داشت تا ویژگی‌های تلاطم در رژیم‌های مختلف را تعیین کند.

به‌طور خاص، فرضیه اثرگذاری نامتقارن شوک‌ها در رژیم‌های با تلاطم ملایم (غیررکودی) و با تلاطم شدید (رکودی) به‌طور جداگانه آزمون شد. نتایج نشان داد که در دوره‌های رکودی تلاطم ۴ برابر دوره‌های رونق است. با تخمین مدل و بررسی نمودار واریانس شرطی (نمودار (۵)) رشد GDP این نتیجه به دست آمد که اقتصاد ایران در سالیان اخیر ناپایدارتر از قبل شده است. زیرا، تلاطم با شدت بیشتر و پایداری بالاتری نسبت به قبل از آن در رشد GDP منتشر شده است. همزمانی همه‌گیری کووید-۱۹ و موج بی‌سابقه تحریم‌های آمریکا پس از شکست برجام را در این پدیده جدید می‌توان موثر دانست. این دو پدیده از سه طریق می‌توانند منشا رشد ناپایداری در اقتصاد ایران باشند: (۱) تضعیف بخش‌های پایدار اقتصاد همچون بخش خدمات اقتصاد در نتیجه وقوع کووید-۱۹ (۲) اثرگذاری

بخش‌های ناپایدار شده بر بخش‌های دیگر اقتصاد (۳) انتقال اتکای تولید ناخالص داخلی از بخش‌های پایدار به بخش‌های ناپایدار. همچنین، می‌توان ناپایداری کلی بخش‌های اقتصاد را زمینه‌ساز این ناپایداری دانست.

منابع

Altig, D., Baker, S., Barrero, J. M., Bloom, N., Bunn, P., Chen, S., ... & Thwaites, G. (2020). Economic uncertainty before and during the COVID-19 pandemic. *Journal of Public Economics*, 191, 104274.

Barro, R. J., & Sala-I-Martin, X. (1995). *Econmic growth*. New York, NY: McGraw-Hill.

Burns, A. F., & Mitchell, W. E. (1946). *Measuring Business Cycles*. New York: National Bureau of Economic Research.

Cipra, T. (2020). Volatility of financial time series. *In Time Series in Economics and Finance*, 199-230. *Springer, Cham.*

Drost, F. C., & Nijman, T. E. (1993). Temporal aggregation of GARCH processes. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 909-927.

Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.

Fan, E. X. (2003). SARS: economic impacts and implications. Asian Development Bank.

Farhadian, A., Rostami, M., & Nilchi, M. (2021). Compare Canonical stochastic volatility model of focal MSGJR-GARCH to measure the volatility of stock returns and calculating VaR. *Financial Management Perspective*, 10(32), 131-158. (in Persian).

Francq, C., & Zakoian, J. M. (2019). *GARCH models: structure, statistical inference and financial applications*. John Wiley & Sons.

Gorji E, Eghbali A R, Sharefzadeh J.(2013) RBC theory and the current financial crisis. *Journal of Monetary and Financial Economics*, 17(1). (in Persian).

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 357-384.

Hamori, S. (2000). Volatility of real GDP: some evidence from the United States, the United Kingdom and Japan. *Japan and the World Economy*, 12(2), 143-152.

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles; An Empirical Investigation. Journal of money, Credit and Banking 1997; 79 (1); 1-6.

Kim, C. J., Nelson, C. R., & Piger, J. (2004). The less-volatile US economy: a Bayesian investigation of timing, breadth, and potential explanations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(1), 80-93.

Lee, G., & Warner, M. (2007). The political economy of the SARS epidemic: the impact on human resources in East Asia. Routledge.

Lee, J. W. & McKibbin, W. J. (2003). The impact of SARS. In *China: New Engine of World Growth*. Asia Pacific Press.

McConnell, M. M., & Perez-Quiros, G. (2000). Output fluctuations in the United States: What has changed since the early 1980's?. *American Economic Review*, 90(5), 1464-1476.

McKibbin, W., & Fernando, R (2021). The global macroeconomic impacts of

COVID -19: Seven scenarios. *Asian Economic Papers*, 20(2), 1-30.

McConnell, M. M., & Perez-Quiros, G. (2000). Output fluctuations in the United States: What has changed since the early 1980's? *American Economic Review*, 90(5), 1464-1476.

Sakhaei M, Khorsandi M, Mohammadi T ,Arbab H.(2020). Investigating the effects of shock caused by Covid-19 virus on the Iran's economy: A GVAR Approach. *Journal of Economics & Modelling*, 11(2), 125-153. (in Persian).

Schultz, T. W. (1964). Changing relevance of agricultural economics. *Journal of Farm Economics*, 46(5), 1004-1014.

Taherpoor, J., Mirzaei, H., Soheili Ahmadi, H., & Rajabi, F. (2021). Investigating the Effect of Coronavirus Outbreak on Iran's Gross Output. *Journal of Economic Modeling Research*, 12(44), 143-190. (in Persian).

Tayyab-nia A, Taghi Mulai A. (2015) Some facts of commercial periods in Iran's economy, Journal of Economic Research and Policies, 24(80), 57-84. (in Persian).

Terasvirta, T., & Anderson, H. M. (1992). Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of applied econometrics*, 7(1), 119-136.