



University of Tehran Press

Instability in Iran's informal Foreign exchange market: structural breaks and jumps or long memory in volatility?

Mojtaba Rostami¹, Moslem Nilchi², Mohammad Mehdi Momenzadeh³

1. Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Accounting, University of Yazd, Yazd, Iran, Mojtabarostami1364@yahoo.com

2. Department of Finance and Accounting, Faculty of Economics, Management and Accounting, University of Yazd, Yazd, Iran, Moslem.nilchi@gmail.com

3. Department of Accounting, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran, Momenzadeh2000@yahoo.com

Article Info

ABSTRACT

Article type:

Research Article

Article history:

2023-04-12

Received in revised:

2023-06-06

Accepted:

2023-06-20

Published online:

2023-08-11

Keywords:

Economic Sanctions, Exchange Rate, Jump, Sudden Changes, Volatility

JEL Classification:

C63, D02, D44, E44, E52, E58

It seems that heavy economic sanctions have been the source of the instability of the unofficial foreign exchange market in the last two decades. This instability can be the result of the high resistance of turbulent shocks in the direction of damping towards the long-term average of the exchange rate, which shows the high persistence of the process. Such stability in unofficial foreign exchange market fluctuations can be caused by large changes in long-term variance due to structural breaks or the existence of long memory in exchange rate returns volatility. This paper seeks to provide a perspective of these two modes and their different aspects on the volatility of the unofficial exchange rate. For this purpose, the persistence of unofficial exchange rate volatility in three cases; We examined original data, original data with structural breaks and refined data from mass jumps and with structural break in combination with exponential (GARCH and IGARCH) and hyperbolic (FIGARCH models) autocorrelation functions. The results of this research show that the unofficial foreign exchange market is affected by collective jumps and sudden changes in the variance of returns. Also, based on the information criteria, the model compatible with the data is the FIGARCH(1,d,1) model with the original data and exposed to double structural failures in the variance, which indicates the extreme instability of the unofficial foreign exchange market and the impact of structural failures caused by sanctions mainly. It refers to long-term volatility or unconditional volatility. This model clearly shows the unilateral withdrawal of the United States from the JCPOA and the return of unilateral sanctions after 2018. The uncertainty in Iran's unofficial foreign exchange market is more severe than in 2011.

Rostami, M., Nilchi, M., & Momenzadeh, M.M. (2023). Instability in Iran's informal Foreign exchange market: structural breaks and jumps or long memory in volatility?. *Journal Economic Research*, 58 (1), 61-94.



© The Author(s).

DOI: [10.22059/jte.2023.93459](https://doi.org/10.22059/jte.2023.93459)

Publisher: University of Tehran Press.

بی‌ثباتی در بازار غیررسمی ارز ایران: شکست ساختاری و پرش یا حافظه طولانی در تلاطم؟

مجتبی رستمی^۱، مسلم نیلچی^۲، محمد مهدی مومن‌زاده^۳

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران، Mojtabarostami1364@yahoo.com

۲. گروه مالی و حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران،

Moslem.nilchi@gmail.com

۳. گروه حسابداری، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران، Momenzadeh2000@yahoo.com

اطلاعات مقاله	چکیده
<p>نوع مقاله: علمی پژوهشی</p> <p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۱/۲۳</p> <p>تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۳/۲۶</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۳۰</p> <p>تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۵/۲۰</p> <p>کلیدواژه‌ها: پرش، تحریم‌های اقتصادی، تغییرات ناگهانی، تلاطم، نرخ ارز</p> <p>طبقه‌بندی JEL: C58, F51, F31</p>	<p>به نظر می‌رسد، تحریم‌های سنگین اقتصادی منشا بی‌ثباتی بازار غیررسمی ارز در دو دهه اخیر بوده است. این بی‌ثباتی می‌تواند نتیجه مقاومت بالای شوک‌های تلاطمی در جهت میرا شدن به سمت میانگین بلندمدت نرخ ارز باشد که پایداری بالای تلاطمی فرآیند را نشان می‌دهد. چنین پایداری در تلاطم‌های بازار غیررسمی ارز می‌تواند ناشی از تغییرات گسترده در واریانس بلندمدت به علت شکست‌های ساختاری یا وجود حافظه طولانی در بازده نرخ ارز باشد. پژوهش حاضر به دنبال ارائه چشم اندازی از این دو حالت و بررسی تأثیر جوانب مختلف آنها بر تلاطم ارز غیررسمی است. بدین منظور پایداری تلاطم نرخ ارز غیررسمی در سه حالت؛ داده‌های اصلی، داده‌های اصلی با شکست‌های ساختاری و داده‌های پلایش شده از پرش‌های جمعی و با شکست ساختاری در ترکیب با توابع خودهمبستگی نمایی (مدل GARCH و IGARCH) و هایپربولیک (مدل‌های FIGARCH)، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بازار غیررسمی ارز ایران تحت تأثیر پرش‌های جمعی و تغییرات ناگهانی در واریانس بازده می‌باشد. همچنین براساس معیارهای اطلاعاتی، مدل سازگار با داده‌ها، مدل FIGARCH(1,d,1) با داده‌های اصلی و در معرض شکست‌های ساختاری دوگانه در واریانس است که بیانگر ناپایداری شدید بازار غیررسمی ارز ایران بوده و تأثیر شکست‌های ساختاری ناشی از تحریم‌ها به‌طور عمده متوجه تلاطم بلندمدت یا تلاطم غیرشرطی می‌باشد. نتایج این مدل نشان دهنده آن است که پس از خروج یک جانبه آمریکا از برجام و بازگشت تحریم‌های اقتصادی پس از سال ۲۰۱۸، عدم قطعیت در بازار ارز غیررسمی نسبت به سال ۲۰۱۱ تشدید شده است.</p>

رستمی، مجتبی؛ نیلچی، مسلم و مومن‌زاده، محمد مهدی (۱۴۰۲). بی‌ثباتی در بازار غیررسمی ارز ایران: شکست ساختاری و پرش یا حافظه طولانی در تلاطم؟. تحقیقات اقتصادی، ۵۸(۱)، ۶۱-۹۴.

ناشر: مؤسسه انشارات دانشگاه تهران.



© نویسندگان.

DOI:10.22059/jte.2023.93459

۱- مقدمه

پایداری^۱ نرخ ارز یک کشور به منظور بازتاب ثبات^۲ پولی مهم است^۳ و اطلاعات مفیدی در مورد پیامدهای سیاست‌ها در صورت وقوع شوک‌های ناگهانی ارائه می‌دهد (باروس^۴ و همکاران، ۲۰۱۱). تلاطم^۵ نرخ ارز، تأثیرات فراگیری بر میزان پیش‌بینی پذیری تورم، تجارت بین‌المللی و قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی دارد. مندوزا^۶ (۲۰۱۲)، تلاطم نرخ ارز را عامل مهم تورمی در ترکیه و مکزیک توصیف کرده است. همچنین، افزایش تلاطم نرخ ارز به‌عنوان معیار ریسک، با افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاران و معامله‌گران ریسک‌گریز، میزان تجارت را کاهش می‌دهد (بیرن و دیویس^۷، ۲۰۰۵). بنابراین، توصیف پویایی تلاطم نرخ‌های ارز یک ضرورت انکارناپذیر است.

عوامل گوناگونی همچون تغییرات در قیمت‌های جهانی نفت، جریان سرمایه بین‌المللی و عوامل سیاسی همانند تحریم‌های اقتصادی یکجانبه و چندجانبه علیه کشورهای در حال توسعه، ثبات ارزش پول کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهند (باشر^۸ و همکاران، ۲۰۱۲؛ جونگوانیچ و کوهپایون، ۲۰۱۳ و وانگ^۹ و همکاران، ۲۰۱۹). در دو دهه اخیر به‌دلیل برنامه هسته‌ای ایران، تحریم‌های تجاری و مالی بسیاری بر اقتصاد این کشور تحمیل شده، که با کاهش تجارت بین‌المللی، سرمایه‌گذاری و سرکوب پیوندهای مالی این کشور با جهان، بی‌ثباتی و تلاطم بالا در نرخ ارز غیررسمی این کشور را سبب شده است. با توجه به اینکه تلاطم بالای نرخ ارز در این کشور به پدیده‌ای رایج تبدیل شده است، این سوال مطرح است که چگونه می‌توان پویایی رفتار بازار ارز این کشور را مدل‌سازی کرد؟ مدل‌سازی مناسب می‌تواند به درک عوامل و فرآیندهای مؤثر بر این بازار کمک کند. در این مطالعه به‌طور ویژه به دنبال پاسخ این سوال هستیم که شوک‌ها چگونه در طول زمان بر تلاطم نرخ ارز غیررسمی تأثیر می‌گذارند؟ روش پذیرفته شده در این زمینه اندازه‌گیری پایداری تلاطم^{۱۰} بازده نرخ ارز است. پایداری تلاطمی، چگونگی اثرگذاری اطلاعات موجود بر عدم قطعیت پیش‌بینی با افزایش افق پیش‌بینی را نشان می‌دهد. مدل

1. Persistence

2. Stability

۳. از لحاظ کاربردی دو کلمه بی‌ثباتی و پایداری در کاربردهای متفاوتی استفاده می‌شوند. مفهوم پایداری در ادبیات اقتصادسنجی به مقاومت برای بازگشت به مسیر تعادلی بلندمدت اشاره دارد و یک مفهوم اقتصادی قابل اندازه‌گیری است.

4. Barros

5. Volatility

6. Mendoza

7. Byrne & Davis

8. Basher

9. Wang

10. Persistence of Volatility

[G]ARCH، که توسط انگل^۱ (۱۹۸۲) و بالرسلیف^۲ (۱۹۸۶) توسعه یافته، ابزار مفیدی برای اندازه‌گیری درجه پایداری تلاطمی است. با این حال، از زمان دیبولد^۳ (۱۹۸۶) و لامورثوکس و لاسترایس^۴ (۱۹۹۰)، این موضوع که اگر در طول نمونه، در واریانس بازده تغییرات ناگهانی روی دهد، منجر به تخمین بالا برای پایداری تلاطم خواهد شد؛ مطرح بوده است. همچنین، هیلبراند^۵ (۲۰۰۵) و کرامر و آزامو^۶ (۲۰۰۷)، از نظر فنی نشان داده‌اند که نادیده گرفتن شکست ساختاری در واریانس، منجر به همگرایی ضریب پایداری تلاطمی به یک یا اریب به سمت بالای تخمین آن خواهد شد. بنابراین، مدل‌سازی مناسب تلاطم با استفاده از مدل‌های GARCH، مستلزم پیش‌بینی و تشخیص سریع شکست‌های ساختاری در واریانس بازده می‌باشد. کاری که به هیچ وجه ساده نیست و شامل ملاحظات زیادی مانند مدل‌سازی درون‌زا یا برون‌زای شکست‌های ساختاری است. افزون بر این، فاقد نظریه‌ای است که توضیح دهد چرا و چگونه ممکن است تغییر در پارامترها وجود داشته باشد (مورانا و بلتراتی^۷، ۲۰۰۴). استفاده از یک جایگزینی محتمل و ساده‌تر، با بررسی این تفسیر که رفتار IGARCH به‌عنوان یک ویژگی جعلی و تقریبی از رفتار واقعی حافظه طولانی‌مدت^۸ صورت گرفته. در حالی که پایداری در مدل IGARCH، با نامیرایی نمایی در خودهمبستگی واریانس شرطی مرتبط است (انگل و بالرسلیف^۹، ۱۹۸۶)، حافظه طولانی در فرآیندهای تلاطم به مدل‌هایی نیاز دارد که پایداری تلاطمی را در افق‌های طولانی تطبیق دهند. در این زمینه، دیبولد و اینو^{۱۰} (۱۹۹۹)، پیشنهاد می‌کنند که حافظه طولانی ممکن است توصیف مفیدی به ویژه برای اهداف پیش‌بینی باشد، حتی اگر فرآیند تولید داده شکست‌های ساختاری و وابستگی ضعیف را نشان دهد. دینگ و گرنجر^{۱۱} (۱۹۹۶)، بیان می‌کنند که مدل $GARCH(1,1)$ نمی‌تواند نماینده مناسبی برای توصیف خودهمبستگی تلاطمی داده‌های واقعی باشند که ریشه آن به وجود حافظه طولانی در تلاطم این داده‌ها برمی‌گردد. در یک فرآیند $GARCH(1,1)$ ، خودهمبستگی به‌صورت نمایی کاهش می‌یابد، در حالی که خودهمبستگی نمونه‌ای^{۱۲} معمولاً در ابتدا بسیار سریع‌تر از نمایی کاهش می‌یابد و سپس بسیار کندتر کاهش پیدا

1. Engle
2. Bollerslev
3. Diebold
4. Lamoureux & Lastrapes
5. Hillebrand
6. Krämer & Azamo
7. Morana & Beltratti
8. Long Memory
9. Engle & Bollerslev
10. Diebold & Inoue
11. Ding & Granger
12. Sample Auto-Correlation

می‌کند و به‌طور قابل‌توجهی در طول تاخیرهای طولانی مثبت می‌ماند. بایلی^۱ و همکاران (۱۹۹۶) و بالرسلیف و میکلسون^۲ (۱۹۹۶)، با اصلاح فرم تابع خودهمبستگی مدل GARCH از نمایی به هایپربولیک^۳، مدل با حافظه طولانی FI[E]GARCH را معرفی کرده‌اند. آرئوری^۴ و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهند که حافظه طولانی یک ویژگی تجربی مهم برای سری فلزات گرانبها است و زمانی که شکست‌های ساختاری بالقوه کنترل می‌شوند، نتیجه‌گیری تغییر نمی‌کند، با این حال، برخی مطالعات در مورد اعتبار یافتن ویژگی حافظه طولانی در تلاطم تردیدهایی ایجاد کرده‌اند. گرنجر و هیانگ^۵ (۲۰۰۴)، معتقدند که شکست‌های ساختاری گاه‌به‌گاه مولد حافظه طولانی مدت در داده‌های بازده هستند. آنها با استفاده از تئوری و شبیه‌سازی نشان می‌دهند که تمایز بین ویژگی حافظه طولانی از فرآیند با شکست‌های گاه‌به‌گاه، آسان نیست. چوی و زیوت^۶ (۲۰۰۷)، نشان می‌دهند که شکست‌های ساختاری تأثیر شدیدی بر نتایج آزمون‌های حافظه طولانی دارند. والتر^۸ و همکاران (۲۰۱۷)، شواهدی از وجود حافظه طولانی به‌دلیل شکست ساختاری در چند نرخ ارز اروپایی را ارائه می‌کنند.

در پژوهش حاضر به منظور بررسی رابطه متقابل شکست‌های ساختاری و حافظه طولانی در نرخ ارز غیررسمی ایران، برای شناسایی شکست‌های ساختاری چندگانه در واریانس، از نسخه اصلاح شده الگوریتم مجموع مربعات تجمعی^۹ (ICSS) استفاده می‌شود (سانسو^{۱۰} و همکاران، ۲۰۰۴). البته به‌دلیل آنکه اندازه آزمون الگوریتم ICSS برای تشخیص شکست‌های ساختاری در واریانس با نادیده انگاشتن نقاط پرت جمعی^{۱۱}، که معمولاً در سری‌های زمانی مالی وجود دارند، اریب خواهد بود (رودریگز و روبیا^{۱۲}، ۲۰۱۱). در این مطالعه، پیش از آن که شکست در واریانس شناسایی شود، نقاط پرت در بازده نرخ ارز مشخص می‌شود. این نقاط پرت در تلاطم نرخ ارز غیررسمی ایران، با استفاده از روش لورنت^{۱۳} و همکاران (۲۰۱۶)، مشخص می‌شود. این روش نشان می‌دهد که چه زمانی تغییرات بزرگ (مثبت و منفی) در تلاطم بازده رخ می‌دهد. تاریخ هر

1. Baillie
2. Bollerslev & Mikkelsen
3. Hyperbolic
4. Arouri
5. Granger & Hyung
6. Occasional Breaks
7. Choi & Zivot
8. Walther
9. Iterative Cumulative Sums of Squares (ICSS)
10. Sansó
11. Additive Outliers
12. Rodrigues & Rubia
13. Laurent

یک از نقاط پرت جمعی با یک رویداد خاص تأثیرگذار سیاسی که در نزدیک آن تاریخ رخ داده مرتبط است و به نظر می‌رسد بسیاری از آنها با الگوهای رویداد مشابهی در ارتباط هستند همان‌طور که گفته شد تحریم‌ها شوک‌های بزرگی در تلاطم نرخ ارز ایجاد کرده‌اند. در نهایت، درجه پایداری تلاطم نرخ ارز با مقایسه تخمین‌های مدل‌های مختلف GARCH با حافظه کوتاه و طولانی (GARCH, IGARCH, FIGARCH) براساس سه مجموعه (۱) داده‌های اصلی، (۲) داده‌های اصلی با شکست‌های ساختاری و (۳) داده‌های تعدیل‌شده از نقاط پرت بررسی خواهد شد.

در ادامه، این پژوهش به شرح زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش ۲، بررسی ادبیات پژوهش ارائه شده است. بخش ۳، روش شناسایی پژوهش، شامل مدل‌های مختلف GARCH مورد استفاده، روش‌های تشخیص نقاط پرت در بازده نرخ ارز و الگوریتم اصلاح شده ICSS مورد استفاده برای شناسایی تغییرات ناگهانی واریانس نرخ ارز را شرح می‌دهد. در بخش ۴ تجزیه و تحلیل توصیفی و استنباطی نتایج تجربی و در بخش ۵ نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- ادبیات پژوهش

قاسمی‌نژاد و جهان‌پرور^۱ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل تأثیر اعمال و لغو تحریم‌های مالی بر شرکت‌های سهامی عام ایران می‌پردازند و تفاوت‌ها در واکنش شرکت‌های مرتبط سیاسی و شرکت‌های فاقد چنین ارتباطی را بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که تحریم‌ها بر شرکت‌های مرتبط سیاسی بیش از شرکت‌های معمولی تأثیرگذارند، اثرات منفی پایداری بر نسبت‌های سودآوری دارند و قیمت سهام شرکت‌های مرتبط با سیاسی پس از برداشته شدن تحریم‌ها کندتر باز می‌گردد.

کاستیلو^۲ و همکاران (۲۰۲۱)، شواهدی ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد ترکیب تغییر ناگهانی ناشی از COVID-19، تأثیر مهمی بر دقت تخمین دینامیک تلاطم و پیش‌بینی ارزش در معرض خطر (VaR) آینده در بازارهای مالی دارد. نتایج آنها شواهد روشنی از کاهش پایداری در مدل EGARCH در حضور تغییرات ناگهانی ارائه می‌کند.

اوینگ و مالک^۳ (۲۰۱۷)، نشان می‌دهند که شکست‌های ساختاری تعیین شده درون‌زا در یک مدل GARCH نامتقارن، پایداری تلاطم در قیمت نفت را کاهش می‌دهد. اگر شکست‌های ساختاری در یک مدل لحاظ شود، هم اخبار خوب و هم اخبار بد تأثیر قابل توجهی بر تلاطم

1. Ghasseminejad & Jahan-Parvar
2. Castillo
3. Eving & Malik

خواهد داشت، بنابراین، مطالعات قبلی به طور قابل توجهی تأثیر اخبار بر تلاطم را دست کم گرفته‌اند، زیرا آنها به طور سهوی این شکست‌های ساختاری در تلاطم را نادیده گرفته‌اند. وانگ و مور^۱ (۲۰۰۹)، با استفاده از الگوریتم ICSS، تغییرات ناگهانی در تلاطم بازارهای سهام اعضای جدید اتحادیه اروپا^۲ (EU) را بررسی می‌کنند. بین ۵ تا ۹ تغییر ناگهانی در واریانس شناسایی می‌شود. آنها بیان می‌کنند که تغییرات ناگهانی شناسایی شده در تلاطم بازده سهام این کشورها ناشی از تحولات بازارهای سهام در حال ظهور، تغییرات سیاست نرخ ارز و بحران‌های مالی است.

مالک^۳ (۲۰۰۳)، نشان می‌دهد که رویدادهای مهم در بازار ارز می‌توانند منجر به تغییرات ناگهانی در تلاطم شوند. وی با استفاده از الگوریتم ICSS، دوره‌های زمانی تغییرات ناگهانی در تلاطم را، شناسایی و سپس رویدادهای اقتصادی پیرامون این تغییرات را بررسی می‌کند. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که منظور کردن تغییرات ناگهانی تلاطم در مدل‌های GARCH، به طور قابل توجهی پایداری تلاطم را کاهش می‌دهد.

کانگ و یون^۴ (۲۰۱۰)، با استفاده از الگوریتم ICSS، تغییرات ناگهانی در تلاطم چهار نرخ ارز آسیایی طی دوره بین سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۸ را بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که تغییرات ناگهانی به طور کلی با رویدادهای مالی جهانی، به ویژه بحران ارزی ۱۹۹۷ آسیا و بحران مالی ایالات متحده در سال ۲۰۰۸ مرتبط است. هم چنین این مقاله نشان داده است که کنترل تغییرات ناگهانی به طور موثری، پایداری در تلاطم را کاهش می‌دهد. ترکیب اطلاعات مربوط به تغییرات ناگهانی در واریانس، دقت تخمین تلاطم نرخ ارز و پیش‌بینی تلاطم آتی را برای محققان و سرمایه‌گذاران بهبود می‌بخشد.

مورانا^۵ (۲۰۰۲)، ضمن توضیح علت چگونگی ایجاد اثرات IGARCH از شکست‌های ساختاری لحاظ نشده، برای دو نرخ ارز مارک در برابر دلار و ین در برابر دلار، نشان می‌دهد که پایداری تلاطم در مدل‌های SW-GARCH (GARCH تغییر رژیم)، زمانی که احتمالات انتقال نزدیک به یک است، یعنی رژیم‌ها پایدار هستند، به شدت بالاست. در این حالت مسیر واریانس شرطی تولید شده بسیار شبیه به مسیر به دست آمده از مدل IGARCH می‌باشد.

1. Wang & Moore
2. European Union
3. Malik
4. Kang & Yoon
5. Morana

۳- مروری بر تحریم‌های ایران

تحریم‌های اقتصادی علیه ایران از سال ۱۹۸۰ پس از اشغال سفارت آمریکا در ایران آغاز شده است. در سال ۲۰۰۳، آژانس بین‌المللی انرژی اتمی^۱ وجود سایت‌های هسته‌ای اعلام نشده در ایران را تأیید کرده که نقطه آغاز دور تازه‌ای از تحریم‌ها علیه ایران بوده است. در نتیجه فشارهای بین‌المللی و به ویژه تروئیکای اروپایی، دولت ایران موافقت کرد که برنامه هسته‌ای خود را متوقف کند، اما در سال ۲۰۰۵، تهران دوباره این برنامه را فعال کرد به دنبال این تصمیم، سازمان ملل، آمریکا و اتحادیه اروپا در تلاشی چندجانبه، مجموعه جدیدی از تحریم‌ها را با هدف تعلیق برنامه هسته‌ای ایران اعمال کردند. در فاصله ژوئیه ۲۰۰۶ و ۲۰۱۲ سازمان ملل متحد، ایالات متحده و اتحادیه اروپا چندین موج از تحریم‌ها و محدودیت‌های شدیدتر را بر انتقال فناوری، سرمایه‌گذاری‌ها، تراکنش‌های مالی، بازگرداندن درآمدها و نهادهای دولتی و خصوصی مختلف اعمال کردند. در این دوره، کنگره ایالات متحده قانون جامع تحریم‌ها پاسخگویی و عدم سرمایه‌گذاری در سال ۲۰۱۰ را در ۲۴ ژوئن ۲۰۱۰ تصویب کرد و در ۱ ژوئیه ۲۰۱۰ توسط رئیس جمهور اوباما امضا شد. اتحادیه اروپا واردات نفت و محصولات پتروشیمی از ایران، ارائه خدمات بیمه اتکایی و حمل و نقل مربوط به کالاهای صادراتی ایران را ممنوع کرد و در مارس ۲۰۱۱ به همراه آمریکا دسترسی ایران به سوئیفت را قطع کردند. افزون بر این، تا اوت سال ۲۰۱۲، ایالات متحده خواستار نگهداری درآمدهای نفتی ایران در حساب‌های امانی شد.

قطع دسترسی به سوئیفت و ممنوعیت واردات نفتی از ایران، ذخایر ارزی و درآمدهای نفتی ایران را به شدت کاهش داد. صادرات نفت از حدود ۲/۵ میلیون بشکه در روز بین سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴، به حدود ۱,۷ میلیون بشکه در روز کاهش یافت.^۲ اقتصاد ایران تا سال ۲۰۱۲ با تورم دو رقمی و رکود عمیق مواجه بوده و رشد تولید ناخالص داخلی از ۵/۸ درصد در سال ۲۰۱۰ به ۲/۶ درصد در سال ۲۰۱۱ و ۷/۴٪- در سال ۲۰۱۲ کاهش یافته است (قاسمی‌نژاد و جهان‌پرور، ۲۰۲۱).

در پی این دوره از فشارهای مالی، اقتصادی و سیاسی شدید، ایران وارد مذاکره با گروه ۵+۱ شد. در نوامبر ۲۰۱۳، دو طرف به توافقی دست یافتند که به برنامه جامع اقدام مشترک^۳ (برجام) معروف شد. این توافق بخشی از برنامه هسته‌ای ایران را به حالت تعلیق درآورد. به دنبال

1. International Atomic Energy Agency (IAEA)

۲. براساس آمار سری زمانی بانک مرکزی، صادرات نفت ایران به حدود ۱,۳ میلیون بشکه در روز تا سال ۱۳۹۳ رسیده است. آمار ۱,۷ میلیون بشکه در روز میانگین حسابی صادرات روزانه نفت خام در این بازه زمانی می‌باشد.

3. Joint Comprehensive Plan of Action (JCPOA)

آن، قدرت‌های غربی بسیاری از تحریم‌های اعمال شده در دوره ۲۰۱۱-۲۰۱۳ را لغو کردند. در سال ۲۰۱۵، هر دو طرف یک توافق جامع را امضا کردند که بخش بزرگی از تحریم‌ها را در ازای تعلیق یا بازگرداندن بخش بزرگ‌تری از برنامه هسته‌ای ایران حذف کرد. پس از روی کار آمدن رییس جمهور ترامپ، همان‌طور که در کمپین‌های انتخاباتی و وعده داده بود، برجام را ناکارآمد خواند و به‌طور یک‌جانبه و با وجود بی‌میلی اروپا تحریم‌های تعلیق شده را در دو بسته در آگوست ۲۰۱۸ و نوامبر ۲۰۱۸ دوباره اعمال کرد. در این زمان، بسیاری از شرکت‌های بین‌المللی با پیروی از تحریم‌های ایالات متحده و رد درخواست‌های دولت‌های خود، سرمایه‌گذاری در ایران را رها کردند. دولت ترامپ در ماه مه ۲۰۱۹ نیز صادرات نفت ایران را به‌طور کامل ممنوع کرد. این تحریم‌ها همراه با همه‌گیری COVID-19، صادرات نفت ایران را در چند ماه به کم‌تر از ۲۰۰ هزار بشکه در روز کاهش داد که سرمنشا بحران‌های ارزی اخیر در این کشور بوده است.

۴- روش‌شناسی

در این بخش، به‌طور خلاصه آزمون تغییرات ساختاری و تعیین نقاط پرت جمعی و هم‌چنین مشخصات نوع مدل‌های GARCH که برای توضیح حقایق آشکار شده^۱ در تلاطم شرطی نرخ بازده استفاده شده، مطرح می‌شود.

۴-۱. مدل‌های تلاطم شرطی

در این بخش سه نوع مدل محاسبه تلاطم شرطی GARCH، FIGARCH و IGARCH مورد بررسی قرار می‌گیرد. علت انتخاب این مدل‌ها بررسی پایداری تلاطم در حالت پایداری ضعیف (مدل GARCH)، پایداری بالا (مدل FIGARCH) و پایداری حدی یا نامحدود (مدل IGARCH). سرعت همگرایی به سمت میانگین بلندمدت با ترتیب در مدل‌های GARCH و FIGARCH با نرخ نمایی و هایپربولیک روی می‌دهد و در مدل IGARCH همگرایی وجود ندارد. پوتربا و سامرز^۲ (۱۹۸۶)، نشان می‌دهند که در حالت نامیرایی تلاطم بازار دارایی مورد نظر فرو خواهد پاشید.

1. Stylized Facts
2. Poterba & Summers

۴-۱-۱. مدل GARCH

مدل [G]ARCH که توسط انگل^۱ (۱۹۸۲) و بالرسلیف^۲ (۱۹۸۶) توسعه یافته است، ابزار مفیدی برای ثبت تجربی تکانه در واریانس شرطی می‌باشد. مطابق این مدل، شوک به واریانس با توجه به ساختار میانگین متحرک اتورگرسیو (ARMA) مجذور باقیمانده‌ها فرآیند بسط می‌یابد. چنانچه ε_t باقیمانده معادله میانگین نرخ ارز باشد، آنگاه معادله یک فرآیند GARCH(p,q) به صورت معادله ۱ خواهد بود:

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{\sigma_t^2} \quad (۱)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sqrt{\sigma_t^2}), z_t \sim \text{iid. } N(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2$$

در این رابطه L عملگر وقفه بوده و $\alpha(L) = \sum_{i=1}^q \alpha_i L^i$, $\beta(L) = \sum_{j=1}^p \beta_j L^j$

می‌باشد. به منظور برآورده کردن شرط نامنفی بودن باید $\omega > 0$, $\alpha \geq 0$ و $\beta \geq 0$ باشد.

مانایی فرآیند زمانی حاصل خواهد شد که قید $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ برقرار باشد.

همچنین، لینگ و مکالییر^۳ (۲۰۰۲)، شرایط منظم^۴ بودن یک مدل GARCH(1,1) را

به صورت $E[\varepsilon_t^2] = \alpha_1 + \beta_1 < 1$ و $E[\varepsilon_t^4] = 3\alpha_1^2 + 2\alpha_1\beta_1 + \beta_1^2 < 1$ استخراج

کرده‌اند.

مجموع $\alpha_1 + \beta_1$ در یک مدل، GARCH(1,1) پایداری فرآیند را نشان می‌دهد که به

شکل نمایی میرا می‌باشد.

۴-۱-۲. مدل IGARCH

در بررسی بازارهای مالی شواهد بسیاری به دست آمده است که پایداری واریانس اندازه‌گیری شده با مدل‌های GARCH، به حدی بالاست که نمی‌توان فرضیه وجود ریشه واحد در واریانس ($\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j \approx 1$) را رد کرد. این موضوع، انگل و بالرسلیف (۱۹۸۶) را بر آن داشت تا فرآیند جمعی شده^۵ GARCH یا IGARCH را معرفی کنند، که در آن شوک‌های واریانس

1. Engle
2. Bollerslev
3. Ling & McAleer
4. Regularity Conditions
5. Integrated

در طول زمان تحلیل نمی‌روند. با فرض $v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$ مدل GARCH(p,q) را می‌توان به شکل یک فرآیند ARMA(p,q) بازنویسی کرد:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \quad (2)$$

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]\varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t$$

مشابه آنچه انگل و بالرسلیف (۱۹۸۶) انجام داده‌اند، با وجود ریشه واحد در عبارت

$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]$ ، فرآیند IGARCH(p,q) نتیجه‌گیری خواهد شد:

$$(1 - L)\phi(L)\varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \omega[1 - \beta(L)]^{-1} + \{1 - \phi(L)(1 - L)[1 - \beta(L)]^{-1}\}\varepsilon_t^2$$

در این رابطه $\phi(L) = [1 - \alpha(L) - \beta(L)](1 - L)^{-1}$ می‌باشد.

خاصیت جمعی در واریانس مشابه یک ریشه واحد در میانگین، یک فرآیند تصادفی است که نمونه‌ای از آن فرآیند گام تصادفی می‌باشد. یکی از مشکلات بالقوه IGARCH این است که فاقد انگیزه نظری است^۱. همچنین، هیلبراند (۲۰۰۵) نشان داده است که تغییر رژیم پارامترها در مدل‌های GARCH که در برآوردهای سراسری به حساب نمی‌آیند، سبب می‌شود که مجموع پارامترهای خود رگرسیون برآورد شده به یک، همگرا شوند.

۴-۱-۳. مدل FIGARCH

بنای مدل IGARCH بر این فرض گذاشته شده است که پایداری فرآیند تلاطم شرطی در بیشینه‌ترین مقدار خود است، بنابراین، اثر ضمنی یک شوک در پیش‌بینی بهینه تلاطم شرطی تا افق زمانی نامحدود باقی خواهد ماند که نشان می‌دهد قیمت‌گذاری اوراق بهادار ریسکی^۲، از جمله اختیارات بلندمدت^۳ و قراردادهای آتی^۴، ممکن است وابستگی شدید به شرایط اولیه و یا وضعیت فعلی اقتصاد را مطرح کند (بایلی^۵ و همکاران، ۱۹۹۶). این درجه شدید از وابستگی با رفتار مشاهده شده در قیمت‌گذاری دارایی‌ها متناقض است. بنابراین مشاهده گسترده رفتار IGARCH ممکن است ناشی از یک حافظه طولانی باشد.

۱. برخلاف میانگین تصادفی قیمت دارایی‌ها که فرم ضعیف بازارهای کارا مبانی نظری آن را تشکیل می‌دهد، برای تبعیت واریانس قیمت‌های دارایی از یک فرآیند تصادفی حاوی ریشه واحد مبانی نظری وجود ندارد.

2. Risky Securities
3. Long-term Options
4. Futures Contracts
5. Bailliea

بایلی و همکاران (۱۹۹۶)، کلاس انعطاف‌پذیرتر FIGARCH را برای واریانس شرطی معرفی کرده‌اند که توانایی بیشتری برای توضیح و نمایش وابستگی زمانی مشاهده‌شده در تلاطم بازار مالی دارد. یک مدل FIGARCH(p,d,q) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$(1-L)^d \phi(L) \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)] u_t \quad (۴)$$

$$\sigma_t^2 = \omega [1 - B(L)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L) (1-L)^d\} \varepsilon_t^2$$

به منظور برقراری نامنفی بودن واریانس باید شرط‌های $0 \leq d \leq 1$ ، $\omega > 0$ ، $0 \leq \beta_i < 1$ و $0 \leq \phi_i < 1$ برقرار باشند. d پارامتر تفاضل کسری^۱ و عبارت $(1-L)^d$ عملگر تفاضل کسری است.

در مدل‌های FIGARCH خودهمبستگی واریانس‌های شرطی در طول زمان با نرخ هایپربولیک و نه نمایی (مانند مدل IGARCH) کاهش می‌یابد، به طوری که پارامتر تفاضل کسری اطلاعات مهمی در مورد الگو و سرعت انتشار شوک‌ها به تلاطم ارائه می‌دهد. این بدان معنا است که اثر یک شوک تلاطمی به طور متوسط برگردانده می‌شود اما کاملاً (در طول زمان) پایدار است.

۴-۲. تأثیر شکست ساختاری در واریانس بر مدل‌های تلاطم و تعیین نقاط رخداد آنها

همیلتون و سوسمل^۲ (۱۹۹۴)، نشان می‌دهند که مدل‌های GARCH پایداری تلاطمی بالایی را بر ساختار داده‌های مالی تحمیل می‌کنند و در عین حال پیش‌بینی‌های نسبتاً ضعیفی ارائه می‌دهند. تعدادی از محققان پیشنهاد کرده‌اند که عملکرد ضعیف پیش‌بینی و پایداری کاذب بالا مدل‌های GARCH ممکن است هر دو با تغییرات ساختاری در فرآیند GARCH مرتبط باشند. باونس^۳ و همکاران (۲۰۱۴)، اظهار می‌کنند که برآورد مدل‌های اقتصادسنجی با نادیده گرفتن وجود شکست‌های ساختاری احتمالی، یا به طور کلی پارامترهای متغیر با زمان، می‌تواند منجر به بروز چند مشکل با اهمیت شود. مهمتر از همه، می‌تواند پیش‌بینی‌های ضعیفی را در نتیجه اریبی تخمین‌ها ایجاد کند و تصور نادرستی از رفتار تقریباً نامانای داده‌ها ارائه کند. ظاهر شدن گسست‌های (تغییرات) ساختاری در یک سری زمانی عملاً اجتناب‌ناپذیر است، نادیده گرفتن آنها نتیجه‌گیری‌های نامعتبر و پیش‌بینی‌های نادرست به بار خواهد آورد (چن و لی^۴، ۲۰۲۱). بنابراین، هنگام بررسی مدل‌های سری زمانی باید شکست‌های ساختاری در نظر گرفته شود. زیرا، تشخیص درست نقاط شکست نقش اساسی در مدل‌سازی دارد.

1. Fractional Difference
2. Hamilton & Susmel
3. Bauwens
4. Chen & Lee

در این پژوهش به منظور تشخیص تغییرات گسسته ناگهانی در واریانس از الگوریتم اصلاح شده ICSS استفاده شده است.

یک نقطه گسست در مجموعه داده‌های مرتب، $\varepsilon_{1:n} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$ زمانی رخ می‌دهد که حداقل یک نقطه زمانی مانند $\tau \in \{1, \dots, n-1\}$ وجود داشته باشد که ویژگی آماری بخش $\{\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_\tau\}$ با بخش $\{\varepsilon_{\tau+1}, \dots, \varepsilon_n\}$ به شیوه‌ای متفاوت باشد. با گسترش این ایده از یک نقطه گسست منفرد به چندین گسست، تعداد m نقطه گسست همراه با موقعیت آنها، $(\tau_{1:m} = (\tau_1, \dots, \tau_m))$ وجود خواهد داشت. موقعیت هر نقطه گسست یک عدد صحیح بین 1 و $n-1$ است. با فرض آنکه $\tau_0 = 0$ و $\tau_{m+1} = n$ باشد و نقاط گسست به گونه‌ای مرتب شده باشند که اگر و فقط اگر، $i < j$ آنگاه $\tau_i < \tau_j$ باشد. m نقطه گسست، داده‌ها را به $m+1$ بخش تقسیم می‌کنند که بخش i م دربرگیرنده داده‌های $\tau_i: \tau_{i-1} + 1$ است. هر بخش با مجموعه‌ای از پارامترها خلاصه می‌شود. پارامترهای مرتبط با بخش i با $\{\theta_i, \phi_i\}$ نشان داده می‌شوند. در این مجموعه عبارت ϕ_i ، مجموعه‌ای (احتمالاً تهی) از پارامترهای مزاحم است و θ_i مجموعه پارامترهای است که ممکن است حاوی تغییراتی باشد. معمولاً آزمون می‌شود که چند نقطه گسست وجود دارد و مقادیر پارامترهای مرتبط با هر بخش تخمین زده می‌شود. با فرض آنکه $\{\varepsilon_t\} \sim \text{iid. } N(0, \sigma_t^2)$ به‌ازای $t=1, 2, \dots, n$ باشد و واریانس در هر فاصله $i=0, 1, \dots, \tau_m$ با σ_i^2 نشان داده شود، که τ_m تعداد کل نقاط شکست در واریانس و $1 < \tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_m < n$ مجموعه نقاط شکست باشد. واریانس بر این m فاصله به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\sigma_j^2 = \begin{cases} \sigma_0^2, & 1 < i < \tau_1 \\ \sigma_1^2, & \tau_1 < i < \tau_2 \\ \dots \\ \sigma_m^2, & \tau_m < i < n \end{cases} \quad (5)$$

مجموع مربعات تجمعی به منظور تخمین تعداد نقاط تغییر واریانس و تشخیص نقطه زمانی هر تغییر واریانس استفاده می‌شود. مجموع مجذور مشاهدات از ابتدای سری تا τ_i امین نقطه زمانی به‌صورت $C_{\tau_i} = \sum_{t=1}^{\tau_i} \varepsilon_t^2$ بیان می‌شود. برای آزمون فرضیه صفر واریانس بدون قید و شرط ثابت، آماره اینکلن - تیائو (IT) به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$IT = \sup_{\tau_i} \left| (T/2)^{\delta/2} \cdot D_{\tau_i} \right| \quad (6)$$

در این رابطه $D_{\tau_i} = \left(\frac{C_{\tau_i}}{C_n}\right) - \left(\frac{\tau_i}{n}\right)$ و C_n مجموع مربعات باقیمانده در کل نمونه می‌باشد. مقداری از τ_i که $\left|(n/2)^{\delta/2} D_{\tau_i}\right|$ را ماکزیمم می‌کند به‌عنوان تخمین نقطه شکست شناخته می‌شود. الگوریتم ICSS به‌طور سیستماتیک به دنبال نقاط شکست در طول نمونه می‌گردد. اگر هیچ تغییر واریانس در کل دوره نمونه وجود نداشته باشد، C_{τ_i} حول صفر نوسان می‌کند. در غیراین صورت، اگر یک یا چند تغییر واریانس موجود باشد، C_{τ_i} از صفر منحرف می‌شود. آماره IT برای یک فرآیند iid طراحی شده است که یک فرض بسیار قوی برای داده‌های مالی می‌باشد زیرا برای این داده‌ها شواهدی از ناهمسانی شرطی وجود دارد. سانسو^۱ و همکاران (۲۰۰۴)، نشان می‌دهد که اعوجاج اندازه برای فرآیندهای واریانس شرطی ناهمگون از شبیه‌سازی مونت کارلو مهم است. بنابر این، نتایج آنها، استفاده عملی از این آزمون را برای سری‌های زمانی مالی بی‌اعتبار می‌کند. برای غلبه بر این مشکل، آنها آزمون جدیدی را پیشنهاد می‌کنند که به روشنی ویژگی‌های گشتاور چهارم اختلالات و ناهمسانی شرطی را در نظر می‌گیرد. آنها یک تعدیل ناپارامتریک را برای آمار IT پیشنهاد می‌کنند که به ε_t اجازه می‌دهد تا از طبقه گسترده‌ای از فرآیندهای وابسته تحت فرضیه صفر پیروی کنند. در این پژوهش نیز مطابق با سانسو و همکاران (۲۰۰۴)، از یک تعدیل ناپارامتریک بر اساس کرنل بارتلت^۲ استفاده می‌شود.

۴-۳. تشخیص نقاط پرت در مدل‌های GARCH

چندین مطالعه مانند فرانسس و گیسلز^۳ (۱۹۹۹)، اندرسن^۴ و همکاران (۲۰۰۷)، هاروی و چاکراواریت^۵ (۲۰۰۸) و مولر و یوهای^۶ (۲۰۰۸) نشان داده‌اند که پرش‌ها^۷ بر تلاطم آتی بازده دارایی کم‌تر از آنچه مدل‌های تلاطم بازده استاندارد پیش‌بینی می‌کنند، تأثیر گذارند. اندرسن و همکاران^۸ (۲۰۰۷)، نشان می‌دهد پرش در قیمت دارایی‌ها منجر به افزایش کوتاه‌مدت تلاطم می‌شود. همچنین، برخی مطالعات حاکی از آن است که در یک محیط GARCH تک متغیره در حضور پرش‌های جمعی^۹، برآوردگر شبه حداکثر راست نمایی گاوسی^{۱۰} (QML) مدل‌های

1. Sansó
2. Bartlett Kernel
3. Franses and Ghijssels
4. Andersen
5. Harvey and Chakravarty
6. Muler and Yohai
7. Jump
8. Andersen
9. Additive Jump
10. Quasi-Maximum Likelihood (QML)

GARCH تمایل دارد که تلاطم را برای روزهای بعد از پرش بیش از حد تخمین بزند و برآوردهای اریب به سمت بالا از تلاطم بلندمدت تولید کند (لورنت و همکاران، ۲۰۱۶). براساس تجزیه و تحلیل مداخله^۱ که در ابتدا توسط باکس و تیاو^۲ (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است چندین روش برای تشخیص نقاط پرت در تنظیمات غیرخطی وجود دارد که از جمله آنها می‌توان به روش فرانسس و گیسلز (۱۹۹۹) اشاره کرد که روش تشخیص نقاط پرت جمعی را در مدل‌های ARMA (خطی) توسعه یافته توسط چن و لیو^۳ (۱۹۹۳) به مدل‌های GARCH گسترش می‌دهند تا وقایع را که سبب یک اتفاق فوری می‌شوند در نظر بگیرد.

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

$$\mu_t = c + \sum_{i=1}^{\infty} \zeta_i \varepsilon_{t-i} \quad (۸)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad \text{and} \quad z_t \sim i.i.d. \quad N(0,1) \quad (۹)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (۱۰)$$

در این روابط ζ_i ها ضرایب $\zeta_i L^i + \sum_{i=1}^{\infty} \zeta_i L^i$ و $\theta(L) = 1 - \sum_{i=1}^q \theta_i L^i$ عملگر وقفه و $\phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i$ و $\theta(L) = 1 - \sum_{i=1}^q \theta_i L^i$ چندجمله‌ای‌های AR و MA به ترتیب از مراتب p و q هستند (که ریشه‌هایشان خارج از دایره واحد می‌افتد).

اگر یک جزء پرش مستقل $a_t I_t$ به r_t اضافه شود، خواهیم داشت:

$$r_t^* = r_t + a_t I_t \quad (۱۱)$$

در این رابطه r_t^* نشان‌دهنده بازده مالی مشاهده شده است، I_t یک متغیرباینری است که در صورت پرش در روز t مقدار ۱ و در غیراین صورت ۰ و a_t اندازه پرش‌ها (مثبت یا منفی) می‌باشد. مدل برای r_t^* دارای این ویژگی است که یک پرش $a_t I_t$ روی σ_{t+1}^2 (واریانس شرطی r_{t+1}) تأثیر نمی‌گذارد و توزیع‌های شرطی غیرگوسی برای r_t^* را امکان‌پذیر می‌کند.

1. Intervention Analysis

2. Box & Tiao

3. Chen and Liu

۴. فرض می‌شود a_t و I_t مستقل از یکدیگرند، که به‌طور مستقل در طول زمان و مستقل از گذشته r_t توزیع شده است. اندازه پرش a_t یا دنباله‌ای از اعداد یا تابعی از مقادیر مجذور گذشته r_t است، به‌عنوان مثال a_t زمانی که $\mu_t = c$ که c یک ثابت است متناسب با انحراف استاندارد شرطی r_t خواهد بود.

۴-۳-۱. آزمون تعیین برش

آزمون تشخیص برش‌های جمعی فرانسس و گیسلز (۱۹۹۹) که با روابط تصریح شده در (۷) تا (۱۱) سازگار است، با بسط روش چن و لیو (۱۹۹۳) برای تشخیص نقاط پرت جمعی در مدل‌های ARMA، امکان آزمون $H_0: a_t I_t = 0$ برای $t = \tau$ ، با استفاده از دنباله‌ای از آماره‌های t را برای $t = 1, \dots, T$ ممکن می‌کند. روش آنها با اجرای رگرسیون باقیمانده $\hat{v}_t = (r_t^* - \hat{\mu}_t)^2 - \hat{\sigma}_t^2$ (که $\hat{\sigma}_t^2$ تخمین‌های QML از μ_t و σ_t^2 هستند که از r_t^* به دست می‌آیند. بر روی کمیتی که تأثیر یک برش بالقوه $a_t I_t$ در زمان τ روی $\hat{v}_{\tau+s}$ ، $s \geq 0$ اندازه می‌گیرد، انجام می‌شود. سپس ماکزیمم دنباله آماره‌های t با مقدار بحرانی به دست آمده توسط شبیه‌سازی مقایسه می‌شود. فرانسس و گیسلز (۱۹۹۹) پیشنهاد کرده‌اند که $\hat{\mu}_t$ و $\hat{\sigma}_t^2$ توسط QML گاوسی تخمین زده شود که در برابر برش‌های جمعی از نوع (۵) مقاوم نیست و بنابراین آزمون آنها احتمالاً از مشکل به اصطلاح پوشاندن نقاط پرت^۱ رنج می‌برد (لورنت و همکاران (۲۰۱۶) با آزمایش مونت کارلو این موضوع را نشان می‌دهند). یکی دیگر از اشکالات آزمون آنها این است که مقادیر بحرانی به پارامترهای ناشناخته α_1 و β_1 مدل GARCH بستگی دارد و بنابر این، اندازه آزمون قابل کنترل نمی‌باشد.

برای غلبه بر این مشکلات، لورنت و همکاران (۲۰۱۶)، از کلاس جدیدی از تخمین‌ها برای مدل‌های ARMA که توسط مولر، پنا و یوهای (۲۰۰۹) معرفی شده است که به صورت مخفف MPY نشان داده می‌شود و در برابر برش‌های جمعی قوی هستند استفاده می‌کنند. MPY، با استفاده از یک تصریح MA با مرتبه بی‌نهایت به شکل زیر برای تقریب میانگین شرطی r_t^* استفاده می‌کنند:

$$\hat{\mu}_t = \mu + \sum_{i=1}^{\infty} \zeta_i \tilde{\sigma}_{t-i} w_{k\delta}^{\text{MPY}}(\tilde{J}_{t-i}) \quad (12)$$

در این رابطه \tilde{J}_{t-i} بازده استانداردسازی شده است. تابع وزن $w_{k\delta}^{\text{MPY}}(\cdot)$ نقش کلیدی را در نیرومندسازی مدل ARMA بازی می‌کند. به منظور تخمین‌های نیرومند و کارا از ضرایب مدل ARMA، آنها نشان می‌دهند که $w_{k\delta}^{\text{MPY}}(\cdot)$ باید محدود شود. به طور خاص، MPY تابع وزن معادله (۱۳) را پیشنهاد می‌کنند:

$$w_{k\delta}^{\text{MPY}}(\tilde{J}_{t-i}) = \text{sign}(\tilde{J}_{t-i}) \min(|\tilde{J}_{t-i}|, k\delta) \quad (13)$$

مدل کمکی زیربنایی (۱۲) با تابع وزن (۱۳) به نام گسترش اخلاص محدود شده^۱ (BIP)-ARMA نامیده می‌شود زیرا اثر پرش‌ها (یعنی $a_t I_t$) بر مقادیر آتی μ_t محدود شده است. لورنت و همکاران (۲۰۱۶)، تخمین نیرومند σ_t^2 در رابطه (۶) با عبارت $\tilde{\sigma}_{t-i}$ را نشان داده‌اند. در این مورد، آنها از ایده مشابه MPY که توسط مولر و یوهای (۲۰۰۸) (که به صورت مخفف MY نشان داده می‌شود) برای محدود کردن اثر $a_t I_t$ بر تخمین پارامترهای مدل GARCH استفاده کرده‌اند. در این حالت، QML گاوسی مناسب نمی‌باشد زیرا در $a_{t-1} I_{t-1}$ هیچ تأثیری بر σ_t^2 در معادله ندارد (۱۰)، در حالی که فرض یک GARCH(1,1) برای r_t^* به معنای (اگر برای سادگی $\mu_t = 0$) $\hat{\sigma}_t^2 = \omega + \alpha_1 (r_{t-1} + a_{t-1} I_{t-1})^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$ است که به معنای اثر بزرگ و به آرامی در حال فروپاشی $a_{t-1} I_{t-1}$ بر پیش‌بینی‌های تلاطم آینده می‌باشد. MY مدل کمکی GARCH (1, 1) زیر را با وزن‌ها در حالت حدی^۲ پیشنهاد می‌کند:

$$\tilde{\sigma}_t^2 = \omega + \alpha_1 \tilde{\sigma}_{t-1}^2 c_{\delta} w_{k_{\delta}}^{MPY} (\tilde{J}_{t-1})^2 + \beta_1 \tilde{\sigma}_{t-1}^2 \quad (14)$$

رابطه فوق گسترش محدود شده (BIP)-GARCH نامیده می‌شود. فاکتور c_{δ} توسط بودت و همکاران (۲۰۱۳) پیشنهاد شده است تا اطمینان حاصل شود که انتظار شرطی شوک‌های غیرمنتظره مجذور وزنی واریانس شرطی r_t در غیاب پرش می‌باشد.

پس از آنکه تخمین‌های نیرومند $\tilde{\mu}_t$ و $\tilde{\sigma}_t$ از μ_t و σ_t^2 در مدل (۷) - (۱۱) به دست آمد، که نسبت به حضور بالقوه پرش‌های جمعی در $a_t I_t$ مقاوم هستند، بازده استاندارد برای r_t^* به صورت معادله ۱۵ محاسبه می‌شود:

$$\tilde{J}_t = \frac{r_t^* - \tilde{\mu}_t}{\tilde{\sigma}_t} \quad (15)$$

اگر $a_t I_t = 0$ در زمان t باشد، \tilde{J}_t به‌طور مجانبی از یک توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند و بنابراین بازده استاندارد \tilde{J}_t که برای به دست آوردن این توزیع خیلی بزرگ است، باید پرش‌ها را منعکس کند. از آنجایی که یک پرش بسیار بزرگ می‌تواند به‌طور مصنوعی واریانس شرطی را مدتی پس از وقوع آن به شکل انفجاری افزایش دهد، استفاده از برآوردگرها پرش قوی هر دو μ_t و σ_t^2 بسیار مهم است. برای آزمون فرضیه صفر

$$H_0: a_t I_t = 0 \quad \text{for } t = 1, \dots, T$$

در مقابل

$$H_1: a_t I_t \neq 0$$

1. Bounded Innovation Propagation (BIP)
2. Extreme

براساس روش ارائه شده توسط لورنت و همکاران (۲۰۱۶) $|\tilde{I}_t|$ به ازای هر t محاسبه می‌شود و اگر $\max_T |\tilde{I}_t| > g_{T,\lambda}$ باشد آنگاه H_0 رد خواهد شد. در این رابطه \max_T نشان‌دهنده حداکثر $|\tilde{I}_t|$ است برای $t = 1, \dots, T$ و $g_{T,\lambda}$ مقدار بحرانی آزمون می‌باشد. آنها در مواردی که H_0 رد می‌شود، قانون تشخیص پرش زیر را نیز پیشنهاد می‌کنند:

$$\tilde{I}_t = I(|\tilde{I}_t| > g_{T,\lambda}) \quad (16)$$

در این رابطه $I(\cdot)$ تابع نشانگر است. در صورت عدم وجود پرش، احتمال اینکه حداکثر هر مجموعه‌ای از T آماره‌ی J مستقل $|\tilde{I}_t|$ فراتر از عبارت

$$g_{T,\lambda} = -\log(-\log(1 - \lambda))b_T + c_T \quad (17)$$

باشد که $b_T = 1/\sqrt{2\log T}$ و $c_T = (2\log T)^{1/2} - [\log \pi + \log(\log T)] / [2(2\log T)^{1/2}]$

است زمانی که $T \rightarrow \infty$ برابر با λ است. بنابراین، همه بازده‌های که برای آنها $|\tilde{I}_t| > g_{T,\lambda}$ است، باید تحت تأثیر پرش، تلقی شوند.

شایان ذکر است که MPY و MY نشان می‌دهند که تخمین QML یک مدل BIP-ARMA با واریانس ثابت و یک مدل BIP-GARCH با میانگین شرطی صفر در حضور داده‌های پرت جمعی کاراً نمی‌باشد. آنها استفاده از برآوردگر M را توصیه می‌کنند که مقدار متوسط تابع هدف $\rho(\cdot)$ را به حداقل می‌رساند. بدین منظور، لورنت و همکاران (۲۰۱۶) از تبدیل لگاریتمی مربع بازده‌های استاندارد شده استفاده می‌کنند:

$$\hat{\theta}^M = \arg \min_{\theta \in \Theta} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho \left(2 \log \left| \frac{r_t^* - \tilde{\mu}_t}{\tilde{\sigma}_t} \right| \right) \quad (18)$$

برای نیرومندی^۱، این تابع ρ ، باید مشاهدات حدی^۲ و در نتیجه پرش‌ها را کاهش دهد. انتخاب، $\rho(\cdot)$ استحکام را در مقابل کارایی تغییر می‌دهد.

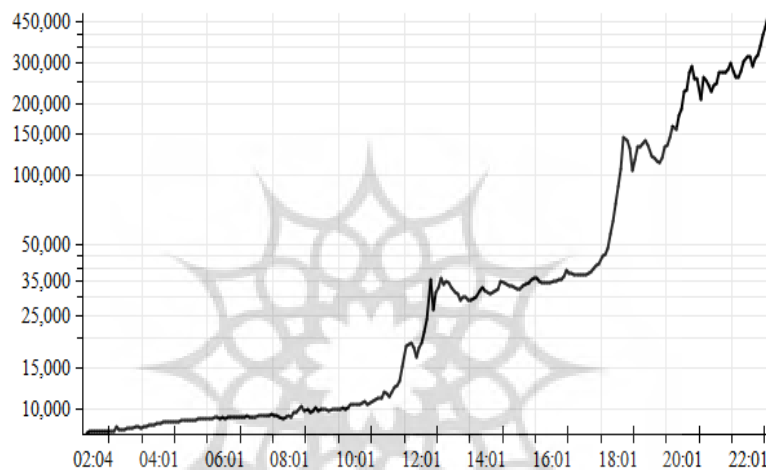
۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش به ترتیب تجزیه و تحلیل توصیفی و استنباطی داده‌ها انجام می‌شود و سپس بر مبنای نتایج آن به بررسی سازگاری مدل‌های معرفی شده تلاطم تصادفی با ساختار داده‌ها پرداخته می‌شود. پس از آن مقایسه مدل‌ها انجام گرفته و با استفاده از معیارهای BIC، AIC و HQC مدل مناسب انتخاب شده و رفتار فرآیند مولد داده‌ها براساس آن توصیف می‌شود.

1. Robustness
2. Extreme Observations

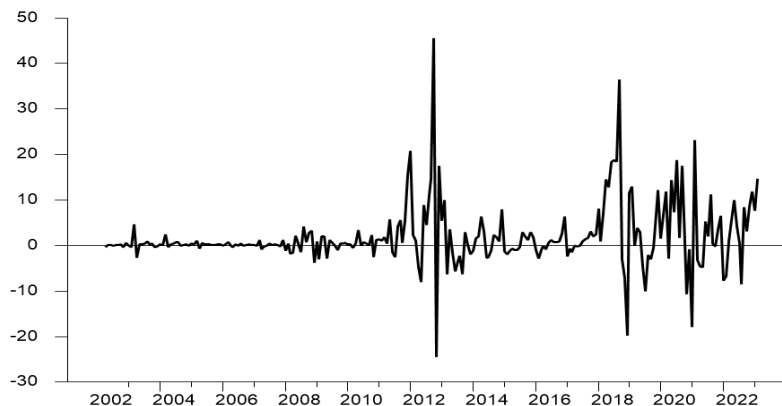
۵-۱. تجزیه و تحلیل توصیفی

نمودار (۱)، برابری دلار آمریکا با ریال ایران را از ماه آوریل ۲۰۰۲ تا فوریه ۲۰۲۳ (شامل ۲۵۱ مشاهده) نشان می‌دهد. این نمودار به وضوح نامانایی داده‌های برابری ارز ریال در برابر دلار را نشان می‌دهد. همچنین، از نمودار مشخص می‌شود که سه شکست در تاریخ‌های قبل از ۲۰۱۱، بین ۲۰۱۱ و پیش از ۲۰۱۸ و پس از ۲۰۱۸، روی داده‌اند. برای مثال، ارزش دلار در مقابل ریال از ژانویه ۲۰۱۱ تا ژانویه ۲۰۱۸، بیش از ۳۱۹ درصد رشد داشته است.



نمودار ۱. داده‌های اصلی برابری دلار با ریال ایران (ماهانه)

به این دلیل بازده نرخ ارز به صورت $y_t = 100 \times \log(S_t/S_{t-1})$ برای تمام ۲۵۱ مشاهده شده محاسبه می‌شود. نمودار (۲)، به وضوح وقوع دوره‌های آرام و تلاطمی را در بازده نرخ ارز به شکل خوشه‌ای نشان می‌دهد. نقش تحریم‌های اقتصادی بر بی‌ثباتی این بازار به وضوح پیداست. در بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۴، وضع تحریم‌های اتحادیه اروپا و آمریکا بر فروش نفت و قطع دسترسی به سیستم سوئیفت، عدم قطعیت این بازار را به شدت افزایش داده است. در بازه زمانی پس از سال ۲۰۱۸ نیز خروج از برجام و بازگرداندن تحریم‌های اقتصادی و تقویت آنها عامل تشدید نااطمینانی در این بازار بوده است.



نمودار ۲. بازده ماهانه نرخ ارز (دلار در مقابل ریال)

جدول (۱)، آمارهای توصیفی مربوط به بازده ارز را نشان می‌دهد. آمارهای توصیفی نشان‌دهنده چولگی بالا به سمت راست در داده‌های بازده نرخ ارز می‌باشد. با توجه به تعریف این متغیر در پژوهش حاضر، این موضوع به معنای حرکات بزرگ منفی در نرخ برابری ریال با دلار در بازه زمانی مطالعه است. در بین ۱۲ مقدار بزرگ (مثبت و منفی) در بازه ماهانه ارز، ۹ مورد مربوط به کاهش ارزش ریال در برابر دلار است.

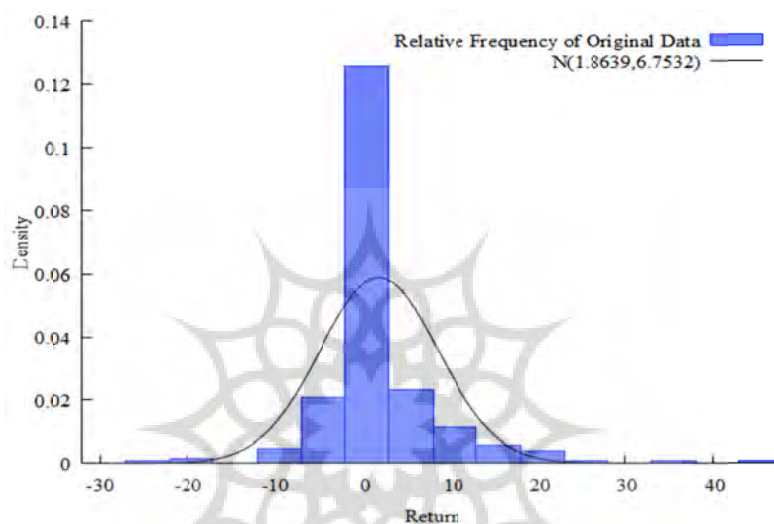
جدول ۱. ویژگی‌های نمونه‌ای داده‌های اصلی بازده نرخ ارز

آماره‌های توصیفی	نرخ ارز ماهانه
میانگین	۱/۸۶۳۹
حداکثر	۴۵/۶۱۰
حداقل	-۲۴/۵۱۰
انحراف استاندارد	۶/۷۵۳۲
چولگی	۱/۸۳۸۴
کشیدگی	۱۰/۶۷۲

کشیدگی بالای داده‌های بازده (نسبت به توزیع نرمال) نشان‌دهنده آن است که حرکات بزرگ در بازده نرخ ارز ماهانه پدیده‌ای رایج می‌باشد همان‌طور که بالرسلیف^۱ (۱۹۸۷) بیان می‌کند، این موضوع نشانه غیرثابت بودن تلاطم در طی زمان است و با استاندارد سازی داده‌های

1. Bollerslev

بازده نسبت به انحراف استاندارد شرطی‌شان از بین نخواهد رفت. نمودار (۳)، فراوانی‌نگار^۱ داده‌های اصلی بازده نرخ ارز در مقایسه با کرنل^۲ نرمال با میانگین و واریانس برابر با میانگین و واریانس داده‌های اصلی را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از نمودار پیداست، انحراف این داده‌ها با چگالی نرمال به‌طور عمده مربوط به ضریب کشیدگی بالا و تا حدودی نیز مربوط به چولگی به راست آنهاست.



نمودار ۳. فراوانی‌نگار داده‌های بازده نرخ ارز در مقایسه با کرنل نرمال با میانگین و واریانس یکسان با داده‌های اصلی

همچنین، بیشترین کاهش در ارزش ریال در برابر دلار ۴۵ درصد بوده است که مربوط به اکتبر سال ۲۰۱۱ می‌باشد. این مشاهده در بازه زمانی‌ای قرار داشته که تحریم بانک مرکزی و دسترسی ایران به سوئیفت بر اقتصاد ایران وضع شده است. بیشترین رشد در ارزش ریال در برابر دلار نیز ۲۴ درصد بوده است که مربوط نوامبر همان سال می‌باشد.

۵-۲. تجزیه و تحلیل استنباطی داده‌ها

در جدول (۲) نتایج تخمین‌های اولیه مدل‌های GARCH، IGARCH و FIGARCH ارائه شده است. پارامترهای مدل‌های تلاطم با استفاده از روش حداکثر راستنمایی که ماتریس واریانس-کواریانس آن با استفاده از روش‌های نیرومند^۳ اصلاح شده است برآورد شده است.

1. Histogram
2. Kernel
3. Robust

مدل‌ها براساس معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای AIC، BIC و HQ مقایسه شده‌اند و بهترین مدل به شکل بولد ایتالیک مشخص شده است.

جدول ۲. تخمین مدل‌های تلاطم داده‌های اصلی بازده نرخ ارز بدون احتساب شکست ساختاری در واریانس

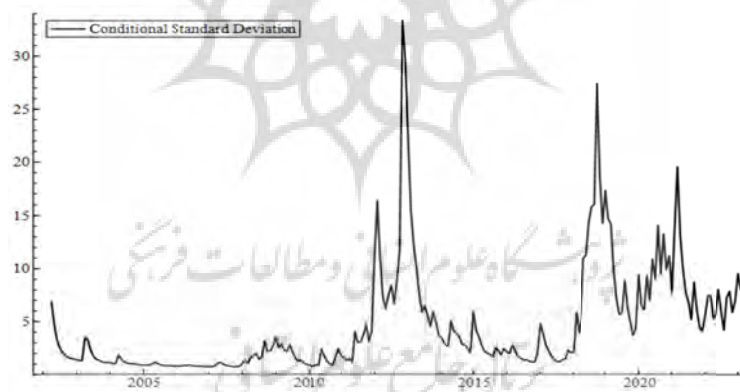
	GARCH(1,1)^a	I-GARCH(1,1)	FIGARCH(1,D,1)	FIGARCH(0,D,1)^b	FIGARCH(1,D,0)
ω	NC	۰/۴۱۹۴ (۰/۳۰۴۳)	۰/۵۷۶۴ (۰/۶۷۶۹)	NC	۰/۱۵۹۹ (۰/۲۹۴۱)
α_1	NC	۰/۵۰۴۲** (۰/۱۴۵۶)	-	-	-
ϕ			-۰/۰۸۹۵۷ (۰/۰۳۳۶)		
β_1	NC	۰/۴۹۵۷***	-۰/۸۶۲۲ (۰/۰۳۸۱)	NC	۰/۳۳۳۲*** (۰/۱۲۵۷)
d	NC	۱	۰/۷۷۴۴ (۰/۰۳۹۹)	NC	۰/۸۶۸۸*** (۰/۰۶۲۳)
آزمون باقیمانده‌ها					
Q(12)	NC	۱۲/۳۸۵۷	۱۱/۵۵۱۶	NC	۱۲/۳۸۶۴
Q ² (12)	NC	۱۶/۰۹۷۱	۱۴/۱۱۱۰	NC	۱۳/۳۷۵۳
ARCH-LM 1-12	NC	۱/۳۵۸۹	۱/۰۷۷۳	NC	۱/۱۲۷۱
معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای					
AIC	NC	۵/۱۹۷۱	۵/۲۱۰۵	NC	۵/۱۹۶۵
BIC	NC	۵/۲۸۱۴	۵/۳۰۸۹	NC	۵/۲۸۰۸
HQC	NC	۵/۲۳۱۱	۵/۲۵۰۱	NC	۵/۲۳۰۴
<p>NC به معنای محاسبه نشده^۱ است. (a) شرط وجود گشتاور مرتبه چهارم برقرار نبود. (b) قیود مربوط به مثبت بودن ضرایب FIGARCH برقرار نبود.</p>					

براساس نتایج ارائه شده در جدول (۲)، مدل FIGARCH(1,0.87,0) براساس معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای، برای مدل‌سازی تلاطم بازده نرخ ارز، به شکل ضعیفی از مدل IGARCH بهتر عمل می‌کند، و نظر می‌رسد که شوک‌های وارد آمده بر واریانس شرطی به‌طور هایپربولیک میرا می‌شوند و نامیرایی نمایی آنگونه که مدل IGARCH(1,1) ادعا می‌کند با داده‌ها سازگار نیست.

همچنین، از آنجا که مدل‌های GARCH و FIGARCH(0,d,1) شرایط وجود گشتاور مرتبه چهارم و یا قیود غیرمنفی را برآورده نمی‌کنند، گزارش نشده‌اند.

1. Not Computed (NC)

انحراف استاندارد شرطی نرخ ارز غیررسمی براساس مدل FIGARCH(1,0.87,0) در نمودار (۴) ارائه شده است. این نمودار به طور واضح نشان می‌دهد که درجه عدم قطعیت^۱ بازده نرخ ارز در طول دوره‌هایی که تحریم‌های اقتصادی تشدید شده، به شدت افزایش یافته است. روند زمانی تلاطم شرطی در بازار غیررسمی ارز ایران به این صورت بوده است که تلاطم بسیار آرام شروع می‌شود و از ابتدای سال ۲۰۱۱ به شکلی ناگهانی و شدید شروع به افزایش می‌کند. از سال ۲۰۱۳ به شدت کاهش پیدا می‌کند و دوباره در انتهای سال ۲۰۱۷ همزمان با خروج آمریکا از برجام، به شکلی انفجاری افزایش می‌یابد. حداکثر و حداقل تلاطم در هر دوره بسیار متغیر است. در دوره‌هایی که تلاطم بسیار بیشتر و شدیدتر بوده، ارزش ریال در برابر دلار تضعیف شده است. برای مثال، بیشترین کاهش در بازده ماهانه ریال در برابر دلار در مهرماه ۱۳۹۱ اتفاق افتاده است که تلاطم در ماه ۱۱/۲ درصد بوده و در آبان ماه در حداکثر مقدار خود (۲۳/۸ درصد) قرار داشته است. همچنین، بیشترین افزایش در بازده ماهانه ریال در برابر دلار در آذرماه ۱۳۹۷ روی داده است که تلاطم در یکی از مقادیر بسیار بزرگ خود (۱۳/۸ درصد) در کل بازه مورد مطالعه قرار داشته است. بیشترین میزان انحراف استاندارد شرطی بازده نرخ ارز (۲۳/۳۴ درصد) مربوط به نوامبر سال ۲۰۱۲ است. همچنین، پس از خروج آمریکا از برجام و بازگرداندن تحریم‌ها و تشدید آنها و وقوع COVID-19 عدم قطعیت بازده نرخ ارز دوباره به سطوح بین سال ۲۰۱۰ و ۲۰۱۳ افزایش یافته است.



نمودار ۴. انحراف استاندارد شرطی محاسبه شده با مدل FIGARCH(1,0.87,0)

تأیید نتایج فوق بدون بررسی‌های دقیق‌تر به ویژه عدم احتساب شکست‌های ساختاری در معادله تلاطم می‌تواند تصویر نادرستی از بازار غیررسمی ارز ایران ارائه دهد. گرنجر و هیانگ^۱ (۲۰۰۴)، معتقد هستند که شکست‌های ساختاری گاه‌به‌گاه^۲ مولد حافظه طولانی‌مدت در داده‌های بازده می‌باشند. دیبولد و اینو^۳ (۲۰۰۱) نیز بر این باورند که مدل‌های تغییر رژیم تصادفی به نحوی با مدل‌های با حافظه طولانی مرتبط هستند که اشتباه گرفته می‌شوند در زمینه وقوع شکست‌های ساختاری در نرخ ارز غیررسمی ایران می‌توان به این موضوع اشاره کرد که تحریم‌های تجاری جامع و محدودیت‌های مالی اعمال شده توسط اتحادیه اروپا و آمریکا، با قطع کانال‌های مالی و تجاری بین ایران و جامعه بین‌المللی و توقف یا کاهش قابل توجه تجارت سایر کشورها با ایران به شکل دوره‌ای شوک‌های بزرگ ناگهانی به اقتصاد این کشور وارد کرده است. برای مثال، دودلک^۴ (۲۰۱۸)، بیان می‌کند که بعد از تحریم یک‌جانبه صنعت نفت ایران در سال ۲۰۱۰ توسط آمریکا و تحریم‌های سال ۲۰۱۲ اتحادیه اروپا علیه بخش انرژی ایران که نه تنها سرمایه‌گذاری‌های انرژی در ایران را ممنوع کرده، بلکه واردات، خرید و حمل نفت ایران به اتحادیه اروپا را نیز تحریم کرده است. بسیاری از شرکت‌های نفتی خارجی از ایران خارج شده‌اند که منجر به کاهش سریع تولید و صادرات نفت ایران، کاهش شدید درآمدهای نفتی، کاهش شدید ارزش ریال و افزایش تورم و بیکاری و در نتیجه تلاطم شدید نرخ ارز شده است.

۵-۳. نقاط پرت و تغییرات ناگهانی در واریانس بازده نرخ ارز غیررسمی

برای ارزیابی اینکه آیا رفتار پایداری تلاطم و حافظه طولانی توصیف شده در جدول (۵) واقعی است یا یک رفتار جعلی^۵ ایجاد شده توسط شکست‌های ساختاری، وجود شکست در تلاطم باید بررسی شود. رودریگز و روبیا^۶ (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که نقاط پرت جمعی که حاصل تغییرات برون‌زا هستند و به‌طور مستقیم بر سری تأثیر می‌گذارند، می‌توانند نتایج آزمون‌های نوع CUSUM را برای شناسایی شکست در واریانس تحریف کنند. آنها نشان می‌دهند که آزمون سانسو^۷ و همکاران (۲۰۰۴) در حضور نقاط پرت جمعی توان آزمون پایینی نشان می‌دهد و گرایش دارد که نقاط شکست کم‌تری پیدا کند و یا اصلاً نقطه شکستی را نیابد. نیلی^۸ (۱۹۹۹) و

1. Granger & Hyung
2. Occasional Breaks
3. Diebold & Inoue
4. Dudlák
5. Spurious
6. Rodrigues & Rubia
7. Sansó
8. Neely

اندرسن^۱ و همکاران (۲۰۰۷) نیز نشان می‌دهند که پالایش داده‌ها از نقاط پرت، صحت^۲ پیش‌بینی مدل‌های تلاطمی را بهبود می‌بخشد.

جدول (۳)، نقاط پرت شناسایی شده در تلاطم بازده ارز غیررسمی ایران را به ترتیب زمانی نشان می‌دهد. همان‌طور که انتظار می‌رود، در سری بازده نرخ ارز غیررسمی ایران، نقاط دورافتاده شناسایی شده‌اند که شواهد محکمی از شوک‌های بزرگ نادر را ارائه می‌دهند، افزون بر این، متناظر با تاریخ نقطه پرت شناسایی شده رویداد خاص سیاسی که در نزدیکی آن تاریخ رخ داده بیان شده است. مطابق با آنچه نیلی^۳ (۲۰۱۱) بیان می‌کند، بسیاری از پرش‌ها در نرخ ارز، متناظر با اخبار اعلامیه‌های اقتصاد کلان است. در مورد بازده نرخ ارز غیررسمی ایران این اعلامیه‌ها مرتبط با وقایع سیاسی می‌باشد.

جدول ۳. نقاط پرت در تلاطم نرخ ارز ماهانه ایران

تاریخ	رویداد
مارس ۲۰۰۳	شروع بحران هسته‌ای ایران با غرب از اوت ۲۰۰۲
مارس ۲۰۰۴	توافق نامه بروکسل میان ایران و ۴ کشور اتحادیه اروپا
مارس ۲۰۰۷	دومین مجموعه تحریم‌های شورای امنیت شامل تحریم‌های جدید مالی و تسلیحاتی. این تحریم‌ها توقیف دارایی‌ها را به ۲۸ گروه، شرکت و افراد دیگری که در فعالیت‌های حساس هسته‌ای ایران یا تولید موشک‌ها شرکت داشتند یا از آن حمایت می‌کردند را افزایش داده است. بانک سپه و شرکت‌های مرتبط با سپاه پاسداران نیز از جمله مؤسسه‌هایی بودند که نام آن‌ها در این دور از تحریم‌ها اضافه شده است. این قطع‌نامه خواستار اجرای فصل ۷ از بند ۴۱ منشور سازمان ملل شده و اجرای بیش‌تر مفاد آن را با حذف اقدام نظامی، اجباری کرده است.
می ۲۰۱۰	تصویب لایحه تحریم آن دسته از شرکت‌هایی که با ایران معاملات تجاری دارند توسط مجلس نمایندگان آمریکا/ وزارت خزانه‌داری آمریکا همچنین اقداماتی را علیه چندین شرکت کشتیرانی ایران و ۲۲ شرکت نفتی، انرژی و بیمه که توسط دولت ایران اداره می‌شود و در ایران و بخش‌های مختلف جهان از جمله لندن، سنگاپور و دبی فعالیت می‌کنند را مورد هدف قرار داده است.
اکتبر ۲۰۱۰	اعمال تحریم‌های جدید آمریکا علیه ۳۷ شرکت اروپایی و ۵ نفر از شهروندان ایرانی که گفته می‌شود در بخش کشتیرانی ایران فعالیت دارند.
می ۲۰۱۱	اعلام بی‌نتیجه بودن مذاکرات هسته‌ای ایران و اتحادیه اروپا توسط کاترین اشتون و اعمال تحریم علیه برخی از افراد به ظن همکاری با برنامه هسته‌ای ایران
اکتبر ۲۰۱۲	کاهش شدید ارزش ریال و اعتراضات در بازار تهران به سیاست‌های دولت
آوریل ۲۰۱۴	اجرائی شدن توافق موقت ژنو و آزاد شدن بخشی از دارایی‌های مسدود شده ایران
دسامبر ۲۰۱۴	تمدید توافق موقت ژنو به مدت شش ماه دیگر
اگوست ۲۰۱۵	اعلام توافق اتمی جامع میان ۱+۵ و ایران
نوامبر ۲۰۱۶	پیروزی ترامپ در انتخابات ریاست جمهوری آمریکا
دسامبر ۲۰۱۶	تصویب مجدد قانون ISA (قانون تحریم‌های ایران و لیبی) برای ده سال دیگر
ژانویه ۲۰۱۸	اظهارات ترامپ در مورد خروج از برجام در چهار ماه آینده در صورت عدم بازنگری برجام و عدم مذاکره درباره برنامه موشک‌های بالستیک ایران

1. Andersen
2. Accuracy
3. Neely

یافته‌های فوق نشان‌دهنده تأثیر موفقیت یا عدم موفقیت مذاکرات سیاسی ایران و کشورهای غربی و هم چنین وضع یا لغو و تعلیق تحریم‌های خاص بر بازار ارز ایران می‌باشد نکته‌ای که باید به آن توجه شود آن است که تمام پرش‌های شناسایی شده به‌طور عمده توسط سرویس‌های اخبار بی بی سی ثبت شده‌اند و همه گزارش‌های خبری در نزدیک‌ترین زمانی که پرش‌ها با رویدادهای اقتصادی مطابقت دارند، استخراج شده‌اند.

۵-۳-۱. تغییرات ناگهانی در واریانس

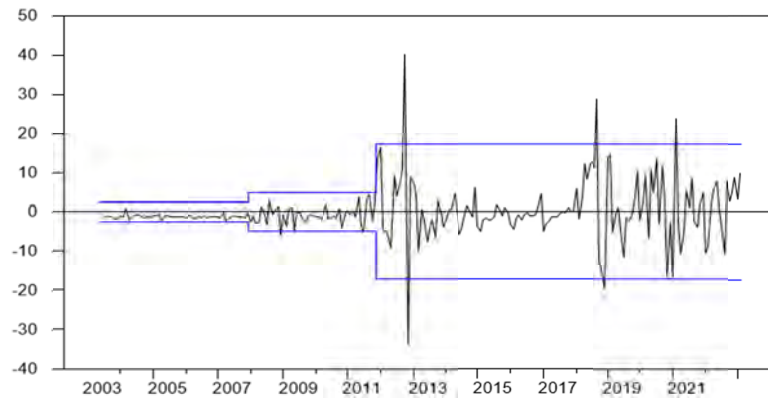
در پژوهش حاضر، الگوریتم اصلاح شده ICSS برای تشخیص تغییر ناگهانی در تلاطم داده‌های بازده ارز، با استفاده از سری بازدهی نرخ ارز اصلی و پالایش شده از نقاط پرت اعمال می‌شود (همان‌طور که توسط رودریگز و روبیا (۲۰۱۱) پیشنهاد شده است).

دوره‌های زمانی تغییر در تلاطم که توسط الگوریتم اصلاح شده ICSS شناسایی شده، در جدول (۴) آمده است. الگوریتم ICSS بر روی داده‌های پالایش شده از نقاط پرت جمعی، یک نقطه شکست در واریانس بازار ارز غیررسمی ایران را شناسایی می‌کند. با این حال، زمانی که الگوریتم اصلاح شده ICSS بر روی داده‌های غیرپالایش شده اعمال می‌شود، دو نقطه تغییر ناگهانی در واریانس مشاهده می‌شود. این نتایج تأیید می‌کند که الگوریتم ICSS در حضور نقاط پرت عملکرد آریبی دارد و بازار ارز غیررسمی ایران تحت تأثیر پرش در تلاطم می‌باشد. هم چنین، این یافته نشان می‌دهد که شکست‌های ساختاری در بازار ارز غیررسمی در ایران تحت تأثیر شوک‌های بزرگ سیاسی و تحولات کم تکرار مانند تحریم‌ها قرار دارد.

جدول ۴. تغییرات ناگهانی در واریانس

داده‌های اصلی	داده‌های پالایش شده از نقاط پرت
دسامبر ۲۰۰۷: تحریم‌های شورای امنیت علیه برنامه هسته‌ای ایران	مارس ۲۰۱۸: عدم تأیید برجام توسط ترامپ و تحریم سپاه پاسداران توسط وزارت دارایی آمریکا و خروج از برجام
نوامبر ۲۰۱۱: اعمال تحریم نفتی و قطع دسترسی ایران به سوئیفت	

نمودار (۵)، شکست ساختاری رخ داده در تلاطم بازده نرخ ارز غیررسمی را نشان می‌دهد. خطوط آبی رنگ براساس فاصله $\pm 2\sigma_1^2$ حول میانگین سراسری داده‌ها رسم شده است. این نمودار نشان می‌دهد که به‌طور کلی واریانس غیرشرطی بازده نرخ ارز غیررسمی ایران از سال ۲۰۰۷ به این سو، به شکل پلکانی در حال افزایش بوده است. بیشترین انتقال تابع مربوط به نوامبر ۲۰۱۱ و اعمال تحریم‌های چندجانبه نفتی و قطع دسترسی سیستم بانکی کشور به سوئیفت است.



نمودار ۵. تغییرات ناگهانی در تلاطم داده‌های اصلی نرخ ارز غیررسمی با استفاده از الگوریتم تصحیح شده ICSS

نمودار (۶)، نشان می‌دهد که شکست ساختاری در واریانس بازده نرخ ارز تحت تأثیر نقاط پرت جمعی است و پالایش داده‌ها از نقاط پرت جمعی منجر به کاهش اریبی خواهد شد. مقایسه نمودار (۶) با نمودار (۵) نشان می‌دهد که تنها، مسئله تخمین نقاط شکست در واریانس غیرشرطی بازده در حضور نقاط پرت مشکل‌ساز نیست؛ بلکه برآورد واریانس غیرشرطی بازده نرخ ارز در بین نقاط شکست نیز اریب خواهد بود. در نتیجه، مسیر میرایی تلاطم شرطی حول مقدار بلندمدتش به نحوی غلط تصریح خواهد شد که می‌تواند منجر به نتایج نادرست در مورد پایداری تلاطم شود.



نمودار ۶. تغییرات ناگهانی در تلاطم داده‌های پالایش شده نرخ ارز غیررسمی با استفاده از الگوریتم تصحیح شده ICSS

جدول (۵)، بیانگر آن است که با احتساب شکست‌های ساختاری در واریانس، تخمین پایداری تلاطم در مدل $GARCH(1,1)$ به شدت کاهش می‌یابد ($\alpha_1 + \beta_1 \cong ۹۶/۰$) و برخلاف حالت پیشین، شرایط گشتاوری مرتبه چهار فراهم می‌شود. پارامتر حافظه طولانی d حتی با وجود احتساب شکست‌های ساختاری در سطح اطمینان ۹۹٪ نیز معنادار می‌باشد. این موضوع در کنار این واقعیت که حداقل یکی از متغیرهای مجازی Dum_{2007} و Dum_{2011} در مدل‌های محاسبه شده معنادار می‌باشد، به معنای آن است که شواهد علیه حافظه طولانی در بازده نرخ ارز غیررسمی چندان قوی نیست و نمی‌توان تمام دلایل در مورد پایداری بالای تلاطمی را به شکست‌های ساختاری نسبت داد. با واکاوی بیشتر و مقایسه پارامتر d در حالت احتساب شکست‌های ساختاری با حالت عدم احتساب شکست‌های ساختاری، مشخص می‌شود که تنها ۱/۲۲٪ کاهش در حافظه (از ۰/۸۶۸۸ به ۰/۸۵۶۶ کاهش یافته) روی داده است، بنابراین، فرضیه جعلی بودن حافظه طولانی در نرخ ارز غیررسمی ایران به دلیل وجود شکست‌های ساختاری رد می‌شود. در نتیجه، می‌توان گفت که هرچند تلاطم نرخ ارز بازار غیررسمی ایران میراست، اما این میرایی به کندی صورت می‌گیرد و هرگونه انحراف از مسیر تعادلی می‌تواند تا مدت زمان نسبتاً بزرگی طول بکشد. با توجه به اینکه معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای $FIGARCH(1,d,0)$ با شکست‌های ساختاری کم‌تر از $FIGARCH(1,d,0)$ بدون شکست‌های ساختاری است، لذا؛ مدل $FIGARCH(1,d,0)$ با شکست‌های ساختاری انتخاب خواهد شد. به عبارت دیگر، شکست‌های ساختاری بخشی از فرآیند تلاطم در نرخ ارز غیررسمی ایران است.

جدول ۵. تخمین مدل‌های تلاطم-داده‌های اصلی با اعمال شکست ساختاری در واریانس بازده نرخ ارز

	GARCH(1,1)	IGARCH(1,1)	FIGARCH(1,D,1) ^A	FIGARCH(0,D,1) ^B	FIGARCH(1,D,0)
ω	۰/۰۲۸۱ (۰/۰۱۷۵)	۰/۰۲۹۹ (۰/۰۱۸۱)	NC	NC	-۰/۱۷۷۶ (۰/۱۵۱۱)
Dum_{2007}	۰/۷۹۲۱ (۰/۴۶۰۰)	۰/۸۳۹۴ (۰/۴۶۲۶)	NC	NC	۱/۹۰۹۰*** (۰/۹۵۹۴)
Dum_{2011}	۲/۰۰۲۷ (۱/۴۴۰۵)	۲/۳۸۷۶ (۱/۴۴۷۲)	NC		۵/۱۳۴۳ (۳/۸۳۲۸)
α_1	۰/۴۴۵۲*** (۰/۱۷۰۴)	۰/۴۶۸۸** (۰/۰۷۹۱)	-	-	-
ϕ	-	-	NC	NC	-
β_1	۰/۵۱۷۱** (۰/۰۸۵۵)	۰/۵۳۱۱**	NC	NC	۰/۱۰۸۱ (۰/۰۸۲۴)
d	0	1	NC	NC	۰/۸۵۶۶*** (۰/۰۶۶۵)

	GARCH(1,1)	IGARCH(1,1)	FIGARCH(1,D,1) ^A	FIGARCH(0,D,1) ^B	FIGARCH(1,D,0)
آزمون باقیمانده‌ها					
$Q(12)$	۹/۳۶۶۹	۹/۶۹۱۶	NC	NC	۹/۰۳۷۴
$Q^2(12)$	۴/۹۵۵۱	۴/۷۷۲۰	NC	NC	۱۰/۷۰۴۸
LM(12)	۰/۴۳۵۴	۰/۴۳۶۱	NC	NC	۱/۱۰۴۵
معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای					
AIC	۵/۰۹۴۹	۵/۰۸۹۲	NC	NC	۴/۹۹۱۷
BIC	۵/۳۱۲۳	۵/۱۹۱۹	NC	NC	۵/۱۰۴۱
HQC	۵/۱۴۲۲	۵/۱۳۰۶	NC	NC	۵/۰۳۶۹
NC به معنای محاسبه نشده است. (a) و (b) عدم برقراری قیود مربوط به مثبت بودن ضرایب FIGARCH.					

نتایج ارائه شده در جدول (۶) نیز مشابه جدول (۵) است. تنها تفاوت در این نکته است که پالایش داده‌ها از نقاط پرت جمعی، اندکی میزان حافظه طولانی مدل را نسبت به زمانی که شکست‌های ساختاری در مدل لحاظ نشده افزایش داده است. با این حال، از آنجا که در مقایسه با مدل FIGARCH(1,d,0) با شکست‌های ساختاری (داده‌های اصلی) مقدار معیارهای اطلاعاتی بزرگ‌تری دارد، مدل منتخب در بین آنها نخواهد بود.

جدول ۶. تخمین مدل‌های تلاطم-داده‌های پالایش شده از نقاط پرت و اعمال شکست ساختاری در واریانس بازده نرخ ارز

	GARCH(1,1) ^A	IGARCH(1,1)	FIGARCH(1,D,1) ^B	FIGARCH(0,D,1) ^C	FIGARCH(1,D,0) ^B
ω	NC	۰/۵۸۸۱ (۰/۳۴۳۴)	NC	NC	۰/۲۷۹۲ (۰/۴۱۰۰)
Dum_{2018}	NC	۲۳/۰۸۹۴ (۱۰/۵۷۴)	NC	NC	۲۳/۷۱۷۵** (۹/۱۸۷۵)
α_1	NC	۰/۶۶۶۰ (۰/۱۴۱۶)	-	-	-
ϕ	-	-	NC	NC	-
β_1	NC	۰/۳۳۳۹ -	NC	NC	۰/۲۳۳۳* (۰/۱۳۵۰)
d	0	1	NC	NC	۰/۸۷۲۸*** (۰/۰۷۰۸)
آزمون باقیمانده‌ها					
$Q(12)$	NC	۱۳/۵۸۲۲	NC	NC	۱۳/۲۸۱۱

1. Not Computed

	GARCH(1,1) ^A	IGARCH(1,1)	FIGARCH(1,D,1) ^B	FIGARCH(0,D,1) ^C	FIGARCH(1,D,0) ^B
$Q^2(12)$	NC	۱۱/۲۱۷۹	NC	NC	۱۵/۵۹۰۰
LM(12)	NC	۱/۱۷۳۵	NC	NC	۱/۳۸۱۶
معیارهای اطلاعاتی درون نمونه‌ای					
AIC	NC	۵/۱۹۸۷	NC	NC	۵/۱۶۴۳
BIC	NC	۵/۳۲۵۱	NC	NC	۵/۲۷۶۷
HQC	NC	۵/۲۴۹۶	NC	NC	۵/۲۰۹۵
<p>NC به معنای محاسبه نشده است. (a) عدم وجود شرط گشتاور مرتبه چهارم (b) و (c) قیود مربوط به مثبت بودن ضرایب FIGARCH برقرار نبود.</p>					

۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

بی‌ثباتی‌های شدید دو دهه اخیر در بازار ارز غیررسمی ایران علاقه‌مندی تجار، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران به درک پویایی‌های تلاطم در این بازار را در پی داشته است. درک بهتر این موضوع مدیریت ریسک بهتر را به دنبال خواهد داشت. در پژوهش حاضر ماهیت و علل پایداری بالای تلاطم در بازار ارز غیررسمی ایران بررسی شده است. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده وقوع شکست‌های ساختاری چندگانه و پرش‌های گوناگون در واریانس غیرشرطی داده‌های نرخ بازده ارز بوده است. درک چرایی روی دادن شکست‌های ساختاری در مورد ایران چندان سخت نیست، چرا که اقتصاد این کشور در چند دهه اخیر با تحریم‌های اقتصادی یک‌جانبه و چندجانبه روبرو بوده است. وقایع نگاری^۲ پرش‌ها و شکست‌های ساختاری در واریانس، به خوبی با رخدادهای سیاسی در مورد این کشور نیز مرتبط بوده است. یافته اصلی این پژوهش آن است که حافظه طولانی در تلاطم بازده نرخ ارز قوی بوده و نقش غالب در توضیح پویایی‌های نرخ ارز دارد. دیگر دستاورد این پژوهش آن است که اگر واریانس بلندمدت به‌عنوان یک مقدار ثابت نامعلوم فرض شود، مدل‌سازی تلاطم شرطی بازده نرخ ارز غیررسمی ایران با یک فرآیند GARCH(1,1) با حافظه طولانی و در معرض شکست ساختاری دو گانه مناسب‌تر است (مدل FIGARCH(1,0.87,0) جدول (۵)). در نتیجه، حافظه طولانی در تلاطم بازده نرخ ارز غیررسمی ایران را نمی‌توان به‌طور کامل با تغییرات ساختاری لحاظ نشده توضیح داد. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده آن است که نادیده گرفتن حافظه طولانی منجر به انتخاب مدل IGARCH خواهد شد که با نامانایی شوک‌های تلاطمی متناظر است. این به معنای ناپایداری شدید بازار ارز

1. Not Computed

2. Event Study

غیررسمی ایران است و حتی می‌توان با پیش فرض گرفتن تلقی پوتربا و سامرز (۱۹۸۶) از سقوط بازارهای مالی آن را متناظر با فروپاشی و سقوط پول ملی ایران دانست. شواهد تجربی در دو دهه اخیر و حداقل در بازه زمانی ۲۰۱۳ تا انتهای ۲۰۱۷ که پس از آن دوباره تحریم‌های اقتصادی بازگردانده شده از چنین فرضیه‌ای حمایت نمی‌کند. بررسی نمودار انحراف استاندارد شرطی نیز نشان‌دهنده آن بوده که تحریم‌های یک‌جانبه ترامپ پس از خروج برجام، اثرات قدرتمند بلندمدت‌تری نسبت به تحریم‌های اوپاما ایجاد کرده است. البته، نمی‌توان تمام این موضوع را به تقویت بیشتر تحریم‌های آمریکا علیه ایران در این دوره تقلیل داد، چرا که افزایش تقاضای احتیاطی خانوارها برای ارز در پاسخ به بالاترین ناشی از جنگ احتمالی و تحریم‌ها یکی دیگر از عوامل تلاطم‌های شدید در این دوره می‌باشد. در حقیقت مطابق آنچه نیلی (۲۰۱۱) بیان می‌کند، خروج آمریکا از برجام برای مشارکت کنندگان و سرمایه‌گذاران ایرانی یک اعلامیه^۱ از پیش برنامه‌ریزی شده تلقی شده است. یافته اخیر نشان‌دهنده آن است که استراتژی نزدیکی به کشورهای آسیایی و جایگزین کردن آنها به جای شرکای تجاری اروپایی که نصر اصفهانی و رسولی‌نژاد^۲ (۲۰۱۷) به آن اشاره کرده‌اند، چندان کارساز نبوده، زیرا، تلاطم در طول زمان افزایش یافته است. این استنباط، سازگار با یافته‌های تربت^۳ (۲۰۰۰) می‌باشد که یکی از دلایل ناکارآمدی تحریم‌های کلینتون^۴ (۱۹۹۵) را عدم اعتقاد شرکای این کشور از جمله فرانسه و انگلیس به اثر بخشی تحریم‌ها می‌داند. شایان ذکر است که تفسیر موفقیت یک کشور در محدود کردن اثرات تحریم‌های اقتصادی باید با احتیاط انجام گیرد، زیرا همان‌گونه که ایتسکوکوی و موکین^۵ (۲۰۲۲) نشان می‌دهند، بسته به ترکیب خاص تحریم‌های مورد استفاده، نرخ ارز می‌تواند در جهت مخالف حرکت کند (حتی اگر تخصیص تعادل اساسی و رفاه حاصل یکسان باشد). برای مثال، تحریم‌هایی که واردات یک کشور را محدود می‌کنند، نرخ برابری ارز کشور را افزایش می‌دهند، در حالی که تحریم‌هایی که صادرات را محدود می‌کنند یا دارایی‌های خارجی خالص را مسدود می‌نمایند، تمایل دارند نرخ برابری ارزها را کاهش دهند، حتی اگر تأثیر مشابهی بر تخصیص واقعی داشته باشند. نتایج این پژوهش برای مدل‌سازی درست تلاطم نرخ ارز به منظور ساخت مدل‌های دقیق قیمت‌گذاری و مدیریت ریسک بسیار مهم است و درک محققان و سیاست‌گذاران را از اقتصادهای در معرض تحریم‌های تجاری و مالی بیشتر خواهد کرد.

1. Announcement
2. Nasre Esfahani & Rasoulinezhad
3. Torbat
4. Clinton
5. Itskhoki & Mukhin

منابع

1. Andersen, T. G., Bollerslev, T., & Diebold, F. X. (2007). Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling, and forecasting of return volatility. *The review of economics and statistics*, 89(4), 701-720.
2. Arouri, M. E. H., Hammoudeh, S., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2012). Long memory and structural breaks in modeling the return and volatility dynamics of precious metals. *The quarterly review of economics and finance*, 52(2), 207-218.
3. Baillie, R. T., & Morana, C. (2009). Modelling long memory and structural breaks in conditional variances: An adaptive FIGARCH approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(8), 1577-1592.
4. Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 74(1), 3-30.
5. Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 74(1), 3-30.
6. Barros, C. P., Gil-Alana, L., & Matousek, R. (2011). Fractional integration of nominal exchange rates: evidence from CEECs in the light of EMU enlargement. *Review of International Economics*, 19(1), 77-92.
7. Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy economics*, 34(1), 227-240.
8. Bauwens, L., De Backer, B., & Dufays, A. (2014). A Bayesian method of change-point estimation with recurrent regimes: Application to GARCH models. *Journal of Empirical Finance*, 29, 207-229.
9. Beine, M., & Laurent, S. (2001). Structural change and long memory in volatility: new evidence from daily exchange rates. *Developments in forecast combination and portfolio choice, Wiley series in quantitative analysis*, 145-157.
10. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
11. Byrne, J. P., & Davis, E. P. (2005). Investment and uncertainty in the G7. *Review of World Economics/Weltwirtschaftliches Archiv*, 1-32.
12. Castillo, B., León, Á., & Níguez, T. M. (2021). Backtesting VaR under the COVID-19 sudden changes in volatility. *Finance Research Letters*, 43, 102024.
13. Chen, C. W., & Lee, B. (2021). Bayesian inference of multiple structural change models with asymmetric GARCH errors. *Statistical Methods & Applications*, 30, 1053-1078.
14. Choi, K., & Zivot, E. (2007). Long memory and structural changes in the forward discount: An empirical investigation. *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 342-363.

15. Diebold, F. (1986) Comment on 'Modeling the persistence of conditional variance', R. Engle and T. Bollerslev, *Econometric Reviews*, 5, 51±6.
16. Diebold, F. X., & Inoue, A. (1999). Long memory and structural change. *Available at SSRN 267789*.
17. Diebold, F. X., & Inoue, A. (2001). Long memory and regime switching. *Journal of econometrics*, 105(1), 131-159.
18. Ding, Z., & Granger, C. W. (1996). Modeling volatility persistence of speculative returns: a new approach. *Journal of econometrics*, 73(1), 185-215.
19. Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance*, 1(1), 83-106.
20. Duan, J. C. (1995). The GARCH option pricing model. *Mathematical finance*, 5(1), 13-32.
21. Dudlák, T. (2018). After the sanctions: Policy challenges in transition to a new political economy of the Iranian oil and gas sectors. *Energy policy*, 121, 464-475.
22. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
23. Engle, R. F., & Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric reviews*, 5(1), 1-50.
24. Engle, R. F., & Rangel, J. G. (2008). The spline-GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes. *The review of financial studies*, 21(3), 1187-1222.
25. Ewing, B. T., & Malik, F. (2017). Modelling asymmetric volatility in oil prices under structural breaks. *Energy Economics*, 63, 227-233.
26. Franses, P. H., & Ghijsels, H. (1999). Additive outliers, GARCH and forecasting volatility. *International Journal of forecasting*, 15(1), 1-9.
27. Ghasseminejad, S., & Jahan-Parvar, M. R. (2021). The impact of financial sanctions: The case of Iran. *Journal of Policy Modeling*, 43(3), 601-621.
28. Granger, C. W., & Hyung, N. (2004). Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns. *Journal of empirical finance*, 11(3), 399-421.
29. Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of econometrics*, 64(1-2), 307-333.
30. Hillebrand, E. (2005). Neglecting parameter changes in GARCH models. *Journal of Econometrics*, 129(1-2), 121-138.
31. Hillebrand, E. T., & Schnabl, G. (2003). The effects of Japanese foreign exchange intervention GARCH estimation and change point detection. *Japan Bank for International Corporation Institute Working Paper*, (6).

32. Itskhoki, O., & Mukhin, D. (2022). *Sanctions and the exchange rate* (No. w30009). National Bureau of Economic Research.
33. Jongwanich, J., & Kohpaiboon, A. (2013). Capital flows and real exchange rates in emerging Asian countries. *Journal of Asian Economics*, 24, 138-146.
34. Killick, R., Fearnhead, P., & Eckley, I. A. (2012). Optimal detection of change points with a linear computational cost. *Journal of the American Statistical Association*, 107(500), 1590-1598.
35. Krämer, W., & Azamo, B. T. (2007). Structural change and estimated persistence in the GARCH (1, 1)-model. *Economics Letters*, 97(1), 17-23.
36. Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2), 225-234.
37. Laurent, S., Lecourt, C., & Palm, F. C. (2016). Testing for jumps in conditionally Gaussian ARMA-GARCH models, a robust approach. *Computational Statistics & Data Analysis*, 100, 383-400.
38. Ling, S., & McAleer, M. (2002). Necessary and sufficient moment conditions for the GARCH (r, s) and asymmetric power GARCH (r, s) models. *Econometric theory*, 18(3), 722-729.
39. Malik, F. (2003). Sudden changes in variance and volatility persistence in foreign exchange markets. *Journal of Multinational Financial Management*, 13(3), 217-230.
40. Mendoza, A. (2012). The inflation-output volatility tradeoff and exchange rate shocks in Mexico and Turkey. *Central Bank Review*, 3(1), 27-51.
41. Mikosch, T., & Stărică, C. (2004). Nonstationarities in financial time series, the long-range dependence, and the IGARCH effects. *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 378-390.
42. Morana, C. (2002). IGARCH effects: an interpretation. *Applied Economics Letters*, 9(11), 745-748.
43. Nasre Esfahani, M., & Rasoulinezhad, E. (2017). Iran's trade policy of Asianization and de-Europeanization under sanctions. *Journal of Economic Studies*, 44(4), 552-567.
44. Neely, C. J. (1999). Target zones and conditional volatility: the role of realignments. *Journal of Empirical Finance*, 6(2), 177-192.
45. Neely, C. J. (2011). A survey of announcement effects on foreign exchange volatility and jumps. *FRB of St. Louis Review*.
46. Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices: Evidence and implications. *Journal of financial economics*, 22(1), 27-59.
47. Rodrigues, P. M., & Rubia, A. (2011). The effects of additive outliers and measurement errors when testing for structural breaks in variance. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 73(4), 449-468.

48. Sansó, A., Carrion, J. L., & Aragón, V. (2004). Testing for changes in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economía Financiera*, 2004, vol. 4, p. 32-52.
49. Timmermann, A. (2006). Forecast combinations. *Handbook of economic forecasting*, 1, 135-196.
50. Torbat, A. E. (2005). Impacts of the US trade and financial sanctions on Iran. *World Economy*, 28(3), 407-434.
51. Walther, T., Klein, T., Thu, H. P., & Piontek, K. (2017). True or spurious long memory in European non-EMU currencies. *Research in international business and finance*, 40, 217-230.
52. Wang, P., & Moore, T. (2009). Sudden changes in volatility: The case of five central European stock markets. *Journal of international financial markets, institutions and money*, 19(1), 33-46.
53. Wang, Y., Wang, K., & Chang, C. P. (2019). The impacts of economic sanctions on exchange rate volatility. *Economic Modelling*, 82, 58-65.

