

Unit Root Volatility Due to Covid-19 Epidemic in the Crude Oil Market

Mojtaba Rostami 

Postdoctoral Researcher, Iran National Science Foundation, Tehran, Iran

Alireza Najjarpour 

Ph.D. Student of Finance, Faculty of Administrative Science and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Abstract

The price of crude oil is one of the most important indicators of the global economy, which is monitored by policymakers, producers, consumers, and participants in financial markets. Oil prices are changing course depending on economic conditions, which is why it is so volatile. The knowledge of researchers, policymakers, and stakeholders about the impact of crises on the oil market provides better control over its negative consequences. Studies show that as a result of various crises, the Volatility Persistence of the oil market is very high. Therefore, it makes sense to consider the hypothesis of a unit root in the Volatility shocks of this market. In the present study, the long-term Volatility Persistence shocks due to the Covid-19 epidemic crisis in the Brent and WTI oil markets, which are the two criteria for determining global oil prices, are investigated using a test proposed by Lee and Yu (2010). The results of this study indicate the existence of a unit root in oil market turbulence. Therefore, the oil market and the economic climate are long-term affected by the effects of this crisis. This can have a significant impact on the revenues of exporting countries and investors in the crude oil sector. Thus, market players and governments need to assess the consequences of this crisis more carefully.

Keywords: Unit Root, Volatile Persistence, Crude Oil Price, Brent oil, WTI oil

JEL Classification: C58 , G1 , G11

* Corresponding Author: najjarpour@ase.ui.ac.ir

How to Cite: Rostami, M., Najjarpour, A R (2022). Unit Root Volatility Due to Covid-19 Epidemic in the Crude Oil Market. Iranian Energy Economics, 41 (11), 133-161.



ریشه واحد تلاطمی ناشی از همه‌گیری کووید-۱۹ در بازار نفت خام

محقق پسا دکتری، صندوق ملی حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور، تهران



مجتبی رستمی

دانشجوی دکتری مالی دانشکده علوم اداری اقتصاد دانشگاه اصفهان



علیرضا نجارپور*

چکیده

قیمت نفت خام یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصاد است که سیاست‌گذاران، تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان و مشارکت‌کنندگان در بازار انرژی رفتار آن را رصد می‌کنند. قیمت نفت مسیر و رفتار خود را با توجه به شرایط اقتصادی تغییر می‌دهد و به همین دلیل بسیار متلاطم است. دانش پژوهندگان، سیاست‌گذاران و مشارکت‌کنندگان از میزان اثرگذاری بحران‌ها بر بازار نفت کنترل پیامدهای منفی آن را به شیوه بهتری فراهم می‌کنند. بررسی‌ها نشان می‌دهد که در نتیجه بحران‌های مختلف پایداری تلاطمی بازار نفت بسیار بالاست. بنابراین بررسی فرضیه وجود ریشه واحد در شوک‌های تلاطمی این بازار منطقی است. در پژوهش حاضر ماندگاری بلندمدت شوک‌های تلاطمی ناشی از بحران همه‌گیری کووید-۱۹ در بازار نفت برنت و WTI که دو معیار تعیین قیمت‌های جهانی نفت هستند با استفاده از آزمون پیشنهادی توسط لی و یو (۲۰۱۰) بررسی می‌شود. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده وجود ریشه واحد در تلاطم بازار نفت است. بنابراین بازار نفت و فضای اقتصادی به شکل طولانی‌مدت درگیر اثرات این بحران است. این موضوع می‌تواند اثرات چشمگیری بر درآمدهای کشورهای صادرکننده و سرمایه‌گذاران در حوزه نفت خام داشته باشد. به این ترتیب بازیگران این بازار و دولت‌ها باید با دقت بیشتری پیامدهای این بحران را ارزیابی کنند.

کلیدواژه‌ها: ریشه واحد، پایداری تلاطمی، قیمت نفت خام، نفت برنت، نفت WTI

طبقه‌بندی JEL: G11, G1, C58

۱. مقدمه

قیمت نفت خام یکی از مهمترین شاخص‌های اقتصاد جهانی است که سیاست‌گذاران، تولیدکنندگان، مصرف‌کنندگان و مشارکت‌کنندگان در بازارهای مالی رفتار آن را رصد می‌کنند. قیمت نفت، مسیر و رفتار خود را با توجه به شرایط اقتصادی تغییر می‌دهد و به همین دلیل بسیار متلاطم است. عامل اصلی تعیین‌کننده قیمت نفت، سطوح عرضه و تقاضا است. با این حال، تحت تأثیر منابع تلاطم از جمله چرخه‌های تجاری، فعالیت‌های سوداگرانه و تأثیرات سیاسی قرار می‌گیرد (راب و والن^۱ (۲۰۱۶)). درک رفتار تلاطم قیمت نفت خام برای قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی، اجرای استراتژی‌های پوشش ریسک و برای ارزیابی پیشنهادات نظارتی به منظور محدود کردن جریان‌های سرمایه بین‌المللی مهم است. به عنوان مثال، تغییرات در تلاطم می‌تواند بر ریسک قرار گرفتن تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان صنعتی نفت تأثیر بگذارد. این تغییرات ممکن است سرمایه‌گذاری مربوطه آنها را در موجودی نفت و تأسیسات تولید و حمل و نقل تغییر دهد (اوگنیدیس^۲ (۲۰۱۸)). در دهه‌های گذشته، قیمت‌های نفت خام به دلیل عوامل متعددی مانند جنگ‌ها و بی‌ثباتی سیاسی، کندی رشد اقتصادی و مالی، حملات تروریستی و حوادث طبیعی با تلاطم شدید مواجه شده است. در سال ۲۰۲۰ وقوع همه‌گیری کووید-۱۹ با قرنطینه عمومی جامعه و تعطیلی فضای کسب و کار، منجر به تلاطم شدید در قیمت‌های نفت خام گردید. درک بهتر از چگونگی تأثیر شوک‌های ناشی از این بحران بر تلاطم در طول زمان به ویژه اینکه آیا شوک‌های تلاطمی همه‌گیری پایدار یا کوتاه‌مدت هستند، فعالان بازارهای مالی و سیاست‌گذاران را منتفع خواهد کرد.

ویژگی پایداری تلاطمی قیمت‌های نفت خام با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته^۳ مورد بررسی قرار گرفته است (در این زمینه، می‌توان به اوزدمیر^۴ و همکاران (۲۰۱۳) و رزمی^۵ و همکاران (۲۰۲۰) اشاره کرد). زاوادسکا^۶ و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌ها تا سال ۲۰۱۴، نشان می‌دهند که الگوهای تلاطم قیمت‌های نفت در

-
1. Robe and Wallen
 2. Evgenidis
 3. Genralized Auto Regressiv Conditinal Heteroskedstisity (GARCH)
 4. Ozdemir
 5. Razmi
 6. Zavadska

طول دو بحران مرتبط با اختلالات عرضه/تقاضا (یعنی جنگ اول خلیج فارس ۹۱-۱۹۹۰ و حمله تروریستی یازده سپتامبر ۲۰۰۱ به ایالات متحده) سطوح بالایی از تلاطم را ایجاد کرد. در حالی که دو بحران اقتصادی/مالی (بحران آسیایی ۹۸-۱۹۹۸ و بحران مالی جهانی ۰۹-۲۰۰۸) با پایداری بالاتر تلاطم همراه می‌باشد.

در ادبیات پژوهشی این حوزه بررسی این سؤال که آیا پایداری بالای تلاطمی مؤید وجود ریشه واحد در تلاطم است؟ مورد غفلت واقع شده است. نزدیک‌ترین بررسی مرتبط در این زمینه در حوزه بازارهای سهام توسط پوتربا و سامرز^۱ (۱۹۸۶) انجام شده است. آنها استدلال می‌کنند که اگر شوک‌های تلاطمی برای زمانی بسیار طولانی ادامه داشته باشند (پایداری تلاطمی)، آنگاه تلاطم تأثیر قابل توجهی بر قیمت‌های سهام خواهد داشت و چنانچه شوک‌های تلاطمی گذرا باشند، هیچ تعدیلی در نرخ تنزیل آتی بازار انجام نخواهد شد. بنابراین بازده مورد انتظار سهام تحت تأثیر حرکت تلاطم قرار نمی‌گیرد. چو^۲ (۱۹۸۸) در پژوهشی پایداری تلاطمی را با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته جمعی شده^۳ بررسی می‌کنند. وی نتیجه می‌گیرد که تلاطم بازار سهام حاوی ریشه واحد است. در نتیجه، یک سرمایه‌گذار منطقی باید به طور دائمی وزن دارایی‌ها را هر زمان که یک شوک تلاطمی وارد می‌شود تغییر دهد.

در بازار نفت، به دلیل اهمیت برخی موضوعات دیگر از قبیل تولید، سرمایه‌گذاری در انرژی‌های جایگزین و مصرف نفت خام این موضوع چندان مورد توجه قرار گرفته نشده است. مطابق پژوهش‌های انجام گرفته تلاطم در بازده قیمت‌های نفت خام معمولاً بسیار پایدار است و بنابراین بررسی این سؤال که آیا شوک‌های تلاطمی بازار نفت به دلیل بحران‌های عرضه و تقاضا (به طور ویژه همه‌گیری کووید-۱۹) حاوی اثرات بلندمدت است یا موقت؟ بسیار با اهمیت است. برای این هدف مدل‌های اقتصادسنجی که امکان مدلسازی ریشه واحد در تلاطم را فراهم می‌کنند، نیاز است. مدل‌های تلاطمی که پایداری تلاطم را لحاظ می‌کنند شامل مدل «آی گارچ» که توسط انگل و بالرسلیف^۴ (۱۹۸۶) ارائه شده است و مدل تلاطم تصادفی^۵ ارائه شده توسط هاروی^۶ و همکاران (۱۹۹۴).

-
1. Poterba and Summers
 2. Chou
 3. IGARCH
 4. Engle and Bollerslev
 5. Stochastic Volatility (SV)
 6. Harvi

در مدل تلاطم تصادفی، اغلب فرض می شود که تلاطم از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول با ضریب خودرگرسیونی پیروی می کند. در این حالت آزمون ریشه واحد در تلاطم عبارت است از آزمون I. تخمین با این واقعیت که تلاطم متغیر پنهان است پیچیده خواهد شد. در سال های اخیر، روش های تخمین متعددی برای تخمین مدل تلاطم تصادفی توسعه یافته اند. برای بررسی بیشتر می توان به شفارد^۱ (۲۰۰۵) مراجعه کرد. با این حال، آزمون ریشه واحد در تلاطم بدون تخمین کل مدل تلاطم تصادفی امکان پذیر است. هاروی و همکاران (۱۹۹۴) یک آزمون ریشه واحد کلاسیک را با تخمین در فرآیند لگاریتم مربع بازده پیشنهاد کردند. همان گونه که لی و یو^۲ (۲۰۱۰) بیان می کنند، چنین آزمونی دو مشکل اساسی دارد. (۱) ضریب با کارایی کمتری برآورد می شود. (۲) تمام آزمون های ریشه واحد کلاسیک از اعوجاج های اندازه بزرگ رنج می برند، زیرا فرآیند لگاریتم مربع بازده از مدل ترکیبی میانگین متحرک مرتبه اول و اتورگرسیو مرتبه اول با ریشه میانگین متحرک منفی بزرگ پیروی می کند. این مشکل در ادبیات ریشه واحد به خوبی شناخته شده است. به عنوان مثال شورت^۳ (۱۹۸۹) در این زمینه توضیحات دقیقی را ارائه کرده است. برای غلبه بر مشکل دوم، رایت^۴ (۱۹۹۹) استفاده از آزمون ریشه واحد ان جی و پرون^۵ (۱۹۹۶) را پیشنهاد کرد، که در آن اعوجاج شدید در اندازه به خوبی کاهش می یابد، اگرچه هنوز برخی اعوجاج ها در برخی تنظیمات پارامتر باقی مانده است. برای غلبه بر این مشکلات سو و لی^۶ (۱۹۹۹) یک رویکرد آزمون ریشه واحد بیزی را براساس فاکتور بیز^۷ پیشنهاد کردند. که لی و یو (۲۰۱۰) نقائص روش شو ولی را برطرف کردند.

در این پژوهش به منظور بررسی ریشه واحد در تلاطم در بازار نفت خام به دلیل وجود همه گیری کووید-۱۹ از آزمون لی و یو (۲۰۱۰) استفاده شده است.

در ادامه ساختار این پژوهش عبارت است از در بخش دوم مروری بر ادبیات پژوهشی در این زمینه ارائه می شود، بخش سوم روش شناسی و نحوه برآورد و آزمون فرضیه را

-
1. Shephard
 2. Li and Yu
 3. Schwert
 4. Right
 5. Perron and Ng
 6. So and Li
 7. Bayes Factors (BF)

شامل می‌شود، در بخش چهارم یافته‌های تجربی مورد بحث قرار می‌گیرد و در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. پیشینه پژوهش

افزایش قابل توجهی در مطالعات پژوهشی متمرکز بر مدل‌سازی تلاطم وجود داشته است. زیرا دانشگاهیان و متخصصان از اهمیت درک تلاطم در بازارهای مالی آگاه هستند. در حوزه انرژی به ویژه نفت خام نیز چنین توجهی وجود دارد. در ادامه این بخش به تعدادی از مهمترین و مرتبط‌ترین پژوهش‌ها با این مقاله اشاره خواهد شد.

در پژوهش‌های داخلی، نیلچی^۱ و همکاران (۲۰۲۲) با استفاده از روش سو و لی (۱۹۹۹) به بررسی ارتباط سقوط شاخص کل بازار سهام ایران با پایداری تلاطم در این بازار پرداخته است. آنها نتیجه می‌گیرند که پایداری تلاطم منجر به افزایش صرف ریسک در بازار بورس اوراق بهادار تهران شده است و در نتیجه سقوط شاخص کل بازار را نتیجه چنین فرایندی می‌دانند.

ایگلسیاس و ریوار - الونسو^۲ (۲۰۲۲) تلاطم در قیمت‌های نفت خام وست تگزاس اینترمیدیت^۳ و برنت را در طول بحران‌های مختلف اقتصادی/ مالی و عرضه/ تقاضای نفت و کووید-۱۹ با استفاده از مدل‌های گارچ بررسی کردند. آنها نمونه داده‌های تاریخی نفت خام را براساس تاریخ حوادث اقتصادی/ مالی و سایر بحران‌ها تقسیم‌بندی کرده و به برآورد پایداری و بزرگی تلاطم در طول هر بحران پرداخته‌اند. نتیجه پژوهش آنان حاکی از این است که محرک‌های بحران و اختلالات نفت تأثیر متفاوتی در رفتار تلاطم نفت دارند.

رزمی و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از الگوی گارچ با داده‌های با تواتر ترکیبی^۴ به بررسی اثر دو نوع عدم قطعیت بر روی تلاطم قیمت‌های اسپات و آتی گاز و نفت خام می‌پردازند. نتایج پژوهش آنها نشان‌دهنده ماندگاری نوسانات بازار نفت و گاز در تمام دوره‌ها (شامل بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ و غیر آن) بدون توجه به ویژگی‌های مدل است.

1. Nilchi
2. Iglesias and Rivera-Alonso
3. West Teggas Intermediaet (WTI)
4. GARCH-MIDAS

زاوادسکا و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از مدل های گارچ الگوهای تلاطمی که بر قیمت های اسپات و آتی نفت خام برنت در طول چهار بحران عمده که به طور قابل توجهی بر بازارهای نفت تأثیر گذاشت (جنگ اول خلیج فارس ۹۱/۱۹۹۰. بحران مالی آسیا ۹۸/۱۹۹۷، حمله تروریستی یازده سپتامبر به آمریکا در سال ۲۰۰۱ و بحران مالی جهانی ۹/۲۰۰۸)، مورد بررسی قرار داده اند. این بحران ها به دلیل محرک های مختلف که پیامدهای متنوعی برای شرکت کنندگان در بازار نفت داشتند، به وجود آمدند. نتایج آنها نشان می دهد که در طول بحران هایی که مستقیماً با اختلالات عرضه / تقاضای نفت اندازه تلاطم بالا و در طول بحران های مالی / اقتصادی پایداری تلاطمی بالاتر است. در واقع نتایج آنها نشان دهنده آن است که پایداری تلاطمی زمانی که عدم قطعیت ناشی از بی ثباتی اقتصادی و مالی جهانی وجود دارد، یک مسئله کلیدی است.

اوزدمیر و همکاران (۲۰۱۳) هم پایداری تلاطم قیمت اسپات و هم قیمت آتی نفت برنت را از دهه ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۱۱ بررسی کرده اند. آنها دریافتند که تلاطم در هر دو قیمت اسپات و آتی بسیار پایدار است. یافته های آنها همچنین نشان می دهد که قیمت های اسپات و آتی می توانند در بلندمدت شکل غیر قابل پیش بینی تغییر کنند. این موضوع نشان دهنده آن است که پتانسیل کمی برای آربیتراژ در بازار نفت وجود دارد. چارلز و دارنه^۱ (۲۰۱۴) پایداری تلاطم را از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۱ مطالعه کردند. تحقیقات آنها نشان می دهد که شکست های ساختاری مؤثر بر این سری بر آورد پایداری تلاطم تأثیر می گذارد، که به درک ما از تلاطم در بازارهای نفت خام می افزاید. لی^۲ و همکاران (۲۰۰۶) وجود شکست ها را ارزیابی کردند و دریافتند که آنها برای افراد و شرکت هایی که نگران این هستند که چگونه می توانند ریسک های مرتبط با تغییرات مکرر قیمت نفت را مدیریت کنند، اهمیت زیادی دارند. نارایان و نارایان^۳ (۲۰۰۷) یکی از اولین کسانی بودند که تلاطم قیمت نفت را با استفاده از نمونه های فرعی مختلف مدل سازی و پیش بینی کردند. وجود نقاط شکست ساختاری رفتار غیر عادی در این سری را تأیید می کند. این موضوع نشان دهنده عدم قطعیت بالاتر و

1. Charles and Darné

2. Lee

3. Narayan and Narayan

سطح بالاتری از ریسک است که باید توسط گروه‌های ذینفع سرمایه‌گذاران، سفته‌بازان و سیاست‌گذاران در نظر گرفته شود.

پژوهش حاضر در پی پاسخ به این سؤال است که آیا پایداری تلاطمی بازار نفت خام تحت تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ و پیامدهای متعاقب آن قرار گرفته است؟ به عبارت دیگر آیا شوک‌های تلاطمی ناشی از بحران همه‌گیری کووید-۱۹ دارای اثرات و پیامدهای بلندمدت می‌باشند یا خیر.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. آزمون ریشه واحد در تلاطم با استفاده از مدل تلاطم تصادفی

نرخ بازده قیمت‌های نفت خام به صورت y_t که به طور تقریبی دارای میانگینی نزدیک به صفر است تعریف می‌شود. توزیع شرطی بازده قیمت‌های نفت خام مشروط به تلاطم که متغیری پنهان است را می‌توان به شکل زیر بیان کرد:

$$y_t | V_t \sim N(0, V_t^{0.5}) \quad (1)$$

که $V_t \sim N(0, 1)$ در رابطه فوق عبارت V_t تلاطم نامعلوم است. تکنیک‌های فضا حالتی که در مدل‌های SV برای مدل‌سازی تلاطم مورد استفاده قرار می‌گیرد شامل یک معادله حالت مارکوفی مانا است (هاروی و دیگران (۱۹۹۴)، جاکوایر و دیگران (۲۰۰۴)). با قرار دادن $h_t = \text{Log}(V_t)$ و فرض تبعیت مقدار اولیه h_1 از یک توزیع AR(1) مانا خواهیم داشت:

$$y_t | V_t \sim N(0, V_t^{0.5}) \quad \forall \text{ Signal} \quad (2)$$

$$ii) h_t = \rho h_{t-1} + \sigma_\omega \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, 1) \quad \text{eq; state space}$$

$$iii) h_1 \sim N\left(\mu, \frac{\sigma_\omega^2}{1 - \rho^2}\right)$$

$$v_t \sim N\left(\begin{matrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{matrix}, \begin{matrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{matrix}\right)$$

در رابطه (۲) ضریب با محدودیت فنی ۱ | | در معادله (ii) یا معادله حالت تلاطم، پایداری در تلاطم را اندازه‌گیری می‌کند و ρ و σ_ω که در طول زمان می‌توانند مستقل یا

غیر مستقل (حاوی اثرات اهرمی) از همدیگر باشند دو نوع شوک در دینامیک بازده دارایی می باشند. فرآیند $h = h_1, h_2, \dots, h_n$ که در معادلات (ii) و (iii) ظاهر می شود غیر قابل مشاهده است. همچنین در رابطه فوق h_1 (مقدار اولیه لگاریتم تلاطم) مطابق توزیع یک فرآیند AR(1) مانا توزیع شده است. شایان ذکر است که در معادله (ii) رابطه (۲) پارامتر^۱ میانگین لگاریتم واریانس و انحراف استاندارد شوک وارد آمده بر لگاریتم تلاطم را نشان می دهند. ضریب در (ii) که معادله تغییر تلاطم است، پایداری در تلاطم را اندازه گیری می کند (رستمی و مکیان^۲ (۲۰۲۰) و رستمی و شهیکی تاش (۲۰۲۰)).

هدف اصلی این پژوهش آزمون فرضیه 1 ϕ در مقابل فرضیه 1 است. سو و لی (۱۹۹۹) آزمونی را با تخمین دو مدل رقیب بر مبنای فرضیه های آزمون با استفاده از الگوریتم قدرتمند MCMC - نمونه گر گیبس، پیشنهاد کرد. این روش مبتنی بر شبیه سازی بیزی، نمونه هایی را از توزیع پسین مشترک پارامترها و تلاطم پنهان تولید می کند (بنابراین تکنیک افزایش داده ها در اینجا اتخاذ می شود). پس از آن، نسبت شانس پسین با استفاده از روش راستنمایی حاشیه ای چیب (۱۹۹۵) محاسبه می شود.

تخمین بیزی این مدل ها بر اساس محاسبه توزیع پسین بردار پارامتر ω, ρ, ϕ و صورت می گیرد که با استفاده از قضیه بیز به دست می آید. بر اساس این قضیه، چگالی پسین یک پارامتر متناسب با حاصلضرب چگالی پیشین در تابع لگاریتم راستنمایی تغییر می کند یا:

$$P(\omega, \rho, \phi | y) \propto C \prod_{i=1}^n P(y_i | \omega, \rho, \phi, h) \quad (3)$$

در رابطه (۳) فرض شده است که متغیر تصادفی y یک متغیر تصادفی پیوسته و فضای پارامتر بردار پارامترهای مجموعه ω است. اجزا تشکیل دهنده این قضیه که در انجام استنباط بیزی و تفسیر آن بسیار اهمیت دارند عبارتند از:

1. Hyper Parameter
2. Rostami, and Makiyan

در رابطه (۳) عبارت احتمال حاشیه‌ای بردار است که چگالی پیشین^۱ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامترهای پیش از مشاهده داده‌ها را بیان می‌کند. چگالی پیشین مشترک به صورت زیر مفروض گرفته می‌شود:

$$P(h_0, \dots, h_n) = \prod_{t=1}^n h_t | h_{t-1}, \quad (4)$$

به منظور ساده‌سازی بیشتر با تبعیت از کیم و همکاران^۲ (۱۹۹۸) استقلال مؤلفه‌های بردار پارامترهای را فرض می‌گیریم.^۳ لذا، در این حالت توزیع به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$P(h_0, \dots, h_n) = \psi(h_0) \prod_{t=1}^n \psi(h_t | h_{t-1}), \quad (5)$$

عبارت $h | y$ ، احتمال شرطی داده‌های $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ به شرط بردار پارامتر است که تابع راستنمایی^۴ نامیده می‌شود و نحوه ارتباط داده‌ها را با پارامتر نشان می‌دهد.

چگالی شرطی $(h | y)$ به شرط مصادیق نمونه تصادفی $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ است که چگالی پسین^۵ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر پس از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند.

سو و لی (۱۹۹۹) توزیع پسین $h | y$ مربوط به هر مدل را با استفاده از روش MCMC تقریب می‌زنند. این روش برای نمونه‌گیری از توزیع هدف $h | y$ ، از تکنیک‌های زنجیره مارکوفی استفاده می‌کند که هر نمونه تنها به نمونه ماقبل آخر بستگی دارد. با تقریبی از توزیع هدف آغاز می‌کند و در هر گام از روش دنباله‌ای که به کار می‌برند تقریبش را بهبود می‌بخشد. مهمترین نکته در مورد این روش آن است که در

1. Prior Density

2. Kim

۳. در صورت عدم استفاده از فرض استقلال پارامترها باید توزیع مشترک آنها به صورت $\psi(h_0, \dots, h_n)$ بیان شود که استنباط بیزی را بیش از حد پیچیده می‌سازد و تعیین توابع توزیع پیشین به صورتی که ارائه شده است ممکن نمی‌بود.

4. Likelihood Function

5. Posterior Probability

صورت ارگودیک^۱ بودن، توزیع مانای همگرا به توزیع هدف به دست خواهد داد. بدین معنا که با ادامه تکرارها، خواص زنجیره های مارکف دچار جهش و تغییر نمی شود و تمام سطح زیر یک توزیع را شبیه سازی می کند. همچنین شبیه سازی توزیع تحت تأثیر مقادیر اولیه قرار نمی گیرد.

الگوریتم نمونه برداری گیبس بر مفهومی که توزیع تمام شرطی^۲ نام دارد، تکیه می کند. در توزیع تمام شرطی، تمام پارامترها و متغیرهای پنهان به جز پارامتر یا متغیر پنهانی که بر آن تمرکز داریم را ثابت نگه می داریم. بدین ترتیب به منظور تخمین توزیع پسین حاشیه ای مؤلفه های مختلف مدل های تلاطم تصادفی با استفاده از نمونه برداری گیبس به صورت زیر عمل خواهیم کرد:

$$1 - \psi(y, h^{i-1}) \quad (6)$$

$$2 - h^i \propto h(y, (i))$$

با ادامه دادن این کار به تعداد تکرارهای دلخواه، حجم مطلوب نمونه برای تخمین توزیع پسین h و گشتاورهای پسین نمونه ای متناظر آنها به دست می آید (ناکاجیما و آموری (۲۰۰۹)).

به منظور توضیح آزمون ریشه واحد لی و یو (۲۰۱۰) با استفاده از فاکتور بیز^۳، فرض می کنیم که M_0 مدل فرموله شده با فرض برقراری فرضیه صفر باشد (یعنی $1 - \phi$).

M_1 مدل فرموله شده تحت فرضیه رقیب (یعنی پارامتر ϕ ناشناخته است)، M_k

چگالی پیشین مدل k ، $(y|M_k)$ راستنمایی حاشیه ای مدل k و $M_k|y$ چگالی پسین مدل k است که در آن $k = 0, 1$ می باشد. تحت چارچوب بیزی، آزمایش فرضیه صفر وجود ریشه واحد در مقابل فرضیه رقیب مانایی معادل با مقایسه مدل M_0 در مقابل M_1 است. با استفاده از تعریف نسبت POR_{ji} که نسبت احتمالات پسین محاسبه شده مدل های رقیب i و j براساس رابطه فوق است، می توانیم معیاری احتمالی برای مقایسه مدل های رقیب به صورت زیر فراهم آوریم:

1. Ergodic
2. Full Conditional Distribution
3. Bayesian Factor (BF)

$$POR_{ji} = \frac{M_j | y}{M_i | y} = \frac{M_j}{M_i} \frac{y | M_j}{y | M_j}, \quad (7)$$

$$BF_{ji} = \frac{6 y | M_j}{y | M_j},$$

که در آن عبارت

$$y | M_k = \int (y | M_k, M_k) d_k \quad (8)$$

تابع راستنمایی حاشیه‌ای^۱ مدل M_k ($k=0,1$) است. این راستنمایی حاشیه‌ای را می‌توان به عنوان پیش‌بینی چگالی داده‌ها تحت صحت مدل M_k که با استفاده از داده‌های مشاهده‌شده واقعی y ارزیابی می‌شود تفسیر کرد. بنابراین اگر داده‌های مشاهده‌شده احتمالاً توسط مدل M_k ایجاد باشند، راستنمایی حاشیه‌ای مرتبط با آن مدل بزرگ خواهد بود. در مورد نحوه به کارگیری فاکتور بیزی در آزمون‌های ریشه واحد تلاطمی می‌توان به نیلچی و همکاران (۲۰۲۲) مراجعه کرد.

۲-۳. اصلاح فاکتور بیزی به منظور بررسی فرضیه $\phi = 1$

لی و یو (۲۰۱۰) به منظور آزمون دقیق‌تر فرضیه $\phi = 1$ عبارات POR_{ji} و BF را با معرفی پیشینی مختلط به صورت زیر اصلاح می‌کنند:

$$f = I \quad 1 \quad 1 \quad f_c \quad I \quad 1 \quad 1, \quad (9)$$

ویژگی این تابع پیشین نسبت به پیشین‌های که قبلاً معرفی شده است تعریف جرم مثبت بر مقدار ۱ است. ضریب احتمال پسین صحت فرضیه $\phi = 1$ است و در واقع POR_{ji} با ضرب $\frac{1}{I}$ در BF به دست می‌آید.

در روش لی و یو (۲۰۱۰) آزمون ریشه واحد یک مسئله مقایسه مدل‌های ویژه است که ساختار ویژه‌ای برای پیوند مدل‌های رقیب دارد. ساختار این است که دو تابع راستنمایی حاشیه‌ای دارای متغیر پنهان مشترک هستند که ممکن است برای تسهیل محاسبه BF مورد استفاده قرار گیرد. به جای محاسبه دو تابع راستنمایی حاشیه‌ای همان‌طور

1. Marginal Likelihoods

ریشه واحد تلاطمی ناشی از همه گیری کووید - ۱۹ در بازار نفت خام | رستمی و نجارپور | ۱۴۵

که در چیب^۱ (۱۹۹۵) پیشنهاد شد، روش آنها فقط به محاسبه مستقیم BF نیاز دارد. بدین منظور، آنها از ایده جاکوایر^۲ و دیگران (۲۰۰۴) که برای محاسبه BF در مقایسه مدل تلاطم تصادفی با مدل تلاطم تصادفی دم سنگین^۳ ارائه شده است استفاده می کنند. آنها نشان می دهند که BF برای آزمون ریشه واحد نیز می توان به عنوان یک تابع ساده از مقادیر پسین با معرفی یک تابع موزن مناسب بازنویسی کرد. بنابراین BF را به عنوان امید ریاضی نسبت پسین نرمال نشده با توجه به پسین تحت مدل SV دم سنگین می نویسند. ایده آنها برای این منظور با معرفی BF به صورت زیر بیان می شود:

$$BF = \frac{\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} \frac{|M_0(y, h)|}{|M_1(y, h)|} d\psi_0 dh}{\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} \frac{|M_0(\xi, y, h)|}{|M_1(\xi, y, h)|} d\xi d y dh} \quad (10)$$

$$\frac{\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} \frac{|M_0(y, h)|}{|M_1(y, h)|} d y dh}{\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} \frac{|M_0(h, y, M_1)|}{|M_1(h, y, M_1)|} d h, y dh, d}$$

در رابطه فوق عبارت $|M_0|$ یک تابع موزون دلخواه از مشروط به بردار پارامتر است به صورتی که $\int_0^{\infty} \int_0^{\infty} |M_0| d y dh = 1$, (۱۱) باشد.

در عمل، توزیع پیشین بردار پارامترهای مشترک M_0 در دو مدل به صورت یکسان مشخص می شود، یعنی $|M_0|$ و $|M_1|$. علاوه بر این، برای تجزیه و تحلیل شانس پسین، M_1 لازم است که یک توزیع پیشین شرطی مناسب باشد. این توزیع را می توان به عنوان تابع وزن در نظر گرفت. از این رو

1. Chib
2. Jacquier
3. Heavy tail

$$BF = \frac{\int_{\Omega_h} \frac{\rho(y, h | M_0)}{\rho(y, h | M_1)} \frac{dP(y, h | M_0)}{dP(y, h | M_1)} dh}{\int_{\Omega_h} \frac{dP(y, h | M_0)}{dP(y, h | M_1)} dh} = E \left[\frac{\psi(y, h | M_0)}{\psi(y, h | M_1)} \right] \quad (12)$$

نتیجه رابطه فوق یک امید ریاضی است که نسبت به توزیع پسین $(h, y | M_1)$ محاسبه شده است. از رابطه فوق می‌توان دید که BF تنها یک نتیجه جانبی از تخمین بیزی مدل تلاطم تصادفی در فرضیه پژوهش (1) است. هنگامی که نمونه‌گیری از زنجیره‌های مارکوف در دسترس است، فاکتور بیزی را می‌توان به راحتی و به شکلی کارآمد با میانگین‌گیری از نمونه‌های زنجیره‌های مارکوفی شبیه‌سازی شده با روش مونت کارلو^۱ تقریب زد. هنگامی که نسبت شانس پیشین شناخته شده است، می‌توان POR_{jj} را مانند (۶) برای آزمون ریشه واحد به دست آورد. لی و یو (۲۰۱۰) نشان می‌دهند که BF به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$BF = \frac{1}{S} \exp \left(\frac{\sum_{t=1}^n \xi_t^2}{2} \right) \frac{\left(\sum_{t=1}^n h_{t-1}^2 + 2h_{t-1} h_t + h_t^2 \right)}{2 \left(\sum_{t=1}^n h_{t-1} \right)^2} \quad (13)$$

۴. نتایج

۴-۱. تجزیه و تحلیل توصیفی داده‌ها

داده‌های مورد استفاده پژوهش حاضر، داده‌های روزانه قیمت‌های نفت خام برنت و WTI به ازای هر بشکه به دلار است. برای تحلیل تلاطم نیاز به ثبت دقیق تغییرات بازار است. به این دلیل داده‌های با فرکانس بالا همچون داده‌های روزانه مناسب است (چارلز و دارنه (۲۰۱۴)).

1. Markov chain Monte Carlo (MCMC)

ریشه واحد تلاطمی ناشی از همه گیری کووید - ۱۹ در بازار نفت خام | رستمی و نجارپور | ۱۴۷

سری زمانی این داده‌ها شامل بازه زمانی ۳ ژانویه ۲۰۱۸ تا ۲۸ فوریه ۲۰۲۲ است. بازده هر دو نوع نفت خام با استفاده از رابطه
$$y_t = \log \frac{P_t}{P_{t-1}} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \log \frac{P_t}{P_{t-1}}$$
 محاسبه شده است که بازده میانگین زدایی شده می‌باشد.

به منظور بررسی اثر کووید-۱۹ بر رفتار تلاطمی بازارهای نفت خام مورد نظر این پژوهش، کل نمونه داده‌ها به دو زیر نمونه پیش از وقوع همه‌گیری و پس از وقوع همه‌گیری تقسیم شده است. این تقسیم نمونه برای درک اینکه چگونه بازار در این مراحل متمایز تکامل یافته و چگونه این بحران بهداشتی بر پایداری تلاطم تأثیر گذاشته است مهم است. تقسیم‌بندی نمونه با استفاده از آزمون تعیین نقطه شکست پرون و وگل‌سانگ^۱ (۱۹۹۲) تعیین شده است. این نوع آزمون ریشه واحد، وجود یک شکست‌های ساختاری را در عرض مبدأ یا روند و یا هر دو را در فرضیه صفر و مقابل شناسایی می‌کند. با این وجود تحت برقراری فرضیه مقابل زمان وقوع شکست با استفاده از داده‌ها تخمین زده می‌شود و به همین دلیل به این آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری درون‌زا گفته می‌شود. شکست ساختاری را می‌توان با استفاده از مدل تغییرات ناگهانی یا تدریجی^۲ بررسی کرد. تغییرات ناگهانی و تغییرات تدریجی به ترتیب در نتیجه وقوع داده‌های پرت جمعی^۳ و داده‌های پرت اخلاقی^۴ روی می‌دهند (پرون و وگل‌سانگ (۱۹۹۲)).

جدول ۱. تعیین شکست نمونه

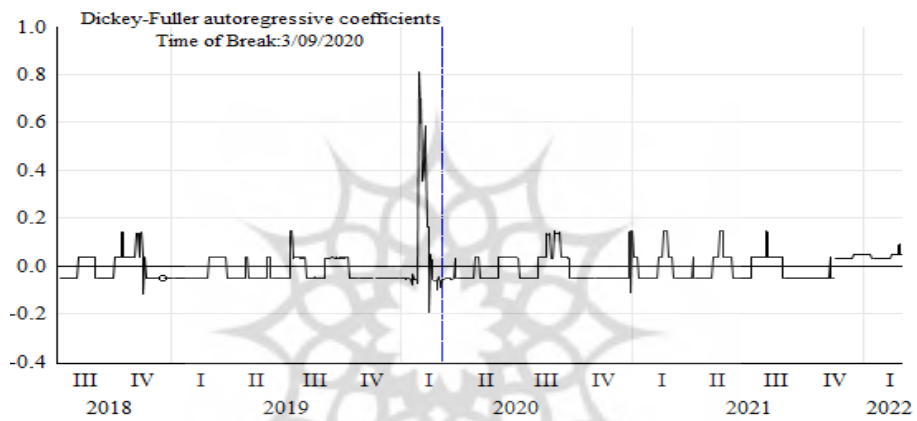
نوع بازده نفت	نتیجه آزمون پرون		تایخ وقوع شکست
نوع شکست: مدل جمعی			
WTI	آماره آزمون	-۳۸/۴۸	۹ مارس ۲۰۲۰
	مقدار بحرانی (٪۵)	-۴/۴۴	
نفت برنت	آماره آزمون	-۳۸/۴۹	۲۱ آوریل ۲۰۲۰
	مقدار بحرانی (٪۵)	-۴/۴۴	
نوع شکست: مدل اخلاقی			
WTI	آماره آزمون	-۳۴/۴۵	۹ مارس ۲۰۲۰
	مقدار بحرانی (٪۵)	-۴/۴۴	
نفت برنت	آماره آزمون	-۳۸/۴۶	۲۱ آوریل ۲۰۲۰
	مقدار بحرانی (٪۵)	-۴/۴۴	

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Perron and Vogelsang
2. Sudden or Gradual Change Model
3. Additive Outlier
4. Innovational Outlier

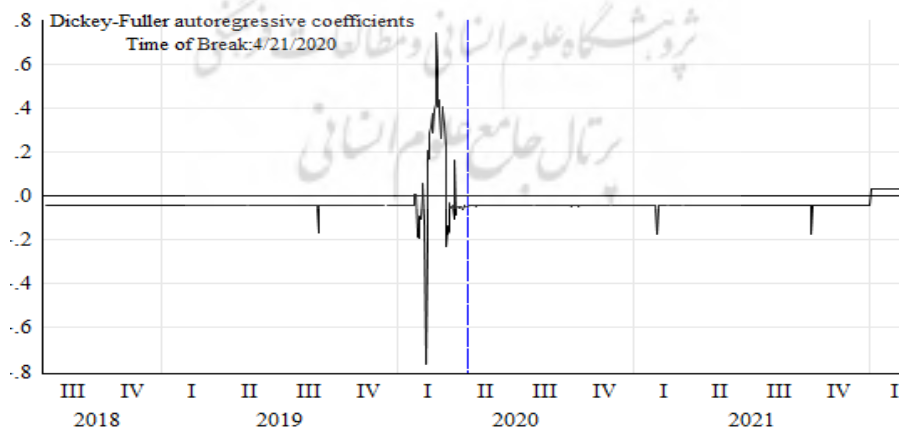
براساس یافته‌های ارائه‌شده در جدول (۱) در بازده نفت خام برنت و WTI به ترتیب در تاریخ‌های ۲۱ آوریل و ۹ مارس ۲۰۲۰ در شکست ساختاری روی داده است. جای تعجب نیست که همه نقاط شکست در فاصله زمانی کوتاهی پس از اعلام کووید-۱۹ در ۱۱ مارس ۲۰۲۰ به عنوان یک بیماری همه‌گیر توسط سازمان بهداشت جهانی (WHO) رخ داده‌اند. نمودارهای (۱) و (۲) نقطه شکست ساختاری احتمالی در بازده هر دو نوع نفت خام را براساس محاسبه کمترین آماره t دیکی - فولر نشان می‌دهند.

نمودار ۱. محاسبه نقطه شکست در داده‌های بازده نفت خام WTI با استفاده از آزمون پرون



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲. محاسبه نقطه شکست در داده‌های بازده نفت خام برنت با استفاده از آزمون پرون



منبع: یافته‌های پژوهش

شایان ذکر است که بزرگترین مقادیر تلاطم در بازده هر دو نوع نفت مربوط به اوایل سال ۲۰۲۰ می‌باشد که مصادف با وقوع همه‌گیری کووید-۱۹ است. کمترین مقدار بازده روزانه نفت خام WTI و نفت برنت به ترتیب ۹ مارس ۲۰۲۰ و ۲۱ آوریل ۲۰۲۰ (سال وقوع همه‌گیری کووید-۱۹ در جهان) روی داده است. در مقایسه با هم سقوط بازده نفت خام برنت بیشتر از دو برابر سقوط بازده نفت WTI بوده است (در جدول (۲) در ستون مربوط به کمترین مقدار این بازده برای هر دو نوع نفت خام گزارش شده است). نمودار (۳) تحولات در بازده قیمت‌های نفت خام WTI و برنت را در فاصله زمانی ۲۰۱۷ تا دو ماه ابتدایی سال ۲۰۲۲ نشان می‌دهد. براساس آنچه گفته شد، توصیف تحولات در بازار نفت در این فاصله زمانی در دو بخش پیش و پس از همه‌گیری کووید-۱۹ ارائه می‌شود.

الف) بازار نفت قبل از همه‌گیری کووید-۱۹

در ۲۵ می ۲۰۱۷، اعضای اوپک و غیر اوپک توافق کردند که کاهش تولید را به مدت ۹ ماه تمدید کنند. در ۳۰ نوامبر ۲۰۱۷، اوپک و روسیه توافق کردند که کاهش تولید نفت را مجدداً تا پایان سال ۲۰۱۸ تمدید کنند. در ماه مه ۲۰۱۸، دونالد ترامپ^۱ تصمیم گرفت تحریم‌ها علیه دولت ایران را برگرداند. این موضوع باعث شد تا قیمت نفت به میزان قابل توجهی تا بالاترین حد از سال ۲۰۱۴ افزایش یافت. در نوامبر ۲۰۱۸، قیمت نفت برنت به دلیل افزایش تولید نفت در روسیه، برخی از کشورهای اوپک و ایالات متحده، بیشترین کاهش ۳۰ روزه از سال ۲۰۰۸ را داشت. در ماه مه ۲۰۱۹، ایالات متحده تحریم‌های جدیدی را علیه ایران اعمال کرد و عرضه جهانی نفت خام را کاهش داد، اگرچه قیمت‌ها به دلیل کاهش تقاضای جهانی به سختی تحت تأثیر قرار گرفتند. علاوه بر این، سال ۲۰۱۸ بدترین سال برای سهام از زمان بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ بود (بروگرف (۲۰۲۰)).

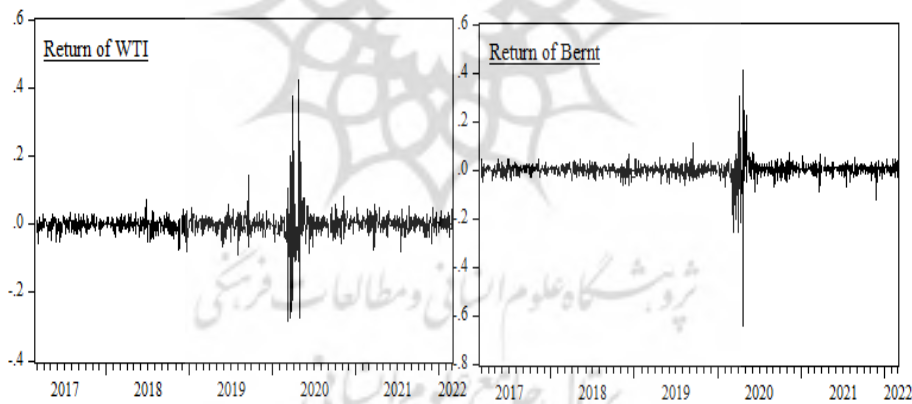
ب) بازار نفت پس از وقوع همه‌گیری کووید-۱۹:

در سال ۲۰۲۰ ترکیبی از دو عامل زیر باعث کاهش قابل توجه قیمت نفت شده است:
(۱) اختلال در عرضه / تقاضا به دلیل جنگ نفتی روسیه و عربستان سعودی و (۲) اختلال در عرضه / تقاضا به دلیل تأثیر همه‌گیری کووید-۱۹ که به دلیل قرنطینه در سراسر جهان بر

1. Donald Trump

عرضه/تقاضای نفت تأثیر گذاشت. در فوریه ۲۰۲۰، آمریکا نیز برخی تولیدکنندگان نفت همچون ایران و ونزوئلا را تحریم کرد و در مارس ۲۰۲۰، ویروس کرونا در سراسر جهان گسترش یافت که از سوی سازمان بهداشت جهانی به عنوان یک بیماری همه گیر اعلام شد. محدودیت‌ها و فلج شدن فعالیت‌های اقتصادی باعث کاهش تقاضا و سقوط قیمت نفت شد. در نشست‌های در مارس ۲۰۲۰ در وین، تولیدکنندگان بزرگ نفت نتوانستند در مورد کاهش تولید نفت در واکنش به همه گیری کووید-۱۹ به توافق برسند و بلافاصله پس از آن، عربستان سعودی جنگ قیمتی را با روسیه آغاز کرد که باعث کاهش قابل توجهی در قیمت‌های نفت شد. در آوریل ۲۰۲۰ و بار دیگر در ژوئن ۲۰۲۰، عربستان سعودی و روسیه در نهایت با کاهش تولید نفت موافقت کردند (در این بازه زمانی تقاضای نفت به دلیل محدودیت‌های قرنطینه در سراسر جهان کاهش یافته بود) (Ma^۱ و همکاران (۲۰۲۱)). در ژانویه ۲۰۲۱ قیمت نفت به دلیل تقاضای خارج از اروپا و کاهش تولید کشورهای اوپک شروع به افزایش کرد.

نمودار ۳. بازده نفت خام WTI (چپ) و برنت (راست)



منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) آمار توصیفی زیر نمونه‌های بازده نفت خام WTI و برنت را نشان می‌دهد. مقایسه‌ی آمارهای توصیفی در زیر نمونه‌های ارائه‌شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که کمترین بازده نفت خام WTI و برنت به ترتیب برابر با $-۰/۲۸۳$ و $-۰/۶۴۴$ می‌باشد که به

1. Ma

ریشه واحد تلاطمی ناشی از همه‌گیری کووید - ۱۹ در بازار نفت خام | رستمی و نجارپور | ۱۵۱

ترتیب در تاریخ ۹ مارس ۲۰۲۰ و ۲۱ آوریل ۲۰۲۰ که توسط آزمون پرون به عنوان نقاط شکست تشخیص داده شده‌اند روی داده است. در نتیجه می‌توان گفت که آزمون شکست ساختاری درون‌زا به دقت این نقاط را شناسایی کرده است. همچنین بیشترین بازده‌های نفت خام نیز پس از همه‌گیری کووید-۱۹ روی داده است. بنابراین انتظار بر این است که تغییرات بازده در دوره پس از همه‌گیری کووید-۱۹ بیشتر از تغییرات در بازده پیش از همه‌گیری باشد. انحراف استاندارد به عنوان معیاری از پراکندگی داده‌ها این انتظار را تأیید می‌کند. چولگی بازده نفت برنت در دوره پس از همه‌گیری به شدت منفی می‌شود در حالی که در مورد بازده نفت WTI چولگی مثبت می‌شود. در نهایت همان‌گونه که یافته‌های توصیفی نشان می‌دهند ضریب کشیدگی بازده هر دو نوع نفت خام پس از همه‌گیری به شدت نسبت به دوران پیش از همه‌گیری افزایش می‌یابد. در نتیجه می‌توان گفت که هر دو بازده به شدت غیر نرمال هستند، زیرا شواهدی از چولگی منفی قابل توجه یا کشیدگی بیش از حد و یا هر دو را نشان می‌دهند.

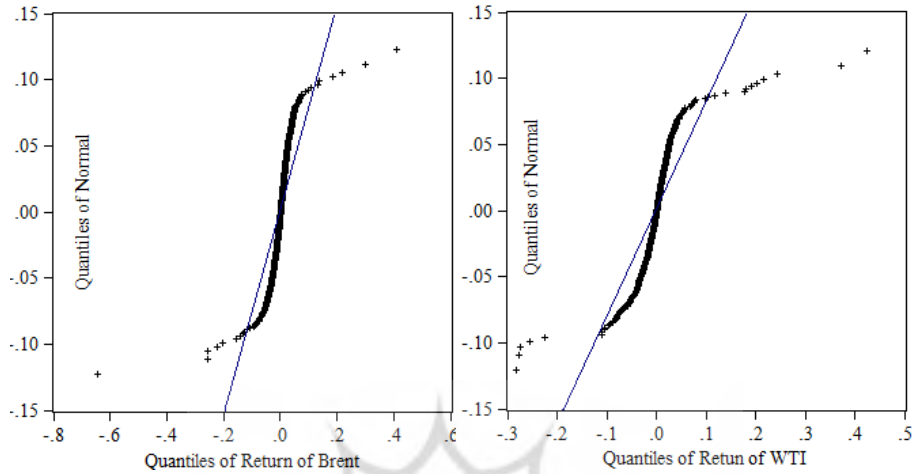
جدول ۲. آمارهای توصیفی زیر نمونه‌ها

(a) پیش از وقوع کووید-۱۹						
	میانگین	بیشترین	کمترین	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
WTI	-۰/۰۰۱۴	۰/۱۴۲	-۰/۱۰۹	۰/۰۲۲	-۰/۱۱۷	۸/۵۶۴
Brent	-۰/۰۰۳۶	۰/۳۰۱	-۰/۲۵۶	۰/۰۳۸	-۰/۹۰۰	۲۴/۱۸۷
(b) پس از وقوع کووید ۱۹						
WTI	۰/۰۰۳۷	۰/۴۲۵	-۰/۲۸۳	۰/۰۵۱	۱/۱۵۴	۲۶/۱۰۴
Brent	۰/۰۰۳	۰/۴۱۲	-۰/۶۴۴	۰/۰۴۴	-۴/۷۹۹	۱۱۵/۶۴۷

منبع: یافته‌های پژوهش

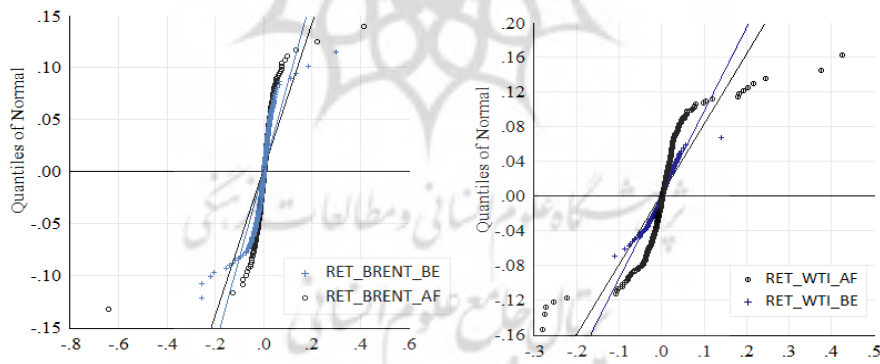
به منظور ارائه تصویر بهتری از رفتار حدی توزیع تجربی داده‌های بازده و دم سنگینی آنها در نمودار (۴) چندک تجربی انباشته و در نمودار (۵) چندک تفکیکی پیش و پس از همه‌گیری که به ترتیب با پسوند BE و AF مشخص شده است در مقابل توزیع نرمال رسم شده است.

نمودار ۴. ترسیم چندک تجربی داده‌ها در مقابل چندک نرمال بازده نفت خام WTI (راست) و برنت (چپ)



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۵). ترسیم چندک تجربی نمونه تفکیک‌شده در مقابل چندک نرمال بازده نفت خام WTI (راست) و برنت (چپ)



منبع: یافته‌های پژوهش

شکل نمودارهای (۴) و (۵) به صورت محدب - مقعر می‌باشد که در داده‌های بازده قیمت‌های نفت خام به علت وجود تلاطم خوشه‌ای روی می‌دهد. این موضوع (تلاطم خوشه‌ای) همان‌گونه که قیزل و مارسلینو^۱ (۲۰۱۸) توضیح می‌دهند منجر به کشیدگی

1. Ghysels and Marcellino

بالای داده‌های بازده نسبت به توزیع نرمال می‌شود. در جدول (۲) ضریب کشیدگی برای بازده نفت خام WTI و برنت پس از وقوع همه‌گیری به ترتیب برابر با ۲۶/۱۰۴ و ۱۱۵/۶۴۷ است که در مقایسه با مقدار کشیدگی توزیع نرمال (برابر با ۳) بسیار بزرگتر است. مفهوم کشیدگی بالا آن است که بازده‌های مثبت بزرگ یا منفی بزرگ بیشتر از آن چیزی که توزیع نرمال پیش‌بینی می‌کند روی می‌دهند. همچنین نمودار (۴) و (۵) نشان می‌دهند که حجم بالایی از نقاط نمونه‌ای از خط کوانتیل نرمال دور افتاده است که مؤید این موضوع است که داده‌های تاریخی بازده WTI نسبت به نفت برنت در مقایسه با توزیع نرمال نقاط دور افتاده بسیار بیشتری دارد. این نتایج نشان می‌دهند که قیمت‌های نفت خام WTI و برنت رفتار متمایزی دارند. براوو - کارو^۱ و همکاران (۲۰۲۰) علت این تفاوت را در هزینه‌های معاملاتی متفاوت، ریسک‌گریزی‌های متفاوت و ... معرفی می‌کنند.

۲-۴. نتایج تجربی

جدول (۳) نتایج تخمین پسین پارامترهای مدل تلاطم تصادفی را برای دوره پیش و پس از وقوع همه‌گیری کووید-۱۹ را نشان می‌دهد. این نتایج با استفاده از تولید ۲۰ زنجیره مارکوفی که هر کدام شامل ۱۰ هزار نمونه‌گیری می‌باشند، به دست آمده است. به منظور استنباط دقیق ۱۰ زنجیره ابتدایی دور انداخته شد و تنها از ۱۰ زنجیره پایانی به منظور استنباط استفاده می‌شود. نتایج براساس میانگین پسین و انحراف استاندارد (در پرانتز) برای هر ضریب در مدل‌های مختلف گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد پایداری تلاطمی پس از وقوع همه‌گیری در هر دو بازار برنت و WTI به شدت نسبت به قبل از همه‌گیری افزایش یافته است زیرا ضریب در هر دو بازار کمی بیشتر از ۰/۹۹ است که بسیار نزدیک به یک می‌باشد. در نتیجه، وقوع یک جریان تلاطمی در بازار به سادگی به ثبات منتهی نمی‌شود و برای مدت زیادی بازار متلاطم خواهد بود. این واقعیت به این معناست که تلاطم نقش پررنگی در تعیین قیمت نفت خام برنت و WTI خواهد داشت (پترو و سامرز^۲ (۱۹۸۶)). واریانس معادله حالت یا معادله تلاطم با معکوس‌سازی ضریب^۲ (که در ادبیات بیزی ضریب دقت نامیده می‌شود) به دست می‌آید بیشتر از یک است. این موضوع تطابق مناسب داده‌های بازده نفت خام در هر دو بازار مورد بررسی را با مدل SV بیان

1. Bravo-Caro

2. Poterba and Summers

می‌کند. همچنین بزرگ‌ترین واریانس تلاطم مربوط به SV است. همچنین مقدار پارامتر سطح^۱ که با ضریب h نشان داده شده است در هیچ کدام از بازارها معنی‌دار نشده است.

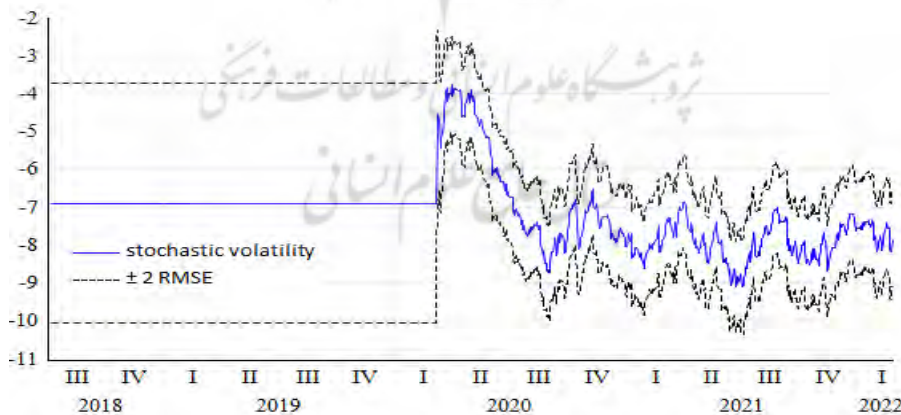
جدول ۳. میانگین پسین و انحراف استاندارد (در پرانتز) پارامترها در مدل‌های مختلف تلاطم تصادفی

	پیش از وقوع همه‌گیری		پس از وقوع همه‌گیری	
	SV-Brent	SV-WTI	SV-Brent	SV-WTI
2	۱/۸۶*** (۰/۳۴۷۸)	۱/۱۸۳*** (۰/۵۸۸۱)	۱/۲۳۱*** (۰/۰۲۸۴)	۱/۲۱*** (۰/۰۵۲۸)
h	-۰/۳۴۳ (۰/۴۳۶)	-۰/۳۵۱۵ (۰/۳۷۳۴)	-۰/۰۳۳۴ (۰/۰۶۹)	-۰/۰۴۵۴۳ (۰/۰۳۷۰)
	۰/۵۲۰۹*** (۰/۰۶۰۹۲)	۰/۶۱۱۶*** (۰/۰۴۶۵)	۰/۹۹۶۸*** (۰/۰۶۹۶۵)	۰/۹۹۷*** (۰/۰۰۵۵)

منبع: یافته‌های پژوهش

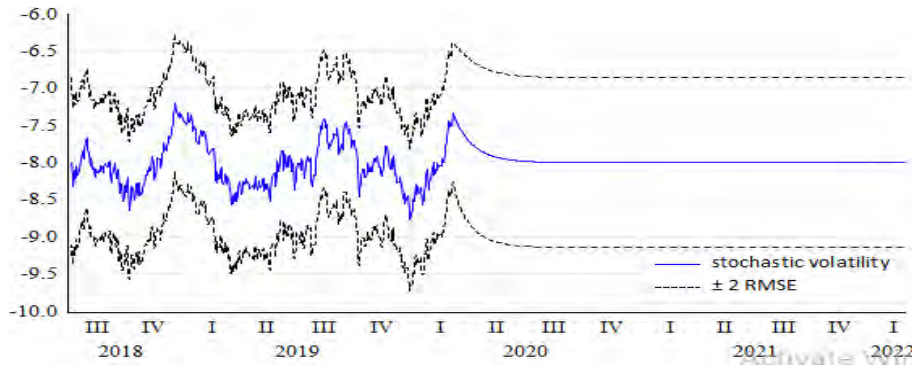
با استفاده از فیلترینگ مقادیر تلاطم تصادفی از مدل (۱۱) قابل استخراج است. نمودارهای (۶) و (۷) مقادیر تلاطم تصادفی محاسبه شده برای بازار نفت خام WTI را پس از همه‌گیری و پیش از آن را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های این نمودارها (نمودار (۷)) جریان تلاطم در پیش از همه‌گیری کووید-۱۹ نسبت به پس از وقوع همه‌گیری از همواری بیشتر و اوج و قعرهای کوچک‌تری برخوردار بوده است.

نمودار ۶. جریان تلاطمی بازار نفت WTI پس از وقوع همه‌گیری



منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۷. جریان تلاطمی بازار نفت WTI پیش از وقوع همه‌گیری



منبع: یافته‌های پژوهش

این یافته‌ها نشان می‌دهند که رفتار بازار نفت خام از نظر پایداری تلاطمی پیش و پس از وقوع همه‌گیری تغییر معناداری داشته است. بنابراین بررسی فرضیه 1 می‌تواند حاوی نکات مهمی در مورد تغییر رفتار بلندمدت شوک‌های تلاطمی در نتیجه بحران در نظام بهداشت و سلامت جهان باشد. به منظور بررسی پایداری تلاطم و فرضیه ریشه واحد در تلاطم مدل SV را نتایج نهایی براساس میانگین پسین ضریب، احتمال پسین صحت فرضیه 1 (یا)، لگاریتم فاکتور بیزی ($\text{Log}_{10}(BF)$) و لگاریتم نسبت شانسی پسین ($\text{Log}_{10}(POR)$) فرضیه 1 گزارش شده است.

جدول (۲) نتایج را در کل نمونه (بدون تفکیک براساس زمان وقوع همه‌گیری کووید-۱۹) نشان می‌دهد. براساس نتایج ارائه‌شده در جدول (۲) ضریب هر دو نوع نفت برنت و WTI بسیار بالا می‌باشد (به ترتیب برای نفت برنت و WTI برابر ۰/۹۵۷۱ و ۰/۹۴۷۴). در این وضعیت، احتمال پسین صحت فرضیه 1 برای هر دو نوع نفت به ترتیب ۰/۳۳۴۸ و ۰/۳۳۲۶ که در هر دو مورد کمتر از ۰/۵ می‌باشد. بنابراین $\text{Log}_{10}(POR)$ که با استفاده از $\frac{\text{Log}_{10}(BF)}{1}$ به دست می‌آید متفاوت از $\text{Log}_{10}(BF)$ خواهد بود. نتایج ارائه شده در جدول (۴) در مورد نفت برنت مؤید رد فرضیه 1 است اما در مورد نفت WTI به احتمال بستگی دارد. در صورتی که این احتمال به شکل پیشین 0.5 تعریف شود، فرضیه 1 با استفاده از معیار $\text{Log}_{10}(BF)$ تأیید می‌شود و در صورتی که برابر با مقدار پسین 0.3326 تعریف شود فرضیه 1 رد خواهد شد.

جدول ۴. آزمون ریشه واحد در تلاطم بازار نفت خام در کل نمونه داده‌ها

داده‌ها			$Log_{10}(BF)$	$Log_{10}(POR)$
نفت برنت	۰/۹۵۷۱	۰/۳۳۴۸	-۰/۲۳۴	-۰/۷۶۴۶
WTI	۰/۹۴۷۴	۰/۳۳۲۶	۰/۰۱۳۲	-۰/۲۸۹۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۲) برقراری فرضیه ۱ را در کل نمونه (پیش و پس از همه‌گیری کووید-۱۹) ارائه می‌دهد. براساس این نتایج، پایداری تلاطم هر دو نوع نفت خام بسیار پایین بوده است. به همین دلیل هر دو معیار $Log_{10}(BF)$ و $Log_{10}(POR)$ با مقادیر بزرگی فرضیه ۱ را رد می‌کنند. نتایج ارائه‌شده در جدول (۴) در مقایسه با جدول (۵) نشان می‌دهد که نادیده گرفتن شکست ساختاری در داده‌های بازده منجر به برآورد بیش از حد ضریب پایداری تلاطم (ضریب) می‌شود. و همچنین همان‌طور که در ادامه نشان داده می‌شود امکان ارزیابی درست کووید-۱۹ بر پایداری تلاطم را نمی‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد در تلاطم بازار نفت خام پیش از همه‌گیری

داده‌ها			$Log_{10}(BF)$	$Log_{10}(POR)$
نفت برنت	۰/۵۲۰۹	۰/۳۳۷	-۱۵/۶۱۴۴	-۱۵/۹۰۸۲
WTI	۰/۶۱۱۶	۰/۳۳۴۴	-۱۷/۵۹	-۱۷/۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین نتایج جدول (۶) برقراری فرضیه ۱ را پس از وقوع همه‌گیری کووید-۱۹ ارائه می‌دهد. براساس این نتایج، پایداری تلاطمی هر دو نوع نفت خام بسیار بالا است (مطابق داده‌های جدول (۶) به ترتیب برای نفت خام برنت و WTI برابر است با ۰/۹۹۶۸ و ۰/۹۹۷۳). معیار احتمال پسین برقراری فرضیه ۱ به همین دلیل هر دو معیار $Log_{10}(BF)$ و $Log_{10}(POR)$ با مقادیر بزرگی فرضیه ۱ را تأیید می‌کنند.

جدول ۶. نتایج آزمون ریشه واحد در تلاطم بازار نفت خام پس از همه‌گیری

داده‌ها			$Log_{10}(BF)$	$Log_{10}(POR)$
نفت برنت	۰/۹۹۶۸	۰/۵۳۴۸	۰/۰۷۹۲	۰/۰۹۳۵
WTI	۰/۹۹۷۳	۰/۴۸۵۶	۰/۰۳۵۴	۰/۰۱۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش

ریشه واحد تلاطمی ناشی از همه گیری کووید - ۱۹ در بازار نفت خام | رستمی و نجارپور | ۱۵۷

شایان ذکر است که بسیاری از پژوهش‌های پیشین بر اندازه تلاطم در نتیجه وقوع بحران‌های سیاسی و بلایایی طبیعی تمرکز کرده بودند. در حالی که نتایج آنها نشان‌دهنده افزایش غیر قابل انکار پایداری تلاطم در طول این بحران‌ها می‌باشد. برای مثال، نتایج ایگلسیاس و ریوار - الونسو (۲۰۲۲) نشان‌دهنده پایداری بالای تلاطمی در تمام بحران‌های مورد بررسی می‌باشد.

این نتایج (با توجه به محاسبات ایگلسیاس و ریوار - الونسو (۲۰۲۲)) در جدول (۷) گزارش شده است:

جدول ۷. نتایج ایگلسیاس و ریوار-الونسو (۲۰۲۲) در مورد پایداری تلاطمی در بحران‌های بازار برنت

بحران همه‌گیری کووید-۱۹ (۲۰۲۰ تاکنون)	بحران مالی اختلاف ایلات متحده و عربستان (۲۰۱۴-۲۰۱۶)	بحران مالی جهان (۲۰۰۸/۰۹)	حملات تروریستی ۱۱ سپتامبر (۲۰۰۱)	بحران بورس‌های آسیایی (۱۹۹۷/۹۸)	جنگ خلیج فارس نوع بحران (۱۹۹۰/۹۱)
۰/۹۵۵۷	۱/۰۰۶۶	۰/۹۹۳۵	۰/۹۵۶۱	۰/۹۹۸۱	۰/۹۹۳۸
پایداری	ضریب	پایداری	ضریب	پایداری	ضریب

منبع: یافته‌های ایگلسیاس و ریوار-الونسو

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول فوق، بررسی فرضیه ریشه واحد در تلاطم یا 1 در نتایج آنها ضروری است. این موضوع از لحاظ مدلسازی تلاطم و پیش‌بینی ریسک بسیار ضروری است.

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت بازار نفت در اقتصاد جهان و سرایت بالای تحولات در این بازار به بخش‌های مختلف اقتصادها نتایج چنین پژوهشی از اهمیت فراوانی برخوردار است. نتایج این پژوهش نشان داد که پس بحران همه‌گیری کووید-۱۹ پایداری تلاطمی بازده قیمت‌های هر دو نوع نفت خام برنت و WTI به شدت افزایش یافته است و وجود ریشه واحد در تلاطم هر دو نوع نفت رد نمی‌شود. در نتیجه پیامدهای این بحران اثرات ماندگار و طولانی مدت خواهد داشت.

درواقع این نتایج گزارش آژانس بین‌المللی انرژی^۱ (۲۰۲۱) را در مورد بازار نفت تأیید می‌کند. طبق این گزارش بازارهای جهانی نفت پس از بحران همه‌گیری کووید-۱۹ که

1. International Energy Agency

منجر به سقوط بی سابقه تقاضای نفت خام در سال ۲۰۲۰ شد، در حال بازیابی مجدد تعادل هستند؛ اما ممکن است هرگز به حالت «عادی» باز نگردند ... تغییرات سریع در رفتار ناشی از همه گیری و حرکت قوی تر دولت ها به سمت آینده ای کربن کم، باعث انتقال چشمگیر به سمت پایین انتظارات برای تقاضای نفت در شش سال آینده شده است. این امر کشورها و شرکت های تولید کننده نفت را مجبور به تصمیم گیری های سخت می کند، زیرا تمایلی به دست شستن از منابع استفاده نشده و یا نصب ظرفیت های جدید ندارند. آیا تقاضای نفت می تواند زودتر از حد انتظار به اوج برسد؟ یا اینکه جهان به سمت بحران عرضه پیش می رود؟ پیامدهای آن برای صنعت پالایش و جریان تجارت چه خواهد بود؟ همه این ها نشان می دهد که آینده بازارهای نفت در ماه ها/ سال های آینده دارای درجه بالایی از عدم قطعیت و آگاهی از نوع نوسان هایی است که تحت هر یک از محرک های مختلف ایجاد می شود (همان طور که در این مقاله نشان داده شده است) و چگونگی آن. بر بازارهای نفت تأثیر می گذارد برای سرمایه گذاران، سفته بازان و سیاست گذاران بسیار مرتبط است. بنابراین می توان ادعا کرد که بحران کووید-۱۹ عدم قطعیت بازار نفت را به شکلی ماندگار افزایش داده است. این موضوع می تواند اثرات چشمگیری بر درآمدهای کشورهای صادر کننده و سرمایه گذاران در حوزه نفت خام داشته باشد. به این ترتیب بازیگران این بازار و دولت ها باید با دقت بیشتری پیامدهای این بحران را ارزیابی کنند.

به طور کلی، یافته های این پژوهش به ادبیات موجود در مورد تأثیرات کووید-۱۹ بر بازارهای انرژی کمک می کند؛ زیرا بر چگونگی تأثیر این بحران بر پایداری تلامطم در دو بازار تعیین کننده قیمت های جهانی انرژی تمرکز داشت که پیش از این با روش ریشه واحد تلامطم تصادفی مورد بررسی قرار نگرفته است. بنابراین از یک رشته ی اخیر در ادبیات اقتصاد انرژی تبعیت می کند که تأثیر موارد احتمالی بهداشت و سلامت را بر بازار انرژی تجزیه و تحلیل می کند. نتایج این پژوهش به این واقعیت هشدار می دهد که بازارهای انرژی نه تنها تحت تأثیر عوامل عرضه و تقاضا انرژی یا سایر سختی های بازار قرار گیرند، بلکه ممکن است به دلایل دیگر همچون یک بیماری همه گیر نیز تحت تأثیر قرار گیرند. از دیگر جنبه های این پژوهش آن است که اهمیت روش های جایگزین مبتنی بر مدل های اقتصادسنجی را برای سنجش ماهیت پایدار داده ها برخلاف رویکرد سنتی برجسته می کند. در نهایت، تأکید اصلی این پژوهش نشان دادن چگونگی رفتار بازده بازار انرژی در محیط های آشفته بود. انتظار بر این است که دستاوردهای پژوهش حاضر برای

ریشه واحد تلاطمی ناشی از همه گیری کووید - ۱۹ در بازار نفت خام | رستمی و نجارپور | ۱۵۹

سیاست گذاران اقتصادی و مدیران ریسک که در تلاش برای به حداقل رساندن تأثیرات این همه گیری جهانی هستند، مفید باشد.

۶. تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mojtaba Rostami  <https://orcid.org/0000-0001-9813-1831>

Alireza Najjarpour  <https://orcid.org/0000-0002-7105-1644>

References

- Charles, A. and Darné, O. (2014). Volatility persistence in crude oil markets. *Energy policy*, 65, pp. 729-742.
- Chou, R.Y. (1988). Volatility Persistency and stock valuation: some empirical evidence using GARCH. *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294.
- Engle, R.F. and Bollerslev, T. (1986). Modeling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, 5, pp. 1-50.
- Evgenidis, A. (2018). Do all oil price shocks have the same impact? Evidence from the euro area. *Finance Research Letters*, 26, pp. 150-155.
- Farhadian, A., Rostami, M. and Nilchi, M. (2020). Compare Canonical stochastic volatility model of focal MSGJR-GARCH to measure the volatility of stock returns and calculating VaR. *Journal of Financial Management Perspective*, 10(32), pp.131-158. doi: 10.52547/JFMP.10.32.131.
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S. and Rubin, D.B. (2004). *Bayesian data analysis*, 2nd edn. London: Chapman & Hall.
- Geweke, J. (2007). Bayesian model comparison and validation. *American Economic Review*, 97(2), pp. 60-64.
- Harvey, A.C., Ruiz, E. and Shephard, N. (1994). Multivariate stochastic variance models. *Review of Economic Studies*, 61, pp. 247-264.
- Hurst, Harold Edwin. (1957). A suggested statistical model of some time series which occur in nature. *Nature* 180, no. 4584 , pp. 494-494.
- Iglesias, E. M. and Rivera-Alonso, D. (2022). Brent and WTI oil prices volatility during major crises and Covid-19. *Journal of Petroleum Science and Engineering*, 110182.
- International Energy Agency report Oil 2021, Analysis and Forecast to 2026.
- Jacquier, E., Polson, N. G. and Rossi, P. E. (2004). Bayesian analysis of stochastic variance models with fat-tails and correlated errors. *Journal of Econometrics*, 12, pp. 371-389.

- Kass, R. E. and Raftery, A. E. (1995). Bayes Factor. *Journal of the Americana Statistical Association*, 90, pp. 773-795.
- Lee, J., List, J. A. and Strazicich, M. C. (2006). Non-renewable resource prices: Deterministic or stochastic trends?. *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(3), 354-370.
- Li, Y. and Yu, J. (2010). A new Bayesian unit root test in stochastic volatility models. Working paper, Singapore Management University, School of Economics.
- Narayan, P. K. and Narayan, S. (2007). Modelling oil price volatility. *Energy policy*, 35(12), pp.6549-6553.
- Nilchi, M., Farid, D., Peymani, M. and Mirzaei, H. (2000). Investigating the Volatility Persistence in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Perspective*, 12(39), 9-30. doi: 10.52547/jfmp.12.39.9.
- Ozdemir, Z. A., Gokmenoglu, K. and Ekinci, C. (2013). Persistence in crude oil spot and futures prices. *Energy*, 59, pp.29-37.
- Perron, P. and Ng, S. (1996). Useful Modifications to some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties. *The Review of Economic Studies*, 63, pp.435-463.
- Perron, P. and Vogelsang, T. J. (1992). Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(4), pp. 467-470.
- Poterba, J. and L. Summers (1986). The persistence of volatility and stock market fluctuations. *American Economic Review*, 76, pp.1142-1151.
- Razmi, S. F., Behname, M., Bajgirani, B. R. and Razmi, S. M. J. (2020). The impact of US monetary policy uncertainties on oil and gas return volatility in the futures and spot markets. *Journal of Petroleum Science and Engineering*, 191, 107232.
- Robe, M. A. and Wallen, J. (2016). Fundamentals, derivatives market information and oil price volatility. *Journal of Futures Markets*, 36(4), pp. 317-344.
- Rostami, M. and Makiyan, S. N. (2020). Modeling Stock Return Volatility Using Symmetric and Asymmetric Nonlinear State Space Models: Case of Tehran Stock Market. *Journal of Economic Modeling Research*, 11(41), pp. 197-229.
- Rostami, M. and Shahiki Tash, M. (2020). Modeling Crude Oil Price Dynamics: Investigation of Jump and Volatility Using Stochastic Volatility Models (Case study: WTI crude oil prices in 2020 and 2021). *Iranian Energy Economics*, 10(37), pp.37-72. doi: 10.22054/jiee.2022.64997.1876.
- Schwert, G.W. (1989). Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(2), pp. 147-59.

ریشه واحد تلاطمی ناشی از همه گیری کووید - ۱۹ در بازار نفت خام | رستمی و نجارپور | ۱۶۱

So, M.K.P. and Li, W.K. (1999). Bayesian unit-root testing in stochastic volatility models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(4), pp. 491-496.

Zavadska, M., Morales, L. and Coughlan, J. (2020). Brent crude oil prices volatility during major crises. *Finance Research Letters*, 32, 101078.



استناد به این مقاله: رستمی، مجتبی؛ نجارپور، علیرضا. (۱۴۰۰). ریشه واحد تلاطمی ناشی از همه گیری کووید-۱۹ در بازار نفت خام، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۴۱(۱۱)، ۱۳۳-۱۶۱.



Iranian Energy Economics is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.