Macroeconomics
Research Letter

Volume 16. Issue 32. Autumn and Winter 2021. Pages 91 to 116.

Research Paper

Do Crude Oil Prices Contain Nonlinear Unit roots with Random Coefficients?

Alireza Najjarpour*[1], Mohsen Eslami [2]

[1] Ph.D. Candidate. in Management, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: najjarpour@ase.ui.ac.ir
[2] Ph.D. Candidate. in Management, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: Eslami_mohsen@atu.ac.ir

10.22080/iejm.2022.24061.1928

Received:
August 30, 2022
Accepted:
November 28, 2022
Available online:
December 19, 2022

Keywords:
Unit root tests, Bayesian approach, Random unit root, Gibbs sampling algorithm
JEL Classification:
C11, C22, C49, C58

Abstract

Modeling of oil price behavior depends on whether we distinguish the observed data as examples of deterministic or random trend processes. The distinction between these processes is crucial because of the long-term response of data series to shocks. Generally, in standard significance tests, the null hypothesis is tested for the difference between the insignificant and significant hypotheses. In the present study, to investigate the root of the non-difference stationary unit from Bayesian methods, we estimate the RCAR model considered for oil prices. The results of this study show that despite confirming the unit root in oil price data, it is not clear that whether a random step process is suitable for predicting Brent crude oil prices or not because confirming the existence of a random unit root does not necessarily mean that the crude oil spot prices follow a Brownian process. Therefore, it is not possible to conclude from such results that the efficiency of the oil market is insignificant. However, because the unit root in the crude oil data is random, it does not persist with the differentiation of the crude oil data; therefore, the use of the differentiated variable in conventional co-integration models will be incorrect. Also, because the crude oil is the input of many industries, this anonymity could be transferred to other macroeconomic variables. Therefore, theories of business cycles that portray temporary economic shocks will have weak support.

*Corresponding Author: Alireza Najjarpour
Address: Ph.D. Candidate. in Management, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Email: najjarpour@ase.ui.ac.ir
Tel: 02144972350

Extended Abstract

1. Introduction

Crude oil prices have a significant impact on the economic development of exporting and importing countries and play an important role in the international economy. The correct assessment of the crude oil prices is of great importance. For this reason, producers and consumers of this strategic commodity, as well as the participants in the financial markets and policymakers in the economic and financial spheres carefully control the behavior of crude oil prices. In general, there are different views on the path of the crude oil prices over time. In the research literature, determining the trend stationery or randomness of a variable such as the crude oil prices are done using unit root tests. In conventional unit root tests, it is assumed that the process generating the observed data follows a self-reversing pattern with constant coefficients over time. Based on these tests, if the crude oil prices change based on a random step process, the crude oil market will have an insignificant efficiency. As a result, it is not possible to predict the future prices using the historical price data. If the hypothesis of price adherence to the random step model is rejected, the fundamental analysis of the market makes it possible for investors to profit (Serletis, 1992). Moreover, the stochastic properties of the crude oil prices have important implications for forecasting. For example, when the oil prices have a unit root, shocks to the oil prices will be persistent. If the prices are stable, the oil price shocks will be temporary.

In recent years, parallel to the development of non-linear time series analysis methods, Tong (1990) and Granger and Terasvirta (1993) have shown that if there is a single root in an autoregressive pattern with random coefficients, the target variable cannot be differentiated. In this case, we will need to present new analyzes of the time path of the oil prices and we will have new implications in the field of energy production and export policies.

2. Research Methodology

The use of the Bayesian approach in the investigation of unit root problems began in the late 1980s. Sims (1988) and Sims and Uhlig (1991) published the first Bayesian papers on the unit root hypothesis testing issues. Phillips (1991-1996) provided answers to the criticisms of Sims and Uhlig's method by the proponents of the classical approach in two articles. This issue has resulted in the production of a long list of articles that have investigated the unit root problems with Bayesian methods. In this research, in line with the research goals, a list of the most important works in this field has been tried to be presented.

Most of the econometric analysis of the energy market and especially crude oil assumes that the data follow a non-stationary process represented by an autoregressive model with fixed coefficients with a unit root (without structural failure or with structural failure). As a result, such data can be differentiated and then used. Leybourne et al. (1996) claim that unit root models of fixed coefficients are not flexible enough to represent many economic time series. For example, they ignore persistent and diverse macroeconomic shocks, the occurrence of which can call into question the usefulness of the unit root models with constant coefficients. In addition, since

the number of regime changes can be large, the use of deterministic regime change models does not seem to be effective.

They also try to find that whether the uncertainty of time series is better represented by fixed or random coefficients unit root models from a purely econometric point of view sinceif the time series are represented by a random unit root pattern, the use of co-accumulation and error correction methods will be problematic. Asymptotically, the property of the estimators of these methods is not established with the random unit root data.

3. Research Finings

The findings of this research indicate that the crude oil contains a random unit root. However, despite the confirmation of the unit root in the oil price data based on RCAR (1) first-order random coefficients model, it is not clear that a random step process is suitable for forecasting Brent crude oil prices because confirming the existence of a random unit root does not mean that the crude oil spot prices necessarily follow a Brownian process. Therefore, it is not possible to conclude the insignificant efficiency of the oil market from such results.

4. Conclusion

The results of this research confirm that the shock to crude oil prices will have a long-lasting effect on the crude oil market. Therefore, oil-producing and oil-exporting countries should be aware of this issue and include it in their policies. The increasing dependence of these countries on the export of the crude oil will involve their economies in many shocks, which in the long run can even have security consequences.

Furthermore, the crude oil markets are convergent since oil is a global commodity. However, they can behave differently for different reasons, including the different risks they face. Therefore, as the results of this research indicated, to generalize a result to the crude oil market, it is necessary to examine different crude oils.

Funding

There is no funding support.

Authors' Contribution

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

Conflict of Interest

Authors declared no conflict of interest.

Acknowledgments

We are grateful to all the scientific consultants of this paper

پژوهشنامه اقتصاد کلان
Macroeconomics Research Letter
دوره ۱۶. شماره ۳۲. پاییز و زمستان ۱۴۰۰. صفحات ۹۱ تا ۱۱۶.

علمی

آیا قیمت‌های نفت خام حاوی ریشه واحد غیرخطی با ضرایب تصادفی است؟

علیرضا نجارپور [۱*]، محسن اسلامی [۲]

[۱] دانشجوی دکتری مالی، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، najjarpour@ase.ui.ac.ir
[۲] دانشجوی دکتری مالی،گروه مالی و بانکی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران، Eslami_mohsen@atu.ac.ir

10.22080/iejm.2022.24061.1928

تاریخ دریافت:
۸ شهریور ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش:
۷ آذر ۱۴۰۱
تاریخ انتشار:
۲۸ آذر ۱۴۰۱

کلیدواژه ها:
آزمون‌های ریشه‌ی واحد، رویکرد بیزی، ریشه واحد تصادفی، الگوریتم نمونه‌برداری گیبس
طبقه‌بندی:
C11 ، C22، C49، C58

چکیده

مدلسازی قیمت نفت به این موضوع بستگی دارد که داده‌های آن مصادیقی از فرآیندهای روند قطعی یا روند تصادفی باشند. تمیز میان این فرآیندها به دلیل نحوه واکنش بلندمدت قیمت‌های نفت خام به شوک‌ها بسیار مهم است. در پژوهش حاضر، برای بررسی ریشه‌های واحد غیرخطی پیچیده از مدل RCAR استفاده شده است. در این نوع از مدلسازی، تایید وجود ریشه واحد RCAR به معنای آن نیست که قیمت‌های نفت خام از یک فرآیند براونی تبعیت کنند. بنابراین، حتی با تایید ریشه واحد نیز نمی‌توان کارآیی ضعیف بازار نفت را نتیجه گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ریشه واحد در داده های نفت خام از نوع تصادفی است. در نتیجه، با تفاضل‌گیری داده های نفت خام مانا نمی‌شود. لذا، استفاده از متغیر تفاضل‌گیری شده در مدل‌های هم‌انباشتگی نیز نادرست خواهد بود و باید از الگوهای RCAR استفاده شود. این موضوع در پیش‌بینی جهت آتی قیمت‌های نفت خام بسیار مهم است. همچنین، به دلیل آنکه نفت خام ورودی بسیاری از صنایع است؛ نامانایی نفت خام می¬تواند به سایر متغیرهای کلان اقتصادی منتقل شود. لذا، نظریه‌های ادوار تجاری که شوک‌های اقتصادی را موقت می‌انگارند از پشتیبانی ضعیفی برخوردار خواهند بود.

* **نویسنده مسئول:** علیرضا نجارپور
آدرس: دانشجوی دکتری مالی، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
ایمیل: najjarpour@ase.ui.ac.ir
تلفن: ۰۲۱۴۴۹۷۲۳۵۰

۱ مقدمه

نفت خام را می‌توان برجسته‌ترین و در عین حال ناپایدارترین کالا در اقتصاد جهانی و بازارهای مالی به حساب آورد (بالکیلار و همکاران[1]، ۲۰۱۸). قیمت‌های نفت خام تاثیر قابل توجهی بر توسعه اقتصادی کشورهای صادر کننده و وارد کننده دارد و در اقتصاد بین الملل نقش مهمی ایفا می‌کند. ارزیابی درست مسیر قیمت‌های نفت خام از اهمیت زیادی برخوردار است به این دلیل تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان این کالای استراتژیک، همچنین مشارکت‌کنندگان در بازارهای مالی و سیاست‌گذاران حوزه اقتصاد و مالی رفتار قیمت‌های نفت خام را به دقت کنترل می‌کنند. به طورکلی، در مورد مسیر قیمت‌های نفت خام در طول زمان دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد (ماسلیوک و اسمیت[2] (۲۰۰۸)). همان‌طور که پیندکی[3] (۱۹۹۹) بیان می‌کند، به طور ایده‌آل هدف این است که تحولات قیمت نفت خام را از لحاظ ساختاری توضیح دهیم زیرا این حرکات عرضه و تقاضا است که قیمت نفت را تعیین می‌کند و تغییر در عواملی که عرضه و تقاضا را تغییر می‌دهند باعث نوسان و تلاطم قیمت‌ها می‌شوند. در عین حال، مدل‌های ساختاری برای پیش‌بینی بلندمدت چندان مفید نیستند. زیرا، پیش‌بینی متغیرهای توضیحی مانند سرمایه‌گذاری، ظرفیت تولید و سطح موجودی در چنین مدل‌هایی با افق‌های طولانی‌مدت دشوار است. در نتیجه، در پیش‌بینی‌های قیمت نفت خام معمولاً فرض می‌شود که قیمت‌ها در شرایط واقعی با نرخ ثابت رشد می‌کنند. احتمال دیگر این است که قیمت‌های نفت از یک الگوی گام تصادفی[4] پیروی کنند. یا در مقابل، از یک الگوی روند قطعی که رفتار بازگشتی به روند بلندمدت را نشان می‌دهد تبعیت کنند. هرکدام از این وضعیت‌های احتمالی، دلالت‌های اقتصادی خاصی در پی خواهند داشت. برای مثال، رفتار بازگشتی به روند، با فروش نفت خام در بازار رقابتی سازگار است (در چنین بازاری قیمت با هزینه نهایی در بلندمدت برابر است) که قیمت‌ها به کندی تغییر می‌کنند. اینکه کدام الگو رفتار قیمت نفت را در طول زمان به شکل مناسبی نشان می‌دهد به این موضوع بستگی دارد که داده‌های مشاهده شده قیمت‌های نفت را مصادیقی از فرآیندهای روند قطعی[5] یا روند تصادفی[6] تشخیص دهیم. تمیز میان این فرآیندها به دلیل نحوه واکنش بلندمدت سری‌های زمانی اقتصادی (همچون سری زمانی داده‌های قیمت‌های نفت خام) به شوک‌ها بسیار مهم است (زیوت و اندروز[7] (۲۰۰۲)) و پیامدهای اساسی برای سرمایه‌گذاری در امر تولید نفت خام دارد.

در ادبیات پژوهشی، تعیین روند قطعی[8] یا روند تصادفی بودن یک متغیر همچون قیمت‌های نفت خام با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد صورت می‌گیرد. در آزمون‌های مرسوم ریشه واحد فرض می‌شود که فرآیند مولد داده‌های مشاهده شده[9]، از یک الگوی خودبرگشت با ضرایب ثابت در طول زمان تبعیت می‌کند. بر مبنای این آزمون‌ها اگر قیمت‌های نفت خام براساس یک فرآیند گام تصادفی تغییر کند، بازار نفت خام در شکل ضعیف کارآیی خواهد بود. در نتیجه، با استفاده از داده‌های تاریخی قیمت نمی‌توان قیمت‌های آتی را پیش‌بینی کرد. چنانچه فرضیه تبعیت قیمت‌ها از الگوی گام تصادفی رد شود، تحلیل بنیادی بازار سود دهی به سرمایه‌گذاران امکان‌پذیر می‌نماید (سرلتیس[10]، ۱۹۹۲). علاوه بر این، خواص تصادفی قیمت نفت خام پیامدهای مهمی برای پیش‌بینی دارد. برای مثال، زمانی که قیمت‌های نفت ریشه واحد دارد، شوک‌های وارد آمده به قیمت نفت پایدار خواهند بود. در صورتی

1. Balcilar et al
2. Maslyuk & Smyth
3. Pindyck
4. Random Walk
5. Trend Stationery
6. Difference Stationery
7. Zivot, & Andrews
8. Trend Stationery
9. Data Generation Process
10. Serletis

که قیمت‌ها مانا باشند شوک‌های قیمت نفت موقتی خواهد بود.

در دهه‌های گذشته قیمت‌های نفت خام به دلیل عوامل متعددی مانند جنگ‌ها و بی‌ثباتی سیاسی، کندی رشد اقتصادی و مالی، حملات تروریستی و بلایای طبیعی با تغییرات شدید مواجه شده است. زاوادسکا[1] و همکاران (۲۰۲۰) و ریورا-آلنسو[2] (۲۰۲۲) این عوامل را در دو دسته اختلالات عرضه و تقاضا نفت خام و بحران‌های اقتصادی و مالی تقسیم بندی می‌کند. آنها نشان می‌دهند که در این شرایط واریانس شرطی قیمت نفت خام در مدل خودبرگشت با ضرایب ثابت نمی‌تواند ثابت باشد. بنابراین، مکانیسم آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیرخطی مرسوم با نقض یکی از فروض اساسی همراه است. تسای[3] (۲۰۰۰) نشان می‌دهد در شرایطی که واریانس شرطی یک متغیر در طول زمان ثابت نباشد، الگوهای خودبرگشت با ضرایب تصادفی نمایش مناسب‌تری از پویایی‌های آن متغیر در طول زمان خواهند بود. با توجه به واقعیت‌های شناخته شده در بازار نفت به منظور بررسی فرضیه کارایی ضعیف بازار نفت خام فرض خواهیم کرد که قیمت‌های نفت خام از یک الگوی حاوی ریشه واحد با ضرایب تصادفی تبعیت می‌کند. این فرض پیامدهای اساسی درباره مدلسازی و پیش‌بینی مسیر زمانی قیمت‌های نفت خام خواهد داشت. در سالیان اخیر، به موازات توسعه روش‌های تحلیل سری‌های زمانی غیرخطی تانگ[4] (۱۹۹۰) و گرنجر و تراسویرتا[5] (۱۹۹۳) نشان داده‌اند که در صورت وجود ریشه واحد در یک الگوی خودبرگشت با ضرایب تصادفی متغیر هدف با تفاضل‌گیری مانا نمی‌شود. در این حالت، نیازمند ارائه تحلیل‌های جدیدی از مسیر زمانی قیمت‌های نفت خواهیم بود و دلالت‌های جدیدی در زمینه سیاست‌گذاری‌های تولید و صادرات انرژی خواهیم داشت. جنبه مهم دیگر این پژوهش استفاده از شیوه بیزی برای مطالعه وجود یا عدم وجود ریشه واحد تصادفی است. شیوه بیزی به صحت و دقت در اجرای آزمون ریشه واحد کمک می‌کند. زیرا همانگونه که سیمز[6] (۱۹۸۸) اشاره می‌کند در نظریه کلاسیک توزیع آماره آزمون ریشه واحد تحت برقراری فرضیه صفر با توزیع آماره تحت برقراری فرضیه مقابل تفاوت دارد و چنین گسستگی در توزیع برای انجام آزمون ریشه واحد منطقی نیست. شایان ذکر است که در مورد آزمون ریشه واحد ضرایب تصادفی می‌توان به کار جامع دیستاسو[7] (۲۰۰۸) اشاره کرد که وی اثبات می‌کند توزیع آماره آزمون ریشه واحد ضرایب تصادفی در رویکرد کلاسیک به دلیل گسستگی مجانبی تحت برقراری فرضیه صفر و فرضیه رقیب نیازمند شبیه‌سازی است.

در ادامه ساختار این پژوهش شامل بخش‌های زیر می‌باشد: در بخش دوم ادبیات پژوهشی ریشه واحد در بازار نفت و آزمون‌های ریشه واحد ارائه می‌شود، بخش سوم روش تحقیق را شامل می‌شود، در بخش چهارم تصریح مدل و مورد بحث قرار می‌گیرد و در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲ مبانی نظری و پیشینه پژوهش

به طور کلی تحقیقات در مورد وجود یا عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی اقتصاد با مقاله معروف نلسون و پلاسر[8] (۱۹۸۲) آغاز گردید. در حوزه اقتصاد انرژی نیز پژوهش‌های اولیه از آزمون تعمیم یافته دیکی و فولر[9] (ADF) به منظور بررسی وجود ریشه واحد در متغیرهای مرتبط با نفت خام همچون مصرف انرژی برای تعداد زیادی از کشورها استفاده نموده‌اند (حسنوف و تلاتار[10] (۲۰۱۱)؛ نارایان و

1. Zavadska
2. Iglesias & Rivera-Alonso
3. Tsay
4. Tong
5. Granger & Terasvirta
6. Sims
7. Distaso
8. Nelson & Plosser
9. Dickey & Fuller
10. Hasanov & Telatar

اسمیت[1] (۲۰۰۷)). نتیجه اصلی این پژوهش‌ها این بود که ریشه واحد می‌تواند برای حدود یک سوم کشورها رد شود. در حالی که این یافته‌ها به عنوان یک معیار عمل می‌کنند، آزمایشات ریشه واحد کلاسیک، مانند آزمون ADF؛ دارای محدودیت‌های زیادی است. این محدودیت‌ها شامل توان آزمون پایین برای رد فرضیه صفر وجود ریشه واحد در شرایط زیر است:

(۱) حضور یک یا چند شکست ساختاری،

(۲) غیرخطی بودن داده‌ها،

(۳) وجود فرآیندهای کسری در داده‌ها،

(۴) تعداد مشاهدات ناکافی.

هر یک از محدودیت‌های فوق به عنوان یک کاتالیزور برای پژوهش‌های بعدی عمل کرده است. در واقع پژوهش‌های بعدی سعی بر ارائه آزمون‌های جدیدتری که یک یا چند مورد از کاستی‌های مرتبط با آزمون‌های سنتی را برطرف می‌کند داشته‌اند تا با دقت بیشتری این سوال را که آیا ریشه واحدی وجود دارد یا خیر بررسی نمایند. در این زمینه، مطالعات بسیاری صورت پذیرفته است که می‌توان برای نمونه به اصلان و کوم[2] (۲۰۱۱)، اصلان (۲۰۱۱)؛ حسنوف و تلاتار (۲۰۱۱)؛ ماسلیوك و اسمیت[3] (۲۰۰۹) اشاره کرد.

از سویی دیگر داده‌های بازده قیمتی انرژی به ویژه در تناوب‌های بالا[4] از توزیع‌های دم سنگین تبعیت می‌کنند که نشان دهنده وجود رژیم‌های واریانس متغیر با زمان در داده‌های قیمت است. در صورت نادیده انگاشتن این واقعیت در داده‌های قیمت نفت خام، نتایج آزمون‌های ریشه واحد با رد بیش از حد فرضیه صفر آزمون در آزمونی همچون ADF همراه است (سالیسو و آدلیک[5] (۲۰۱۶)). بنابراین، در مورد قیمت‌های نفت با توجه به ویژگی‌های داده‌های این متغیر باید به لیست محدودیت‌های فوق مورد زیر را نیز افزود:

(۵) وجود تلاطم خوشه‌ای در داده‌های مربوط به قیمت نفت

بنابراین، با توجه به این مطالب تلاطم می‌تواند روی قیمت‌ها اثر بگذارد و نادیده گرفتن آن می‌تواند نتایج آزمون‌های ریشه واحد در مورد قیمت را تحریف نماید.

تلاطم قیمت نفت بسیار مهم است زیرا تغییرات مداوم در تلاطم می‌تواند تولیدکنندگان و مصرف کنندگان صنعتی را در معرض ریسک قرار دهد و بنابراین، بر سرمایه‌گذاری در موجودی نفت و امکانات تولید و حمل و نقل تأثیر می‌گذارد (پیندکی (۲۰۰۴a)). تلاطم همچنین ارزش مطالبات احتمالی در آینده مبتنی بر کالا را تعیین می‌کند. لذا، تلاطم برای ارزیابی مشتقات، تصمیمات پوشش ریسک و تصمیمات برای سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی مرتبط با تولید یا مصرف گاز طبیعی و نفت خام مهم است (پیندکی (۲۰۰۴a)). علاوه بر این، پیندکی (۲۰۰۴b) استدلال می‌کند که تلاطم می‌تواند روی کل هزینه نهایی تولید تأثیر بگذارد. بنابراین، بر ارزش گزینه های عملیاتی شرکت ها و در نتیجه هزینه فرصت تولید فعلی تأثیر می‌گذارد.

هرچه قیمت‌های نفت خام متلاطم‌تر باشد، عدم قطعیت بیشتری ایجاد می‌کند و منجر به بی‌ثباتی اقتصادی هم برای کشورهای صادرکننده نفت و هم برای کشورهای وارد کننده نفت می‌شود (خیمنز-رودریگز و سانچز[6] (۲۰۰۵) را ببینید).

در مورد لحاظ تلاطم در اجرای آزمون ریشه واحد دو گونه برخورد می‌توان داشت؛ (۱) لحاظ اثرات GARCH در باقیمانده‌های آزمون و (۲) لحاظ تلاطم در داده‌های مشاهده شده. هر کدام از این دو شیوه زاویه دید ویژه‌ای به موضوع تلاطم دارند. در مورد

1. Narayan & Smyth
2. Aslan & Kum
3. Maslyuk & Smyth
4. High Frequency
5. Salisu & Adeleke
6. Rodríguez-Sánchez

اول تلاطم به نوعی نویز در داده‌ها قابل تفسیر است که نتایج آزمون‌های ریشه واحد را تحریف می‌کند (کیم و اشمیت[1] (۱۹۹۳)، سیو[2] (۱۹۹۹)، کاک[3] (۲۰۰۸)، نارایان و لیو[4] (۲۰۱۱) و نارایان و همکاران (۲۰۱۵)). در حالی‌که در بینش شیوه (۲) تلاطم بخشی از فرآیند مولد داده‌های مشاهده شده است. ایگلسیاس و ریوار-الونسو[5] (۲۰۲۲) تلاطم در قیمت‌های نفت خام WTI و برنت را در طول بحران‌های مختلف اقتصادی/مالی و عرضه/تقاضای نفت و کووید-۱۹[6] با استفاده از مدل‌های GARCH بررسی کردند. آنها نمونه داده‌های تاریخی نفت خام را براساس تاریخ حوادث اقتصادی/مالی و سایر بحران‌ها تقسیم بندی 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. همچنین، زاوادسکا و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از مدل‌های GARCH الگوهای تلاطمی که بر قیمتهای 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 ۰۹-۲۰۰۸.)، مورد بررسی قرار داده‌اند. این بحران‌ها به دلیل محرک‌های مختلف که پیامدهای متنوعی برای شرکت‌کنندگان در بازار نفت داشتند، به وجود آمدند. نتایج آنها نشان می‌دهد که در طول بحران‌هایی که مستقیماً با اختلالات عرضه/تقاضای نفت اندازه تلاطم بالا و در طول بحران‌های مالی/اقتصادی پایداری تلاطمی بلاتر است. در واقع نتایج آنها نشان دهنده آن است که پایداری تلاطمی زمانی که عدم قطعیت ناشی از بی‌ثباتی اقتصادی و مالی جهانی وجود دارد، یک مسئله کلیدی است. با توجه به نتایج این دو پژوهش، فرض تبعیت قیمت‌های نفت از یک الگوی خودبرگشت با ضرایب ثابت منطقی نیست.

در این پژوهش تلاطم را به عنوان بخشی از فرآیند مولد داده‌های مشاهده شده قیمت‌های اسپات نفت فرض شده است. پیامد چنین فرضی می‌تواند نتایج جدیدی که ممکن است بنیاد تحلیل‌های کنونی بازار نفت را دچار تحول کند در پی داشته باشد. برای مثال همان‌گونه که در بخش ۳-۲ نشان داده شده است در صورت وجود ریشه واحد از این نوع ممکن است نتوان آن را به تبعیت قیمت‌های نفت خام از فرآیند براونی هندسی و در نتیجه کارایی ضعیف بازار نفت خام منتسب کرد. همچنین در این حالت تحلیل‌های ساختاری مبتنی بر مدل‌های ARIMA و هم انباشتگی فاقد اعتبار خواهند بود.

۳ روش پژوهش

استفاده از رویکرد بیزی در بررسی مسائل مربوط به ریشه واحد از اواخر دهه ۱۹۸۰ شروع شده است. سیمز (۱۹۸۸) و سیمز و اهلیگ[7](۱۹۹۱) اولین مقاله‌های بیزی در مورد مسائل مربوط به آزمودن فرضیه ریشه واحد را منتشر کردند. فیلیپس[8] (۱۹۹۱تا ۱۹۹۶) در دو مقاله به انتقادات طرفداران رویکرد کلاسیک از روش سیمز و اهلیگ پاسخ‌هایی ارائه کرد. این موضوع سبب تولید فهرست بلند بالایی از مقالات شده است که با روش‌های بیزی به بررسی مسائل ریشه‌ی واحد پرداخته اند. در این پژوهش در راستای اهداف پژوهشی سعی شده فهرستی از مهمترین کارها در این زمینه ارائه شود. در این بخش، پس از معرفی داده‌های پژوهش؛ ابتدا تاریخچه‌ای از آزمون‌های بیزی ریشه واحد ارائه و سپس روند کلی روش استنباط بیزی توضیح داده

1. Kim & Schmidt
2. Seo
3. Cook
4. Narayan & Liu
5. Iglesias & Rivera-Alonso
6. Covid-19
7. Sims & Uhlig
8. Phillips

می‌شود و سپس نحوه کاربرد این روش‌ها در مسائل ریشه‌ی واحد توضیح داده می‌شود.

۳،۱ معرفی داده‌های پژوهش

داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر داده‌های روزانه قیمت‌های نفت خام برنت به دلار به ازای هر بشکه 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)). سری زمانی این داده‌ها شامل بازه زمانی ۳ ژانویه ۲۰۱۸ تا ۲۸ فوریه ۲۰۲۰ است. نفت خام برنت در بورس بین قاره‌ای[1] (ICE، لندن) معامله می‌شود. این نوع نفت خام از نوع سبک است. به دلیل کیفیت بسیار بالا، نفت خام برنت برای تولید بنزین و تقطیر میانی استفاده می‌شود. نفت خام برنت در واقع ترکیبی از نفت خام از ۱۵ میدان نفتی مختلف در سامانه های برنت و نینیان واقع در دریای شمال است. همچنین بیش از ۶۰٪ معاملات بازار نفت خام را تشکیل می‌دهد . به این دلیل مهمترین نوع نفت خام جهان است.

۳،۲ تاریخچه‌ای از آزمون‌های بیزی ریشه واحد

فولر[2] (۱۹۷۶) و دیکی و فولر[3] (۱۹۷۹) نشان دادند که در صورت وجود ریشه‌ی واحد، برآوردگرهای OLS و آماره‌ی t مرتبط با آن دارای توزیع مجانبی غیراستاندارد است، در حالی‌که در صورت عدم وجود ریشه‌ی واحد دارای توزیع‌های استاندارد هستند. نلسون و پلاسر[4] (۱۹۸۲) اولین کسانی بودند که خواص روند در سری‌های زمانی اقتصاد کلان را از زوایه تصادفی یا قطعی بودن مورد بررسی قرار دادند. آنها نتیجه می‌گیرند که اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان آمریکا با فرآیندهای تفاضل مانا بهتر توصیف می‌شوند زیرا حاوی ریشه واحد می‌باشند. آزمون‌های آماری همچون ADF و PPبرای تشخیص نوع فرآیند تصادفی (روند مانا یا تفاضل مانا) طراحی گردیده است.

سیمز (۱۹۸۸) استدلال می‌کند که چون در این آزمون‌ها نظریه توزیع مجانبی به شکل ناپیوسته بین فرضیه وجود ریشه‌ی واحد و فرضیه مانایی تغییر می‌کند، آزمون فرضیه‌های کلاسیکی (مبتنی بر نظریه مجانبی) نمی‌تواند روشی منطقی برای استنباط آماری براساس نظریه مجانبی ناپیوسته را بدست دهد. بر این اساس، وی توضیح می‌دهد که روش بیزی با پیشین یکنواخت برای استنباط مناسب‌تر و نقطه‌ی شروع منطقی‌تری است. زیرا ثابت شده است که در این روش توزیع احتمال پسین هر دو فرضیه وجود ریشه‌ی واحد و فرضیه‌ی روند-مانایی یکسان است. همچنین کوپ[5] (۱۹۹۴) استدلال می‌کند که در آزمون‌های ADF، PP و KPSS مقادیر بحرانی در عمل برای نمونه‌های کوچک اساسا متفاوت از مقادیر مجانبی آنهاست. در حالی‌که در رویکرد بیزی استنباط در نمونه‌های کوچک نتایج دقیق بدست می‌دهد زیرا استنباط مشروط بر نمونه مشاهده شده صورت می‌گیرد. سیمز و اهلیگ (۱۹۹۱) در مقاله‌ای نشان دادند که عدم تقارن توزیع مجانبی آماره ضریب همبستگی مدل AR برآورد شده با OLS سبب اعتماد بیش از حد به مقادیر بزرگ این ضریب در مقایسه با مقادیر کوچکتر آن می‌شود. در حالی‌که در روش‌های بیزی توزیع پسین این ضریب متقارن است و چنین مشکلی را ایجاد نمی‌کند.

با وجود این مزیت‌های اساسی، روش بیزی در پژوهش‌های اقتصادی به ندرت مورد استفاده قرار گرفته است. از نظر فیلیپس (۱۹۹۱) این موضوع به توابع پیشین مرتبط است. به نظر وی یکی از موانع مهم استفاده از روش‌های بیزی حساسیت نتایج به توابع پیشین است. فیلیپس بیان می‌کند که هنگام استفاده از توزیع پیشین از نوع جفریز[6] شواهد علیه

1. Intercontinental Exchange
2. Fuller
3. Dickey & Fuller
4. Nelson & Plosser
5. Koop
6. Jefriz

فرضیه ریشه واحد ضعیف‌تر از حالتی است که پیشین یکنواخت انتخاب می‌شود. استاک[1] (۱۹۹۱) از نقطه نظر فیلیپس دفاع می‌کند و عنوان می‌کند که با این حال دلیل اصلی نتایج متفاوت نه نوع توابع پیشین انتخاب شده بلکه ناشی از آن است که دو رویکرد بیزی و کلاسیک به سوال‌های متفاوتی پاسخ می‌دهند. غالب اقتصاددانان نسبت به این تمایز میان روش‌های بیزی و کلاسیکی توجه نمی‌کنند.در زمینه آزمون فرضیه‌های بیزی لی و ژنگ[2] (۲۰۱۴) و لی[3] و همکاران (۲۰۱۵) ادبیات قابل توجهی را فراهم آورده اند.

۳،۳ ماهیت روش ضرایب تصادفی

بیشتر تحلیل‌های اقتصادسنجی بازار انرژی و به ویژه نفت خام براساس این فرض صورت می‌گیرد که داده‌ها از یک فرآیند نامانا تبعیت می‌کنند که با یک مدل اتورگرسیو با ضرایب ثابت با ریشه واحد (بدون شکست ساختاری یا با شکست ساختاری) نمایندگی می‌شود. در نتیجه می‌توان چنین داده‌هایی را با تفاضل گیری مانا کرد و سپس مورد استفاده قرار داد. لیبورن[4] و همکاران (۱۹۹۶) ادعا می‌کنند که مدل‌های ریشه واحد ضرایب ثابت در نمایش بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی از انعطاف کافی برخوردار نیستند. برای مثال، آنها شوک‌های مداوم و متنوع بر اقتصادکلان را نادیده می‌گیرند که وقوع آنها می‌تواند سودمندی مدل‌های ریشه واحد با ضرایب ثابت را زیر سوال ببرد. بعلاوه از آنجا که تعداد تغییر رژیم‌ها می‌تواند زیاد باشد به نظر نمی‌رسد استفاده از مدل‌های قطعی تغییر رژیم موثر باشد.

آنها همچنین این سوال که آیا نامانایی سری‌های زمانی توسط مدل‌های ریشه واحد ضرایب ثابت یا تصادفی بهتر نمایندگی می‌شوند را از نقطه نظر صرفا اقتصادسنجی نیز بسیار مهم تلقی می‌کنند.

زیرا در صورتی که سری‌های زمانی توسط یک الگوی ریشه واحد تصادفی نمایندگی شوند آنگاه استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی و تصحیح خطا با استفاده از این سری‌ها زیر سوال خواهد رفت. چرا که حتی به طور مجانبی ویژگی برآوردگرهای این روش‌ها با داده‌های دارای ریشه واحد تصادفی برقرار نیست.

بنابراین، از نظر اقتصادی و آماری مهم است که مشخص گردد آیا یک سری زمانی نامانا ریشه واحد تصادفی دارد یا خیر!

تجزیه و تحلیل گسترده‌ای از مدل‌های اتورگرسیو ضریب تصادفی ثابت توسط نیکولس و کویین[5] (۱۹۸۲) ارائه شده است. مک کیب و ترماین[6] (۱۹۹۵) و متعاقباً لیبورن و همکاران (۱۹۹۶) با توجه به اینکه این ساختار در صورت وجود دارای ریشه واحد تصادفی است، آزمونی را برای مانایی تفاوت ارائه داده‌اند. در مورد کار لیبورن و همکاران (۱۹۹۶)، ضریب اتو رگرسیو تصادفی معادل ۱ است و آزمون بر اساس تصمیم گیری این است که آیا واریانس آن برابر ۰ است یا خیر. آبادیر[7] (۲۰۰۴) از نظر تحلیلی نشان داده است که تجمیع متغیرهای متغیر فرآیندهای خودرگرسیونی منجر به ایجاد یک مدل اتو رگرسیو ضریب تصادفی می‌شود.

به منظور درک بصری بهتر از تفاوت‌های ریشه واحد تصادفی و ثابت از شبیه‌سازی لیبورن و همکاران (۱۹۹۶) استفاده می‌کنیم. در نمودار ۱ گراف‌های a-d مصادیق شبیه‌سازی شده یک فرآیند اتو رگرسیو ضرایب تصادفی مرتبه اول یا RCAR(1) با معادله زیر را با حجم ۲۰۰ شبیه سازی را نشان می‌دهد:

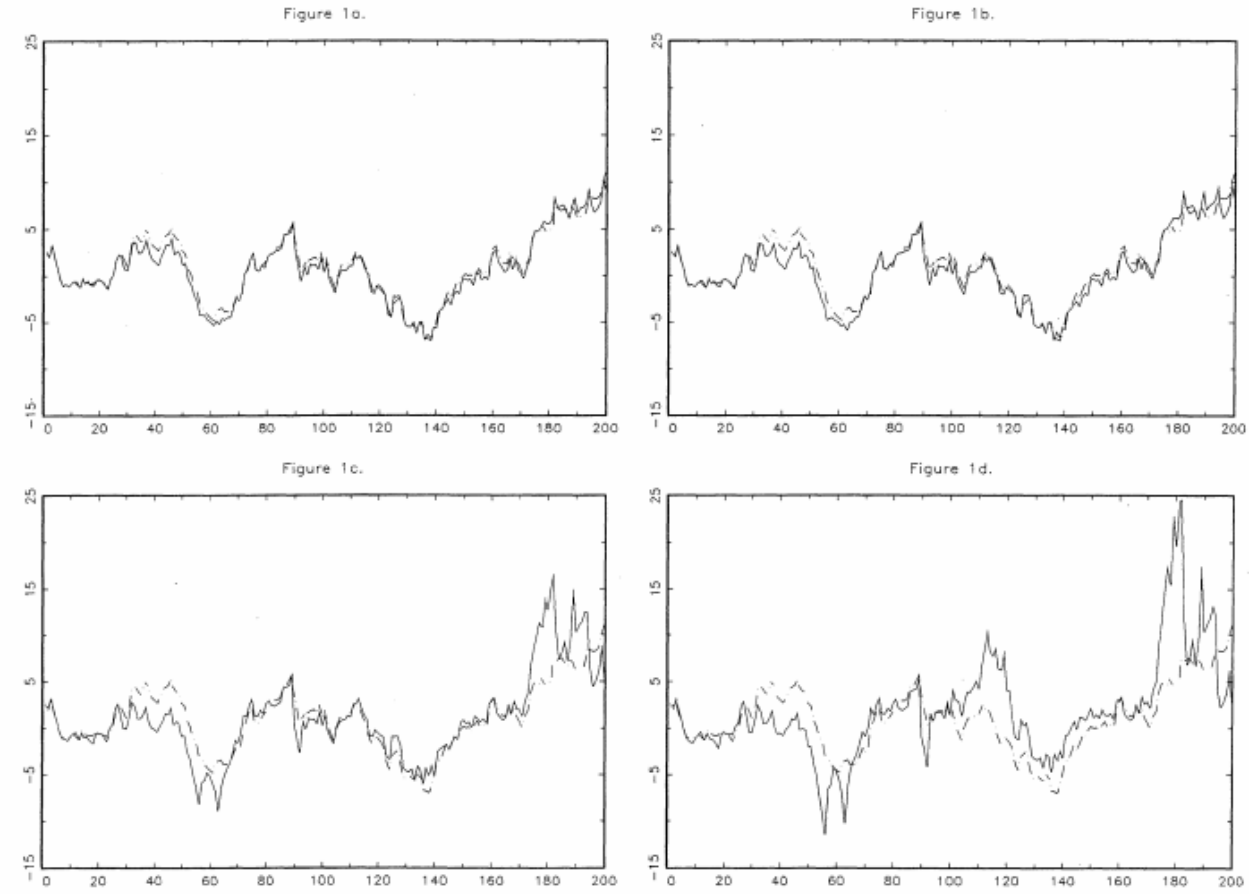
$$X(t) = \theta + \phi_t X(t-1) + \sigma W(t) \qquad (1)$$

به منظور شبیه‌سازی فرض شده است که $\phi_t \sim N(1, \Sigma_\phi)$ و $W(t) \sim IIDN(0,1)$ می‌باشند.[8]

[1]. Stock
[2]. Li & Zeng
[3]. Li
[4]. Leybourne
[5]. Nicholls & Quinn
[6]. Mccabe & Tremayne
[7]. Abadir

[8]. از آنجا که در مدل RCAR ضریب ϕ_t تصادفی است، رفتار آن توسط یک توزیع احتمال خوش تعریف توصیف می‌شود.

در نمودار a-d به ترتیب فرض شده است که Σ_ϕ برابر با ارقام (a) ۰٫۰۰۵، (b) ۰٫۰۱، (c) ۰٫۰۵ و (d) ۰٫۱۰۰ است. همچنین در هر نمودار یک فرآیند گام تصادفی که با نقطه چین مشخص شده ترسیم شده است. آنچه این نمودارها نشان می‌دهند آن است که با افزایش Σ_ϕ بین مصادیق تولید شده RCAR(1) و RW اختلاف فاحش مشاهده می‌شود.



نمودار ۱ مصادیق مختلف RCAR(1) با ریشه واحد و Σ_ϕ متفاوت در مقایسه با فرآیند RW (ماخذ: لیبورن و همکاران(۱۹۹۶))

در واقع تنها در صورتی یک فرآیند RCAR(1) به یک فرآیند گام تصادفی یا RW تبدیل می‌شود که $\Sigma_\phi = 0$ باشد. بنابراین، وجود ریشه واحد تصادفی می‌تواند بسیاری از تحلیل‌های مبتنی بر وجود ریشه واحد و هم‌انباشتگی را در بازار نفت خام زیر سوال ببرد.

در ادامه به تشریح مدل ضرایب تصادفی و اجزا مختلف آن پرداخته شده است.

۳٫۴ تشریح مدل ضرایب تصادفی

وانگ[1] و همکاران (۲۰۱۰) یک مدل ضرایب تصادفی از مرتبه p (که با کوته نوشت RCAR(p) نشان داده می‌شود) را به شکل زیر توصیف می‌کنند:

[1]. Wang

$$X(t) = \theta_1 + \sum_{j=1}^{p} \phi_{tj} X(t-j) + \sigma W(t) \quad (۲)$$
$$\phi_t = \mu_\phi + \Sigma_\phi^{0.5} \varepsilon(t)$$

در این رابطه، بردار ضرایب $\phi_t = \left(\phi_{t1},...,\phi_{tp}\right)^T$ است که میانگین و ماتریس واریانس-کواریانس به ترتیب عبارتند از $\mu_\phi = \left(\mu_{\phi 1},...,\mu_{\phi p}\right)^T$ و Σ_ϕ. همچنین در این رابطه فرض شده است که $\{W(t), t>0\}$ فرآیند تصادفی متشکل از جملات نوفه سفید است که مستقل و هم توزیع با توزیع $N\left(0,\sigma^2\right)$ می‌باشند. بنابراین، بردار پارامترهای این مدل را می‌توان به شکل $\psi = \left(\theta, \mu_\phi, \Sigma_\beta, \sigma^2\right)^T$ توصیف کرد که به ترتیب عرض از مبدا، بردار ضرایب تصادفی، ماتریس واریانس-کواریانس ضرایب و واریانس جملات نوفه سفید مدل می‌باشند.

نیکولس و کوین (۱۹۸۲) شرط لازم و کافی برای آنکه مدل فوق به طور ضعیف مانا باشد را استخراج کرده‌اند. این شرط شامل یک تابع ضمنی برحسب μ_ϕ و Σ_ϕ است که قابلیت نمایش به شکل صریح را ندارد. بنابراین، در این پژوهش بر فرم مرتبه اول مدل ضرایب تصادفی یا RCAR(1) تمرکز می‌شود زیرا شرط مانایی ضعیف این مدل، عبارت صریح $\mu_\phi^2 + \Sigma_\phi < 1$ می‌باشد. یک مدل RCAR(1) را می‌توان به شکل زیر توصیف کرد:

$$X(t) = \theta + \phi_t X(t-1) + \sigma W(t) \quad (۳)$$
$$\phi_t = \mu_\phi + \Sigma_\phi^{0.5} \varepsilon(t)$$

تمام اجزا این رابطه دارای توصیفی مشابه توصیف رابطه (۱) می‌باشند و تنها تفاوت در این میان آن است که Σ_ϕ یک اسکالر است. با فرض آنکه ϕ_t از توزیع نرمال با مشخصه‌های $N\left(\mu_\phi, \Sigma_\phi\right)$ تبعیت می‌کند تابع راستنمایی (به منظور تخمین پارامترهای مجهول) این رابطه را برای نمونه‌ای به حجم n از مشاهدات تصادفی به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$\xi(\psi | x(1),\ldots,x(n)) = \prod_{i=1}^{n} \xi(x(t)|x(t-1),\psi) \quad (۴)$$
$$\prod_{i=1}^{n} \left\{ \left(2\pi\left(\sigma^2 + \Sigma_\phi x^2(t-1)\right)\right)^{-0.5} exp\left[-\frac{\left(x(t)-\theta-\mu_\phi x(t-1)\right)^2}{2\left(\sigma^2+\Sigma_\phi x^2(t-1)\right)} \right] \right\}$$

در رابطه فوق میانگین و واریانس داده‌ها به ترتیب $E\left(X(t)|X(t-1)\right) = \theta + \mu_\phi X(t-1)$ و $V\left(X(t)|X(t-1)\right) = \sigma^2 + \Sigma_\phi X^2(t-1)$

نیکولس و کوین (۱۹۸۲) نشان داده‌اند که با فرض مانایی ضعیف فرآیند RCAR(1) برآورگر راستنمایی فوق از بردار پارامتر $\psi = \left(\theta, \mu_\phi, \Sigma_\beta, \sigma^2\right)^T$ سازگار است و شرایط قضیه حد مرکزی را استیفا می‌نامید. وانگ و همکاران (۲۰۱۰) همچنین نشان داده‌اند که این تابع راستنمایی تحت فرض نامانایی فرآیند همچنان سازگار است و قضیه حد مرکزی را نیز استیفا می‌کند. آنها براساس این نتیجه آماره آزمون والدی را برای بررسی وجود ریشه واحد در مدل RCAR(1) معرفی کرده‌اند.

اساس مطالعه حاضر، تخمین پارامترهای مدل RCAR(1) به شیوه بیزی و با استفاده از تابع راستنمایی فوق می‌باشد تا در نهایت آزمون ریشه واحد ضرایب تصادفی نیز با توجه به فاکتور بیزی انجام گردد.

۳،۵ مبانی استنباط بیزی

به طور کلی استنباط در اقتصادسنجی پارامتری به معنای استخراج اطلاعات در مورد بردار پارامتر ψ با استفاده از نمونه بدست آمده از جامعه.

استنباط‌های بیزی براساس توزیع پسین بردار پارامتر ψ صورت می‌گیرد که با استفاده از قضیه بیز بدست می‌آید. براساس این قضیه، توزیع پسین یک پیشامد متناسب با حاصلضرب توزیع پیشین در تابع لگاریتم راستنمایی تغییر می‌کند. به بیان ریاضی قضیه بیز به‌صورت زیر است:

$$\xi(\psi|X) = C\prod_{i=1}^{n}\xi(x_i|\psi)\xi(\psi), X_i \in \mathbb{R} \wedge \psi \in \Omega \in \mathbb{R}^m \quad (۴)$$

در رابطه (۴) فرض شده است که متغیر تصادفی X یک متغیر تصادفی پیوسته و فضای پارامتر بردار پارامترهای ψ مجموعه $\Omega\in\mathbb{R}^m$ است. اجزا تشکیل دهنده این قضیه که در انجام استنباط بیزی و تفسیر آن بسیار اهمیت دارند عبارتند از:

- $\xi(\psi)$ احتمال حاشیه‌ایی ψ است که احتمال پیشین[1] ψ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر ψ پیش از مشاهده داده‌ها را بیان می‌کند.
- $\xi(\psi|X)$ احتمال شرطی ψ به شرط $X=(X_1,X_2,...,X_n)$ مصادیق نمونه تصادفی است که احتمال پسین[2] ψ نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر ψ پس از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند. کلمه پسین در این عبارت نشان دهنده احتمال بعد از مشاهده ازاطلاعات X است.
- $\prod_{i=1}^{n}\xi(x_i|\psi)$ احتمال شرطی داده‌های $X=(X_1,X_2,...,X_n)$ به شرط بردار پارامتر ψ است که تابع راستنمایی[3] نامیده می‌شود و نحوه ارتباط داده‌ها را با پارامتر نشان می‌دهد.
- C احتمال حاشیه‌ایی X را نشان می‌دهد و بعنوان یک ثابت نرمال ساز عمل می‌کند تا از اینکه $\xi(\psi|x_i)$ یک مقدار احتمالی باشد مطمئن شویم.

به منظور استنباط آماری (تخمین پارامترها و آزمون فرضیه‌ها) باید فرم تابع راستنمایی و تابع توزیع پیشین مشخص شود. مشخص‌نمایی تابع راستنمایی بستگی به توزیع احتمال داده‌ها دارد. با این حال روشی که بهترین روش مشخص‌نمایی توزیع پیشین و تبدیل اطلاعات ذهنی محقق یا محققین به مقادیر پیشین برای توزیع پارامترها باشد، وجود ندارد.

به‌طور کلی سه دسته مشخص‌نمایی برای توزیع پیشین بردار پارامتر ψ وجود دارد. زمانی‌که اطلاعاتی مناسب و مفید در مورد پارامتر در دسترس است می‌توان از دسته‌ی خاصی از توابع پیشین که اصطلاحا پیشین آگاهی بخش[4] نامیده می‌شوند استفاده کرد. اما در موارد بسیاری، باورهای پیشین مبهم هستند و بنابراین تبدیل آنها به یک پیشین آگاهی بخش دشوار است. در این حالت می‌خواهیم بدون آنکه بر استنباط پارامترهای پسین تاثیر بگذاریم نااطمینانی خودمان را درباره پارامترها بیان کنیم. پیشین‌های اصطلاحا ناآگاهی بخش[5] برخی اوقات پیشین‌های مبهم یا پیشین‌های پخشی[6] نیز نامیده می‌شوند. همچنین در بسیاری از شرایط، انتخاب توزیع پیشین تحت تاثیر قابلیت محاسبه توزیع پسین به روش‌های تحلیلی است. استفاده از پیشین‌های مزدوج[7] تضمین کننده هم‌خانواده بودن توزیع پسین با توزیع پیشین است. بنابراین، در این حالت محاسبه توزیع پسین پارامتر ψ با استفاده از

1. Prior Probability
2. Posterior Probability
3. Likelihood Function
4. Informative Prior
5. Non-Informative Prior
6. Vague or Diffuse Priors
7. Conjugate Prior

روش‌های تحلیلی و بدون نیاز به روش‌های شبیه‌سازی ممکن خواهد بود. اگرچه در این حالت توزیع‌های پیشین و پسین فرم یکسانی دارند اما پارامترهای آنها متفاوت خواهد بود. زیرا توزیع پسین تحت تاثیر مبادله درستنمایی و پیشین با یکدیگر است.

نحوه بیان اطلاعات پیشین درباره پارامترها در فرم تحلیلی (یا توزیعی)، $\xi(\psi)$، و تحلیل حساسیت استنباط پسین به فرم توزیع پیشین منتخب از مسائل قابل ملاحظه ادبیات بیزی می‌باشد (برگر[1] (۲۰۰۶)).

نتایج تخمین بیزی در قالب میانگین پسین، انحراف استاندارد پسین و فاصله اعتبار[2] که مشابه مفهوم فاصله اطمینان اما متفاوت از آن است بیان می‌شود (مکیان و رستمی، ۲۰۱۸).

۳،۶ تخمین پارامترهای یک مدل بیزی

برای استنباط پسین پارامترهای مدل اقتصادسنجی بیزی با استفاده از تکنیک‌های شبیه‌سازی زنجیره‌های مارکفی[3] (MCMC) از توزیع پسین هدف نمونه‌گیری می‌شود.

دو تکنیک معروف MCMC برای نمونه‌گیری از توزیع هدف عبارتند از (۱) متروپولیس-هستینگ[4] و (۲) نمونه‌برداری گیبس[5] (برای آشنایی بیشتر به گلمن[6] و همکاران (۱۹۹۷) مراجعه کنید). در این مطالعه از روش نمونه‌برداری گیبس به منظور نمونه‌گیری از توزیع پسین چندبعدی پارامترها استفاده شده است.

تقریبا تمامی انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. این روش‌ها برای نمونه‌گیری از توزیع هدف $\xi(\psi|x)$ از تکنیک‌های زنجیره مارکفی استفاده می‌کنند که هر نمونه تنها به نمونه ماقبل آخر بستگی دارد. با تقریبی از توزیع هدف آغاز می‌کنند و در هر گام از روش دنباله‌ای که بکار می‌برند تقریب‌شان را بهبود می‌بخشند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک[7] بودن، توزیع مانای همگرا به توزیع هدف به دست خواهد داد. بدین معنا که با ادامه تکرارها، خواص زنجیره‌های مارکف دچار جهش و تغییر نمی‌شود و تمام سطح زیر یک توزیع را شبیه‌سازی می‌کند. همچنین شبیه‌سازی توزیع تحت تاثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد.

الگوریتم نمونه‌برداری گیبس تقریبا پرکاربردترین الگوریتم تخمین توزیع پسین بیزی است. این الگوریتم نمونه‌برداری بر مفهومی که توزیع تمام شرطی[8] نام دارد، تکیه می‌کند. در توزیع تمام شرطی، تمام پارامترها به جز پارامتری که بر آن تمرکز داریم را ثابت نگه می‌داریم. با فرض آن که بردار پارامترها به صورت $\psi=(\theta_1,\theta_2,...,\theta_k)$ و $\theta_k^{(i)}$ i امین مقدار شبیه‌سازی شده پارامتر باشد، برای شبیه‌سازی با استفاده از نمونه‌برداری گیبس به صورت زیر عمل خواهیم کرد:

$$
\begin{aligned}
\theta_1^{(i)} &\sim \xi\left(\theta_1 \square q_t, \theta_2^{(i-1)}, \ldots, \theta_k^{(i-1)}\right)\\
\theta_2^{(i)} &\sim \xi\left(\theta_2 \square q_t, \theta_1^{(i)}, \theta_3^{(i-1)}, \ldots, \theta_k^{(i-1)}\right)\\
&\vdots\\
\theta_k^{(i)} &\sim \xi\left(\theta_k \square q_t, \theta_1^{(i)}, \theta_3^{(i-1)}, \ldots, \theta_{k-1}^{(i)}\right)\\
\theta_1^{(i+1)} &\sim \xi\left(\theta_1 \square q_t, \theta_2^{(i)}, \ldots, \theta_k^{(i)}\right)\\
&\vdots
\end{aligned}
$$

و با ادامه دادن این کار حجم مطلوب نمونه برای تخمین توزیع پسین پارامترها و گشتاورهای پسین

[1]. Berger
[2]. Credible Interval
[3]. Markov Chain Monte Carl (MCMC)
[4]. Metropolis-Hasting
[5]. Gibbs sampling
[6]. Gelman
[7]. Ergodic
[8]. Full Conditional Distribution

نمونه‌ای متناظر آنها به دست می‌آید (گویک[1]، ۱۹۸۹). در واقع در روش نمونه برداری گیبس هر بار فقط برای یکی از پارامترها شبیه‌سازی صورت می‌گیرد و سپس برای پارامتر بعدی از مقدار پارامتر قبلی که با شبیه سازی مشخص شده است استفاده می‌گردد.

۴ نتایج و یافته‌های پژوهش

۴،۱ توصیف مدل بیزی برای روش ضرایب تصادفی

برای مدل‌سازی بیزی مدل ضرایب تصادفی باید از روش‌های سلسله مراتبی بیزی استفاده کرد. در این روش چگالی پیشین پارامترهای مدل اصلی شامل پارامترهایی است که فوق پارامتر[2] نامیده می‌شوند. بنابراین، پس از تصریح تابع راستنمایی، نیاز است که برای ϕ_t تابع توزیع احتمال مشخص تعریف گردد و سپس در گام نهایی برای تمامی پارامترهای مشمول تابع چگالی پیشین مناسب معرفی گردد. در رابطه (۵) مفهوم کلی ایده مدل سلسله مراتبی بیزی RCAR(1) نشان داده شده است. این رابطه با توجه به مدل ارائه شده در بخش ۲-۱ به ترتیب شامل تابع راستنمایی، توزیع ضریب تصادفی ϕ_t در طول زمان، مقادیر اولیه فرآیند و چگالی پیشین است.

$$\begin{aligned} & x(t)|x(t-1),\phi_t,\theta,\sigma^2 \sim \xi(x|\psi) \sim N(\theta + \phi_t x(t-1),\sigma^2); t>1 \\ & \phi_t|\mu_\phi,\Sigma_\phi \sim MVN(\mu_\phi,\Sigma_\phi); t>1 \\ & x(0) \sim t_4(\mu(x),\sigma^2) \\ & (\theta,\mu_\phi,\Sigma_\beta,\sigma^2) \sim \xi(\theta,\mu_\phi,\Sigma_\beta,\sigma^2) \end{aligned} \quad (۵)$$

در رابطه فوق تابع $\xi(.)$ چگالی پیشین مشترک اجزا بردار $\psi=\left(\theta,\mu_\phi,\Sigma_\beta,\sigma^2\right)^T$ را نشان می‌دهد که با فرض استقلال اطلاعات اولیه محقق درمورد این پارامترها برابر با حاصلضرب چگالی حاشیه‌ای پیشین هرکدام از پارامترها خواهد بود. در این رابطه $\phi_t|\mu_\phi,\Sigma_\phi \sim MVN\left(\mu_\phi,\Sigma_\phi\right);t>1$ بسته به اینکه ϕ_t و $W(t)$ مستقل از هم باشند یا خیر توزیع چند متغیره نرمال (که با کوته نوشت MVN مشخص شده است) به توزیع تک متغیره نرمال تبدیل خواهد شد. برای سادگی، در پژوهش فرض می‌شود که این دو متغیر تصادفی مستقل از هم می‌باشند.

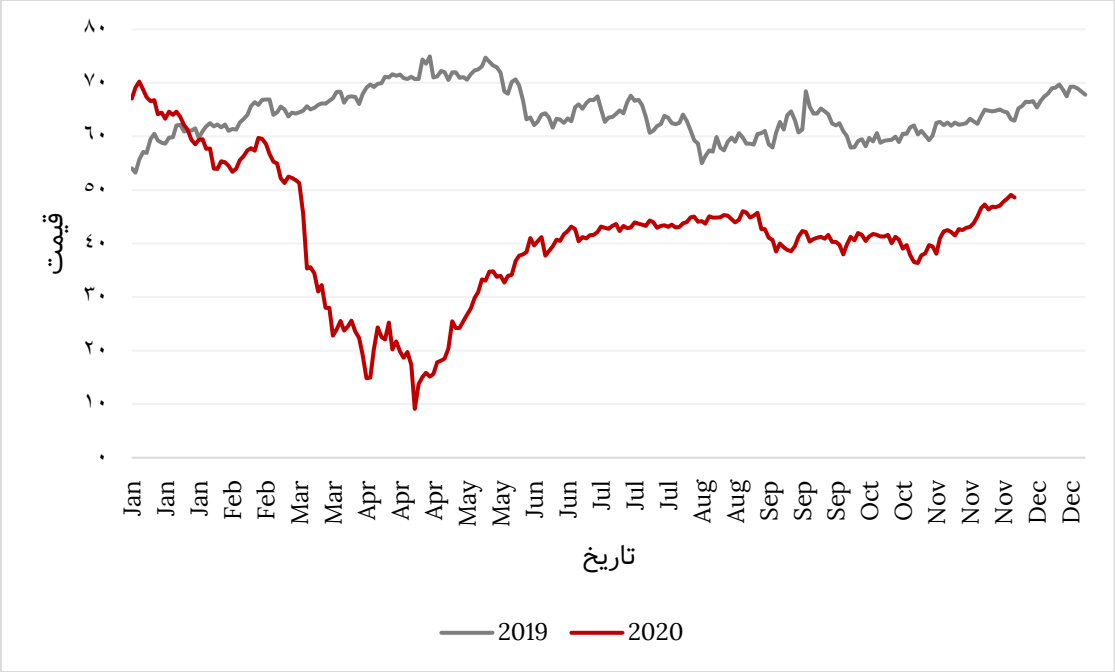
توزیع پیشین پارامترهای این پژوهش مطابق مقاله وانگ و قوش[3] (۲۰۰۸) به صورت زیر انتخاب شده است:

$$\left.\begin{matrix}(a)\theta\sim N(0,10^6)\\(b)\mu_\phi\sim N(0,10^6)\end{matrix}\right\} \wedge \left\{\begin{matrix}(c)\Sigma_\phi\sim IG(2+10^{-10},0.1)\\(d)\sigma^2\sim IG(2+10^{-10},0.1)\end{matrix}\right. \quad (۶)$$

۴،۲ بررسی توصیفی

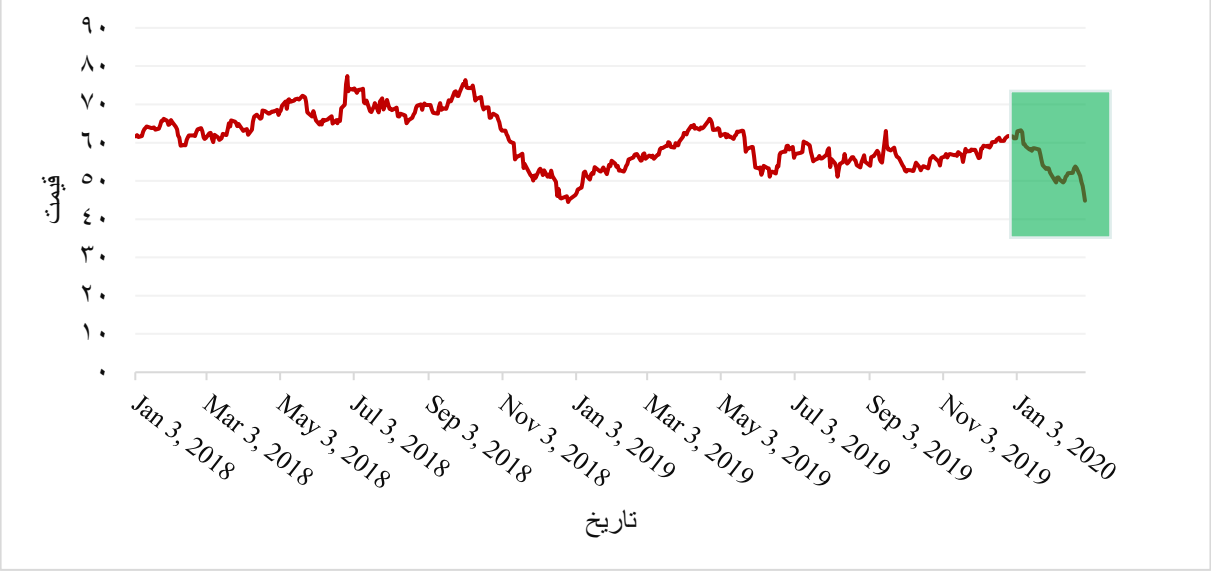
در نمودار ۱ حرکت قیمت‌های فوب نفت برنت به دلار در سال ۲۰۱۹ و ۲۰۲۰ نشان داده شده است. نمودار نشان دهنده شوک‌های بزرگ سال ۲۰۲۰ نسبت به سال ۲۰۱۹ است. به طور متوسط قیمت‌های نفت در این سال از سال ۲۰۱۹ کمتر است.

[1]. Geweke
[2]. Hyper Parameter
[3]. Wang & Ghosh



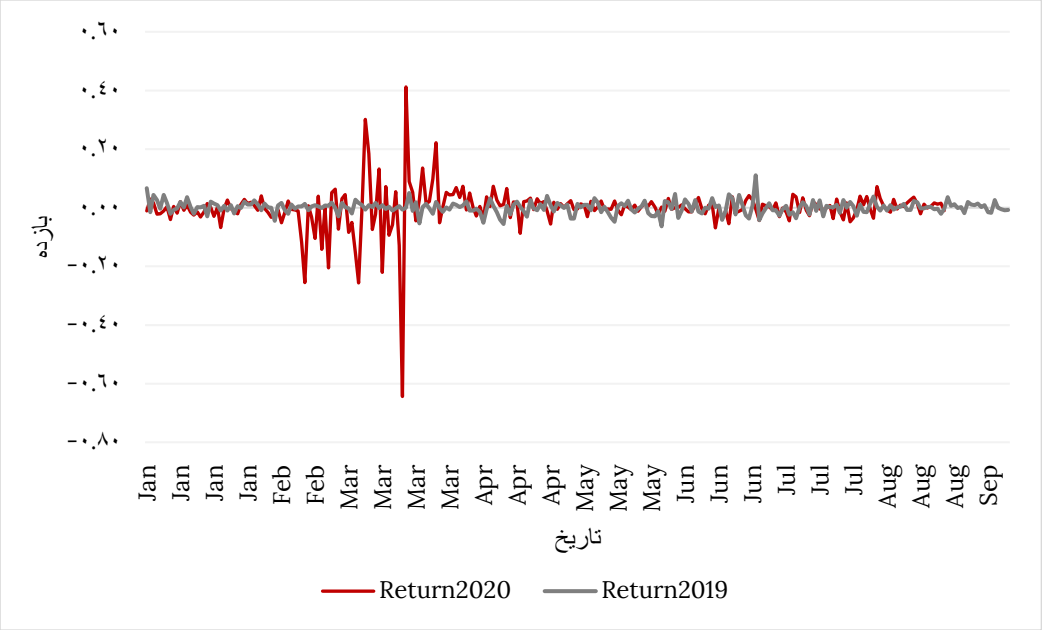
نمودار ۱ مسیر زمانی قیمت‌های اسپات نفت برنت (به دلار) در دو سال ۲۰۱۹ و ۲۰۲۰ (منبع: محاسبات پژوهش)

همچنین نمودار (۲) تحولات قیمت‌های نفت خام اپک را در بازه زمانی مشابه نشان می‌دهد. ناحیه تیره مشخص در نمودار (۲) سقوط قیمت‌های نفت را در سال ۲۰۲۰ به دلیل شیوع همه‌گیری کووید-۱۹ نشان می‌دهد. با توجه به آنکه نفت یک کالای جهانی است چنین رخداد مشابهی در هر دو نوع نفت خام برنت و اپک به دلیل شوکی که تمام دنیا را درگیر خود کرده بود قابل انتظار بود.



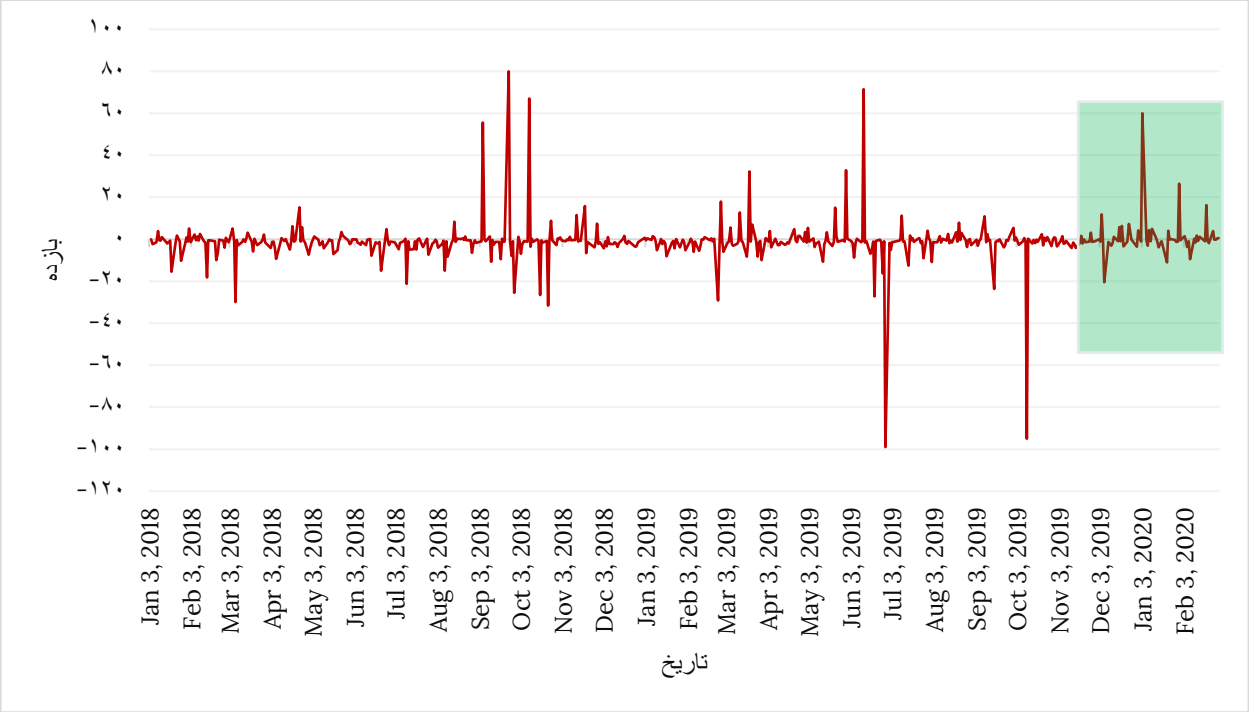
نمودار ۲ مسیر زمانی قیمت‌های نفت اپک (به دلار) (منبع: محاسبات پژوهش)

می‌توان گفت که به نوعی در فرآیند قیمت‌های نفت سال ۲۰۲۰ نوعی شکست اتفاق افتاده است. به منظور نمایش بهتر تلاطم در قیمت‌های نفت سال ۲۰۲۰ نسبت به سال ۲۰۱۹ بازده قیمت‌های نفت را در این دو سال محاسبه و نمودار آنها ترسیم گردیده است. نمودار (۳) نشان می‌دهد که تلاطم‌های قیمت نفت برنت در سال ۲۰۲۰ از لحاظ بزرگی به ویژه در ماه‌های فوریه تا آوریل قابل قیاس با سال ۲۰۱۹ نیست.



نمودار ۳ تلاطم در بازده قیمت‌های اسپات نفت برنت (به دلار) در دو سال ۲۰۱۹ و ۲۰۲۰ (منبع: محاسبات پژوهش)

همچنین، نمودار (۴)تلاطم در دادههای بازده نفت خام اپک را نشان می‌دهد. مقایسه نمودار (۴) و (۳) با یکدیگر نشان دهنده تفاوت‌هایی بین بازده دو نوع نفت خام و اپک و برنت است. براساس نمودارها چیزی که مشخص است تحولات در بازده اپک در طول زمان شدیدتر از نفت خام برنت است که بازتاب دهنده ریسک‌های متفاوتی است که این دو نوع نفت با آن در سطوح مختلف مواجه هستند.



نمودار ۴ تلاطم در بازده قیمت‌های نفت اپک (به دلار) (منبع: محاسبات پژوهش)

جدول ۱ آماره توصیفی مربوط به قیمت‌های نفت برنت را در سال ۲۰۲۰ به دلار آمریکا نشان می‌دهد. براساس یافته‌های ارائه شده در این جدول میانگین قیمت هر بشکه نفت برنت در این سال برابر با ۴۱ دلار بوده و کمترین و بیشترین قیمت تحقق یافته در این سال به ترتیب برابر با ۹دلار و دوازده سنت و هفتاد دلار و بیست و پنج سنت با انحراف معیار دوازده دلار و ده سنت بوده است. همچنین، قیمت‌های نفت در این سال دارای چولگی به سمت چپ می‌باشد که به معنای آن است که وقوع مقادیر کمتر از میانگین محتمل‌تر از مقادیر بیشتر از میانگین است. در نهایت آماره جارکیو- برا نشان می‌دهد که فرض نرمال بودن توزیع داده‌های تحقق یافته قیمت نفت منطقی است.

جدول ۱ آمار توصیفی قیمت اسپات نفت برنت در سال ۲۰۲۰ (به دلار آمریکا)

	میانگین	بیشترین	کمترین	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
قیمت نفت برنت	۴۱/۲۳۶	۷۰/۲۵۰	۹/۱۲۰	۱۲/۱۰۴	-۰/۱۵۲	۳/۱۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

آمارهای توصیفی نفت خام اپک نیز در جدول (۲) نشان داده شده است. مقایسه جدول (۱) و جدول (۲) بیانگر تفاوت‌های جدی در آماره‌های توصیفی به ویژه چولگی و کشیدیگی این دو نوع نفت خام است که موید یکسان نبودن بازارهای آنهاست.

جدول ۲ آمار توصیفی قیمت نفت اپک در سال ۲۰۲۰ (به دلار آمریکا)

	میانگین	انحراف استاندارد	کشیدگی	چولگی	بیشترین	کمترین
قیمت نفت اپک	۶۰/۵۸۸	۶/۸۳۳۶	۰/۷۵۰۱	۰/۱۴۵۵	۴۴/۴۸۰	۷۷/۴۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۴،۳ تخمین بیزی مدل RCAR(1)

در جدول ۳ نتایج تخمین پارامترهای مدل RCAR(1) با استفاده از شیوه بیزی معرفی شده را نشان می‌دهد. نتایج این جدول با استفاده از الگوریتم نمونه گیری گیبس با ۳۰ هزار تکرار بدست آمده است. براساس نتایج ارائه شده در این جدول $\mu_\phi^2+\Sigma_\phi$ برابر با ۰،۸۲۶۵ است که انجام آزمون ریشه واحد ضرایب تصادفی را منطقی می‌کند.

صحت استنباط بیزی به کارایی نمونه پسین بستگی دارد. کارایی نمونه پسین توسط خطای استاندارد مونت کارلو اندازه گیری می‌شود. در صورتی که خطای استاندارد مونت کارلو کمتر از ۵٪ انحراف استاندارد پسین ضریب متناظر برآورد شده باشد، نمونه پسین مورد استناد برای استنباط کارا فرض می‌شود. در جدول ۲ خطای استاندارد مونت کارلو از تمامی ضرایب برآوردی کمتر از ۵٪ انحراف استاندارد پسین آن ضریب می‌باشد. بنابراین، صحت استنباط تایید می‌شود و نیازی به افزایش حجم نمونه نیست.

جدول ۳ تخمین پارامترهای RCAR(1) (نفت برنت)

ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	خطای استاندارد مونت کارلو	فاصله اعتبار ۹۵٪
θ	۳/۹۲۲	۲/۸۰۵	۰/۰۸۴	۲/۰۲۴ ،۶/۹۵۵
μ_ϕ	۰/۹۰۹	۰/۰۲۹	۰/۰۰۲	۰/۸۳۷ ،۰/۹۵۴
σ^2	۲۰/۹۷۰	۲۸/۰۰۰	۰/۲۹۴	۱۷/۲۷۰ ،۲۴/۸۱۰
Σ_ϕ	۰/۰۰۰۲۴۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۰۱۳۸	۰/۰۰۰۰۰۴۷۹ ،۰/۰۰۰۴۶۲

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین، جدول (۴) نتایج تخمین پسین ضرایب RCAR مربوط به قیمت‌های نفت خام اپک را نشان می‌دهد. این ضرایب همانند قیمت‌های نفت برنت با ۳۰ هزار شبیه سازی مونت کارلو بدست آمده است. همانگونه که ضریب μ_ϕ در جدول مشخص کرده است، نامانایی قیمتهای این نوع نفت خام قوی‌تر می‌باشد و با توجه به ماهیت ریسک‌ها و تحولات این نوع نفت خام چنین نتیجه‌ای مورد انتظار بوده است. فاصله اطمینان ضریب μ_ϕ به

طور واضح شامل یک است و در نتیجه نامانایی قیمت‌های نفت خام اپک رد نمی‌شود.

جدول ۴ تخمین پارامترهای RCAR(1) (نفت اپک)

ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	خطای استاندارد مونت کارلو	فاصله اعتبار ۹۵٪
θ	۰/۱۰۱۸	۰/۱۳۲۳	۰/۰۰۴۸	-۰/۱۵۹۱ ،۰/۳۵۵۸
μ_ϕ	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰ ،۱/۰۰
σ^2	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰	۰/۹۶ ،۱/۰۰
Σ_ϕ	۰/۰۰۰۹۴۳	۰/۰۱۰	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۰۴۵۳ ،۰/۰۲۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۴،۴ آزمون ریشه واحد

فرضیه وجود ریشه واحد تصادفی در مقابل مانایی را توسط فرضیه زیر آزمون می‌کنیم:

$$\begin{cases} H_1: \mu_\phi^2 + \square_\phi = 1 \\ H_2: \mu_\phi^2 + \square_\phi < 1 \end{cases} \quad (۶)$$

از آنجاکه آزمون فرضیه در شیوه بیزی متفاوت از شیوه کلاسیک می‌باشد برای نام‌گذاری فرضیه‌ها از شکل متفاوتی استفاده شده است. در پژوهش حاضر از محاسبه احتمال برای ساخت این آزمون به این شکل استفاده شده است

$$\begin{aligned} \mu_\phi^2 + \square_\phi \sim p * I(\mu_\phi^2 + \square_\phi = 1) + (1 - p) * I(\mu_\phi^2 + \square_\phi < 1) \end{aligned} \quad (۷)$$

در این رابطه فرض شده است که تخمین‌های عبارت $\mu_\phi^2 + \Sigma_\phi$ در طول ۳۰ هزار زنجیره مارکفی شبیه‌سازی شده برابر است با

$$\sum_i^{30000} \left(\underbrace{I\left(\left(\mu_\phi^2 + \Sigma_\phi\right)^{(i)} = 1\right)}_{p} + \underbrace{I\left(\left(\mu_\phi^2 + \Sigma_\phi\right)^{(i)} < 1\right)}_{1-p} \right)$$

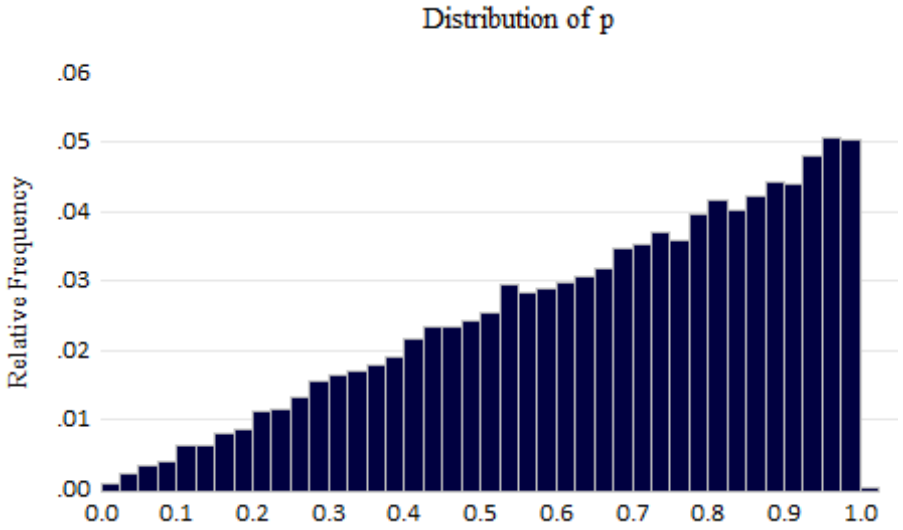
که از این تعداد p درصد آنها برابر با یک و $1\text{-}p$ درصد آنها بین صفر و یک توزیع شده‌اند. بنابراین، برای محاسبه احتمال فرضیه H_1 در مقابل فرضیه H_2 کافی است مقدار p برآورد گردد. نتایج برآورد بیزی احتمال برقراری فرضیه H_1 در طول ۳۰ هزار تکرار زنجیره‌های مارکفی شبیه‌سازی شده در جدول ۳ نشان داده شده است. براساس یافته‌های این جدول میانه پسین p برابر با ۷۰٪ و فاصله اعتبار ۹۵٪ آن شامل درصدهای بیشتر از ۷۰٪ نیز می‌باشد.

جدول ۳ تخمین احتمال برقراری فرضیه H_1 در طول زنجیره‌های مارکفی شبیه‌سازی شده

فاصله اعتبار ۹۵٪	میانه پسین	خطای استاندارد مونت کارلو	انحراف استاندارد پسین	میانگین پسین	ضریب
۰/۱۵۸ ، ۰/۹۸۷	۰/۷۰۶	۰/۰۰۱	۰/۲۳۶	۰/۶۶۶	P

منبع: یافته‌های پژوهش

توزیع پسین p در نمودار ۵ نشان داده شده است. براساس یافته‌های این نمودار، توزیع p یک توزیع چوله به سمت چپ است. بنابراین، میانه پسین نسبت به میانگین پسین شاخص مرکزی مناسبی‌تری است.



نمودار ۵ توزیع پسین p (منبع: یافته‌های پژوهش)

۵ نتیجه‌گیری و پیشنهادات برای پژوهش‌های آتی

در پژوهش حاضر به منظور بررسی ویژگی‌های فرآیند تصادفی مولد قیمت‌های اسپات نفت برنت از آزمون ریشه واحد تصادفی مدل ضرایب تصادفی مرتبه اول RCAR(1) استفاده گردید. مهم‌ترین ویژگی این آزمون آن است که خوشه‌ای بودن تلاطم و اثر آن را بر فرآیند تصادفی مولد قیمت‌های نفت خام لحاظ می‌کند. این در حالی است که آزمون‌های دیگر از لحاظ کردن چنین تاثیری که یک واقعیت شناخته شده در بازار این کالای استراتژیک است غفلت می‌کنند.

با استفاده از یافته‌های این پژوهش برخی دلالت‌های سیاستی به صورت زیر آشکار می‌شوند:

اول؛ آنکه با وجود تایید ریشه واحد در داده‌های قیمت نفت براساس مدل ضرایب تصادفی مرتبه اول RCAR(1)، مشخص نیست که یک فرآیند گام تصادفی برای پیش‌بینی قیمت‌های نفت خام برنت مناسب باشد. زیرا، تایید وجود ریشه واحد تصادفی به معنای آن نیست که لزوما قیمت‌های نقدی نفت

خام از یک فرآیند براونی تبعیت کنند. بنابراین، نمی‌توان از چنین نتایجی کارآیی ضعیف بازار نفت را نتیجه گرفت.

دوم؛ به دلیل آنکه نفت خام ورودی بسیاری از صنایع است می‌تواند منجر به ایجاد شوک در سایر متغیرهای اقتصادکلانی که با آن در ارتباط می‌باشند، گردد. پژوهش‌های فراوانی شوک‌های قیمت‌های نفت خام را به تولید و تورم (همیلتون[1] (۱۹۹۶)، کونادو و همکاران[2] (۲۰۰۳))، حرکت در شاخص‌های بورس (صادرسکی[3] (۱۹۹۹)، پاپاپترو[4] (۲۰۰۱))، نوسانات در چرخه‌های تجاری (کیم و لونگانی[5] (۱۹۹۲)) و اثر بلند مدت نااطمینانی های تورم و نرخ ارز بر تولیدات صنعتی در ایران (احسانفر[6]، ۲۰۲۱) مرتبط کرده است. از نظر اقتصادی، اگر این مجموعه‌های اقتصاد کلان نامانا باشند، نظریه‌های چرخه تجارت، که نوسانات تولید را به عنوان انحراف موقت از مسیر رشد بلندمدت توصیف می‌کنند، حمایت تجربی خود را از دست می‌دهند.

سوم؛ نتایج این پژوهش موید این نکته است که شوک به قیمت‌های نفت خام تاثیر ماندگاری بر بازار نفت خام خواهد داشت. بنابراین، کشورهای تولید کننده نفت و صادرکننده نفت باید متوجه این موضوع باشند و در سیاست‌گذاری‌هایشان این موضوع را لحاظ کنند. تکیه هرچه بیشتر این کشورها بر صادرات نفت خام، اقتصادهایشان را درگیر شوک‌های متعدد خواهد کرد که در بلندمدت حتی می‌تواند پیامدهای امنیتی در پی داشته باشد. (رستمی و تاش[7]، ۲۰۲۰)

چهارم: بازارهای نفت خام با توجه به آنکه نفت یک کالای جهانی است همگرا هستند اما به دلایل مختلف از جمله ریسک‌های متفاوتی که با آن مواجه هستند می‌توانند رفتارهای متمایزی داشته باشند. بنابراین، همانگونه که نتایج این پژوهش مشخص نمود برای تعمیم یک نتیجه به بازار نفت خام نیاز است که نفت‌های خام مختلف مورد بررسی قرار گیرند.

محدودیت‌هایی که این پژوهش با آنها روبرو بود عبارتند از، عدم انجام آزمون $\Sigma_\phi = 0$ و $\Sigma_\phi \neq 0$ و آزمون مرکب $\mu_\phi^2 + \Sigma_\phi = 1 \wedge \Sigma_\phi = 0$ و سایر حالت‌هایی که ممکن است مورد توجه قرار گیرند. بعنوان پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد دیستاسو (۲۰۰۸) و لیبورن و دیگران (۱۹۹۶) در این زمینه مورد توجه قرار گیرند.

علاوه بر این موضوع ساختار داده‌های پانلی و قیمت‌های آتی به شکل سری زمانی می‌تواند مورد توجه قرار گیرند. در زمینه آزمون داده‌های پانلی وسترلن و لارسون[8] (۲۰۱۲) می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد.

همچنین به منظور ارائه تحلیلی جامع در این زمینه می‌توان نتایج آزمون‌های ریشه واحد تصادفی RCAR را با نتایج آزمون‌های ریشه واحد GARCH-محور ناریان و لیو (۲۰۱۱) نیز از لحاظ کارایی و پیش‌بینی مقایسه نمود.

قدردانی

از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

سهم نویسندگان

سهم همه نویسندگان در انجام و نگارش پژوهش برابر بوده است و همه محتوا و جنبه‌های مختلف پژوهش مورد تایید همه نویسندگان می‌باشد.

تضاد منافع

نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

1. Hamilton
2. Cuñado
3. Sadorsky
4. Papapetrou
5. Kim & Loungani
6. Ehsanfar
7. Rostami & Tash
8. Westerlund & Larsson

منابع

Abadir, K. M. (2004). Cointegration theory, equilibrium and disequilibrium economics. *The Manchester School*, 72(1), 60-71.

Aslan, A. (2011). Does natural gas consumption follow a nonlinear path over time? Evidence from 50 US States. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15(9), 4466-4469.

Aslan, A., & Kum, H. (2011). The stationary of energy consumption for Turkish disaggregate data by employing linear and nonlinear unit root tests. *Energy*, 36(7), 4256-4258.

Balcilar, M., Ozdemir, Z. A., Ozdemir, H., & Shahbaz, M. (2018). The renewable energy consumption and growth in the G-7 countries: Evidence from historical decomposition method. *Renewable Energy*, 126, 594-604.

Berger, J. O. (2013). *Statistical decision theory and Bayesian analysis*. Springer Science & Business Media.

Chen, P. F., & Lee, C. C. (2007). Is energy consumption per capita broken stationary? New evidence from regional-based panels. *Energy Policy*, 35(6), 3526-3540.

Cook, S. (2008). Joint maximum likelihood estimation of unit root testing equations and GARCH processes: some finite-sample issues. *Mathematics and Computers in Simulation*, 77(1), 109-116.

Cuñado, J., Gil-Alana, L. A., & De Gracia, F. P. (2003). Empirical evidence on real convergence in some OECD countries. *Applied Economics Letters*, 10(3), 173-176.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.

Distaso, W. (2008). Testing for unit root processes in random coefficient autoregressive models. *Journal of Econometrics*, 142(1), 581-609.

Ehsanfar, M. H. (2021). An investigation of the long-term impact of exchange rate uncertainty on the growth of industrial production: FMOLS and DOLS Approaches. *Macroeconomics Research Letter*, 15(30), 252-271. (In Persian)

Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S., & Rubin, D.B. (1995). *Bayesian data analysis*. Chapman and Hall/CRC.

Gelman, A., Gilks, W. R., & Roberts, G. O. (1997). Weak convergence and optimal scaling of random walk Metropolis algorithms. *The Annals of Supplied Probability*, 7(1), 110-120.

Geweke, J. (1989). Bayesian inference in econometric models using Monte Carlo integration. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1317-1339.

Granger, C. W., & Terasvirta, T. (1993). *Modelling non-linear economic relationships*. OUP Catalogue.

Hamilton, J. D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 215-220.

Hasanov, M., & Telatar, E. (2011). A re-examination of stationarity of

energy consumption: evidence from new unit root tests. *Energy Policy*, 39(12), 7726-7738.

Hendry, D. F., & Juselius, K. (2000). Explaining cointegration analysis: Part 1. *The Energy Journal*, 21(1).

Hsu, Y. C., Lee, C. C., & Lee, C. C. (2008). Revisited: are shocks to energy consumption permanent or temporary? New evidence from a panel SURADF approach. *Energy Economics*, 30(5), 2314-2330.

Iglesias, E. M., & Rivera-Alonso, D. (2022). Brent and WTI oil prices volatility during major crises and Covid-19. *Journal of Petroleum Science and Engineering*, 211, 110182.

Kim, I. M., & Loungani, P. (1992). The role of energy in real business cycle models. *journal of Monetary Economics*, 29(2), 173-189.

Kim, K., & Schmidt, P. (1993). Unit root tests with conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 59(3), 287-300.

Koop, G. (1994). An objective Bayesian analysis of common stochastic trends in international stock prices and exchange rates. *Journal of Empirical Finance*, 1(3-4), 343-364.

Leybourne, S. J., McCabe, B. P., & Tremayne, A. R. (1996). Can economic time series be differenced to stationarity? *Journal of Business & Economic Statistics*, 14(4), 435-446.

Li, Y., Liu, X. B., & Yu, J. (2015). A Bayesian chi-squared test for hypothesis testing. *Journal of Econometrics*, 189(1), 54-69.

Li, Y., Zeng, T., & Yu, J. (2014). A new approach to Bayesian hypothesis testing. *Journal of Econometrics*, 178, 602-612.

Makiyan, S. N., Rostami, M., & Ramezani, H. (2018). Analyzing the relation between robbery and income inequality using Bayesian approach: (The Case of Iran). *The Economic Research*, 18(3), 145-166. (In Persian)

Medina-Bellver, J. I., Marín, P., Delgado, A., Rodríguez-Sánchez, A., Reyes, E., Ramos, J. L., & Marqués, S. (2005). Evidence for in situ crude oil biodegradation after the Prestige oil spill. *Environmental Microbiology*, 7(6), 773-779.

Maslyuk, S., & Smyth, R. (2008). Unit root properties of crude oil spot and futures prices. *Energy Policy*, 36(7), 2591-2600.

Maslyuk, S., & Smyth, R. (2009). Non-linear unit root properties of crude oil production. *Energy Economics*, 31(1), 109-118.

McCabe, B. P., & Tremayne, A. R. (1995). Testing a time series for difference stationarity. *The Annals of Statistics*, 1015-1028.

Narayan, P. K., & Liu, R. (2011). Are shocks to commodity prices persistent?. *Applied Energy*, 88(1), 409-416.

Narayan, P. K., & Smyth, R. (2007). Are shocks to energy consumption permanent or temporary? Evidence from 182 countries. *Energy Policy*, 35(1), 333-341.

Narayan, P. K., & Liu, R. (2015). A unit root model for trending time-series energy variables. *Energy Economics*, 50, 391-402.

Narayan, P. K., Liu, R., & Westerlund, J. (2016). A GARCH model for testing

market efficiency. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 41, 121-138.

Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139-162.

Nicholls, D. F., & Quinn, B. G. (1982). An Application. In *Random coefficient autoregressive models: An introduction* (pp. 139-149). Springer, New York, NY.

Nicholls, D. F., & Quinn, B. G. (2012). *Random Coefficient Autoregressive Models: An Introduction* (Vol. 11). Springer Science & Business Media.

Papapetrou, E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity, and employment in Greece. *Energy Economics*, 23(5), 511-532.

Phillips, P. C., & Ploberger, W. (1996). An asymptotic theory of Bayesian inference for time series. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 381-412.

Phillips, P. C. (1991). To criticize the critics: An objective Bayesian analysis of stochastic trends. *Journal of Applied Econometrics*, 6(4), 333-364.

Phillips, P. C., & Ploberger, W. (1994). Posterior odds testing for a unit root with data-based model selection. *Econometric Theory*, 10(3-4), 774-808.

Pindyck, R. S. (1999). The long-run evolutions of energy prices. *The Energy Journal*, 20(2).

Pindyck, R. S. (2004). Volatility in natural gas and oil markets. *The Journal of Energy and Development*, 30(1), 1-19.

Pindyck, R. S. (2004). Volatility and commodity price dynamics. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 24(11), 1029-1047.

Rostami, M., & Shahiki Tash, M. N. (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), 37-72. doi: 10.22054/jiee.2022.64997.1876. (In Persian).

Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), 449-469.

Salisu, A. A., & Adeleke, A. I. (2016). Further application of Narayan and Liu (2015) unit root model for trending time series. *Economic Modelling*, 55, 305-314.

Seo, B. (1999). Distribution theory for unit root tests with conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 91(1), 113-144.

Serletis, A. (1992). Unit root behavior in energy futures prices. *The Energy Journal*, 13(2).

Sims, C. A. (1988). Bayesian skepticism on unit root econometrics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 463-474.

Sims, C. A., & Uhlig, H. (1991). Understanding unit rooters: A helicopter tour. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1591-1599.

Stock, J. H. (1991). Bayesian approaches to the unit root problem: A comment. *Journal of Applied Econometrics*, 403-411.

Tsay, A. A., & Agrawal, N. (2000). Channel dynamics under price and service competition. *Manufacturing & Service Operations Management*, 2(4), 372-391.

Tong, H. (1990). *Non-linear time series: A dynamical system approach*. Oxford University Press.

Wang, D., Ghosh, S. K., & Pantula, S. G. (2010). Maximum likelihood estimation and unit root test for first order random coefficient autoregressive models. *Journal of Statistical Theory and Practice*, 4(2), 261-278.

Westerlund, J., & Larsson, R. (2012). Testing for a unit root in a random coefficient panel data model. *Journal of Econometrics*, 167(1), 254-273.

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

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25-44.