

## The Test of Non-Linearity of Unit Root in Crude Oil Prices

Mohsen Eslami  \*

Ph. D. Candidate of Finance, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Alireza Najjarpour 

Ph. D. Candidate of Finance, Department of Management, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

### Abstract

There is good reason to expect crude oil prices to follow nonlinear models. However, previous research has considered the linear assumption to investigate the existence of a unit root. Unit root linear tests such as ADF, PP, and KPSS are provided for linear models. These tests are not suitable for nonlinear time series. Because the model deviation from the linear state may be considered as a random permanent deviation. The purpose of this article is to test the nonlinear unit root of crude oil prices, specifically Brent and WTI oil in the period 2019-2020 daily. For several decades now, various classes of nonlinear models have been introduced. These models introduce a wider range of dynamics than linear models in time series. A special type of these models that economists pay attention to are TAR models. In these models, as in linear models, valid statistical analysis requires distinguishing between the deterministic trend and the stochastic trend. In this study, the Bayesian unit root test for the general SETAR (1) model has been used with respect to the necessary and sufficient conditions for the maintenance of SETAR processes based on the article by Petrocyl and Wolford (1984). A nonlinear unit root test was performed using Bayesian validity interval. The results show that Brent crude oil prices in both regimes contain a unit root that is consistent with similar findings for the production or consumption of crude oil.

**Keywords:** Bayesian Nonlinear Unit Root tests, TAR Nonlinear Time Series, Simulation, Brent crude oil, Financial Econometrics

**JEL Classification:** C58 , C49 , C22 , C11

\* Corresponding Author: [eslami\\_mohsen@atu.ac.ir](mailto:eslami_mohsen@atu.ac.ir)

How to Cite: Eslami, M., Najjarpour, A R. (2023). The Test of Non-Linearity of Unit Root in Crude Oil Prices. Iranian Energy Economics, 47 (12), 11-46.



## آزمون غیر خطی بودن ریشه واحد در قیمت‌های نفت خام

محسن اسلامی\*  
 دانشجوی دکتری مالی، گروه مالی و بانکی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

علیرضا نجارپور  
 دانشجوی دکتری مالی، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

### چکیده

دلایل منطقی حاکی از آن است که قیمت‌های نفت خام از الگوهای غیرخطی تبعیت می‌کنند. با این حال پژوهش‌های که پیش از این صورت گرفته است به منظور بررسی وجود ریشه واحد فرض خطی را لحاظ کرده‌اند. آزمون‌های خطی ریشه واحد همچون دیکی فولر تعمیم یافته، فلیپس پرون و کی پی اس برای مدل‌های خطی ارائه شده‌اند. این آزمون‌ها مناسب سری‌های زمانی غیرخطی نیست. زیرا ممکن است انحراف الگو از حالت خطی را به عنوان انحراف پایدار تصادفی تلقی کنند. هدف این مقاله آزمون ریشه واحد غیرخطی قیمت‌های نفت خام به طور خاص نفت «برنت» و «وست تگزاس اینترمدیت» در بازه زمانی ۲۰۱۹-۲۰۲۰ به صورت روزانه می‌باشد. از چند دهه پیش تاکنون کلاس‌های مختلفی از مدل‌های غیرخطی ارائه شده است. این مدل‌ها نسبت به مدل‌های خطی در سری‌های زمانی طیف گسترده‌تری از پویایی‌ها را معرفی می‌کنند. نوع ویژه‌ای از این مدل‌ها که مورد توجه اقتصاددانان است مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای است. در این مدل‌ها نیز همچون مدل‌های خطی تحلیل معتبر آماری نیازمند تمیز میان روند قطعی و روند تصادفی بودن فرآیند است. در این پژوهش از آزمون ریشه واحد بیزی برای مدل عمومی دورژی غیرخطی خودهمبستگی آستانه‌ای توجه به شرایط لازم و کافی برای مانایی فرآیندهای مدل عمومی دورژی غیرخطی خودهمبستگی آستانه‌ای بر مبنای مقاله پتروسیلی و وولفورد (۱۹۸۴) استفاده شده است. با استفاده از فاصله اعتبار بیزی آزمون ریشه واحد انجام گردید. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که قیمت‌های نفت خام برنت در هر دو رژیم حاوی ریشه واحد است که با یافته‌های مشابه برای تولید یا مصرف نفت خام در تطابق است.

**کلیدواژه‌ها:** آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی بیزی، سری‌های زمانی غیرخطی رگرسیون آستانه‌ای، شبیه‌سازی، نفت خام برنت، اقتصادسنجی مالی

طبقه‌بندی JEL: C11 , C22 , C49 , C58

## 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<sup>۱</sup>، ۲۰۱۸). نفت و فرآورده‌های نفتی نه تنها به عنوان مواد اولیه توسط بسیاری از بخش‌های اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند، بلکه در بسیاری از بخش‌های خدماتی مورد استفاده قرار گرفته و در بازارهای مالی نیز معامله می‌شود. بسیاری از عوامل از جمله عرضه - تقاضا، تحولات اقتصاد جهانی و مسائل سیاسی اثرات زیادی بر قیمت نفت خام خواهند داشت. در ادبیات پژوهشی و سیاست‌گذاری کلان اقتصادی بررسی ناپایداری قیمت‌های نفت خام جایگاه بسیار مهمی دارد. زیرا، به دلیل آنکه نفت خام ورودی بسیاری از صنایع است، سایر متغیرهای اقتصاد کلانی که با نفت خام در ارتباط می‌باشند این نامانایی را به ارث خواهند برد و در سراسر اقتصاد منتشر می‌کنند.

لذا، نظریه‌های ادوار تجاری که شوک‌های اقتصادی را موقت می‌انگارند، از پشتیبانی ضعیفی برخوردار خواهند بود. برای نمونه چندین مطالعه به منظور بررسی وجود ریشه واحد در مصرف انرژی (قیمت‌های نفت خام بر تقاضا و مصرف این کالا اثرگذار خواهد بود) یا تولید انجام شده است (برای نمونه مراجعه کنید به چن و لی<sup>۲</sup> (۲۰۰۷)، هاسو<sup>۳</sup> و دیگران (۲۰۰۸)، نارایان<sup>۴</sup> و دیگران (۲۰۰۸)، نارایان و اسمیت<sup>۵</sup> (۲۰۰۷)). این مطالعات تأکید می‌کنند که اگر مصرف انرژی یا تولید حاوی ریشه واحد باشند، با توجه به اهمیت انرژی برای سایر بخش‌های اقتصاد، سایر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان می‌توانند وارث این نامانایی باشند.

جستجوی پایداری در مجموعه داده‌ها با کار پیشروانه نلسون و پلوسر<sup>۶</sup> آغاز شد. از آن زمان به بعد در زمینه‌های مختلف اقتصادی، مالی، انرژی و ... تحقیقات فراوانی صورت گرفته است. انگیزه اصلی چنین تحقیقاتی پیامدهای پایداری شوک‌ها بر سیاست‌گذاری و شناخت الگوهای دوره‌های تجاری در اقتصاد است. نظر به غفلت قابل توجهی که در مطالعات پیشین به وجود الگوی غیرخطی در خواص تصادفی داده‌های قیمت‌های نفت خام اختصاص داده شده پژوهش حاضر انجام شده است. به دلیل آنکه حجم داده‌های مربوط به

---

1. Balcilar et al.  
2. Chen & Lee  
3. Hsu  
4. Narayan  
5. Smyth  
6. Nelson & Plosser

قیمت‌های نفت خام در تناوب‌های روزانه به طور چشمگیری در دسترس است چنین غفلتی منطقی به نظر نمی‌رسد.

از نظر تئوری‌های اقتصادی به دلیل وجود تغییرات مختلف در زمینه تولید، استخراج و سیاست‌گذاری در کشورهای تولیدکننده و مصرف‌کننده فرض تبعیت قیمت‌های نفت از الگوهای غیرخطی منطقی است. ماسلیوک و اسمیت<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) وجود الگوی غیرخطی در داده‌های تولید نفت خام را در نتیجه وجود الگوی غیرخطی موجود در قیمت‌های نفت خام با توجه به قانون هاتلینگ<sup>۲</sup> (۱۹۳۱) تبیین می‌کنند. همچنین، عمده‌ترین دلیل استفاده از مدل‌های غیرخطی، ناپایداری ذاتی برای یک یا چند متغیر است. هاموری و بحر<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) اشاره می‌کنند که ناپایداری در یک مدل ساختاری که فرآیند تولید داده را توصیف می‌کند، می‌تواند با مدل‌های غیرخطی مدل‌سازی شود. قیمت‌های نفت خام به شدت ناپایدار هستند همچنین از نظر مبانی اقتصادسنجی وجود الگوی غیرخطی برای آزمون پایداری در داده‌های قیمت نفت خام پیامدهای جدی در پی خواهد داشت، چرا که آزمون‌های فولر<sup>۴</sup> (۱۹۷۶)، دیکی و فولر<sup>۵</sup> (۱۹۷۹) و فیلیپس و پرون<sup>۶</sup> (۱۹۸۸) برای مدل‌های خطی ارائه شده‌اند که در صورت وجود روابط غیرخطی در فرآیند مولد داده‌ها توان آزمون پایداری خواهند داشت (سارنو<sup>۷</sup> (۲۰۰۰) و سارنو و تیلر<sup>۸</sup> (۲۰۰۲)). به عنوان مثال در این زمینه صید و دیکی<sup>۹</sup> (۱۹۸۴) نشان دادند که در حضور اثرات غیرخطی از نوع استار آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته توان آزمونش را از دست خواهد داد. هانسن و کنر<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۱) نشان دادند که آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی برای مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای همچون آزمون‌های خطی از گسستگی توزیع مجانبی تحت فرضیه صفر و فرضیه مقابل تبعیت می‌کنند. در نتیجه در این حالت انتقاد سیمز<sup>۱۱</sup> (۱۹۸۸) در مورد تغییر ناپیوسته توزیع مجانبی بین فرضیه وجود ریشه واحد و فرضیه مانایی برقرار است. در این صورت آزمون فرضیه‌های کلاسیکی (مبتنی بر نظریه مجانبی)

1. Maslyuk & Smyth
2. Hotelling's rule
3. Bhar & Hamori
4. Fuller
5. Dickey & Fuller
6. Phillips
7. Sarno
8. Taylor
9. Said & Dickey
10. Hansen & Caner
11. Sims

نمی‌تواند روشی منطقی برای استنباط آماری براساس نظریه مجانبی ناپیوسته را به دست دهد (رستمی و مکیان<sup>۱</sup>، ۱۳۹۸). بنابراین، آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی بیزی به عنوان رویکرد جایگزین آزمون‌های کلاسیک مطرح خواهند شد. در زمینه آزمون فرضیه‌های بیزی ریشه واحد غیرخطی آستانه‌ای می‌توان به کار کم‌نظیر چن و لی<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)، گرلچ و چن<sup>۳</sup> (۲۰۰۸) اشاره کرد. در ادامه ساختار این پژوهش شامل بخش‌های زیر می‌باشد. در بخش دوم مبانی نظری و تجربی پژوهش معرفی می‌شود، بخش سوم روش آزمون و برآوردها را شامل می‌شود، در بخش چهارم الگوی عملیاتی انجام ریشه واحد بیزی و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و جمع‌بندی ارائه می‌شود همچنین توضیح مدل در دو ضمیمه ۱ و ۲ در انتهای پژوهش به طور کامل در دسترس است.

## ۲. ادبیات موضوع

### ۲-۱. ویژگی داده‌های قیمت نفت و آزمون‌های ریشه واحد

به طور کلی تحقیقات در مورد وجود یا عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی اقتصادی با مقاله معروف نلسون و پلاسز (۱۹۸۲) آغاز گردید. در حوزه اقتصاد انرژی نیز پژوهش‌های اولیه از آزمون تعمیم‌یافته دیکی و فولر به منظور بررسی وجود ریشه واحد در متغیرهای مرتبط با نفت خام همچون مصرف انرژی برای تعداد زیادی از کشورها استفاده نموده‌اند (حسنوف و تلالتار<sup>۴</sup> (۲۰۱۱)، نارایان و اسمیت<sup>۵</sup> (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 تعمیم‌یافته دیکی و فولر، 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.

---

1. Rostami & Makiyan  
2. Chen & Lee  
3. Gerlach  
4. Hasanov & Telatar  
5. Narayan & Smyth

هریک از محدودیت‌های فوق به عنوان یک کاتالیزور برای مطالعات بعدی عمل کرده است تا بتواند با استفاده از آزمون‌های جدیدتر که یک یا چند مورد از این کاستی‌های مرتبط با آزمون‌های سنتی را برطرف می‌کند، آیا ریشه واحدی وجود دارد یا خیر. در این زمینه مطالعات بسیاری صورت پذیرفته است که می‌توان برای نمونه به اصلان و کوم<sup>۱</sup> (۲۰۱۱)، اصلان (۲۰۱۱)، حسنوف و تلاتار (۲۰۱۱)، ماسلیوک و اسمیت (۲۰۰۹) اشاره کرد.

در زمینه آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی، فام و همکاران<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) برای اولین بار آزمون‌های ریشه واحد آستانه‌ایی را بررسی کردند. آنها بیان می‌کنند که، به طور کلی در ریاضیات سیستم‌های غیرخطی و به تعادل (موضعی یا سراسری) رسیدن یا نرسیدن آنها بررسی می‌شود. اما در اقتصادسنجی تنها سیستم‌های غیرخطی که به تعادل می‌رسند را بررسی خواهیم کرد. یک سیستم غیرخطی مرتبه اول (تفاضلی) در ریاضیات به صورت رابطه شماره ۱ تعریف می‌شود:

$$x_{t+1} = f(x_t, t), t = 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

در تعریف فوق، تابع  $f(\cdot)$  فرم غیرخطی ارتباط میان  $x_t$  و  $x_{t-1}$  را بیان می‌کند. در این فرم ضرایب عرض از مبدا و شیب ثابت و معلوم در نظر گرفته می‌شوند و هدف بررسی همگرایی یا واگرایی به سمت نقطه یا نقاط تعادلی است. در اقتصادسنجی منظور ما از یک سیستم غیرخطی پویا فرم تابعی به صورت رابطه شماره ۲ است:

$$x_{t+1} = f(x_t, t, \phi_{ij}, S_t), \quad (2)$$

$$t = 0, 1, 2, \dots; S_t = 1, 2, \dots, k; i = 1, 2, \dots, k$$

که در آن  $k$  تعداد رژیم‌ها و  $\phi_{ij}$  پارامترها در رژیم‌های مختلف را نشان می‌دهد. در اقتصادسنجی مدل‌های غیرخطی از نوع مدل‌های تغییر رژیم همگرایی به سمت تعادل مفروض گرفته می‌شود و هدف تعیین تعداد رژیم و برآورد پارامترها در هر رژیم است. در واقع در این مدل‌ها نرخ تعدیل فرآیند سری زمانی  $\{x_t\}$  بستگی به نوع رژیم دارد که باید برآورد گردند. آزمون ADF در حالت غیرخطی سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را کمتر از حد برآورد می‌کند (کاپتنیوس و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۳)).

1. Aslan & Kum

2. Pham

3. Kapetanios

## ۲-۲. معرفی عمومی مدل‌های غیرخطی

به طور کلی مدل‌سازی غیرخطی سری‌های زمانی از دهه ۷۰ میلادی بسیار مورد توجه قرار گرفته است. از این دهه به بعد کلاس‌های مختلفی از مدل‌های غیرخطی ارائه شده است. مدل‌های غیرخطی نسبت به مدل‌های خطی طیف گسترده‌تری از پویایی‌ها را برای سری‌های زمانی معرفی می‌کنند. نوع ویژه‌ای از این مدل‌ها که مورد توجه اقتصاددانان است مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای است. این الگوها توسط تانگ<sup>۱</sup> (۱۹۸۳) و تانگ و لیم<sup>۲</sup> (۱۹۷۸) معرفی شدند. این مدل، رفتار پویای سری‌های زمانی را با استفاده از کاربست تغییر رژیم حالت پایدار سری زمانی با مقادیر آستانه‌ای را مدل‌سازی می‌کند. مشابه حالت خطی در مدل‌های غیرخطی تمیز میان فرآیندهای تصادفی روند قطعی<sup>۳</sup> و روند تصادفی<sup>۴</sup> به دلیل تفاوت در محاسبات جبری (پیش‌بینی، واریانس خطای پیش‌بینی، ماندگاری) و در توزیع مجانبی ضرایب برآوردی آنها بسیار مهم است. پیش از هرکاری به منظور شناخت بیشتر الگوهای غیرخطی باید معادله عمومی آنها را در تعریف کرد. مدل عمومی روابط غیرخطی برای فرآیند مولد  $x_t$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$x_t = f(x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, a_t) \quad (۳)$$

در رابطه فوق  $f(\cdot)$  یک تابع حقیقی مقدار و خوش تعریف<sup>۵</sup> (از آنجا که تابع بر یک مجموعه به دامنه دامنه تعریف می‌شود و خروجی آن نیز یک مجموعه به نام برد است باید به گونه‌ای تعریف شود که بتوان با دقت گفت چه چیزی عضو این مجموعه‌ها هست یا نیست، این مفهوم خوش تعریفی است) است و  $a_t$  یک دنباله iid از متغیرهای تصادفی با میانگین صفر و واریانس  $\sigma_a^2$  است. اغلب به  $a_t$  تحت عنوان جمله اختلال سیستم در زمان  $t$  اشاره می‌شود و فرض می‌شود که  $0 < \sigma_a^2 < \infty$  است. برای مثال اگر  $f(\cdot) = \phi_0 + \phi_1 x_{t-1} + a_t$  باشد، آنگاه  $x_t$  یک فرآیند سری زمانی  $AR(1)$  است و اگر  $f(\cdot)$  یک تابع غیرخطی باشد، آنگاه  $x_t$  از یک مدل سری زمانی غیرخطی تبعیت می‌کند. در بسیاری از مدل‌های غیرخطی سیستم پویای  $f(\cdot)$  تنها به تعداد متناهی از مقادیر گذشته بستگی دارد و می‌توان آن را به فرم  $f(\cdot) = f(x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}, a_t)$  نشان داد، که  $p \in \mathbb{N}$  است. به

---

1. Tong  
 2. Lim  
 3. Trend Stationery  
 4. Difference Stationery  
 5. Well Define

منظور دینامیک حاکم بر  $f(\cdot)$  به طور معمول عبارت تصادفی  $a_t$  را از تابع حذف می کنند و آنچه باقی می ماند را شاکله<sup>۱</sup> فرآیند می نامند که مورد بررسی قرار می دهند (تانگ (۱۹۹۰)).

### ۲-۳. مدل های رگرسیون آستانه ای و دورژی می غیرخطی خودهمبستگی آستانه ای

مدل های (1) TAR دو رژیم به صورت زیر تعریف می شوند:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}x_{t-1} + \sigma_1^2 a_t q_t \leq r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}x_{t-1} + \sigma_2^2 a_t q_t > r \end{cases} \quad (4)$$

برای این منظور می توان فرض کرد که با استفاده از متغیری برونزا همچون  $q_t$  که در دوره  $t-1$  قابل مشاهده است، می توان رژیم حاکم بر فرآیند را در زمان  $t$  توصیف کرد. به طور خاص، رژیم در زمان  $t$  با استفاده از مقایسه وضعیت  $q_t$  نسبت به یک مقدار آستانه ای شناسایی می شود که با  $r$  نشان داده می شود. متغیر  $q_t$ ، با عنوان متغیر آستانه ای شناخته می شود.  $q_t$  ممکن است یک متغیر برونزا یا یک تابع از مقادیر با وقفه خود سری زمانی  $x_t$  برای مثال  $q_t = x_{t-d}$  یا  $q_t = \Delta x_{t-d}$  به ازاء مقدار معلوم  $d > 0$  باشد. در صورتی که متغیر آستانه ای مدل تغییر وضعیت از نوع دو مورد آخرباشد، مدل SETAR<sup>۲</sup> نامیده می شود. یک مدل (1) SETAR عمومی به شکل کلی زیر قابل نمایش است:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}x_{t-1} + \sigma_1^2 a_t x_{t-d} \leq r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}x_{t-1} + \sigma_2^2 a_t x_{t-d} > r \end{cases} \quad (5)$$

### ۲-۴. مانایی اکید و ارگودیستی یک فرآیند مانای دورژی می غیرخطی

#### خودهمبستگی آستانه ای

در تحلیل سری های زمانی خطی، فرآیند  $\{x_t\}$  مانای در کواریانس (یا مانایی ضعیف) خوانند اگر میانگین غیرشرطی آن مستقل از زمان باشد یا  $E(x_t) = \mu$  و برای تمامی  $k$ ها تابع اتوکواریانس آن مستقل از زمان باشد یا  $Cov(x_t, x_{t-j}) = \gamma(j)$ . یک سری زمانی مانا را ارگودیک می نامند هرگاه  $\gamma(j) \rightarrow 0$  به آنگاه  $j \rightarrow \infty$  میل می کند. ارگودیستی در تحلیل سری های زمانی بسیار با اهمیت است. البته پیچیدگی ارگودیستی در مدل های غیرخطی نسبت مدل های غیرخطی بیشتر است زیرا در سری های زمانی غیرخطی ارگودیستی تحت تأثیر مکانیسم تغییر رژیم نیز قرار می گیرد.

1. Skelton

2. Self-Exciting TAR



### ۳. روش‌شناسی پژوهش

#### ۳-۱. معرفی داده‌های پژوهش

داده‌های مورد استفاده در پژوهش حاضر داده‌های روزانه قیمت‌های نفت خام «وست تگزاس اینترمدیت»<sup>۱</sup> و نفت برنت به دلار به ازای هر بشکه است. سری زمانی این داده‌ها شامل بازه زمانی ۲ جون ۲۰۱۹ تا ۷ دسامبر ۲۰۲۰ است. این بازه زمانی بخاطر آرامش بازار در دو ساله قبل از وقوع همه‌گیری کووید-۱۹ و عدم وجود بحران‌های مالی و اقتصادی انتخاب شده است (زاوادسکا<sup>۲</sup> و همکاران (۲۰۲۰)). نفت خام «وست تگزاس اینترمدیت» و برنت به ترتیب در بورس کالای نیویورک<sup>۳</sup> و بورس بین‌قاره‌ای<sup>۴</sup> لندن معامله می‌شوند. این دو نوع نفت خام از نوع سبک هستند، با این تفاوت که «وست تگزاس اینترمدیت» سبک‌تر و کم‌گوگردی‌تر یا شیرین‌تر از نفت برنت می‌باشد. به دلیل کیفیت بسیار بالا، نفت خام «وست تگزاس اینترمدیت» برای پالایش بخش بیشتری از بنزین عالی است، در حالی که برنت برای تولید بنزین و تقطیر میانی ایدئال است. نفت خام برنت در واقع ترکیبی از نفت خام از ۱۵ میدان نفتی مختلف در سامانه‌های برنت و نینیان واقع در دریای شمال است. بیشتر نفت خام «وست تگزاس اینترمدیت» در منطقه غرب میانه ایالات متحده، به طور دقیق‌تر در کوشینگ (اوکلاهاما)، و برخی دیگر در منطقه ساحل خلیج فارس پالایش می‌شود. نفت خام برنت در شمال غربی اروپا پالایش می‌شود.

#### ۳-۲. مبانی استنباط بیزی

استفاده از شیوه ساخت آزمون بیزی در بررسی ریشه واحد از اواخر دهه ۱۹۸۰ شروع شده است. سیمز (۱۹۸۸) و سیمز اهلیگ<sup>۵</sup> (۱۹۹۱) اولین مقاله‌های بیزی در مورد مسائل مربوط به آزمون فرضیه ریشه واحد را منتشر کردند (رستمی و مکیان، ۱۳۹۸). در زمینه آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی ابتدا باید به این موضوع توجه داشت که بی‌نهایت مدل غیرخطی وجود دارد که این پژوهش نوع خاصی از مدل‌های غیرخطی آستانه‌ای و به طور خاص دورژی می‌غیرخطی خودهمبستگی آستانه‌ای را بررسی می‌کند. ثانیاً به دلیل پیچیدگی‌های خاص این

---

1. West Texas Intermediate (WTI)  
2. Zavadska  
3. New York Mercantile Exchange (NYMEX)  
4. InterContinental Exchange (ICE)  
5. Uhlig

مدل‌ها نسبت به مدل‌های خطی نیاز است که قبل از ورود به موضوع ساخت آزمون بیزی مفاهیم مربوط به آن واکاوی شود. اساس استنباط‌های بیزی، قضیه بیز است. براساس این قضیه، احتمال پسین یک پیشامد متناسب با حاصلضرب احتمال پیشین در لگاریتم راستنمایی تغییر می‌کند. به بیان ریاضی قضیه بیز به صورت رابطه شماره ۶ است:

$$p(\phi|x) = \frac{p(x|\phi)p(\phi)}{\int_{\Theta} p(x|\phi)p(\phi)d\phi}, \quad (6)$$

اجزا تشکیل‌دهنده این قضیه که در انجام استنباط بیزی و تفسیر آن بسیار اهمیت دارند عبارتند از:

•  $p(\phi)$  احتمال حاشیه‌ای  $\phi$  است که احتمال پیشین<sup>۱</sup>  $\phi$  نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر  $\phi$  پیش از مشاهده داده‌ها را بیان می‌کند. کلمه پیشین در این عبارت نشان‌دهنده احتمال قبل از مشاهده از اطلاعات  $y$  است.

•  $p(\phi|x)$  احتمال شرطی  $\phi$  به شرط داده‌های  $x$  است که احتمال پسین<sup>۲</sup>  $\phi$  نامیده می‌شود و نااطمینانی محقق را درباره مقادیر پارامتر  $\phi$  پس از مشاهده داده‌ها بیان می‌کند. کلمه پسین در این عبارت نشان‌دهنده احتمال بعد از مشاهده از اطلاعات  $x$  است.

•  $p(x|\phi)$  احتمال شرطی داده‌های  $y$  به شرط داده‌های  $\phi$  است که تابع راستنمایی<sup>۳</sup> نامیده می‌شود و نحوه ارتباط داده‌ها را با پارامتر نشان می‌دهد.

•  $\int_{\Theta} p(x|\phi)p(\phi)d\phi$  احتمال حاشیه‌ای  $x$  را نشان می‌دهد و بعنوان یک ثابت نرمال‌ساز عمل می‌کند تا از اینکه  $p(\phi|y)$  یک مقدار احتمالی باشد مطمئن شویم.

این رابطه نشان می‌دهد که در مدل اقتصادسنجی بیزی باورهای به‌روز شده (پسین)، با ترکیب اطلاعات پیشین و داده‌ها براساس قضیه بیز ساخته می‌شوند. بنابراین، برخلاف مدل‌های اقتصادسنجی کلاسیک که تنها تابع راستنمایی وجود دارد، در مدل اقتصادسنجی بیزی، علاوه بر تابع راستنمایی،  $p(x|\phi)$  یک عامل اضافی برای مدل‌سازی وجود دارد. این عامل اضافی توزیع پیشین،  $p(\phi)$  است. برای تخمین پارامترها 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

---

1. Prior Probability  
2. Posterior Probability  
3. Likelihood Function

دسته مشخص‌نمایی برای توزیع پیشین بردار پارامتر  $\phi$  وجود دارد. زمانی که اطلاعاتی مناسب و مفید در مورد پارامتر در دسترس است می‌توان از دسته خاصی از توابع پیشین که اصطلاحاً پیشین آگاهی بخش<sup>۱</sup> 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 تأثیر بگذاریم نااطمینانی خودمان را درباره پارامترها بیان کنیم. پیشین‌های اصطلاحاً ناآگاهی بخش<sup>۲</sup> برخی اوقات پیشین‌های مبهم یا پیشین‌های پخشی<sup>۳</sup> نیز نامیده می‌شوند. همچنین در بسیاری از شرایط، انتخاب توزیع پیشین تحت تأثیر قابلیت محاسبه توزیع پسین به روش‌های تحلیلی است. استفاده از پیشین‌های مزدوج<sup>۴</sup> تضمین‌کننده هم‌خانواده بودن توزیع پسین با توزیع پیشین است. بنابراین، در این حالت محاسبه توزیع پسین پارامتر  $\phi$  با استفاده از 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 تأثیر مبادله درست‌نمایی و پیشین با یکدیگر است. نحوه بیان اطلاعات پیشین درباره پارامترها در فرم تحلیلی (یا توزیعی)،  $p(\phi)$ ، و تحلیل حساسیت استنباط پسین به فرم توزیع پیشین منتخب از مسائل قابل ملاحظه ادبیات بیزی می‌باشد (برگر<sup>۵</sup>، ۲۰۰۶). براساس این مبانی، مدل عملیاتی انجام آزمون ریشه واحد بیزی طراحی شده است که در پیوست B جزئیات آن ارائه شده است.

### ۳-۳. آزمون ریشه واحد غیرخطی با استفاده از فاصله اعتبار بیزی

به منظور آزمون بیزی در مورد وجود یا عدم وجود ریشه واحد در مدل دورژی می غیرخطی خودهمبستگی آستانه‌ای از فاصله اعتبار ۶ بیزی برای پارامترها استفاده خواهیم کرد که مشابه مفهوم فاصله اطمینان اما متفاوت از آن است بیان می‌شود. برای مثال فرض کنید که  $(\theta_L, \theta_U)$  یک فاصله معین در فضای پارامتر باشد. آنگاه  $(\theta_L, \theta_U)$  یک فاصله اعتماد  $100(1 - \alpha)\%$  خواهد بود اگر:

- 
1. Informative Prior
  2. Non-Informative Prior
  3. Vague or Diffuse Priors
  4. Conjugate Prior
  5. Berger
  6. Credible Interval

$$P_{posterior}(\theta_L \leq \theta \leq \theta_U | X = x) = 1 - \alpha \quad (۷)$$

(رستمی و مکیان<sup>۱</sup>، ۲۰۱۹).

با شرایطی که توصیف شد به دنبال بررسی فرضیه‌های زیر خواهیم بود:

$$H_0: \phi_{1,1} \wedge \phi_{2,1} = 1 \quad (۸)$$

$$H_1: \phi_{1,1} \wedge \phi_{2,1} \wedge \phi_{1,1}^s \phi_{2,1}^t \wedge \phi_{1,1}^{s(d)} \phi_{2,1}^{t(d)} \wedge \phi_{1,1}^{t(d)} \phi_{2,1}^{s(d)} < 1,$$

در این رابطه عبارت  $\wedge$  عملگر وصلی منطقی است.<sup>۲</sup>

#### ۳-۴. تخمین پارامترهای یک مدل بیزی

برای تخمین توزیع پسین پارامترهای مدل اقتصادسنجی بیزی از روش‌های زنجیره مارکوف مونت کارلو با الگوریتم نمونه برداری گیبس<sup>۳</sup> استفاده می‌شود. تقریباً تمامی انواع توزیع‌های پسین را با استفاده از این روش تقریب می‌زنند. مهم‌ترین نکته در مورد این روش آن است که در صورت ارگودیک بودن، توزیع مانا به دست خواهد داد. بدین معنا که با ادامه تکرارها، خواص زنجیره‌های مارکوف دچار جهش و تغییر نمی‌شود و تمام سطح زیر یک توزیع را شبیه‌سازی می‌کند. همچنین شبیه‌سازی توزیع تحت تأثیر مقادیر اولیه قرار نمی‌گیرد. این الگوریتم نمونه‌برداری بر مفهومی که توزیع تمام شرطی<sup>۴</sup> نام دارد، تکیه می‌کند. در توزیع تمام شرطی، تمام پارامترها به جز پارامتری که بر آن تمرکز داریم را ثابت نگه می‌داریم (گویک<sup>۵</sup>، ۱۹۸۹).

#### ۴. یافته‌های پژوهش

##### ۴-۱. داده‌ها و تحلیل توصیفی

داده‌های پژوهش حاضر، داده‌های روزانه قیمت‌های نفت خام برنت و نفت خام «وست تگزاس اینترمدیت» به دلار در بازه زمانی ۲ جون ۲۰۱۹ تا ۷ دسامبر ۲۰۲۰ می‌باشد.

1. Rostami & Makiyan

۲. عملگر فصلی به معنای حداقل یکی از این روابط صحیح است یا هر دو و عملگر وصلی به معنای صحت تمامی عبارت دو طرفش می‌باشد. بنابراین، فرضیه صفر زمانی رد نمی‌شود که هر دو عبارت دو طرف عملگر وصلی صحیح باشند.

3. Gibbs Sampling

4. Full Conditional Distribution

5. Geweke

جدول (۱) آماره توصیفی مربوط به داده‌های یاد شده را نشان می‌دهد. براساس یافته‌های ارائه شده در این جدول میانگین قیمت هر بشکه نفت «برنت» و «وست تگزاس اینترمدیت» در این سال برابر با ۵۳ دلار (۵۳/۵۷ دلار) بوده و کمترین و بیشترین قیمت تحقق یافته در این سال به ترتیب برابر با ۹ دلار و دوازده سنت و هفتاد و چهار دلار و نود و چهار سنت (۶۶/۲۴ و منفی ۳۶/۹۸ دلار) با انحراف معیار چهارده دلار پنجاه و نه سنت بوده (۱۲/۲۲ دلار) است. همچنین قیمت‌های نفت برنت و «وست تگزاس اینترمدیت»<sup>۱</sup> در این سال دارای چولگی به سمت چپ می‌باشد که به معنای آن است که وقوع مقادیر کمتر از میانگین محتمل تر از مقادیر بیشتر از میانگین است. در نهایت آماره جارکیو- برا نشان می‌دهد که فرض نرمال بودن توزیع داده‌های تحقق یافته قیمت نفت غیرمنطقی است.

جدول ۱. آمار توصیفی داده‌های روزانه قیمت‌های نفت خام

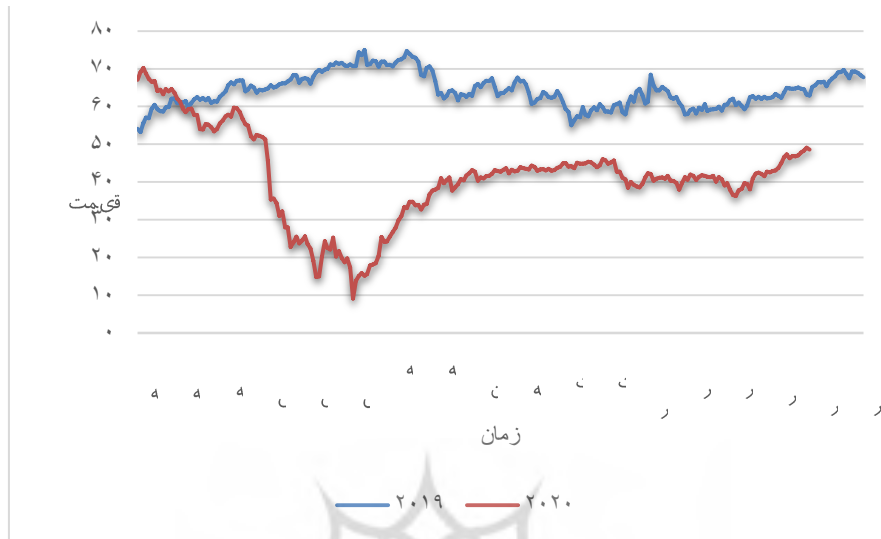
(a) نفت خام برنت			
میانگین	میانه	بیشینه	کمینه
۵۳/۲۶۳۹۴	۵۹/۳	۷۴/۹۴	۹/۱۲
انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی	آماره جارکیو - برا
۱۴/۵۹۵۱۴	-۰/۷۸۷۳۴۹	۲/۷۶۵۰۳۴	۵۲/۲۸۱۹۹
(b) نفت خام WTI			
میانگین	میانه	بیشینه	کمینه
۵۰/۰۵۹۰۵	۵۳/۵۷	۶۶/۲۴	-۳۶/۹۸
انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی	آماره جارکیو-برا
۱۲/۲۲	-۱/۴۸۷۷	۷/۲۴	۶۹۸/۸۷۶۵

منبع: یافته‌های محقق

با استفاده از داده‌های این جدول مقادیر پیشین مربوط به پارامتر آستانه C را با استفاده از مقادیر کمینه و بیشینه داده‌ها را انتخاب می‌کنیم. 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. WTI

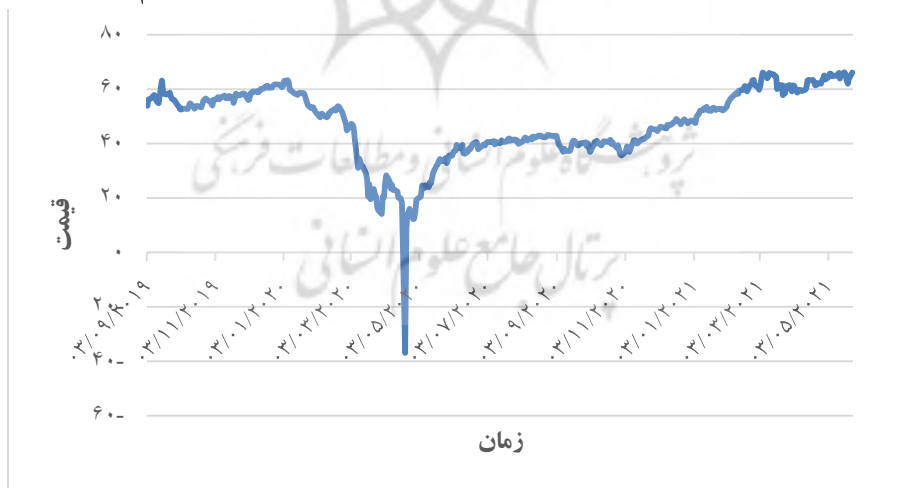
نمودار ۱. مسیر زمانی قیمت‌های اسپات نفت برنت (به دلار) در دو سال ۲۰۱۹ و ۲۰۲۰



منبع: بررسی آماری انرژی جهان ۲۰۲۱

می‌توان گفت که به نوعی در داده‌های قیمت‌های نفت سال ۲۰۲۰ نوعی شکست اتفاق افتاده است. همانگونه که نمودار (۲) نشان می‌دهد، در داده‌های مربوط به قیمت‌های نفت خام «وست تگزاس اینترمدیت»<sup>۱</sup> نیز این موضوع قابل مشاهده است.

نمودار ۲. مسیر زمانی قیمت‌های نفت WTI (به دلار) در سال‌های ۲۰۱۹ تا ماه پنجم سال ۲۰۲۱

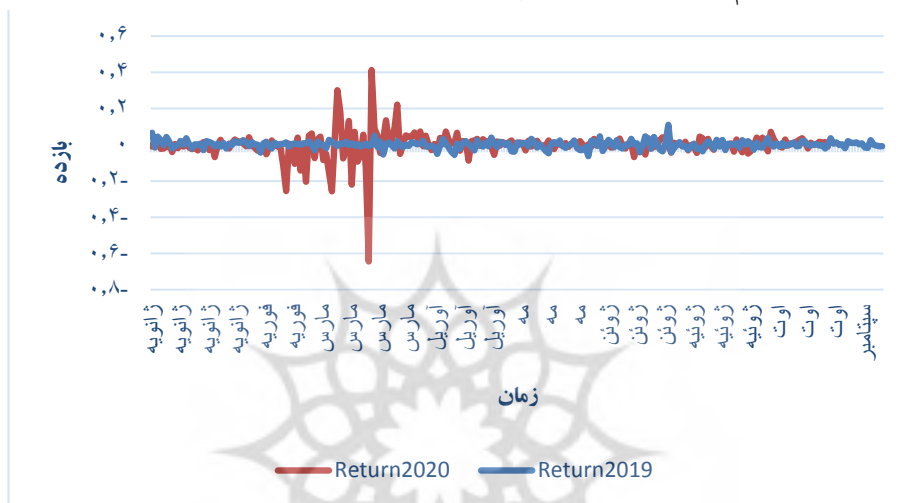


منبع: بررسی آماری انرژی جهان ۲۰۲۱

## 1. WTI

به منظور نمایش بهتر تلاطم در قیمت‌های نفت سال ۲۰۲۰ نسبت به سال ۲۰۱۹ بازده قیمت‌های نفت برنت را در این دو سال محاسبه و نمودار آنها ترسیم گردیده است. نمودار (۳) نشان می‌دهد که تلاطم‌های قیمت نفت 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: بررسی آماری انرژی جهان ۲۰۲۱

ناریان و همکاران (۲۰۰۸) وقوع تلاطم‌های بزرگ را از شواهد وجود ریشه واحد در داده‌ها می‌دانند. بنابراین، این پرسش که آیا ریشه واحدی در قیمت‌های نفت خام وجود دارد یا نه؟ نیازمند بررسی دقیق خواهد بود.

۲-۴. نتایج تخمین الگوی عمومی دورژی می غیرخطی خودهمبستگی آستانه‌ای به منظور آزمون ریشه واحد غیرخطی مدل تعمیم‌یافته مدل تشریح شده در این مقاله را به ترتیب برای  $d=1$ ،  $d=2$  و  $d=3$  تخمین زده شده است. نتایج در جدول (۲) و به ترتیب در سه بخش (a)، (b) و (c) برای نفت برنت نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج تخمین بیزی مدل عمومی دورژی می غیر خطی خودهمبستگی آستانه‌ای برای قیمت‌های نفت خام برنت

د=1 حالت (a)			
ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اعتبار ۹۵٪
$\phi_{1,0}$	۲/۶۹۵	۴/۸۵۳	(-۱/۶۹۰، ۶/۹۱۹)
$\phi_{1,1}$	۰/۸۸۱۱	۰/۲۰۴۷	(۰/۶۸۲، ۱/۰۴۶)
$\phi_{2,0}$	۱/۴۵۹	۲۲/۹۱	(-۰/۶۳۶۷، ۱/۰۳۶)
$\phi_{2,2}$	۰/۹۷۷۲	۰/۳۱۲۸	(۰/۹۸۱۴، ۱/۰۱)
$C$	۳۳/۴۱	۷/۸۶	(۲۸/۶۰، ۳۹/۴۹)
$\sigma_1^{-2}$	۰/۱۴۵۲	۰/۰۵۹۰۵۹	(۰/۸۳۲۰، ۰/۳۹۸۱)
$\sigma_2^{-2}$	۲/۵۱۲	۹۳/۴۶	(۰/۴۶۴۵، ۰/۶۴۲۸)
د=2 حالت (b)			
ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اعتبار ۹۵٪
$\phi_{1,0}$	۳/۱۱	۲/۶۴۸	(-۰/۸۳۱۲، ۵/۸۷۴)
$\phi_{1,1}$	۰/۸۵۳	۰/۲۱۸۷	(۰/۵۴۰۴، ۱/۰۳۵)
$\phi_{2,0}$	۱/۰۶	۱۶/۱۴	(-۴/۷۸۱، ۱۶/۰۳)
$\phi_{2,2}$	۰/۹۸۳۸	۰/۲۲۵۳	(۰/۷۷۳۸، ۱/۰۶۱)
$C$	۳۲/۷۷	۱۰/۸۶	(۲۲/۷۱، ۳۹/۵۴)
$\sigma_1^{-2}$	۰/۱۴۶۲	۰/۰۷۸۱۹	(۰/۶۸۸۸۰، ۰/۴۲۷۳)
$\sigma_2^{-2}$	۲/۰۰۴	۶۰/۶۷	(۰/۳۶۵، ۰/۶۹۵۵)
د=3 حالت (c)			
ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اعتبار ۹۵٪
$\phi_{1,0}$	۲/۴۲	۲/۷۵۲	(-۱/۲۱۴، ۹/۰۹۲)
$\phi_{1,1}$	۰/۸۸۶۶	۰/۲۳۱	(۰/۵۳۴۸، ۱/۰۵۵)
$\phi_{2,0}$	۳/۱۵	۱۹/۲۷	(-۰/۴۶۴، ۷۰/۲۱)
$\phi_{2,2}$	۰/۹۵۴۹	۰/۲۶۸۵	(۰/۲۵۱۸۰، ۱/۰۰۷)
$C$	۳۴/۱۹	۱۱/۵۴	(۲۳/۵۹، ۳۹/۰۶)
$\sigma_1^{-2}$	۰/۱۶۰۴	۰/۰۷۹۷۱	(۰/۷۸۵۶۰، ۰/۴۴۰۳)
$\sigma_2^{-2}$	۱/۴۱۸	۴۵/۹۲	(۰/۴۳۷، ۱/۰۱۵)

منبع: یافته‌های محقق



در جدول (۳) نیز در سه بخش (a)، (b) و (c) برای نفت «وست تگزاس اینترمدیت»<sup>۱</sup> نشان داده شده است. شایان ذکر است که نتایج ارائه شده در جداول (۲) و (۳) با استفاده از روش زنجیره مارکف مونت کارلو با ۳۲ هزار تکرار که ۲۰۰۰ تکرار آن کنار گذاشته شده است با الگوریتم نمونه‌گیری گیبس به دست آمده است.

جدول ۲. نتایج تخمین بیزی مدل عمومی عمومی دورژیمی غیرخطی خودهمبستگی آستانه‌ای برای نفت خام وست تگزاس اینترمدیت

د=1 حالت (a)			
ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اعتبار ۹۵٪
$\phi_{1,0}$	۴/۳۳۷۲	۱/۲۴۵۰	۱/۸۸۵,۶/۷۷۶۳
$\phi_{1,1}$	۰/۸۷۶۲	۰/۰۳۴۲	۰/۸۰۹۲, ۰/۹۴۳۲
$\phi_{2,0}$	۱/۶۸۴۴	۰/۶۸۸۸	۰/۳۳۰۲, ۳/۰۲۴۹
$\phi_{2,2}$	۰/۹۷۱۱	۱/۰۱۲۱	۰/۹۴۷۶, ۰/۹۹۴۷
$C$	۴۶/۱۰۱۸	۰/۱۴۱۴	۴۵/۹۰۹۴, ۴۶/۴۸۹۲
$\sigma_1^{-2}$	۲۷/۰۹۷۹	۲/۷۲۲۳	۲۲/۲۶۲۹, ۳۲/۹۰۹۴
$\sigma_2^{-2}$	۱/۴۶۱۸	۰/۱۰۰۱	۱/۲۷۷۱, ۱/۶۶۹۴
د=2 حالت (b)			
ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اعتبار ۹۵٪
$\phi_{1,0}$	۴/۳۳۳۹	۱/۲۵۰۱	۱/۸۶۵۲, ۶/۷۷۶۹۰
$\phi_{1,1}$	۰/۸۷۶۱	۰/۰۳۴۳	۰/۸۰۸۷, ۰/۹۴۳۱
$\phi_{2,0}$	۱/۶۶۷۹	۰/۶۹۴۵	۰/۳۱۳۱, ۳/۰۲۳۶
$\phi_{2,2}$	۰/۹۷۱۴	۰/۰۱۲۱	۰/۹۴۷۵, ۰/۹۹۵۰
$C$	۴۶/۰۱۶۹	۰/۵۲۹۱	۴۴/۷۹۹۵, ۴۶/۴۱۲۵
$\sigma_1^{-2}$	۲۷/۱۸۳۸	۲/۸۳۹۵	۲۲/۲۵۶۹, ۳۳/۴۶۵۰
$\sigma_2^{-2}$	۱/۴۶۱۲	۰/۱۰۰۵	۱/۲۷۶۵, ۱/۶۶۹۹
د=3 حالت (c)			
ضرایب	میانگین پسین	انحراف استاندارد پسین	فاصله اعتبار ۹۵٪
$\phi_{1,0}$	۴/۵۸۷۰	۱/۳۹۸۵	۱/۸۷۷۴, ۷/۳۴۱۹
$\phi_{1,1}$	۰/۸۶۱۴	۰/۴۰۹	۰/۷۸۰۹, ۰/۹۴۰۴
$\phi_{2,0}$	۰/۹۶۶۱	۰/۶۳۷۳	-۰/۱۵۸۴, ۲/۳۹۰۶

$\phi_{2,2}$	۰/۹۸۳۴	۰/۰۱۱۲	۰/۹۵۸۵,۱/۰۰۳۳
$r$	۴۲/۱۳۸۸	۱/۷۴۰۴	۴۱/۲۴۹۰,۴۶/۲۱۴۹
$\sigma_1^{-2}$	۳۲/۶۲۴۱	۴/۴۲۵۷	۲۴/۳۵۲۴,۴۱/۶۶۱۸
$\sigma_2^{-2}$	۱/۴۴۱۳	۰/۰۹۶۶	۱/۲۶۴۵,۱/۶۳۹۴

منبع: یافته‌های محقق

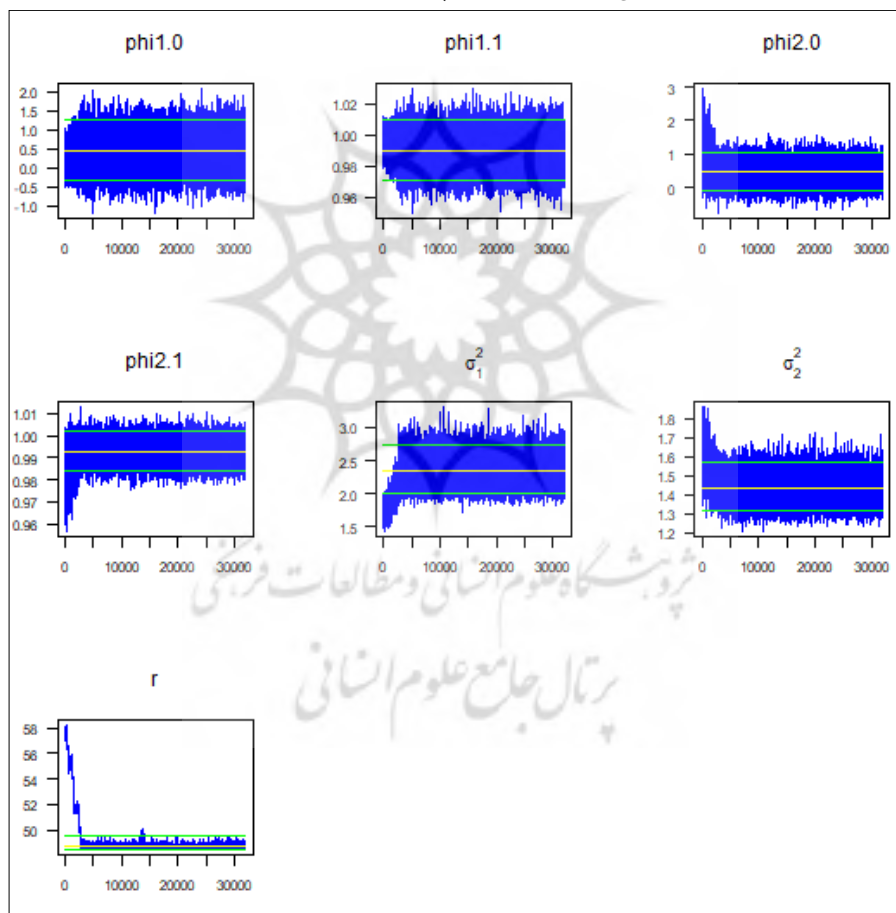
در هر سه بخش جدول (۱) مقدار آستانه‌ای (مقدار  $r$  در جداول فوق) قیمت‌های نفت خام برنت به ترتیب به ازای  $d=1$ ،  $d=2$  و  $d=3$  برابر است با  $۳۳/۴۱$ ،  $۳۲/۷۷$  و  $۳۴/۱۹$  دلار در صورتی که قیمت نفت از این مقادیر بالاتر رود وارد رژیم افزایشی خواهیم شد و در صورتی کمتر از این مقادیر باشد در رژیم ملایم خواهیم بود. همچنین در هر سه بخش جدول (۳) نیز مقادیر آستانه‌ای  $I$  به ترتیب برای  $d=1$ ،  $d=2$  و  $d=3$  برابر است با،  $۴۶/۱۰۱۸$ ،  $۴۶/۰۲۶۹$  و  $۴۲/۱۳۸۸$ . در صورتی که قیمت‌های نفت خام «وست تگزاس اینترمدیت»<sup>۱</sup> از این ارقام بالاتر رود آنگاه مشابه حالت فوق رژیم افزایشی قیمت و در غیر این صورت رژیم حرکت ملایم قیمت‌های نفت خام را خواهیم داشت. در تمامی این حالات برای قیمت‌های نفت خام برنت  $\sigma_2^{-2} > \sigma_1^{-2}$  است که در ادبیات بیزی به ضریب دقت شناخته می‌شود و معکوس واریانس هر رژیم می‌باشد. اما برای قیمت‌های نفت خام «وست تگزاس اینترمدیت» حالت  $\sigma_2^{-2} < \sigma_1^{-2}$  را داریم. تفسیر این موضوع برای نفت خام برنت به این صورت است که وقتی قیمت نفت خام وارد رژیم انبساطی قیمت می‌شود دقت به دلیل کاهش تلاطم افزایش خواهد یافت و برای نفت خام «وست تگزاس اینترمدیت» عکس این موضوع صادق است.

ضرایب  $\phi_{1,1}$  و  $\phi_{2,2}$  در جداول فوق ضریب تعدیل سیستم را به سمت تعادل در هر رژیم بیان می‌کنند. براساس یافته‌های ارائه شده در جداول (۲) و (۳)، در هر سه حالت تعدیل در رژیم دو یا رژیم انبساطی نسبت به رژیم ملایم قیمتی به خاطر آنکه  $\phi_{1,1} < \phi_{2,2}$  است طولانی‌تر می‌باشد. این یافته منطبق بر حرکت‌های قیمت‌های نفت خام برنت و «وست تگزاس اینترمدیت» در سال ۲۰۱۹ و ۲۰۲۰ است. همانگونه که نمودار (۳) نشان می‌دهد که تلاطم در قیمت‌های نفت خام برنت چگونه در سال ۲۰۲۰ تشدید شده است. براساس اطلاعات نمودارهای (۲) و (۳) در ماه می ۲۰۲۰ قیمت نفت خام برنت به زیر ده دلار در هر بشکه و نفت «وست تگزاس اینترمدیت» به منفی ۳۶ دلار در هر بشکه سقوط کرده است. با این وجود نفت «وست تگزاس اینترمدیت» نسبت به نفت خام برنت تلاطم‌های ملایمی را

1. WTI

نشان می‌دهد. تلاطم بالا در داده‌های سری زمانی از دیدگاه ناریان و همکاران (۲۰۰۸) از علل وجود ریشه واحد است. زیرا، در حضور تلاطم بالا احتمال خروج سری داده‌ها از مسیر تعادل بلندمدت به شکل موقتی کاهش می‌یابد. بنابراین، تلاطم بالای قیمت‌های نفت خام برنت در این دوره می‌تواند شواهدی<sup>۱</sup> بر وجود ریشه واحد در قیمت نفت خام برنت باشد. نمودار اثر و نمودار خودهمبستگی شبیه‌سازی‌ها نشان می‌دهد که شبیه‌سازی پارامترهای مدل معرفی شده به نحو مناسبی صورت گرفته است و نیازی به افزایش حجم شبیه‌سازی نیست و استنباط براساس این حجم از شبیه‌سازی معتبر است.

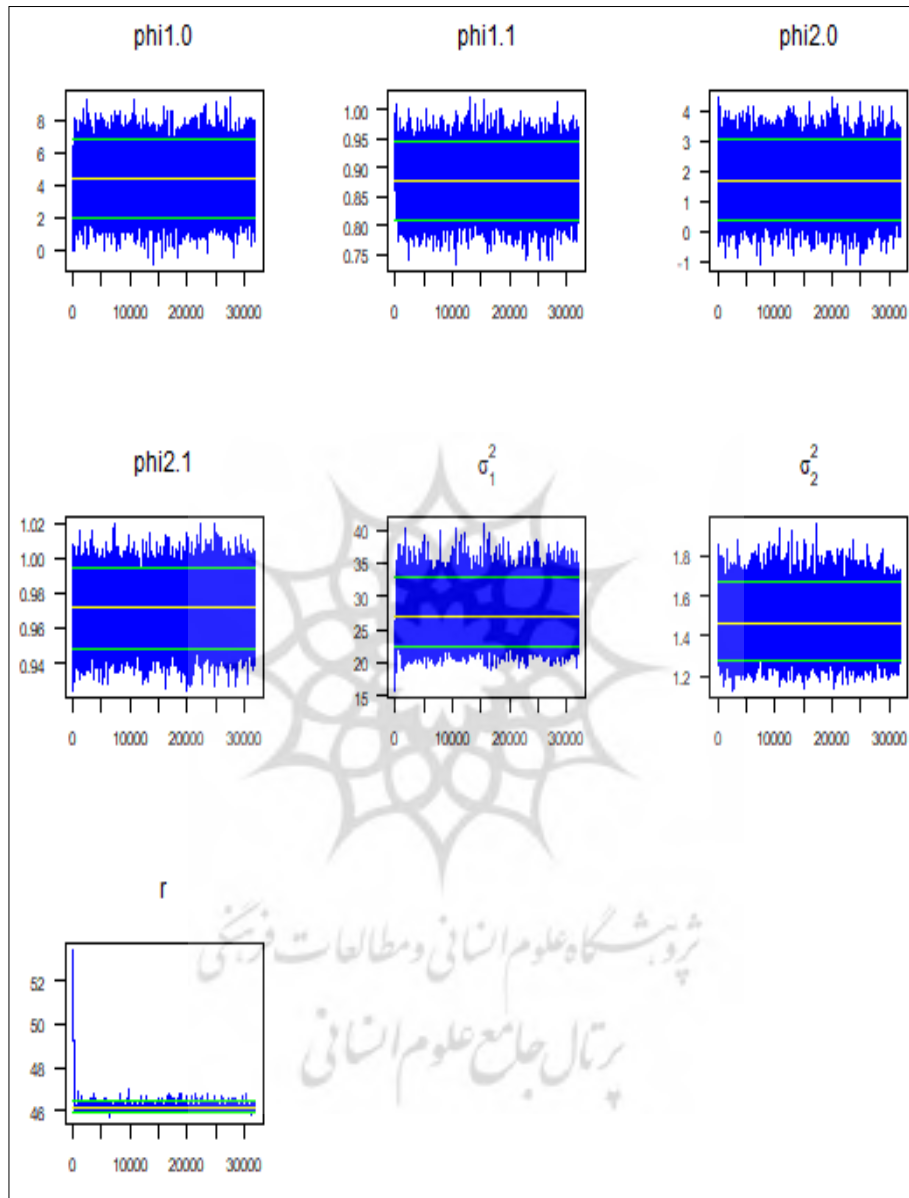
نمودار ۴. منحنی‌های اثر مربوط به پارامترهای مدل برای نفت برنت



منبع: یافته‌های محقق

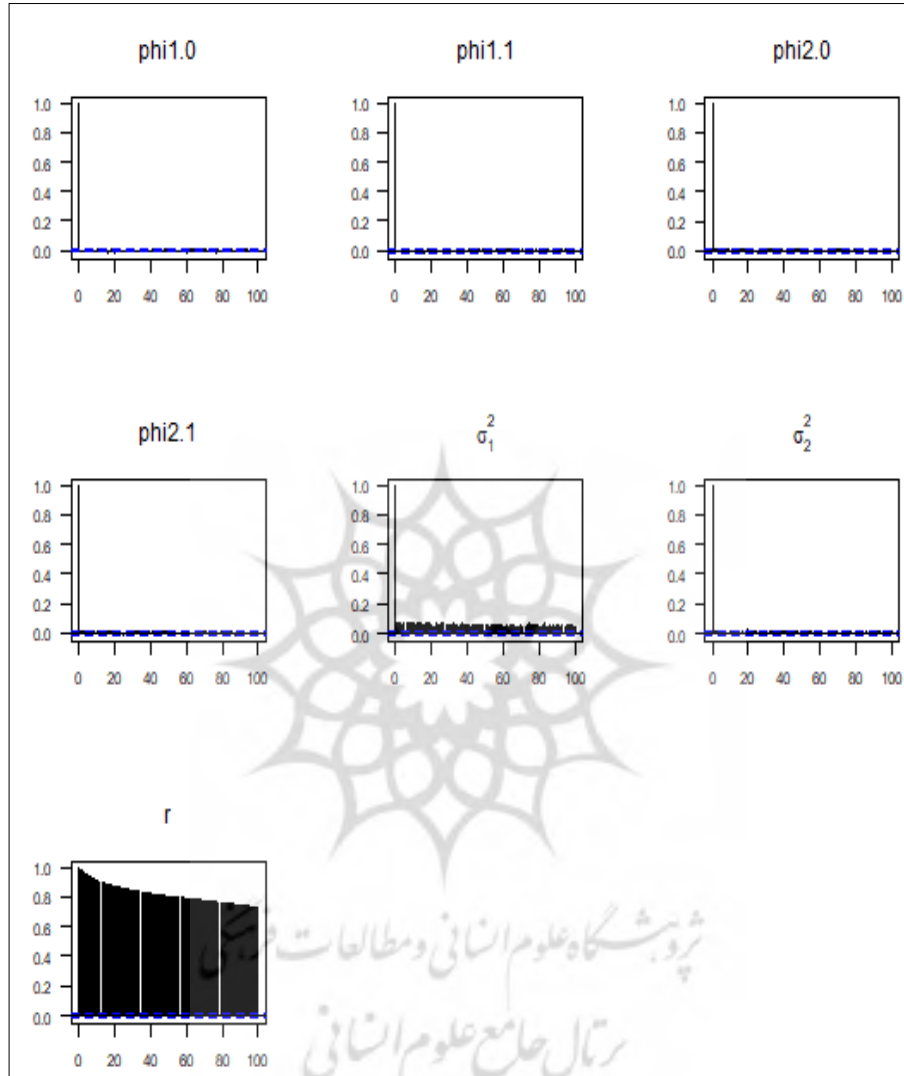
## 1. Evidence

نمودار ۵. منحنی‌های اثر مربوط به پارامترهای مدل برای نفت وست تگزاس ایترمیدیت



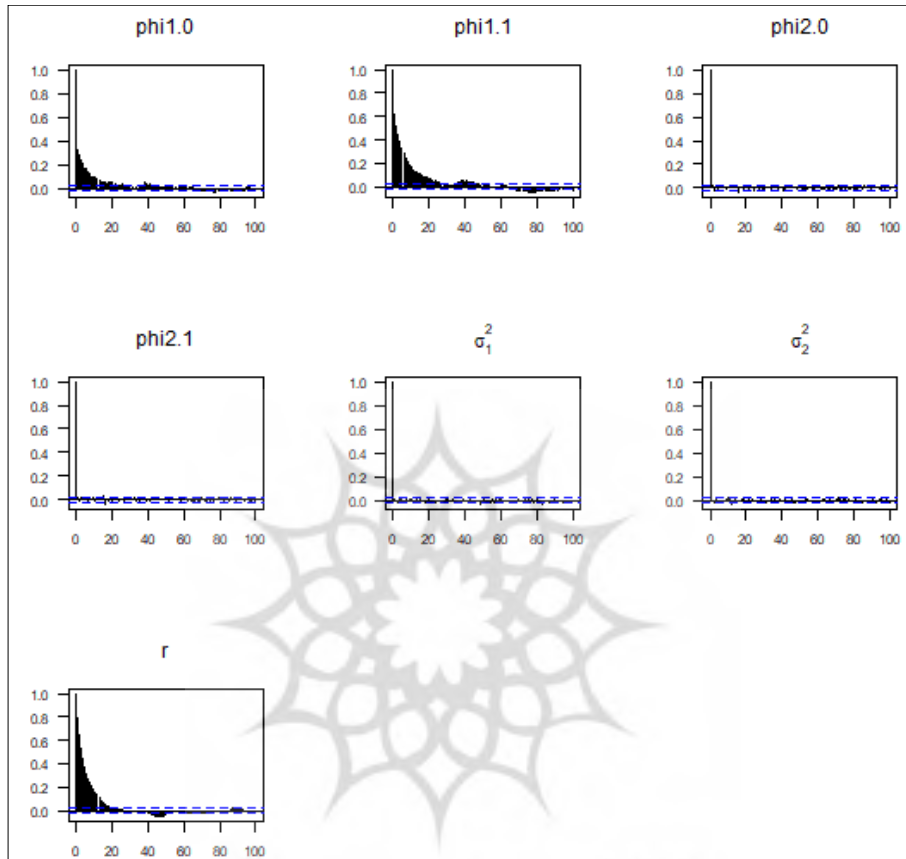
منبع: یافته‌های محقق

نمودار ۶. خودهمبستگی زنجیره‌های مارکفی شبیه‌سازی شده پارامترهای مدل مربوط به نفت خام برنت



منبع: یافته‌های محقق

نمودار ۷. خودهمبستگی زنجیره‌های مارکفی شبیه‌سازی شده پارامترهای مدل مربوط به نفت خام وست تگزاس اینترمدیت



منبع: یافته‌های محقق

به منظور بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد در قیمت‌های نفت خام برنت فاصله اعتبار ضرایب  $\phi_{1,1}$  و  $\phi_{2,2}$  تخمین و بررسی می‌شود که کدام فرضیه رابطه (۸) برای ترکیب‌های مختلف آنها  $\phi_{1,1}$  و  $\phi_{2,2}$  برقرار است.

براساس یافته‌های ارائه شده در جداول (۲) و (۳) برای هر سه حالت  $d=1$ ،  $d=2$  و  $d=3$  فواصل اعتبار ۹۵٪ این دو ضریب هر دو شامل یک است و در نتیجه فرضیه مانایی غیرخطی این سیستم رد می‌شود. بنابراین، قیمت‌های نفت خام برنت و «وست تگزاس اینترمدیت»<sup>۱</sup> نامانا خواهد و در هر رژیم قرار گیرد به فرض ثبات شرایط اولیه به خودی

1. WTI

خود وارد تعادل نمی‌شود. چندین مطالعه که به منظور بررسی وجود ریشه واحد در مصرف انرژی یا تولید انجام شده است (برای نمونه می‌توان به چن و لی (۲۰۰۷)، هاسو و دیگران (۲۰۰۸)، نارایان و دیگران (۲۰۰۸)، نارایان و اسمیت (۲۰۰۷)) تأکید می‌کنند که اگر مصرف انرژی یا تولید حاوی ریشه واحد باشند، با توجه به اهمیت انرژی برای سایر بخش‌های اقتصاد، سایر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان می‌توانند وارث این نامانایی باشند. همچنین همان‌گونه که هندری و جوزلیوس<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) متذکر شدند، متغیرهای مربوط به سطح هر متغیر دارای روند تصادفی، نامانایی را به ارث می‌برند و آن را به سایر متغیرها منتقل می‌کنند. بنابراین، این نتیجه که قیمت‌های نفت خام برنت دارای ریشه واحد غیرخطی است به دلیل چنین نتیجه‌ای مورد انتظار می‌باشد. چرا که نامانایی قیمت‌های نفت خام را می‌توان در نتیجه سرایت نامانایی از سایر متغیرهای حوزه انرژی تلقی کرد.

## ۵. نتیجه‌گیری

تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی قیمت نفت خام به دلیل ویژگی‌های پیچیده ذاتی و عدم قطعیت سمت عرضه و تقاضای این کالا بسیار دشوار است. تغییرات مداوم در قیمت‌های نفت سبب ایجاد تلاطم در وضعیت مالی کشورهای تولیدکننده نفت متکی به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت خام می‌شود و حتی می‌تواند ثبات سیاسی این کشورها را تهدید کند. علاوه بر این، شوک‌های قیمت نفت خام می‌تواند با جابجایی عرضه کل تولید و تورم در کشورهای واردکننده نفت را دچار نوسان کند و در کشورهای تولیدکننده نفت خام با اثرگذاری بر درآمدهای این کشورها تراز تجاری، نرخ ارز و تولید را متلاطم نماید. بنابراین، بررسی دقیق ریشه واحد در قیمت‌های نفت به منظور تجزیه و تحلیل مکانیسم حاکم بر فرآیند قیمت‌های نفت خام و پایدار یا موقت بودن اثر شوک‌ها بر مسیر بلندمدت حرکت قیمت‌های نفت خام بسیار با اهمیت است.

مطالعه حاضر به بررسی ریشه واحد با استفاده از مدل غیرخطی عمومی دورژیومی غیرخطی خودهمبستگی آستانه‌ای پرداخته است. بدین منظور از شیوه بیزی برای تخمین پارامترهای الگوی عمومی استفاده کرده است. آزمون فرضیه نامانایی با استفاده از آزمون معرفی شده توسط چن و تسای (۱۹۹۱) صورت گرفت. نتایج پژوهش به ازای سه سطح آستانه‌ای  $d=1$ ،  $d=2$  و  $d=3$  صورت گرفت که در هر سطح فرضیه مانایی رد شد. شایان

---

1. Hendry & Juselius

ذکر است که داده‌های این پژوهش داده‌های روزانه قیمت‌های نفت خام برنت و «وست تگزاس اینترمدیت» به دلار در بازه زمانی ۲ ژوئن ۲۰۱۹ تا ۷ دسامبر ۲۰۲۰ می‌باشد. نتایج این پژوهش مؤید این نکته است که شوک به قیمت‌های نفت خام برنت تأثیر ماندگاری بر بازار نفت خام خواهد داشت. بنابراین، کشورهای تولیدکننده نفت و صادرکننده نفت باید متوجه این موضوع باشند و در سیاست‌گذاری‌هایشان این موضوع را لحاظ کنند، زیرا این شوک با چرخه‌های تجاری مرتبط هستند. پیچیدگی‌های مدل‌های غیرخطی نسبت به مدل‌های خطی بسیار بیشتر است. بنابراین، محدودیت‌های پژوهشگران در استفاده از این مدل‌ها بسیار بیشتر خواهد بود. یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر وابستگی آزمون ریشه واحد به پارامتر  $d$  بود. این پژوهش بر حالت‌های مختلفی که این پارامتر می‌توانست اختیار کند پرداخته است. می‌توان در پژوهش‌های آتی به نقش شاکله یک فرآیند عمومی دورژی‌ی غیرخطی خودهمبستگی آستانه‌ای و تنظیمات مختلف طول وقفه در آزمون‌های ریشه واحد تمرکز و نتایج این پژوهش را با هم مقایسه نمود.

## ۶. تعارض منافع

تعارض منافی ندارم.

## ORCID

Mohsen Eslami

 <https://orcid.org/0000-0003-2803-9911>

Alireza Najjarpour

 <https://orcid.org/0000-0003-4262-7883>

## ۷. منابع

رستمی، مجتبی و مکیان، سید نظام‌الدین. (۱۳۹۸). آزمون ریشه واحد بیزی با لحاظ مشاهدات پرت: مطالعه موردی بازده روزانه ۵۰ شرکت فعال بورس تهران. *مدلسازی اقتصادسنجی*، (۳)، ۴-۱۸۶-۵۹.

## References

- 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. and 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. and Shahbaz, M. (2018). The renewable energy consumption and growth in the G-7 countries: Evidence from historical decomposition method. *Renewable Energy*, 126, 594-604.
- Baumeister, C. and Kilian, L. (2016). Understanding the Decline in the Price of Oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 3 (1), 131-158.
- Berger, J. O. (2013). *Statistical decision theory and Bayesian analysis*. Springer Science & Business Media.
- Bhar, R. and Hamori, S. (2004). *Hidden Markov models: Applications to Financial Economics* (Vol. 40). Springer Science & Business Media.
- Caner, M. and Hansen, B. E. (2001). Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, 69 (6), 1555-1596.
- Chen, C. W., Chen, S. Y. and Lee, S. (2013). Bayesian unit root test in double threshold heteroskedastic models. *Computational Economics*, 42, 471-490.
- Chen, P. F. and Lee, C. C. (2007). Is energy consumption per capita broken stationary? New evidence from regional-based panels. *Energy Policy*, 35 (6), 3526-3540.
- Chen, R. and Tsay, R. S. (1991). On the ergodicity of TAR (1) processes. *The Annals of Applied Probability*, 613-634.
- 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.
- Energy Institute, *Statistical Review of World Energy*. (2021).
- Fan, L. and Li, H. (2015). Volatility analysis and forecasting models of crude oil prices: A review. *International Journal of Global Energy Issues*, 38 (1-3), 5-17.
- Franses, P. H. and Van Dijk, D. (2000). *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge university press.
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S. and Rubin, D. B. (1995). *Bayesian data analysis*. Chapman and Hall/CRC.
- Geweke, J. (1989). Bayesian inference in econometric models using Monte Carlo integration. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1317-1339.
- Granger, C. W. and 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.
- Hamilton, J. D. (2005). What is real about the business cycle?
- Hasanov, M. and 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. and Juselius, K. (2000). Explaining cointegration analysis: Part 1. *The Energy Journal*, 21 (1).
- Hsu, Y. C., Lee, C. C. and 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.
- Kapetanios, G., Shin, Y. and Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112 (2), 359-379.
- Kilian, L. (2014). Oil price shocks: Causes and consequences. *Annu. Rev. Resour. Econ.*, 6 (1), 133-154.
- Kim, K. and 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. and 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. and Yu, J. (2015). A Bayesian chi-squared test for hypothesis testing. *Journal of Econometrics*, 189 (1), 54-69.
- Li, Y., Zeng, T. and Yu, J. (2014). A new approach to Bayesian hypothesis testing. *Journal of Econometrics*, 178, 602-612.
- Lutz, K. (2005). Oil Prices and the Business Cycle" presentation at Energy Modeling Forum Workshop on Macroeconomic Impacts of Oil Shocks. *Arlington, Virginia, February 8*.
- Maslyuk, S. and Smyth, R. (2008). Unit root properties of crude oil spot and futures prices. *Energy Policy*, 36 (7), 2591-2600.
- Maslyuk, S. and Smyth, R. (2009). Non-linear unit root properties of crude oil production. *Energy Economics*, 31 (1), 109-118.
- McCabe, B. P. and Tremayne, A. R. (1995). Testing a time series for difference stationarity. *The Annals of Statistics*, 1015-1028.
- Muellbauer, J. and Nunziata, L. (2001). Credit, the Stock Market and Oil: Forecasting US GDP. *Available at SSRN 283110*.
- Narayan, P. K. and Liu, R. (2011). Are shocks to commodity prices persistent? *Applied Energy*, 88 (1), 409-416.
- Narayan, P. K. and 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. and Westerlund, J. (2016). A GARCH model for testing market efficiency. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 41, 121-138.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10 (2), 139-162.

- Petrucelli, J. D. and Woolford, S. W. (1984). A threshold AR (1) model. *Journal of Applied Probability*, 21 (2), 270-286.
- Pham, D. T., Chan, K. S. and Tong, H. (1991). Strong consistency of the least squares estimator for a non-ergodic threshold autoregressive model. *Statistica Sinica*, 361-369.
- 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. and Ploberger, W. (1994). Posterior odds testing for a unit root with data-based model selection. *Econometric Theory*, 10 (3-4), 774-808.
- Phillips, P. C. and Ploberger, W. (1996). An asymptotic theory of Bayesian inference for time series. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 381-412.
- Pindyck, R. S. (1999). The long-run evolutions of energy prices. *The Energy Journal*, 20 (2).
- Pindyck, R. S. (2004). Volatility and commodity price dynamics. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 24 (11), 1029-1047.
- Pindyck, R. S. (2004). Volatility in natural gas and oil markets. *J. Energy & Dev.*, 30, 1.
- Rostami, M. and Makiyan, S. N. (2019). Bayesian Unit Root Test with Outliers Observations: The Case of Daily Returns of 50 Active in Tehran Stock Exchange Companies. *Journal of Econometric Modelling*, 4 (3), 59-86. doi: 10.22075/jem.2019.17640.1295 (In Persian)
- Salisu, A. A. and Adeleke, A. I. (2016). Further application of Narayan and Liu (2015) unit root model for trending time series. *Economic Modelling*, 55, 305-314.
- Sarno, L. (2000). Real exchange rate behavior in the Middle East: a re-examination. *Economics Letters*, 66 (2), 127-136.
- Sarno, L. and Taylor, M. P. (2002). Purchasing power parity and the real exchange rate. *IMF Staff Papers*, 49 (1), 65-105.
- 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. and 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.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89 (425), 208-218.

- Terasvirta, T. (1998). *Modelling economic relationships with smooth transition regressions*. In Ullah, A. and Giles, D. E., editors, *Handbook of applied economic statistics*. Marcel Dekker.
- Teräsvirta, T., Tjøstheim, D. and Granger, C. W. (2010). *Modelling nonlinear economic time series*.
- Tong, H. (1990). *Non-linear time series: a dynamical system approach*. Oxford university press.
- Tong, H. (2012). *Threshold models in non-linear time series analysis* (Vol. 21). Springer Science & Business Media.
- Tong, H. and Lim, K. S. (2009). Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. In *Exploration of a Nonlinear World: An Appreciation of Howell Tong's Contributions to Statistics* (pp. 9-56).
- Zavadská, M., Morales, L. and Coughlan, J. (2020). Brent crude oil prices volatility during major crises. *Finance Research Letters*, 32, 101078.
- Zivot, E. and 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.



## ضمیمه ۱

### ۱-۱. مدل‌های آستانه‌ای (1) TAR دو رژیمی

مدل‌های (1) TAR دو رژیمی به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}x_{t-1} + \sigma_1^2 a_t & R1 \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}x_{t-1} + \sigma_2^2 a_t & R2 \end{cases} \quad (1-1)$$

در رابطه فوق  $a_t$  دنباله از نوفه‌های سفید با میانگین صفر و واریانس ۱ می‌باشد. در این مدل فرض شده است که واریانس در هر رژیم متفاوت از رژیم دیگر است (در رژیم  $R1$  واریانس  $\sigma_1^2$  و در رژیم  $R2$  واریانس  $\sigma_2^2$  است). به منظور تکمیل تعریف فوق نیاز است که رژیم‌های  $R1$  و  $R2$  به صورت دقیق‌تر توصیف شوند. این موضوع به این بستگی دارد که هر رژیم چگونه طی زمان تغییر و تحول می‌یابد.

برای این منظور می‌توان فرض کرد که با استفاده از متغیری برون‌زا همچون  $q_t$  که در دوره  $t-1$  قابل مشاهده است، می‌توان رژیم حاکم بر فرآیند را در زمان  $t$  توصیف کرد. به طور خاص، رژیم در زمان  $t$  با استفاده از مقایسه وضعیت  $q_t$  نسبت به یک مقدار آستانه‌ای شناسایی می‌شود که با  $r$  نشان داده می‌شود. در این صورت رابطه فوق را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}x_{t-1} + \sigma_1^2 a_t & q_t \leq r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}x_{t-1} + \sigma_2^2 a_t & q_t > r \end{cases} \quad (1-2)$$

در صورتی که واریانس هر دو رژیم برابر باشند، روش جایگزین برای نوشتن این مدل به صورت زیر خواهد بود:

$$x_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}x_{t-1})(1 - I[q_t > c]) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}x_{t-1})(I[q_t > c]) + \sigma^2 a_t \quad (1-3)$$

که  $I(A)$  یک تابع نشانگر (شاخص) با تعریف  $I(A)=1$  اگر  $A$  رخ دهد و  $I(A)=0$  اگر  $A$  رخ ندهد است.

متغیر  $q_t$ ، با عنوان متغیر آستانه‌ای شناخته می‌شود.  $q_t$  ممکن است یک متغیر برون‌زا یا یک تابع از مقادیر با وقفه خود سری زمانی  $x_t$  برای مثال  $q_t = x_{t-d}$  یا  $q_t = \Delta x_{t-d}$  به ازاء مقدار معلوم  $d > 0$  باشد. در صورتی که متغیر آستانه‌ای مدل تغییر وضعیت از نوع دو مورد آخرباشد، مدل SETAR نامیده می‌شود. یک مدل SETAR (1) عمومی به شکل کلی زیر قابل نمایش است:

$$x_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}x_{t-1} + \sigma_1^2 a_t & x_{t-d} \leq r \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}x_{t-1} + \sigma_2^2 a_t & x_{t-d} > r \end{cases} \quad (1-4)$$

## ۱-۲. مانایی اکید و ارگودیستی یک فرآیند مانای SETAR (1)

در تحلیل سری‌های زمانی خطی، فرآیند  $\{x_t\}$  مانای در کواریانس (یا مانایی ضعیف) خوانند اگر میانگین غیرشرطی آن مستقل از زمان باشد یا  $E(x_t) = \mu$  و برای تمامی  $k$  تابع اتوکواریانس آن مستقل از زمان باشد یا  $Cov(x_t, x_{t-j}) = \gamma(j)$ . در نتیجه تابع خودهمبستگی یک فرآیند مانای خطی را می‌توان به صورت زیر توصیف کرد:

$$\rho(j) = \frac{\gamma(j)}{\gamma(0)} = Corr(x_t, x_{t-j})$$

فرآیندی اکیداً مانا است که توضیح مشترک  $(x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-j})$  برای تمامی  $j$ ها از زمان مستقل باشد.

یک سری زمانی مانا را ارگودیک می‌نامند هرگاه  $j \rightarrow \infty$  آنگاه  $\gamma(j) \rightarrow 0$  میل می‌کند.

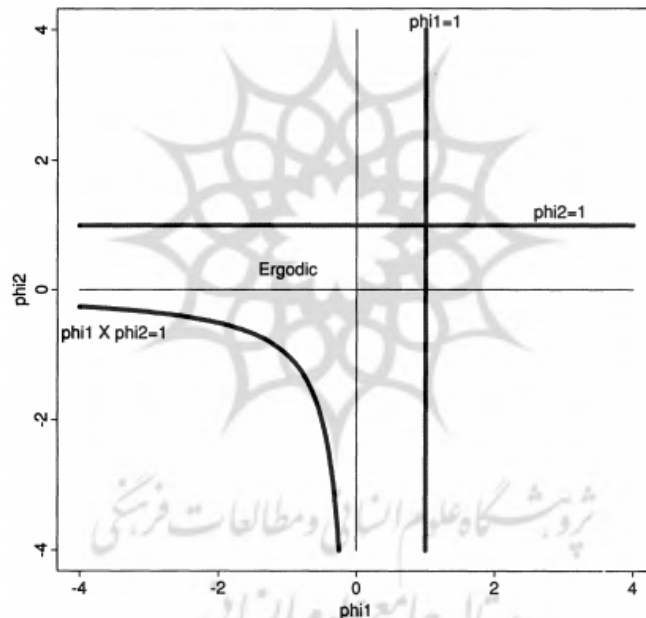
ارگودیستی در تحلیل سری‌های زمانی بسیار با اهمیت است. البته پیچیدگی ارگودیستی در مدل‌های غیرخطی نسبت مدل‌های غیرخطی بیشتر است زیرا در سری‌های زمانی غیرخطی ارگودیستی تحت تأثیر مکانیسم تغییر رژیم نیز قرار می‌گیرد.

در یک مدل SETAR (1) که متغیر آستانه‌ای آن از وقفه یک است  $(x_{t-1})$  شرط ارگودیستی آن است که روابط زیر با توجه به رابطه (۴-۱) برقرار باشد:

$$\begin{aligned} (a) \phi_{1,1} &< 1, \\ (b) \phi_{2,1} &< 1, \\ (c) \phi_{1,1}\phi_{2,1} &< 1, \end{aligned} \quad (1-5)$$

نمودار ۱-۱ ناحیه ارگودیستی را برای این فرآیند نشان می‌دهد. در این نمودار ضریب  $\phi_{1,1}$  بر محور عمودی (با phi1) و  $\phi_{2,1}$  بر محور افقی (با phi2) نشان داده شده است. شرط (c) یا عبارت  $\phi_{1,1}\phi_{2,1} < 1$  در رابطه فوق تضمین می‌کند که حتی با نقض هر کدام از شرایط (a) و (b) الگوی SETAR (1) تنها به شرط برقراری این عبارت مانا باشد. عبارت دیگر، انتقال بین دو رژیم فرصتی جدید برای مدل SETAR (1) فراهم می‌کند که در مدل‌های خطی وجود نداشت. پتروسیلی و وولفورد<sup>۱</sup> (۱۹۸۴) نشان می‌دهند که ویژگی‌های ارگودیستی در الگوی غیرخطی SETAR (1) به تعداد وقفه‌های متغیر آستانه‌ای (یعنی  $d$ ) بستگی دارد.

نمودار ۱-۱. ناحیه ارگودیکی برای فرآیند TAR (۱) با متغیر آستانه‌ای با یک وقفه



به عبارتی دیگر، شرط ارگودیستی سیستم عمومی SETAR (1) به صورت زیر علاوه بر رابطه (۵-۱) به اندازه  $d$  نیز بستگی دارد:  
 چن و تسای<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) نشان دادند که شرط لازم و کافی برای ارگودیستی هندسی  $y_t$  در رابطه فوق به صورت زیر است:

1. Petrucci and Woolford
2. Chen & Tsay

$$\begin{aligned}
 (a) \phi_{1,1} &< 1, \\
 (b) \phi_{2,1} &< 1, \\
 (c) \phi_{1,1}\phi_{2,1} &< 1, \\
 (d) \phi_{1,1}^{s(d)}\phi_{2,1}^{t(d)} &< 1, \\
 (e) \phi_{1,1}^{t(d)}\phi_{2,1}^{s(d)} &< 1,
 \end{aligned}
 \tag{۱-۶}$$

در این رابطه  $s(d)$  و  $t(d)$  توابعی برحسب  $d$  هستند که با توجه به جدول ۱-۱ تعیین می‌شوند:

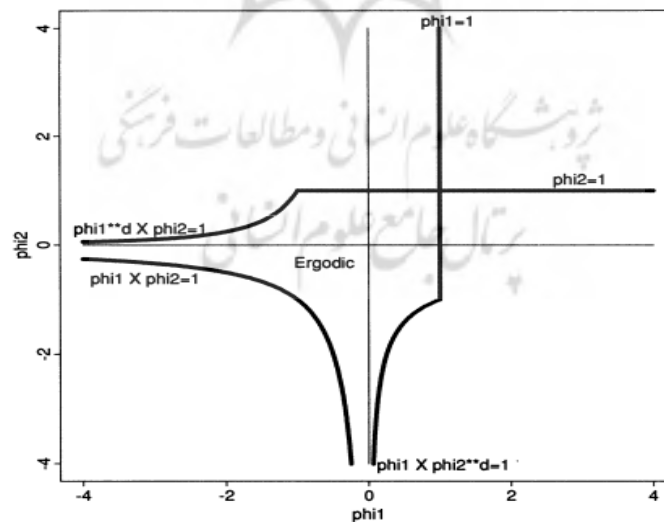
جدول ۱-۱. تنظیم تابع  $s(d)$  و  $t(d)$  براساس مقدار  $d$

$d$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
$s(d)$	1	1	3	7	1	31	63	1	33	3	1	3	15	1	16383	37	1	15
$t(d)$	0	2	4	8	2	32	64	2	40	4	2	4	16	2	16384	48	2	16

منبع: چن و تسای (۱۹۹۱)

زمانی که  $d=2$  باشد آنگاه ناحیه ارگودیستی نمودار ۱-۱ به شکلی که در نمودار ۲-۱ نشان داده شده است تصحیح می‌گردد.

نمودار ۲-۲. ناحیه ارگودیکی برای فرآیند  $TAR(1)$  با متغیر آستانه‌ای با وقفه  $d$



منبع: چن و تسای (۱۹۹۱)



آزمون غیرخطی بودن ریشه واحد در قیمت‌های نفت خام | اسلامی و نجارپور | ۴۳

با توجه به روابط ارائه شده در فوق آزمون مانایی یک رابطه تعمیم‌یافته (1) SETAR با استفاده از شرایط لازم و کافی ارگودیستی ارائه شده در رابطه (۶-۱) صورت می‌گیرد. در این پژوهش بر این مبنا یک آزمون بیزی ارائه شده است که در زیر مبانی کلی انجام چنین آزمونی را توصیف و سپس بر نمونه‌ایی از داده‌های شبیه‌سازی شده اجرا خواهیم کرد.



## ضمیمه ۲

### ۲-۱. معرفی الگوی عملیاتی

به طور کلی پارامترها در مدل SETAR (1) با دو رژیم در رابطه (۴-۱)، یعنی  $P$  و  $Q$  و  $j=0, 1, 2$ ،  $\phi_{i,j}$  و  $r$  و  $\sigma_j^2$  را به راحتی می توان با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تخمین زد. البته با فرض اضافی آنکه  $a_i$  ها به صورت نرمال استاندارد توزیع شده اند، نتایجی که به دست می آید معادل با تخمین های روش حداکثر راستنمایی است. به منظور درک چگونگی روش حداقل مربعات برای تخمین مفید است که بجای رابطه (۴-۱) بر رابطه (۳-۱) زمانی که  $q_t = x_{t-d}$  تمرکز کنیم. در این رابطه،  $i = 1, 2; \phi_i = (\phi_{i,0}, \phi_{i,1})$  بردار پارامترها و  $r$  مقدار آستانه ای ثابت است، در این صورت با استفاده از روش OLS ضرایب با استفاده از رابطه زیر به دست می آید

$$\hat{\phi}(r) = \left( \sum_{t=1}^T x_{t-1}(r) x_{t-1}(r)' \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T x_{t-1}(r) x_t \right)$$

که

$$x_{t-1}(r) = ((x'_{t-1} I(x_{t-d} \leq r)), (x'_{t-1} I(x_{t-d} > r)))$$

می باشد و نماد  $\hat{\phi}(r)$  به جهت نشان دادن این موضوع است که تخمین  $\phi$  به شرط  $r$  صورت می پذیرد. باقیمانده های متناظر به صورت  $\hat{a}(r) = x_t - \hat{\phi}(r)' x_{t-1}(r)$  با واریانس  $\hat{\sigma}^2(r) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2(r)$  نمایش داده می شود. تخمین حداقل مربعات  $r$  با استفاده از حداقل سازی واریانس باقیمانده به دست می آید:

$$\hat{r} = \arg \min \sigma^2(r) \quad (2-1)$$

که  $r$  نشانگر مجموعه همه مقادیر قابل قبول آستانه ای می باشد. مجموعه مقادیر قابل قبول آستانه ای  $r$  در رابطه (۲-۱) باید به صورتی باشد که هر رژیم حاوی مشاهدات کافی برای برآوردگرهای تعریف شده در رابطه (۲-۳) باشد تا تخمین های معتبر و قابل اعتمادی از پارامترهای مدل اتو رگرسیو به دست آید. در این

حالت، یک انتخاب پذیرفتنی نیازمند آن است که هر رژیم حداقل حاوی نسبت  $\pi_0$  از مشاهدات باشد، به گونه‌ای که رابطه زیر برقرار باشد:

$$r = \left\{ r \mid x_{([\pi_0 T])} \leq r \leq x_{([(1-\pi_0)T])} \right\} \quad (2-2)$$

باشد. در این رابطه  $x_{(1)}, \dots, x_{(t)}$  نشانگر آماره‌های مرتب شده متغیر آستانه‌ای  $x_{t-d}$  به صورت  $x_{(1)} \leq \dots \leq x_{(t)}$  و  $[.]$  نشانگر قسمت جزء صحیح است. معمولاً یک انتخاب مطمئن برای نسبت  $\pi_0$  برابر با ۱۵٪ است (فرانسس و ون دیجک<sup>۱</sup> (۲۰۰۰)).

به منظور آزمون بیزی ریشه واحد غیرخطی با استفاده از مدل SETAR (1) نیاز است که تخمین مدل با استفاده از شیوه بیزی صورت پذیرد. بدین منظور ادبیات لازم برای تشکیل تابع راستنمایی همان توضیحات ارائه شده همین بخش می‌باشد. برای اینکه تفاوت شیوه بیزی با شیوه کلاسیک را در مدل‌سازی نشان دهیم از نمادگذاری‌های جدیدی که توضیح داده شده‌اند در ادامه استفاده خواهیم کرد. به طور کلی به منظور سادگی تابع راستنمایی را با فرض نرمال بودن فرآیند  $\{x_t\}$  تعریف می‌کنیم. علاوه بر این فرض می‌کنیم در هر رژیم  $j$  واریانس‌ها متفاوت است و دینامیک هر رژیم در طول زمان از یک فرآیند AR (1) تبعیت می‌کند. در نتیجه با این فروض باید تابع راستنمایی را به صورت زیر نوشت:

$$x_t \sim N(\mu_t, \sigma_j^{-2}) \quad (2-3)$$

$$\mu_t = \phi_{0,j} + \phi_{1,j}x_{t-1} + a_t(j)$$

در این رابطه  $\mu_t$  میانگین شرطی  $x_t$  به شرط مجموعه اطلاعاتی  $\{x_{t-1}\}$  است یا  $\mu_t = E(x_t | \Omega_{t-1})$ . همچنین از آنجا که  $E(x_t | \Omega_{t-1}) = g(\Omega_{t-1})$  می‌باشد، فرض شده است که  $g(\cdot)$  تابعی غیرخطی است. بعبارت دیگر از آنجا که  $\phi_i(j); i=1,2,3$  یا ضرایب بسته به وضعیتی که متغیر تعیین وضعیت  $j$  تغییر می‌کنند لذا حرکت سیستم در مسیر تعادل بلندمدت با نرخ‌های تعدیلی که وابسته به متغیر تعیین رژیم  $j$  صورت می‌پذیرد. همانگونه که گفته شد در مدل SETAR تغییر رژیم  $j$  به صورت یک متغیر گسسته تعریف می‌شود به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$j = 1 \Rightarrow x_{t-d} - r < 0$$

$$j = 2 \Rightarrow x_{t-d} - r \geq 0$$

1. Franses & Van Dijk

به عبارت دیگر  $j$  یک متغیر گسسته دوتایی است که با توجه به مقدار آستانه‌ای  $r$  که نامعلوم است وضعیت رژیم را مشخص می‌کند.

در گام بعد، برای آنکه یک تخمین بیزی داشته باشیم باید پیشین‌های ضرایب مدل و سایر پارامترها را مشخص کنیم. بدین منظور ابتدا پیشین مرتبط با متغیر آستانه‌ای را مشخص می‌کنیم. یک فرض مناسب در این زمینه آن است که فرض کنیم توزیع پیشین  $r$  یک توزیع یکنواخت پیوسته است که کران‌های آن شامل مینیم و ماکزیمم داده‌های سری زمانی  $x_t$  به صورت زیر است:

$$r \sim U(\min x_t, \max x_t)$$

استفاده از توزیع یکنواخت در این حالت بدین خاطر است که هر زیرفاصله در بازه فوق احتمال برابری برای آنکه مقدار متغیر آستانه‌ای  $r$  را دربر گیرد خواهد داشت و به نوعی بازتاب اصل دلیل ناکافی را در مورد دانش محققین درباره مقدار پیشین  $r$  در فضای پارامتریش را بازتاب می‌دهد. در مرحله بعد، پیشین‌های مربوط به ضرایب  $\phi_i(j); i=1,2,3$  را تعریف خواهیم کرد. بنابر اهداف این مطالعه از پیشین‌های ناآگاهی بخش نرمال را به صورت زیر استفاده خواهیم کرد:

$$\phi_i \sim N(0,1000); i=1,2,3$$

علت انتخاب میانگین صفر و واریانس ۱۰۰۰ برای توزیع پیشین ضرایب مدل در رابطه (۲-۳) عدم اطلاع محقق از وضعیت واقعی که پارامترها می‌توانند داشته باشند، است. علاوه بر این، در انتخاب این نوع تابع پیشین فرض کرده ایم که توزیع پیشین به متغیر آستانه‌ای  $x_{t-d}$  وابسته نیست. در نهایت، پیشین واریانس شرطی رابطه (۲-۳) را که برای هر وضعیت متفاوت است را باید مشخص کنیم. برای تعیین پیشین این پارامتر به منظور راحتی محاسبات از تابع لوگ نرمال ناآگاهی بخش استفاده کرده ایم.

$$\text{Log } \sigma_j^{-2} \sim N(0,100); j=0,1$$

**استناد به این مقاله:** اسلامی، محسن؛ نجارپور، علیرضا. (۱۴۰۱). آزمون غیرخطی بودن ریشه واحد در قیمت‌های نفت خام، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۴۷ (۱۲)، ۴۶-۱۱.



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