

## بررسی رژیم‌های قیمتی دو شاخص عمده بازار جهانی نفت (برنت و WTI<sup>۱</sup>) قبل و بعد از بحران مالی: کاربرد از رویکرد مارکف سوئیچینگ

محسن ابراهیمی، مجید بابائی آغ اسمعیلی و وحید کفیلی\*

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۳/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۹/۲۲

چکیده:

در این مقاله رژیم‌های قیمتی دو شاخص عمده بازار جهانی نفت (برنت و WTI) بر اساس داده‌های هفتگی طی دوره زمانی ۲۰۰۷/۵/۲۵ - ۲۰۰۳/۱/۳ (قبل از بحران مالی) و ۲۰۰۹/۳/۶ - ۲۰۱۴/۱۲/۱۴ (بعد از بحران مالی) مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور از مدل مارکف سوئیچینگ با ضرایب اتورگرسیو پویا استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل  $MSMAH(3)-AR(2)$  الگوی بهینه تشریح رژیم‌های قیمتی شاخص‌های برنت و WTI قبل و پس از بحران مالی است. همچنین وقوع بحران مالی اخیر باعث تغییر در رژیم قیمتی مسلط بر برنت شده است در حالی که WTI همچنان در رژیم قبلی خود باقی مانده است. این مسئله منجر به تفاوت‌های غیرعادی در قیمت‌های این دو شاخص مهم بازار جهانی نفت پس از وقوع بحران مالی می‌شود؛ که دلایل این امر را می‌توان در تفاوت بین وضعیت بنیادهای بازار این دو معیار و پویایی‌هایی اخیر بازار نفت جستجو کرد.  
طبقه‌بندی JEL: Q43، C32

واژه‌های کلیدی: رژیم‌های قیمتی، مدل مارکف سوئیچینگ، بحران مالی، تفاوت‌های قیمتی غیرعادی

<sup>1</sup> West Texas Intermediate

\* به ترتیب، دانشیار اقتصاد (نویسنده مسئول)، دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران.  
([ebrahimimo@yahoo.com](mailto:ebrahimimo@yahoo.com))

## ۱- مقدمه

نفت خام یکی از منابع مهم انرژی برای توسعه اقتصادی-اجتماعی جهان و یک محصول مهم سرمایه‌گذاری با ویژگی‌های قابل توجه مالی در سال‌های اخیر است؛ بنابراین تغییرات قیمت نفت همواره مورد توجه سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران بازار نفت بوده است. (ژانگ، ۲۰۱۳) در حالی که اقتصاد جهانی به تدریج از بحران شدید مالی در سال ۲۰۰۹ بهبود یافته بود، قیمت‌های نفت خام معیار (برنت و WTI) به سرعت از کمتر از ۴۰ دلار به حدود ۱۰۰ دلار در هر بشکه در سال ۲۰۱۳ رسید و در یک سطح نسبتاً بالا نوسان پیدا کرد. علاوه بر این، در دوره پس از بحران مالی، بحران بدهی‌های مستقل در منطقه یورو، چشم‌انداز اقتصادی بی‌ثبات در ایالات متحده و حوادث مکرر جغرافیای سیاسی در خاورمیانه و مناطق شمال آفریقا باعث نوسانات شدید در قیمت‌های جهانی نفت شد و یک پیچیدگی شدیدی از بازارهای جهانی نفت خام را در مقابل سرمایه‌گذاران و تنظیم‌کنندگان این بازار قرار داد. (ژانگ و وانگ، ۲۰۱۵ و وو و ژانگ، ۲۰۱۴)

در دهه‌های گذشته با توجه به کیفیت نسبتاً بهتر نفت خام، قیمت‌های نفت خام WTI نسبت به برنت در دامنه قیمتی بین ۱ تا ۳ دلار در هر بشکه بالاتر بوده است، اما در سال‌های اخیر به دلیل افزایش تقاضای نفت خام برنت از جانب کشورهای نوظهور و محدودیت‌های قانونی صادرات نفت خام دولت آمریکا، به‌ویژه پس از سال ۲۰۱۱، تفاوت‌های غیرعادی در قیمت آن‌ها حتی به ۳۰ دلار در هر بشکه نیز رسید. (ژانگ و وانگ، ۲۰۱۵) بنابراین حاکمیت WTI به‌عنوان معیار جهانی نفت توسط برنت به پایان رسید. از آنجایی که قیمت برنت به‌عنوان معیاری برای نفت خام غرب آفریقا و مدیترانه و اکنون برای بعضی نفت‌های جنوب شرق آسیا به شمار می‌رود، مستقیماً به بازارهای بزرگ‌تری پیوند می‌خورد. به عبارت دیگر، اگرچه بیشتر نفت برنت به بازارهای اروپایی تخصیص داده می‌شود، اما به‌عنوان معیاری برای بازارهای دیگر نیز است. همچنین با ظهور بحران بزرگ مالی جهان، مسیر حرکت قیمت‌های نفت خام برنت و WTI دچار تغییر شده است. لذا این مقاله در پی بررسی رژیم‌های قیمتی دو شاخص مهم بازار جهانی نفت (برنت و WTI) قبل و پس از بحران مالی با

---

<sup>2</sup> Zhang

<sup>3</sup> Zhang & Wang

<sup>4</sup> Wu & Zhang

به‌کارگیری روش مارکف سوئیچینگ است. به همین منظور این مقاله در چندین بخش سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم ادبیات موضوعی مربوط به مکانیسم قیمت نفت و رژیم‌های قیمتی مارکف سوئیچینگ شاخص‌های مهم بازار جهانی نفت بررسی می‌شود. بخش سوم شامل بررسی متدولوژی و روش اقتصادسنجی مارکف سوئیچینگ است. در بخش چهارم، به بررسی نتایج تجربی حاصل از تخمین مدل مارکف سوئیچینگ پرداخته می‌شود و در بخش نهایی نتیجه‌گیری و پیشنهادهای ارائه می‌شود.

## ۲- ادبیات موضوع

با توجه به اهمیت بالای نفت خام در توسعه پایدار اقتصادی و بازارهای مالی، تغییرات قیمت نفت توسط تعدادی از مطالعات مورد بحث قرار گرفته است. در این قسمت ادبیات مربوط به مشخصات و ویژگی‌های نوسانات قیمت نفت خام، مکانیسم قیمت نفت خام پس از بحران مالی ۲۰۰۸ و استفاده از مدل تغییر رژیم در تحقیقات قیمت نفت بررسی می‌شود.

مطالعات زیادی درباره‌ی نوسانات قیمت نفت با استفاده از روش‌های خانواده ARCH-GARCH انجام شده است که به‌صورت خلاصه در جدول (۱) آورده شده است.

علاوه بر این مطالعات، مدل‌ها و روش‌های دیگری نیز در این راستا مورد استفاده قرار گرفته است. رگنیر<sup>۵</sup> (۲۰۰۷) برای آزمون این باور عمومی که قیمت‌های نفت و انرژی نوسان بیشتری نسبت به قیمت کالاهای دیگر دارند به بررسی نوسانات قیمت انواع مختلف محصولات در بازه زمانی ژانویه ۱۹۴۵ تا آگوست ۲۰۰۵ پرداخت. نتایج نشان داد که قیمت‌های نفت خام، نفت خام تصفیه‌شده و گاز طبیعی از ۹۵٪ محصولات دیگر نوسان بیشتری داشته‌اند. همچنین در میان کالاهای خام نیز، قیمت‌های نفت خام دارای نوسان بیشتری از ۶۵٪ محصولات دیگر بوده است. رپل و موسی<sup>۶</sup> (۲۰۰۹) با بررسی ۱۳۱ قرارداد در یک مدل خطی سنجی به این نتیجه رسیدند که حجم تجارت و نرخ بهره از عوامل قابل توجه در نوسانات قیمت نفت خام هستند که به ترتیب دارای اثر مثبت و منفی هستند. احمد و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۱۲) به

<sup>5</sup> Regnier

<sup>6</sup> Ripple & Moosa

<sup>7</sup> Ahmed *et al.*

بررسی اثر نا اطمینانی قیمت نفت بر تولید صنعتی امریکا در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ به‌وسیله تجزیه نوسانات قیمت نفت به دو جزء دائمی و گذرا<sup>۸</sup> (موقتی) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت اثر نامتقارن و معنادار روی جزء گذرا (موقتی) دارد همچنین نوسانات جزء موقتی، اثر معنادار بر تولید صنعتی ایالات متحده دارد.

جدول ۱: خلاصه مطالعات با استفاده از روش‌های ARCH-GARCH

نتایج اصلی	مدل‌ها	نویسنده یا نویسندگان و زمان پژوهش
شوک‌های خارجی اثرات نامتقارن و دائمی روی نوسانات قیمت نفت دارند و رفتار قیمت نفت تمایل به تغییر در دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت در طول دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۱ دارد.	روش EGARCH	ناراین و ناراین (۲۰۰۷)
ترکیب مدل‌های گارچ و مدل‌های نوسانات ضمنی در پیش‌بینی نوسانات قیمت‌های آینده نفت خام قدرت زیادی دارد.	مدل‌های GARCH و مدل‌های نوسانات ضمنی	آگنالچی (۲۰۰۹)
مدل‌های خانواده گارچ از دقت بیشتری در پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت نسبت به مدل‌های خطی برخوردار است و ویژگی حافظه بلندمدت و نوسانات نامتقارن را پوشش می‌دهد.	مدل‌های خطی و مدل‌های خانواده GARCH	وی و همکاران (۲۰۱۰)
مدل‌های ناپارامتریک خانواده گارچ از دقت بالاتری نسبت به مدل‌های گارچ معمولی برخوردارند.	مدل‌های ناپارامتریک و گارچ معمولی	هو و ساردی (۲۰۱۲)
در مدل‌های خانواده گارچ مدل FIGARCH نسبت به مدل‌های دیگر خانواده گارچ از دقت بالاتری برخوردار است.	مدل‌های خانواده گارچ	عروزی و همکاران (۲۰۱۲)
هیچ مدرکی در حمایت از فرض همبستگی شرطی ثابت وجود ندارد درحالی‌که شواهد اندکی از سرریز بین قیمت نفت و بازارهای مالی از طریق VARMA-GARCH و مدل‌های VARMA-AGARCH وجود دارد	مدل CCC، مدل VARMA-GARCH، مدل VARMA-AGARCH و مدل DCC	چانگ و همکاران (۲۰۱۳)
مدل‌های GARCH و TGARCH عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌های واریانس شرطی در رابطه با پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت خام WTI دارند.	ارزیابی عملکرد مدل‌های اتورگرسیو واریانس ناهمسانی شرطی	ابریشمی و همکاران (۱۳۸۶)
مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام ایران، مدل ARFIMA(1,1)-GARCH به‌عنوان بهترین مدل برای مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام سنگین ایران انتخاب شده است.	انواع مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی (خانواده آرچ و گارچ)	کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)

<sup>8</sup> Transitory Component

این مطالعات هرچند زیربنای روشنی برای درک بهتر مسیر حرکت قیمت نفت خام فراهم می‌کنند، با این حال به‌ندرت به بررسی تغییرات وضعیت (بررسی رژیمی) قیمت نفت پرداخته‌اند. بخصوص مطالعات انجام‌شده با استفاده از مدل‌های خانواده GARCH نمی‌توانند نوسانات مداوم و شدید قیمت‌های نفت خام را مخصوصاً در سال‌های اخیر توضیح دهند. علاوه بر این، بحران مالی اخیر تأثیر جدی بر اقتصاد جهانی در سال‌های گذشته داشته و ممکن است منجر به برخی تغییرات جدید در بازارهای نفت خام شده باشد. تحت این شرایط برخی مطالعات به بررسی مکانیسم قیمت‌گذاری نفت خام در دوران بعد از بحران مالی پرداخته‌اند. گالو و همکاران<sup>۹</sup> (۲۰۱۰) به بررسی ویژگی‌های قیمت نفت خام، تولید و مصرف برای چندین کشور با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که نوسانات قیمت نفت تحت تأثیر عوامل سمت عرضه نفت است نه تحت تأثیر مصرف.

ملیک و آسفا<sup>۱۰</sup> (۲۰۱۳) به بررسی ارتباط بین نفت و سهام با استفاده از مدل‌های GARCH<sup>۱۱</sup> و MGARCH-DCC<sup>۱۲</sup> پرداختند. نتایج حاکی از آن است که قبل از بحران مالی قیمت‌های نفت و نرخ ارز (یورو در مقابل دلار) اثر منفی جزئی روی بازدهی سهام داشته اما از اواسط سال ۲۰۰۹ این اثر مثبت شده است.

با این اوصاف ادبیات بسیار کمی درباره رژیم‌های قیمتی شاخص‌های مهم بازار جهانی نفت (برنت و WTI) وجود دارد. به‌عبارت‌دیگر به‌کارگیری یک روش غیرخطی برای توصیف رژیم‌های قیمت نفت مخصوصاً در زمان وجود شکست‌های ساختاری (بحران مالی) اهمیت فراوان دارد.

فانگ و سی<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۲) در بررسی نوسانات قیمت‌های آتی نفت خام در بازه زمانی ۲ ژانویه ۱۹۹۲ تا ۳۱ دسامبر ۱۹۹۷ به‌وضوح تغییرات رژیمی و تسلط اثرات گارچ در داده‌ها را رصد کرده و از یک مدل مارکف سویچینگ دو رژیمی برای مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت استفاده کردند.

<sup>۹</sup> Gallo *et al.*

<sup>۱۰</sup> Mollick & Assefa

<sup>۱۱</sup> Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>۱۲</sup> Dynamic conditional correlation multivariate GARCH (MGARCH-DCC)

<sup>۱۳</sup> Fong & See

وی و همکاران<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۶) با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ با دو وقفه اتورگرسیو به این نتیجه رسیدند که تغییرات قیمت نفت از یک الگوی سه رژیمی تبعیت می‌کند و یک اثر نامتقارن بین رژیم‌ها وجود دارد.

وو<sup>۱۵</sup> (۲۰۰۹) با ترکیب مدل مارکف سوئیچینگ با مدل نوسانات تصادفی مدعی است که شواهد روشنی از تغییر رژیم در بازار نفت وجود دارد و ترکیب دو مدل ممکن است به صورت قابل توجهی قدرت پیش‌بینی را بالا برده و اکثر رویدادهایی را که بازار نفت را تحت تأثیر قرار می‌دهند، پوشش دهد.

بهار و مالیاریس<sup>۱۶</sup> (۲۰۱۱) با استفاده از متدولوژی مارکف سوئیچینگ معتقدند که کاهش نرخ دلار و قیمت‌های طلا از مهم‌ترین دلایل افزایش سریع قیمت‌های نفت در طول سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۰۶ است. در حالی که در سال‌های وقوع بحران مالی (۲۰۰۷-۲۰۰۹) این فرضیه معتبر نیست.

هونگ و همکاران<sup>۱۷</sup> (۲۰۱۱) به این نتیجه رسیدند که یک مدل مارکف سوئیچینگ با ۴ رژیم در مدل‌سازی رژیم‌های قیمتی WTI نتایج بهتری را ارائه می‌دهد.

جامزی<sup>۱۸</sup> (۲۰۱۲) با به‌کارگیری مدل مارکف سوئیچینگ در بررسی انتقال شوک‌های نفتی بر بازدهی بازار سهام معتقد است که در ایالات متحده آمریکا، آلمان و کانادا واکنش بازار سهام به شوک‌های نفتی به منبع اصلی عرضه نفت (دریای شمال، برنت، و WTI) بستگی دارد.

نایفار و دوهایمن<sup>۱۹</sup> (۲۰۱۳) با به‌کارگیری مدل مارکف سوئیچینگ دو رژیمی (رژیم بحران و رژیم غیربحران) به تجزیه و تحلیل غیرخطی میان قیمت نفت، بازدهی بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس<sup>۲۰</sup> پرداختند. این مطالعه دو هدف مهم را دنبال می‌کنند: ۱- بررسی ارتباط بین نوسانات قیمت نفت و بازدهی بازار سهام ۲- بررسی ارتباط غیرخطی بین قیمت نفت، نرخ بهره و نرخ تورم قبل و در طول بحران مالی. نتایج حاکی از این

<sup>14</sup> Wei *et al.*

<sup>15</sup> Vo

<sup>16</sup> Bhar & Malliaris

<sup>17</sup> Hung *et al.*

<sup>18</sup> Jammazi

<sup>19</sup> Naifar & Dohaiman

<sup>20</sup> این کشورها شامل شش کشور عربستان سعودی، بحرین، امارات متحده عربی، قطر، عمان و کویت است.

است که ارتباط بین بازدهی سهام و نوسانات بازار نفت اوپک وابسته به رژیم است. همچنین وابستگی ساختاری بین نرخ تورم و قیمت‌های نفت خام نامتقارن بوده و گرایش به سمت بالا در طول بحران مالی اخیر دارد؛ و نهایتاً شواهدی از وابستگی نامتقارن و معنادار بین قیمت‌های نفت خام و نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت در طول بحران مالی وجود دارد.

ژانگ و وانگ<sup>۲۱</sup> (۲۰۱۵) با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ به بررسی روند حباب قیمت نفت خام WTI در بازه زمانی ژانویه ۲۰۰۳ تا می ۲۰۱۲ پرداختند نتایج حاکی از وجود دو رژیم (رژیم پایدار و رژیم ناپایدار) در حباب‌های قیمت نفت است. به‌طوری‌که در اکثر اوقات رژیم پایدار، رژیم مسلط بر حباب قیمت نفت است و با وقوع رویدادهای غیرمنتظره در کوتاه‌مدت رژیم ناپایدار (آشوب) تسلط می‌یابد.

### ۳- متدولوژی اقتصادسنجی

#### رویکرد مارکوف- سوئیچینگ

برای مطالعه رفتار پویای متغیرهای اقتصادی و مالی از مدل‌های گوناگون سری زمانی استفاده می‌شود. گرچه از میان مدل‌های سری زمانی، مدل‌های خطی دارای شهرت بیشتری هستند و در بسیاری از موارد موفق عمل نموده‌اند؛ اما در توضیح رفتارهای غیرخطی ناتوان هستند. در دو دهه اخیر شاهد رشد سریع مدل‌های سری زمانی غیرخطی بوده‌ایم. از جمله مدل‌های غیرخطی می‌توان به مدل‌های خود رگرسیون آستانه‌ای (TAR)<sup>۲۲</sup>، مدل‌های خود رگرسیون آستانه‌ای ملایم (STAR)<sup>۲۳</sup> و مدل‌های مارکف-سوئیچینگ<sup>۲۴</sup> (MS) اشاره کرد. مدل مارکف-سوئیچینگ که توسط همیلتون<sup>۲۵</sup> در سال ۱۹۸۹ مطرح شد، به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود و یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی است. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت اینکه از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود این است که یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خودش نشان

<sup>21</sup> Zhang & wang

<sup>22</sup> Threshold Autoregressive Model

<sup>23</sup> Smooth Threshold Autoregressive Model

<sup>24</sup> Markov Switching

<sup>25</sup> Hamilton

دهد. لذا چنانچه در بررسی فرآیند متغیر موردنظر، این موضوع نادیده گرفته شود، نتایج تورش دارای به دست خواهد آمد.

اگر بخواهیم رفتار متغیر ایستای  $y_t$  را مطالعه کنیم، مقدار آن توسط فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول طی دوره  $(t=1,2,\dots,T)$  به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = c_1 + \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

به طوری که  $\varepsilon_t : N(0, \sigma^2)$  است. حال فرض کنید که یک جهش یا تغییر ساختاری در زمان  $T_1$  برای این متغیر رخ دهد، در این صورت مدل جدید برای توصیف رفتار  $y_t$  برای دوره  $(t=T_1+1, T_1+2, \dots, T)$  به شکل معادله (۲) خواهد بود:

$$y_t = c_2 + \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

با استفاده از متغیر مجازی  $D$  این دو مدل را می‌توان به صورت یک معادله نوشت. فرآیند تغییرات متغیر  $y_t$  در مدل زیر قابل مشاهده است:

$$y_t = c_1 + \rho_1 y_{t-1} + \delta D_t + \gamma D_t y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

در مدل فوق، متغیر مجازی  $D$  برای دوره‌های  $t < T_1$  مقدار صفر و برای دوره‌های  $t \geq T_1$  مقدار یک خواهد بود. از روش دیگری نیز می‌توان برای توضیح دادن رفتار متغیر استفاده کرد:

$$y_t = c_{st} + \rho_{st} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

به طوری که مقدار  $s_t$  برابر ۱ و ۲ بوده و به ترتیب نشان‌دهنده دوره قبل و بعد از تغییر  $y_t$  است. به عبارت دیگر، دوره  $t < T_1$  توسط  $s_t = 1$  و برای دوره بعد از جهش  $(t \geq T_1)$  توسط  $s_t = 2$  نشان داده شده است.

این مدل‌ها دارای سه ضعف می‌باشند. اول اینکه تاریخ دقیق جهش بایستی مشخص باشد تا بتوان از متغیر مجازی استفاده کرد، ولی در بیش‌تر موارد این اطلاعات در دسترس نیست. دوم، امکان پیش‌بینی رفتار  $y_t$  با استفاده از این مدل وجود ندارد. سوم اینکه باید  $\delta_t$  یک متغیر قطعی تلقی شده و کاملاً قابل پیش‌بینی باشد که فرض واقع‌بینانه‌ای نیست. لذا برای اینکه چنین مشکلاتی حل شده و فرآیند ایجاد داده‌ها تکمیل گردد، بهتر است برای  $\delta_t$  شرط احتمال وضع شود. در مدل



مارکوف سوئیچینگ، مکانیسم انتقال توسط متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده  $s_t$  کنترل می‌شود (فلاحی و رودیگرز، ۲۰۰۷). این متغیر وضعیت از زنجیره مرتبه اول مارکوف پیروی می‌کند. به عبارت دیگر مقدار متغیر وضعیت در دوره  $t$  تنها به مقدار آن در دوره  $t-1$  بستگی دارد. می‌توان مدل‌های انتقال برای متغیر  $y_t$  را به صورت (۵) بیان کرد:

$$y_t = \begin{cases} c_1 + \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow s_t = 1 \\ c_2 + \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow s_t = 2 \end{cases} \quad (5)$$

بنابراین، مدل ۵ دو ساختار پویای مختلفی را نشان می‌دهد که به مقدار متغیر وضعیت  $s_t$  بستگی دارد. با در نظر گرفتن فرض‌های متفاوت برای  $s_t$ ، مدل‌های متفاوتی ایجاد می‌شود. وقتی  $s_t$  برای  $(t=1,2,\dots,T)$  مقدار یک و برای دوره  $(t=T_1+1, T_1+2, \dots, T)$  مقدار ۲ را اخذ کند، این مدل، مدلی با یک تغییر ساختاری در زمان  $T_1$  است.

وقتی  $s_t$  فرآیند مارکوف را دنبال کند، این مدل را مدل مارکوف سوئیچینگ نامند. با فرض اینکه متغیر  $y_t$  با فرآیند خودرگرسیون مرتبه  $p$  و با رژیم مدل‌سازی  $m$  MS(m)-AR(P)، خواهیم داشت:

$$y_t = \sum_{i=1}^m \left[ \sum_{j=1}^p (\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it} \right] I(s_{t=i}) \quad (6)$$

$$I_i(s_{t=i}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

در مدل مارکوف سوئیچینگ، ویژگی‌های  $y_t$  مشترکاً توسط ویژگی‌های  $\varepsilon_t$  و متغیر وضعیت  $s_t$  تعیین می‌شود. متغیرهای وضعیت، تغییرات دائمی و مکرر را در الگوی مدل ایجاد می‌کنند. برای داشتن پویایی کامل متغیرها، تشریح احتمالات حرکت متغیر  $s_t$  از یک وضعیت به وضعیت دیگر ضروری است. زنجیره مرتبه اول مارکوف این احتمالات را نشان می‌دهد:

$$pr[s_t = j | s_{t-1}, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] = pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij} \quad (7)$$

انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقال<sup>۲۶</sup> نشان داد. در مدل ساده که تنها دو رژیم دارد، این ماتریس به صورت رابطه (۸) است:

$$\begin{pmatrix} pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) \\ pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) & pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} \quad (8)$$

که در آن  $p_{ij}$  ( $i, j = 1, 2$ )، احتمالات انتقال  $s_t = j$  را نشان می‌دهد، به طوری که

$p_{i1} + p_{i2} = 1$  و  $s_{t-1} = i$  همان‌طور که قبلاً ذکر شد،  $y_t$  مستقیماً قابل مشاهده است، اما متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده بوده و مقدار آن بر اساس مقدار تحقق‌یافته  $y_t$  قابل استنتاج است که به صورت  $\xi_{it} = pr[s_t = 1 | \Omega_t, \theta]$  نشان داده می‌شود؛ که در آن  $i = 1, 2$  و  $\Omega_t$  نشان‌دهنده مجموعه اطلاعات (مجموعه مشاهدات در دسترس دوره  $t$ ) بوده و  $\theta$  بردار پارامترها برای تخمین را نشان می‌دهد. برای استنباط بایستی یک روش تکراری برای دوره  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ )، هنگامی که مقدار قبلی احتمال چگالی  $\xi_{it-1} = [s_t = 1 | \Omega_{t-1}, \theta]$  به‌عنوان داده در مدل استفاده می‌شود. بدین منظور، تابع چگالی احتمال که تحت وضعیت‌های مختلف مورد نیاز است، به صورت زیر قابل بررسی است:

$$\eta_{it} = f(y_t | s_t = i, \Omega_{t-1}, \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(y_t - c_i - \rho y_{t-1})^2}{2\sigma^2}\right] \quad (9)$$

چگالی شرطی نیز به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$(y_t | \Omega_{t-1}, \theta) = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 p_{ij} \xi_{jt-1} \eta_{it} \quad (10)$$

و بنابراین داریم:

$$\xi_{it} = \frac{\sum_{j=1}^2 p_{ij} \xi_{jt-1} \eta_{it}}{f(y_t | \Omega_{t-1}, \theta)} \quad (11)$$

<sup>26</sup> Transition Probability Matrix

با استفاده از این نتایج می‌توان لگاریتم احتمال شرطی<sup>۲۷</sup> داده‌های مشاهده شده را برای مقدار داده شده  $\theta$  به دست آورد:

$$\log f(y_1, y_2, \dots, y_T | y_0, \theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | \Omega_{t-1}, \theta) \quad (12)$$

برای برآورد  $\theta$  از بهینه‌سازی استفاده می‌شود تا لگاریتم احتمال شرطی با به کارگیری مقدار اولیه  $\xi_j$ ، حداکثر گردد. فرض کنید که زنجیره مارکف ارگودیک<sup>۲۸</sup> است. در این صورت احتمالات غیرشرطی قرارگیری در وضعیت  $j$ ، به‌عنوان مقادیر اولیه به کار گرفته می‌شوند که به‌صورت زیر قابل تعریف است:

$$\xi_j = pr[s = j] = \frac{1 - \rho_{ij}}{2 - \rho_{ii} - \rho_{ij}} \quad (13)$$

بعد از تخمین ضرایب مدل و محاسبه ماتریس انتقال، می‌توان احتمال وضعیت  $j$  را در هر دوره زمانی بر اساس اطلاعات کل نمونه (مطالعات 1 تا T) محاسبه کرد که این مجموعه از احتمالات به‌عنوان احتمالات هموار شده<sup>۲۹</sup> شناخته می‌شوند. علاوه بر این می‌توان احتمال وضعیت  $j$  را در هر دوره زمانی با استفاده از مشاهدات 1 تا  $t$  (نقطه موردبررسی) محاسبه کرد که به احتمالات فیلتر شده<sup>۳۰</sup> معروف است.

مزیت روش مارکف سوئیچینگ در انعطاف‌پذیری آن است، بدین‌صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چند تغییر موقت وجود دارد که می‌تواند به‌دفعات و برای مدت کوتاهی واقع شوند. درعین‌حال در این مدل زمان‌های دقیق تغییر و شکست‌های ساختاری به‌صورت درون‌زا تعیین می‌شوند. قابلیت‌های مارکف سوئیچینگ در تبیین رفتار متغیرهای اقتصادی که بیشتر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند، سبب استفاده روزافزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است (فلاحی و هاشمی، ۱۳۸۹)

در عمل، مدل انتقال مارکف می‌تواند با توجه به اینکه کدام قسمت مدل خودرگرسیون وابسته به رژیم باشد و تحت تأثیر آن انتقال یابد، به انواع مختلف طبقه‌بندی شود. آنچه در مطالعات اقتصاد بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت

<sup>27</sup> Conditional Log Likelihood

<sup>28</sup> Ergodic

<sup>29</sup> Smoothed Probabilities

<sup>30</sup> Filtered Probabilities

مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در میانگین<sup>۳۱</sup> (MSM)، عرض از مبدأ<sup>۳۲</sup> (MSI)، ناهمسانی واریانس<sup>۳۳</sup> (MSH) و پارامترهای اتورگرسیو<sup>۳۴</sup> (MSA) و یا ترکیب آن‌ها است (فلاحی و رودریگز، ۲۰۰۷) جدول ۲ حالت‌های مختلف MS را با استفاده از علائم نشان می‌دهد.

جدول ۲: خلاصه حالت‌های مختلف مدل MS-AR

		MSM		MSI	
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض از مبدأ متغیر	عرض از مبدأ ثابت
$\alpha_0$ ثابت	واریانس ثابت	MSM-AR	AR	MSI	AR
	واریانس متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
$\alpha_0$ متغیر	واریانس ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	واریانس متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

مأخذ: کرالزیک<sup>۳۵</sup>، ۱۹۹۷

#### ۴- تخمین و تحلیل نتایج

##### ۴-۱- داده‌های تحقیق

در این مطالعه، مدل تحقیق با استفاده از داده‌های هفتگی قیمت‌های نفت خام برنت و WTI بین ۲۰۰۷/۵/۲۵ - ۲۰۰۳/۱/۳ (برای دوره قبل از بحران مالی) و ۲۰۰۹/۳/۶ - ۲۰۱۲/۱۲/۱۴ (برای دوره بعد از بحران مالی) تخمین زده می‌شود. داده‌های این تحقیق از دفتر اطلاعات انرژی آمریکا (EIA<sup>۳۶</sup>) استخراج شده و تخمین‌های این مطالعه توسط نرم‌افزارهای ایویوز ۹ و اوکسی متریکس<sup>۳۷</sup> انجام گرفته است. همچنین برای محاسبه نرخ رشد قیمت نفت از رابطه زیر استفاده شده است:

$$y_t = (\ln p_t - \ln p_{t-1}) \times 100 \quad (14)$$

<sup>31</sup> Markov Switching Mean

<sup>32</sup> Markov Switching Intercept Term

<sup>33</sup> Markov Switching Heteroskedasticity

<sup>34</sup> Markov Switching Autoregressive Parameters

<sup>35</sup> Krolzig

<sup>36</sup> Energy Information Administration

<sup>37</sup> OxMetrics 6.1

که در آن  $y_t$  نرخ رشد قیمت نفت (برنت و WTI) است.

#### ۴-۲- آزمون وجود رابطه غیرخطی در داده‌های متغیر رشد قیمت نفت<sup>۳۸</sup>

مدل مارکف سوئیچینگ در صورتی مدلی مناسب برای برآورد است که الگوی داده‌های بررسی شده، غیرخطی باشد. برای این که بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان یافت، از آزمون LR استفاده می‌شود. مقدار آماره‌ی این آزمون از مقادیر حداکثر راست نمایی دو مدل رقیب، یک مدل با یک رژیم (مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم (مدل غیرخطی) محاسبه می‌شود و دارای توزیع کای دو است. در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان موردنظر بیشتر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که مدل خطی در آن سطح اطمینان مدلی مناسب نبوده و باید از مدل غیرخطی استفاده شود. جدول ۳ نتایج آزمون LR را نشان می‌دهد:

جدول ۳: نتایج آزمون LR برای WTI

	مقدار آماره	Prob
قبل از بحران مالی	۲۹/۴۰	۰/۰۰۳
بعد از بحران مالی	۵۵/۰۵	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

ارزش احتمال به دست آمده برای آماره محاسبه شده نشان می‌دهد که فرضیه صفر (عدم تغییر رژیم-فرض خطی بودن-) رد شده و به جای مدل‌های خطی بهتر است از روش غیرخطی مارکف-سوئیچینگ برای برآورد مدل استفاده شود.

#### ۴-۳- انتخاب مدل خودرگرسیون مناسب مارکف سوئیچینگ<sup>۳۹</sup>

در روش مارکف سوئیچینگ، مدل بهینه با در نظر گرفتن مینیم مقدار آکائیک، ماکزیمم حداکثر راست نمایی، مقایسه آماره‌های نسبت راست نمایی، معنی داری ضرایب و ماهیت داده‌ها انتخاب می‌شود. خلاصه‌ای از بعضی از این مدل‌ها برای WTI قبل از بحران مالی در جدول زیر آورده شده است. با توجه به معیارهای معرفی شده

<sup>۳۸</sup> این آزمون برای متغیر رشد قیمت برنت نیز قبل و بعد از بحران مالی انجام شده است که نتایج حاکی از رد فرضیه صفر (عدم تغییر رژیم) و تایید استفاده از روش غیرخطی مارکف سوئیچینگ است.

<sup>۳۹</sup> این محاسبات برای WTI پس از بحران مالی و هم چنین برای برنت، قبل و بعد از بحران مالی انجام شده است که در همه موارد مدل  $MSMAH(3)-AR(2)$  به عنوان مدل بهینه تایید می‌شود. (خروجی‌ها در پیوست ۱ ارائه شده است)

و همچنین آزمون‌های تشخیصی، مدل  $MSMAH(3)-AR(2)$  به‌عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود:

جدول ۴: تعیین رژیم‌های قیمتی WTI قبل از بحران مالی

	MSMAH(3) AR(2)	MSMAH(3) AR(1)	MSMAH(2) AR(2)	MSMAH(2) AR(1)	MSMAH(4) AR(2)	MSMAH(4) AR(1)
آکائیک	۵/۴۷	۵/۴۸	۵/۴۸	۵/۵۱	۵/۴۱	۵/۴۲
مقدار تابع راست نمایی	-۶۰۴/۰۲	-۶۱۰/۲۷	-۶۱۱/۵۶	-۶۲۰/۲۲	-۶۱۳/۴۷	-۶۰۷/۴۸

مأخذ: نتایج تحقیق

#### ۴-۴- تخمین پارامترهای مدل بهینه

##### ۴-۴-۱- مقایسه رژیم‌های قیمتی برنت و WTI قبل از بحران مالی

برنت و WTI قبل از وقوع بحران مالی از یک الگوی سه رژیمی تبعیت می‌کنند، رژیم‌های قیمتی برنت به سه رژیم با میانگین‌های  $u_1 = -۴/۳۹$  (رژیم اول)،  $u_2 = -۰/۸۴$  (رژیم دوم) و  $u_3 = ۳/۹۵$  (رژیم سوم) طبقه‌بندی شده است در ضمن تمامی ضرایب میانگین‌ها از لحاظ آماری معنادار هستند؛ اما WTI دارای سه رژیم با میانگین‌های  $u_1 = -۳/۱۶$  (رژیم اول)،  $u_2 = -۰/۲۲$  (رژیم دوم) و  $u_3 = ۴/۲۵$  (رژیم سوم) است. ضریب میانگین WTI در رژیم دوم  $-۰/۲۲$  و از لحاظ آماری معنی‌دار نیست ( $prob=0/47$ ). این موضوع نشان می‌دهد که میانگین رشد قیمتی WTI در این رژیم تقریباً صفر است. به عبارت دیگر رژیم دوم اساساً از یک پایداری نسبی برخوردار است.

با مقایسه انحراف معیار (ریسک) رژیم‌های قیمتی مختلف دو شاخص برنت و WTI قبل از بحران مالی نتیجه می‌گیریم که انحراف معیار (ریسک) برنت در هر سه رژیم بزرگ‌تر از WTI است؛ بنابراین در کلیه رژیم‌ها، نرخ رشد قیمت WTI پراکندگی کمتری حول میانگین داشته و ثبات بیشتری دارد. همچنین مقایسه انحراف معیارها نشان می‌دهد که هم برای برنت و هم WTI،  $\sigma_1 > \sigma_2 > \sigma_3$  است. به عبارتی با افزایش میانگین رشد قیمتی، ریسک کاهش می‌یابد.

جدول ۵: نتایج تخمین پارامترهای مدل بهینه قبل از وقوع بحران مالی

متغیر	برنت			WTI		
	ضرایب	آماره t	Prob	ضرایب	آماره t	Prob
Q <sub>11</sub>	-۰/۱۷	-۰/۶۵	۰/۵۲	-۰/۳۳	-۲/۰۷	۰/۰۴
Q <sub>12</sub>	۰/۱۰	۰/۶۴	۰/۵۲	۰/۱۲	۱/۰۹	۰/۲۸

Q <sub>13</sub>	-۰/۰۴	-۰/۲۱	۰/۸۴	۰/۴۴	۲/۲۰	۰/۰۳
Q <sub>21</sub>	-۰/۳۱	-۰/۵۶	۰/۵۸	-۰/۳۴	-۲/۴۶	۰/۰۲
Q <sub>22</sub>	-۰/۳۸	-۲/۲۴	۰/۰۳	-۰/۶۰	-۶/۲۶	۰/۰۰
Q <sub>23</sub>	-۰/۱۵	-۰/۶۰	۰/۵۵	-۰/۰۴	-۰/۲۱	۰/۸۳
μ <sub>1</sub>	-۴/۳۹	-۴/۵۸	۰/۰۰	-۳/۱۶	-۵/۴۴	۰/۰۰
μ <sub>2</sub>	-۰/۸۴	-۲/۰۹	۰/۰۴	-۰/۲۲	-۰/۷۲	۰/۴۷
μ <sub>3</sub>	۳/۹۵	۱۰/۹۰	۰/۰۰	۴/۳۵	۱۰/۱۰	۰/۰۰
σ <sub>1</sub>	۴/۱۴	۵/۸۷	۰/۰۰	۳/۹۵	۷/۸۶	۰/۰۰
σ <sub>2</sub>	۲/۴۷	۷/۷۳	۰/۰۰	۲/۲۳	۹/۰۳	۰/۰۰
σ <sub>3</sub>	۱/۶۳	۶/۲۹	۰/۰۰	۱/۳۷	۵/۸۳	۰/۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

#### ۴-۲-۴- مقایسه رژیم‌های قیمتی برنت و WTI بعد از بحران مالی

برنت و WTI پس از وقوع بحران مالی نیز از یک الگوی سه رژیمی تبعیت می‌کنند. رژیم‌های قیمتی برنت به سه رژیم با میانگین‌های  $u_1 = -۴/۳۹$  (رژیم اول)،  $u_2 = ۲/۳۰$  (رژیم دوم) و  $u_3 = ۴/۰۹$  (رژیم سوم) طبقه‌بندی شده است. هم‌چنین تمامی ضرایب میانگین‌ها از لحاظ آماری معنادار هستند؛ اما WTI دارای سه رژیم با میانگین‌های  $u_1 = -۴/۷۶$  (رژیم اول)،  $u_2 = ۰/۰۳$  (رژیم دوم) و  $u_3 = ۴/۰۹$  (رژیم سوم) است. ضریب میانگین WTI در رژیم دوم  $۰/۰۳$  و از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. (prob = ۰/۸۵) این موضوع نشان می‌دهد که رژیم دوم اساساً از یک پایداری نسبی برخوردار است. با مقایسه میانگین رشد قیمتی رژیم‌های مختلف دو شاخص برنت و WTI پس از بحران مالی به این نتیجه می‌رسیم که به‌استثنای رژیم اول میانگین رشد قیمتی برنت کوچک‌تر از WTI است.

پس از بحران مالی به‌استثنای رژیم اول، انحراف معیار (ریسک) برنت در رژیم‌های دیگر کوچک‌تر از WTI است. پس در رژیم اول نرخ رشد قیمت WTI پراکندگی کمتری حول میانگین داشته و ثبات بیشتری نسبت به برنت دارد. درحالی‌که در رژیم‌های دیگر، برنت از ثبات بیشتری برخوردار است. هم‌چنین ترتیب انحراف معیار برای برنت  $\sigma_2 > \sigma_1 > \sigma_3$  و برای WTI  $\sigma_3 > \sigma_2 > \sigma_1$  است.

جدول ۶: نتایج تخمین پارامترهای مدل بهینه پس از وقوع بحران مالی

متغیر	برنت			WTI		
	ضرایب	آماره t	Prob	ضرایب	آماره t	Prob
Q <sub>11</sub>	۰/۶۱	۱۰/۳۰	۰/۰۰	۰/۳۱	۶/۴۱	۰/۰۰
Q <sub>12</sub>	-۰/۹۶	-۴/۷۸	۰/۰۰	-۰/۱۰	-۴/۴۱	۰/۰۰
Q <sub>13</sub>	-۰/۰۸	-۱/۵۶	۰/۱۲	۰/۵۱	۱۷/۷۰	۰/۰۰

Q <sub>21</sub>	-۰/۵۰	-۹/۸۱	۰/۰۰	-۰/۳۸	-۲/۷۶	۰/۰۱
Q <sub>22</sub>	-۰/۱۸	-۲/۸۳	۰/۰۱	-۰/۳۳	-۱۶/۰۰	۰/۰۰
Q <sub>23</sub>	۰/۰۲	۰/۴۸	۰/۶۳	۰/۸۱	۳۷/۵	۰/۰۰
μ <sub>1</sub>	-۴/۳۹	-۲۲/۱۰	۰/۰۰	-۴/۷۶	-۴۰/۳	۰/۰۰
μ <sub>2</sub>	-۰/۴۹	-۷/۲۴	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۱۹	۰/۸۵
μ <sub>3</sub>	۲/۳۰	۶/۲۶	۰/۰۰	۴/۰۹	۳۲/۹	۰/۰۰
σ <sub>1</sub>	۱/۸۸	۶/۶۹	۰/۰۰	۰/۱۳	۵/۰۶	۰/۰۰
σ <sub>2</sub>	۰/۳۱	۵/۲۷	۰/۰۰	۲/۱۳	۱۱/۲۰	۰/۰۰
σ <sub>3</sub>	۲/۶۴	۱۱/۱۰	۰/۰۰	۳/۰۲	۷/۱۳	۰/۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

#### ۳-۴-۴- بررسی اثر وقفه‌های اتورگرسیو

اثر وقفه‌های نرخ رشد قیمت نفت‌های برنت و WTI توسط ضرایب اثر وقفه‌های نرخ رشد قیمت نفت‌های برنت و WTI توسط ضرایب  $Q_{k,S_t}$  ( $k=1,2,3; S_t=1,2,3$ ) محاسبه شده است که  $k$  تعداد وقفه‌ها و  $S_t$  تعداد رژیم‌ها است. مثلاً  $Q_{11}=0/61$  نشان‌دهنده مقدار اثر وقفه‌ی اول نرخ رشد قیمت نفت برنت در رژیم اول پس از وقوع بحران مالی است. مقایسه این ضرایب قبل و پس از بحران مالی نشان می‌دهد که پس از وقوع بحران مالی مسیرهای حرکتی قیمت‌های نفت خام برنت و WTI وابستگی بیشتری به مقادیر قبلی خود پیدا کرده‌اند.

#### ۴-۴-۴- تحلیل ماتریس احتمال انتقال

قبل از وقوع بحران مالی مقایسه پایداری رژیم‌های قیمتی مختلف مربوط به برنت ( $P_{11}=0/68, P_{22}=0/70, P_{33}=0/58$  -عناصر روی قطر اصلی ماتریس احتمال انتقال-) نشان می‌دهد که رژیم دوم از پایداری بالاتری برخوردار بوده و عملکرد بهتری نسبت به سایر رژیم‌ها دارد. همچنین مقایسه پایداری رژیم‌های قیمتی مربوط به WTI حکایت از پایداری بالاتر رژیم اول نسبت به سایر رژیم‌ها دارد:

$$P_w = \begin{pmatrix} 0.69 & 0.10 & 0.00 \\ 0.31 & 0.62 & 0.67 \\ 0.00 & 0.28 & 0.33 \end{pmatrix} \quad p_B = \begin{pmatrix} 0.68 & 0.07 & 0.00 \\ 0.17 & 0.70 & 0.42 \\ 0.15 & 0.23 & 0.58 \end{pmatrix} \quad (۱۴)$$

پس از بحران مالی، رژیم سوم از بین رژیم‌های قیمتی برنت از پایداری بالاتری برخوردار است همچنین مقایسه پایداری رژیم‌های WTI پس از بحران مالی نشان می‌دهد که رژیم دوم از پایداری بالاتری برخوردار است؛ بنابراین نتیجه می‌گیریم که بین ویژگی‌های انتقال برنت و WTI قبل و پس از وقوع بحران مالی تفاوت وجود دارد. قبل از وقوع بحران مالی (به‌استثنای رژیم ۳ مربوط به WTI) همه رژیم‌ها هم



برای برنت و هم برای WTI از پایداری خوبی برخوردارند. اما پس از بحران مالی (به‌استثنای رژیم ۲) رژیم‌های برنت پایداری خوبی دارند؛ اما برای WTI فقط رژیم دوم پایداری خوبی دارد:

$$P_W = \begin{pmatrix} 0.39 & 0.02 & 0.12 \\ 0.61 & 0.71 & 0.67 \\ 0.00 & 0.27 & 0.21 \end{pmatrix} \quad P_B = \begin{pmatrix} 0.43 & 0.27 & 0.11 \\ 0.27 & 0.11 & 0.20 \\ 0.30 & 0.62 & 0.69 \end{pmatrix} \quad (15)$$

#### ۴-۴-۵- بررسی طول دوره و میانگین طول دوره رژیم‌های قیمتی مختلف برنت و

#### WTI

قبل از وقوع بحران مالی رژیم ۲ رژیم مسلط بر سایر رژیم‌های قیمتی برنت است. تعداد مشاهدات قرارگرفته در این رژیم از مجموع کل مشاهدات ۱۲۷ هفته است که ۵۵/۹۵٪ از کل مشاهدات را شامل می‌شود. همچنین میانگین طول دوره این رژیم ۴/۲۳ هفته است که نشان‌دهنده میانگین طول دوره‌ای است که مشاهدات به‌طور پیاپی در رژیم مورد نظر قرار دارند.

تعداد مشاهدات قرارگرفته در رژیم ۳ از مجموع کل مشاهدات ۷۷ هفته است که ۳۳/۹۲٪ از کل مشاهدات را شامل می‌شود. همچنین میانگین طول دوره این رژیم ۲/۷۵ هفته است. مقایسه میانگین طول دوره رژیم‌های قیمتی مختلف برنت نشان می‌دهد که رژیم اول دارای بیشترین میانگین طول دوره است. به‌عبارت‌دیگر اگر نرخ رشد قیمت نفت برنت از رژیم دو به رژیم یک منتقل شود به‌طور میانگین ۴/۶ هفته در این رژیم باقی خواهد ماند. تحلیل‌های مربوط به WTI نیز مشابه برنت است که اطلاعات مربوط به آن در جدول ۷ ارائه شده است:

#### جدول ۷: میانگین طول دوره، طول دوره و نسبت مشاهدات برنت و WTI قبل از بحران مالی

	برنت			WTI		
	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
میانگین طول دوره	۴/۶۰	۴/۲۳	۲/۷۵	۴/۲۵	۲/۹۸	۱/۳۶
تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	۲۳	۱۲۷	۷۷	۳۴	۱۴۰	۵۳
نسبت مشاهدات	۱۰/۱۳٪	۵۵/۹۵٪	۳۳/۹۲٪	۱۴/۹۸٪	۶۱/۶۷٪	۲۳/۳۵٪

مأخذ: نتایج تحقیق

مشابه قبل از وقوع بحران مالی در مورد رژیم‌های قیمتی WTI، رژیم ۲ با طول دوره ۱۴۱ هفته که ۷۲/۳۱٪ از کل مشاهدات را شامل می‌شود، رژیم مسلط بر سایر رژیم‌ها

است. همچنین میانگین طول دوره این رژیم ۴/۰۳ هفته است که بیشتر از دو رژیم دیگر است. تحلیل‌های مربوط به برنت نیز مشابه WTI است که اطلاعات مربوط به آن در جدول ۸ محاسبه شده است:

جدول ۸: میانگین طول دوره، طول دوره و نسبت مشاهدات برنت و WTI پس از بحران مالی

	برنت			WTI		
	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
میانگین طول دوره	۱/۷۶	۱/۱۲	۳/۱۸	۱/۷۵	۴/۰۳	۱/۲۵
تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	۴۳	۴۵	۱۰۷	۱۴	۱۴۱	۴۰
نسبت مشاهدات	٪۲۲/۰۵	٪۲۳/۰۸	٪۵۴/۸۷	٪۷/۱۸	٪۷۲/۳۱	٪۲۰/۵۱

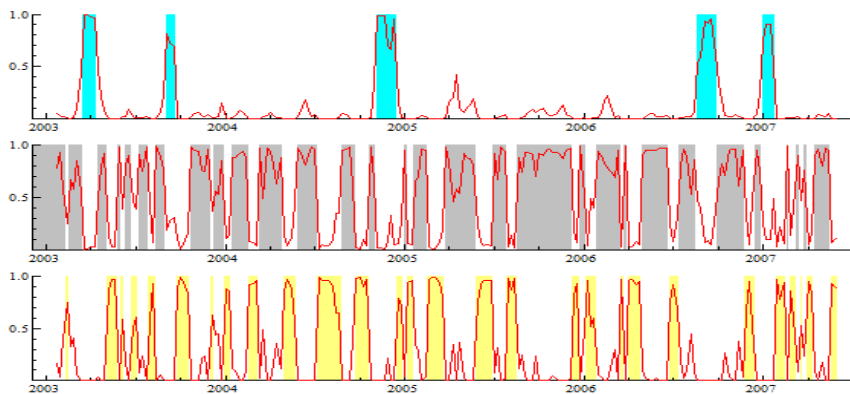
مأخذ: نتایج تحقیق

نهایتاً اینکه وقوع بحران مالی باعث تغییر در رژیم قیمتی مسلط بر برنت شده است (تغییر رژیم از ۲ به ۳) در حالی که WTI همچنان در رژیم قبلی خود (رژیم ۲) باقی مانده است.

#### ۴-۴-۶- نمودار احتمالات هموار شده

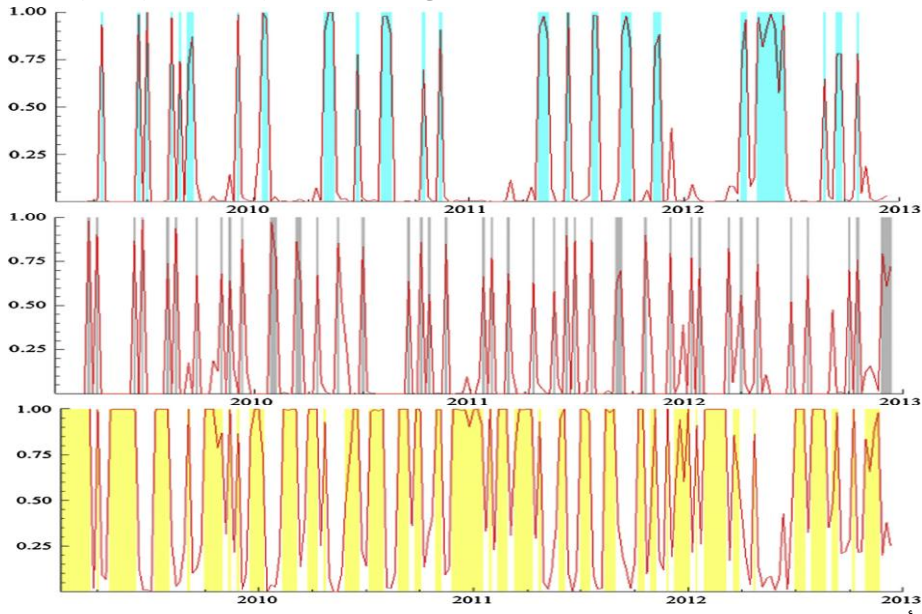
این نمودار احتمال قرار گرفتن هر یک از هفته‌ها، در هر یک از رژیم‌ها را نشان می‌دهد.

نمودار ۱: احتمالات همواره شده برنت قبل از بحران مالی به ترتیب در رژیم‌های اول، دوم و سوم



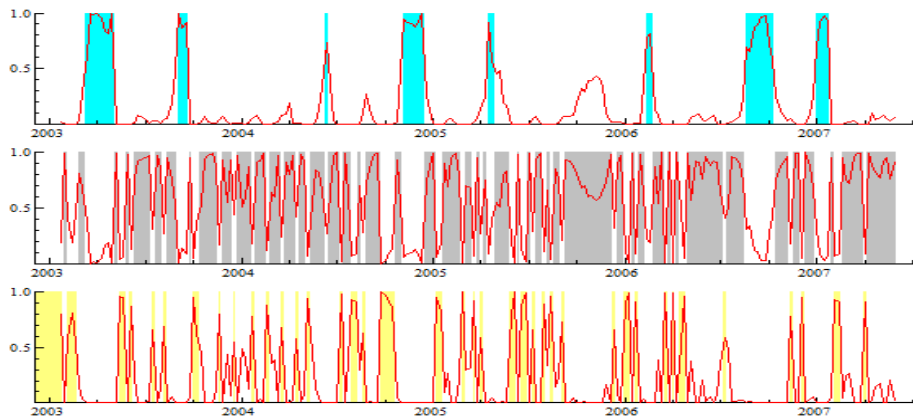
مأخذ: نتایج تحقیق

**نمودار ۲:** احتمالات هموار شده برنت پس از بحران مالی به ترتیب در رژیم‌های اول، دوم و سوم



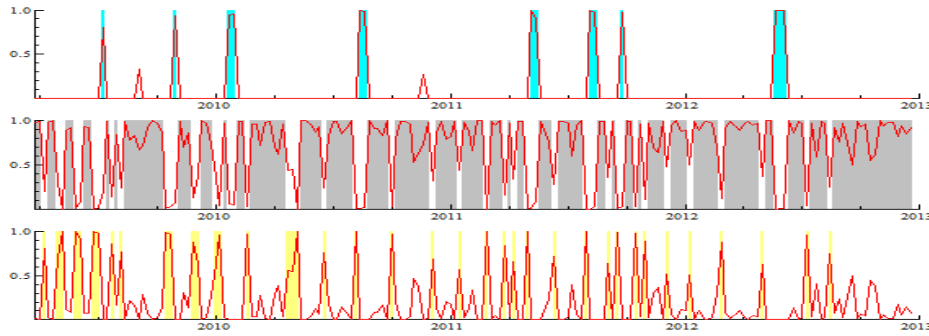
مأخذ: نتایج تحقیق

**نمودار ۳:** احتمالات هموار شده WTI قبل از بحران مالی به ترتیب در رژیم‌های اول، دوم و سوم



مأخذ: نتایج تحقیق

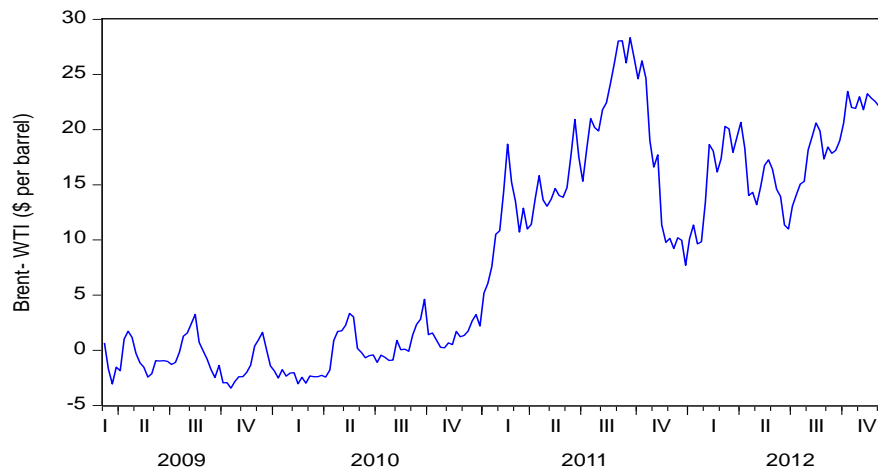
نمودار ۴: احتمالات هموار شده WTI پس از بحران مالی به ترتیب در رژیم‌های اول، دوم و سوم



مأخذ: نتایج تحقیق

**۴-۷- تفاوت‌های غیرعادی در قیمت‌های برنت و WTI پس از بحران مالی**  
 وقوع بحران مالی اخیر باعث تغییر در رژیم قیمتی مسلط بر برنت شده است. در حالی که WTI همچنان در رژیم قبلی خود (رژیم دوم) باقی مانده است. این مسئله منجر به تفاوت‌های غیرعادی در قیمت‌های این دو شاخص مهم بازار جهانی نفت پس از وقوع بحران مالی شده است. دلایل آن را می‌توان در تفاوت بین محرک‌های بنیادی و پویایی‌های بازار در بازارهای نفت خام این دو معیار جستجو کرد.

نمودار ۵: تفاوت قیمتی برنت و WTI پس از وقوع بحران مالی



مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۹: نتایج تخمین تفاوت‌های قیمتی Brent-WTI پس از وقوع بحران مالی

متغیر	ضرایب	آماره t	Prob	متغیر	ضرایب	آماره t	Prob
Q <sub>11</sub>	۰/۵۹	۴/۱۰	۰/۰۰	μ <sub>1</sub>	-۱/۷۵	-۳/۷۹	۰/۰۰
Q <sub>12</sub>	۰/۷۷	۵/۷۰	۰/۰۰	μ <sub>2</sub>	۰/۴۹	۱/۱۷	۰/۲۴
Q <sub>13</sub>	-۰/۴۳	-۰/۲۲	۰/۸۳	μ <sub>3</sub>	۵/۴۶	۳/۴۹	۰/۰۰
Q <sub>14</sub>	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۸۷	μ <sub>4</sub>	۱۱/۸۳	۴/۹۷	۰/۰۰
Q <sub>15</sub>	۱/۱۰	۱۰/۵۰	۰/۰۰	μ <sub>5</sub>	۱۸/۵۰	۸/۶۲	۰/۰۰
Q <sub>21</sub>	۰/۱۷	۱/۲۹	۰/۲۰	σ <sub>1</sub>	۰/۵۳	۸/۱۸	۰/۰۰
Q <sub>22</sub>	۰/۲۲	۱/۲۷	۰/۲۱	σ <sub>2</sub>	۰/۸۶	۶/۱۲	۰/۰۰
Q <sub>23</sub>	۰/۲۷	۱/۴۳	۰/۱۵	σ <sub>3</sub>	۱/۹۱	۱/۶۰	۰/۱۱
Q <sub>24</sub>	۰/۱۱	۱/۴۵	۰/۱۵	σ <sub>4</sub>	۲/۱۴	۱/۷۵	۰/۰۸
Q <sub>25</sub>	-۰/۱۹	-۱/۹۰	۰/۰۶	σ <sub>5</sub>	۱/۹۴	۱۳/۸۰	۰/۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۱۰: میانگین طول دوره و نسبت مشاهدات در تفاوت‌های قیمتی برنت و WTI پس از وقوع

## بحران مالی

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳	رژیم ۴	رژیم ۵
میانگین طول دوره	۱۰/۳۳	۵/۳۳	۳	۳	۹۶
نسبت مشاهدات	٪۳۱/۶۳	٪۱۶/۳۳	٪۱/۵۳	٪۱/۵۳	٪۴۸/۹۸

مأخذ: نتایج تحقیق

تفاوت‌های قیمتی برنت و WTI پس از وقوع بحران مالی (۲۰۱۲/۱۲/۱۴-۲۰۰۹/۰۳/۰۶) از یک الگوی ۵ رژیمی تبعیت می‌کنند و اکثر ضرایب از لحاظ آماری معنادار هستند. رژیم ۵ با ۴۸/۹۸٪ از کل مشاهدات، رژیم مسلط بر سایر رژیم‌ها است. میانگین تفاوت قیمتی بین برنت و WTI در این رژیم ۱۸/۵۰ دلار در هر بشکه است که یک تفاوت غیرعادی است.

نیروهای محرک مختلف برنت و WTI پس از بحران مالی عامل ایجاد تفاوت در رژیم‌های قیمتی مسلط در این دو شاخص است. مثلاً نفت خام برنت حساسیت بالایی به عرضه داشته و قیمت آن ارتباط نزدیکی با وضعیت جغرافیای سیاسی دارد. مخصوصاً وضعیت آشفته خاورمیانه و مناطق شمال آفریقا شامل ایران، عراق و لیبی و منطقه مدیترانه از جمله عوامل مؤثر بر قیمت آن است. در همین حال تقاضا نفت خام برنت عمدتاً از طرف کشورهای اروپایی و همچنین بسیاری از اقتصادهای نوظهور مانند چین و هند است. در سال‌های پس از بحران، افزایش تقاضا کشورهای نوظهور در مقابل ضعف اقتصاد اروپا باعث افزایش قیمت نفت برنت شد. در مقابل قیمت WTI عمدتاً تحت تأثیر عرضه و تقاضا در ایالات متحده آمریکا است. بعد از وقوع

بحران مالی، بهبود جزئی اقتصاد ایالات متحده آمریکا (عدم تحریک کافی سمت تقاضا برای نفت) و افزایش دائمی موجودی نفت خام در طی سال‌های گذشته، قیمت نفت WTI تحت یک فشار برای مدت طولانی حبس شده است (عدم تغییر رژیم طبق نتایج تحقیق).

عامل دیگر، تغییرات در رفتار شرکت‌کنندگان در بازار نفت خام به دلیل پویایی‌های بازار در طول دوره بحران است. در حقیقت در سال‌های اخیر رویدادهای بزرگی در بازارهای جهانی نفت اتفاق افتاده است که باعث شوک‌های قابل توجه در سرمایه‌گذاران، افزایش نا اطمینانی و تنوع انتظارات سرمایه‌گذاران در بازار نفت خام شده است. از مهم‌ترین این رویدادها می‌توان به وقوع بحران مالی، بی‌ثباتی ژئوپلیتیکی (مخصوصاً ناآرامی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا) و انقلاب در تولید نفت شیل آمریکا اشاره کرد.

### ۵- نتیجه‌گیری

در این مقاله رژیم‌های قیمتی دو شاخص عمده بازار جهانی نفت (برنت و WTI) بر اساس داده‌های هفتگی طی دوره زمانی ۲۰۰۷/۵/۲۵ - ۲۰۰۳/۱/۳ (قبل از بحران مالی) و ۲۰۱۲/۱۲/۱۴ - ۲۰۰۹/۳/۶ (بعد از بحران مالی)، مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور از مدل مارکف سوئیچینگ با ضرایب اتورگرسیو پویا استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل MSMAH(3)-AR(2)، الگوی بهینه تشریح رژیم-های قیمتی شاخص‌های برنت و WTI قبل و پس از بحران مالی است. قبل از وقوع بحران مالی برای هر دو شاخص برنت و WTI رژیم دوم به ترتیب با ۵۵/۹۵٪ و ۶۱/۶۷٪ از مشاهدات رژیم مسلط بر سایر رژیم‌های قیمتی است. وقوع بحران مالی اخیر باعث تغییر در رژیم قیمتی مسلط بر برنت شده است در حالی که WTI همچنان در رژیم قبلی خود باقی مانده است. به طوری که در مورد برنت، رژیم سوم با ۵۴/۸۷٪ از مشاهدات و در مورد WTI رژیم دوم با ۷۲/۳۱٪ از مشاهدات رژیم‌های مسلط بر سایر رژیم‌ها هستند. این مسئله منجر به تفاوت‌های غیرعادی در قیمت‌های این دو شاخص مهم بازار جهانی نفت پس از وقوع بحران مالی شده است که دلایل این امر را می‌توان در تفاوت بین وضعیت بنیادهای بازار این دو معیار و پویایی‌هایی اخیر بازار نفت جستجو کرد.

شناسایی رژیم‌های قیمتی شاخص‌های بازار جهانی نفت از اهمیت فراوانی برخوردار است چون هنگام بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان و قیمت نفت بایستی به این رژیم‌ها توجه شود و این علیت به صورت جداگانه در هر رژیم بررسی شود در غیر این صورت نتایج تورش دار خواهد بود، همچنین این رژیم بندی باعث آگاهی درباره رفتار این متغیر سیاستی (قیمت نفت) می‌شود. به طوری که یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خود نشان دهد به عبارت دیگر تغییر رژیم دهد.

### فهرست منابع:

- ابریشمی، حمید، محسن مهرآرا و یاسمین آریانا. (۱۳۸۶). ارزیابی عملکرد مدل‌های پیش‌بینی بی‌ثباتی قیمت نفت. مجله تحقیقات اقتصادی. (۷۸): ۲۱-۱.
- پیش‌بهار، اسماعیل، فرشته اسدالله پور و رؤیا فردوسی. (۱۳۹۴). بررسی اثرات شوک‌های قیمتی نهاده‌ها بر قیمت گوشت مرغ: رویکرد غیرخطی مارکف-سوئیچینگ. نشریه پژوهش‌های علوم دامی. ۲۵(۱): ۹۴-۷۹.
- حیدری، حسن و سحرناز بابایی بالدولو. (۱۳۹۲). عوامل مؤثر بر انتقال نوسانات قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن در ایران: رهیافتی از مدل‌های تبدیل مارکف. نشریه انرژی ایران. ۱۶(۳): ۱۶-۱.
- صالحی، سربیزن مرتضی، غلامعلی رئیسی اردلی و نادر شتاب بوشهری. (۱۳۹۲). نقاط رکود و رونق اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی. ۷(۳): ۸۳-۶۷.
- صمدی، علی حسین و پریسا بهلولی. (۱۳۹۱). مروری بر الگوهای مارکف سوئیچینگ و کاربردهای آن در اقتصاد. اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.
- فلاحی، فیروز و عبدالرحیم هاشمی دیزج. (۱۳۸۹). رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکف سوئیچینگ. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. ۷(۲۶): ۱۵۲-۱۳۱.
- فلاحی، فیروز، محسن پورعبادالهیان کویچ، داود بهبودی، فخری سادات محسنی زنوزی. (۱۳۹۲). بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ. فصلنامه اقتصاد انرژی ایران. ۲(۷): ۱۲۷-۱۰۳.
- قنبری، علیرضا، محسن خضری و احمد رسولی. (۱۳۹۰). تشخیص اثرات نامتقارن شوک‌های نفت خام بر روی اقتصاد ایران در رژیم‌های اقتصادی: مدل راه‌گزینی مارکف. فصلنامه تحقیقات اقتصادی. ۴۹(۹۷): ۱۴۹-۱۱۹.
- کازرونی، علیرضا، علی رضازاده و سیاوش محمدپور. (۱۳۹۰). اثرات نامتقارن نوسان‌های نرخ واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی ایران: رویکرد غیرخطی مارکف سوئیچینگ. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی. ۲(۵): ۱۷۸-۱۵۳.



کمیجانی، اکبر، اسماعیل نادری و نادیا علیخانی. (۱۳۹۱). مقایسه انواع مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی در مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. ۹(۳۵): ۱۴۶-۱۲۱.

Agnolucci, P. (2009). Volatility in Crude Oil Futures: A Comparison of the Predictive Ability of GARCH and Implied Volatility Models. *Energy Economics*, 31(2): 316-321.

Ahmed, H.J.A., O.H. Bashar & I.M. Wadud. (2012). The Transitory and Permanent Volatility of Oil Prices: What Implications are There for the US Industrial Production?. *Applied Energy*, 92: 447-455.

Arouri, M.E.H., A. Lahiani, A. Lévy & D.K. Nguyen. (2012). Forecasting the Conditional Volatility of Oil Spot and Futures Prices with Structural Breaks and Long Memory Models. *Energy Economics*, 34(1): 283-293.

Bhar, R. & A.G. Malliaris. (2011). Oil Prices and the Impact of the Financial Crisis of 2007–2009. *Energy Economics*, 33(6): 1049-1054.

Chang, C.L., M. McAleer & R. Tansuchat. (2013). Conditional Correlations and Volatility Spillovers Between Crude Oil and Stock Index Returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 25: 116-138.

Fallahi, F. & G. Rodriguez. (2007). Using Markov-Switching Model to Identify the Link Between Unemployment and Criminality. Working Paper, University of Ottawa.

Fong, W.M. & K.H. See. (2002). A Markov Switching Model of the Conditional Volatility of Crude Oil Futures Prices. *Energy Economics*, 24(1): 71-95.

Gallo, A., P. Mason, S. Shapiro & M. Fabritius. (2010). What is Behind the Increase in Oil Prices? Analyzing Oil Consumption and Supply Relationship with Oil Price. *Energy*, 35(10): 4126-4141.

Hamilton, J.D. (1990). Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime. *Journal of Econometrics*, 45(1): 39-70.

Hou, A. & S. Suardi. (2012). A Nonparametric GARCH Model of Crude Oil Price Return Volatility. *Energy Economics*, 34(2): 618-626.

Hung, J. C., Y.H. Wang, M.C. Chang, K.H. Shih & H.H. Kao. (2011). Minimum Variance Hedging with Bivariate Regime-Switching Model for WTI Crude Oil. *Energy*, 36(5): 3050-3057.

Jammazi, R. (2012). Oil Shock Transmission to Stock Market Returns: Wavelet-Multivariate Markov Switching GARCH Approach. *Energy*, 37(1): 430-454.

Mollick, A.V. & T.A. Assefa. (2013). US Stock Returns and Oil Prices: The Tale From Daily Data and the 2008–2009 Financial Crisis. *Energy Economics*, 36: 1-18.

Naifar, N. & M.S. Al Dohaiman. (2013). Nonlinear Analysis Among Crude Oil Prices, Stock Markets' Return and Macroeconomic Variables. *International Review of Economics & Finance*, 27: 416-431.

- Narayan, pk. & S. Narayan. (2007). Modelling Oil Price Volatility. *Energy Policy*, 35(12): 6549-6553.
- Regnier, E. (2007). Oil and Energy Price Volatility. *Energy Economics*, 29(3): 405-427.
- Ripple, R.D. & I.A. Moosa. (2009). The Effect of Maturity, Trading Volume, and Open Interest on Crude Oil Futures Price Range-Based Volatility. *Global Finance Journal*, 20(3): 209-219.
- Vo, M. T. (2009). Regime-Switching Stochastic Volatility: Evidence from the Crude Oil Market. *Energy Economics*, 31(5): 779-788.
- Wei, W., Z. Chen & J. Wang. (2006). A Research on the Three States Markov-Switching Model: An Application in the Analysis of World Oil Price Fluctuation. *Journal of Finance and Economics*, 32: 120-131.
- Wu, G. & Y.J. Zhang. (2014). Does China Factor Matter? An Econometric Analysis of International Crude Oil Prices. *Energy Policy*, 72: 78-86.
- Zhang, Y.J. (2013). Speculative Trading and WTI Crude Oil Futures Price Movement: An Empirical Analysis. *Applied Energy*, 107: 394-402.
- Zhang, Y.J. & J. Wang. (2015). Exploring the WTI Crude Oil Price Bubble Process Using the Markov Regime Switching Model. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 421: 377-387.

**پیوست:**

**انتخاب مدل خودرگرسیون مناسب مارکف سوئیچینگ**

**جدول ۱: مدل‌هایی برای تعیین رژیم‌های قیمتی WTI بعد از بحران مالی**

	MSMAH(3) AR(2)	MSMAH(3) AR(1)	MSMAH(2) AR(2)	MSMAH(2) AR(1)	MSMAH(4) AR(2)	MSMAH(4) AR(1)
آکائیک	۵/۲۶	۵/۴۴	۵/۳۹	۵/۴۲	۵/۴۰	۵/۴۱
مقدار تابع راست‌نمایی	-۴۹۶/۲۰	-۵۲۰/۴۱	-۵۱۶/۹۴	-۵۲۲/۹۶	-۵۰۲/۱۸	-۵۰۹/۲۲

مأخذ: نتایج تحقیق

**جدول ۲: مدل‌هایی برای تعیین رژیم‌های قیمتی برنت قبل از بحران مالی**

	MSMAH(3) AR(2)	MSMAH(3) AR(1)	MSMAH(2) AR(2)	MSMAH(2) AR(1)	MSMAH(4) AR(2)	MSMAH(4) AR(1)
آکائیک	۵/۵۰	۵/۴۸	۵/۴۷	۵/۵۱	۵/۴۲	۵/۴۷
مقدار تابع راست‌نمایی	-۶۰۷/۳۰	-۶۱۲/۸۷	-۶۱۱/۶۲	-۶۱۹/۷۴	-۶۱۳/۲۷	-۶۱۵/۲۷

مأخذ: نتایج تحقیق

**جدول ۳: مدل‌هایی برای تعیین رژیم‌های قیمتی برنت بعد از بحران مالی**

	MSMAH(3) AR(2)	MSMAH(3) AR(1)	MSMAH(2) AR(2)	MSMAH(2) AR(1)	MSMAH(4) AR(2)	MSMAH(4) AR(1)
آکائیک	۵/۲۷	۵/۳۱	۵/۳۰	۵/۲۸	۵/۱۸	۵/۲۷
مقدار تابع راست‌نمایی	-۴۹۶/۷۴	-۵۰۷/۲۴	-۵۰۸/۳۰	-۵۱۰/۶۴	-۴۹۸/۳۲	-۴۹۶/۸۱

مأخذ: نتایج تحقیق

