پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران
سال هفتم، شماره 25، زمستان 1396 صفحات 192-159

ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید قیمتی در بازار نفت اوپک: رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ*

محمود محمدی الموتی[1]
محمدرضا حدادی[2]
یونس نادمی[3]

تاریخ دریافت:1396/08/27 تاریخ پذیرش:1397/06/20

چکیده:

اقتصاد ایران به دلیل اتکای بالا به درآمدهای نفتی، از نوسانات قیمتی بازار نفت تاثیر می‌پذیرد بنابراین پیش‌بینی روند حرکتی قیمت نفت هم از جهت تعیین صحیح قیمت نفت در بودجه دولت و هم از جهت مدیریت و کنترل نوسانات شدید قیمتی برای سیاست‌گذاران اقتصاد کلان از اهمیت زیادی برخوردار است. بنا بر اهیمت پیش‌بینی روند حرکتی قیمت نفت، هدف این مقاله ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع برای نوسانات شدید در بازار نفت خام اوپک می‌باشد. این الگو می‌تواند با پیش‌بینی احتمال وقوع نوسانات شدید قیمت نفت در دوره‌های آتی، دیدی مناسب از روند حرکت قیمت نفت در اختیار سیاست‌گذار قرار دهد. بدین‌منظور در گام نخست با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ روند حرکتی قیمت نفت به همراه نوسانات آن برای دوره 2010- 2016 مدلسازی و برآورد شد؛ سپس با استفاده از این مدل، ماتریس احتمالات انتقال که شامل احتمال ماندن در رژیم‌های پرنوسان و کم نوسان و احتمال تغییر از رژیم پرنوسان به کم‌نوسان و برعکس می‌باشد بدست می‌آید و مبتنی بر این ماتریس احتمالات شرطی قرار گرفتن در رژیم قیمت نفت کم‌نوسان و پرنوسان پیش‌بینی می‌گردد تا با استفاده از آن سیاست‌گذاران و فعالان در بازار نفت دید بهتری برای تصمیم‌گیری پیدا کنند تا بتوانند از اثرات مخرب ناشی از نوسانات شدید قیمت نفت جلوگیری نمایند.

طبقه‌بندی JEL: E37, Q31, C53, C24

کلیدواژه‌ها: الگوی هشدار پیش از وقوع، قیمت نفت خام اوپک، پیش‌بینی، مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ.

---

* مقاله حاضر، مستخرج از طرحی پژوهشی تحت حمایت دانشگاه آیت‌الله بروجردی استخراج گردیده است.

1. دانشجوی کارشناسی ارشد ریاضیات مالی، دانشگاه آیت الله بروجردی (ره) (نویسنده مسئول)
mahmoodmohammadi1992@gmai.com

2. استادیار ریاضی، دانشگاه آیت‌الله بروجردی (ره)
haddadi.math@gmail.com

3. استادیار اقتصاد، دانشگاه آیت‌الله بروجردی (ره)
younesnademi@abru.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

1. مقدمه

انرژی یک کالای استرتژیک[1] بین‌المللی است به‌طوری‌که فعالیت‌های دولت‌ها و سازمان‌ها در گروی آن و بازارهای مربوط به آن می‌باشد. در مقیاس کوچک‌تر، هر گونه تغییر در قیمت انرژی باعث تغییر در قیمت کالاهای دیگر و به نوعی تغییر در سبد خانوارها و بطور کلی در رفاه جامعه تأثیرگذار خواهد بود. در دنیای امروز نفت به عنوان مهم‌ترین نوع انرژی نقش بسزایی در تحولات جهان ایفا می‌کند.

انرژی و بویژه نفت، نیروی محرکهٔ بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی و تولیدی است؛ بنابراین جایگاه ویژه‌ای در رشد اقتصادی کشورها دارد. نفت خام یکی از مهم‌ترین منابع انرژی برای توسعهٔ اجتماعی ـ اقتصادی جهان و مهم‌ترین محصول سرمایه‌گذاری با ویژگی‌های قابل توجه مالی در سال‌های اخیر بوده‌است (ژانگ[2]؛ 2018). در اقتصاد جهانی این محصول یکی از مهم‌ترین کالاهای استراتژیک محسوب می‌شود که نقش بسزایی در تعیین بسیاری از معادلات منطقه‌ای دارد. این محصول پس از دههٔ 1970.م در پی حوادث مختلف جهانی و پیدایش شرکت‌های بزرگ نفتی از نوسانات شدید قیمتی برخوردار بوده که همین امر موجب تشکیل بورس‌های بزرگ نفتی به منظور شفاف سازی قیمت و پوشش ریسک ناشی از نوسانات قیمتی شده است (رستمی وفرهمندی؛ 1391).

نوسانات قیمت نفت که از آن با نام شوک‌های نفتی یاد می‌شود، تأثیرات قابل توجهی در اقتصاد کشورها، اعم از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه دارد. از سویی دیگر از آنجایی که درآمدهای ناشی از صادرات نفت در کشورهای عضو اوپک سهم قابل‌توجهی از تولید ناخالص داخلی و بودجه‌های سالیانهٔ آن‌ها را شامل می‌شود، اقتصاد این کشورها را به نوعی می‌توان یک اقتصاد تک محصولی دانست و میزان تأثیر این شوک‌ها بر اقتصاد این کشورها را می‌توان به میزان وابستگی بودجهٔ آن‌ها به درآمدهای حاصل از فروش نفت

1. کالای استراتژیک، کالایی است که وجود آن برای یک کشور حیاتی و مهم باشد و نبود آن کشور را دچار بحران اقتصادی و سیاسی کند. اهمیت استراتژیک کالا بستگی به نوع کشور، زمان مصرف و فرهنگ مصرفی مردم دارد.

2. Zhang, (۲۰۱۸)

Archive of SID

www.SID.ir

مربوط دانست. سهم بالای مشارکت این نوسانات می‌تواند به‌راحتی در رکود و رونق اقتصاد کشورهای عضو اوپک اثرگذار باشد و نوسانات این کالا، بیشتر متغیرهای اقتصادی را دچار نوسان می‌کند که از جمله می‌توان به عامل تقاضای کل اشاره کرد.

باتوجه به اهمیت روزافزون قیمت نفت در بازارهای مالی و اثرات اقتصادی حاصل از نوسانات قیمتی آن، پیش‌بینی قیمت نفت خام به روش‌های کارآمدتر همواره مورد علاقهٔ بسیاری از فعالان بازار و سیاست‌گذاران بوده‌است. پیش‌بینی قیمت نفت نه‌تنها نقش مؤثری در سیاست دولت‌ها بازی می‌کند، بلکه بر بهینه کردن میزان تولید در بلند مدت و همچنین از طریق برنامه‌ریزی صحیح به کنترل اثرات منفی شوک‌ها نیز کمک شایانی خواهد کرد. هدف از این پژوهش ارائه و تفسیر یک الگوی جدید توسط ماتریس احتمال انتقال است که توسط برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ در بازار نفت اوپک بدست می‌آید. با استفاده از این ماتریس، احتمالات دو رژیم پرنوسان و کم‌نوسان محاسبه می‌گردد و با استفاده از آن احتمال مواجهه شدن با نوسانات شدید در قیمت نفت خام را در هر دوره پیش‌بینی نمود و بدین ترتیب یک الگوی مناسب برای پیش‌بینی نوسانات شدید بدست آورد.

این مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است؛ به این صورت که در بخش بعدی به مبانی نظری و مطالعات انجام گرفته در زمینه پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت و الگوی هشدار پیش از وقوع پرداخته می‌شود و در بخش سوم مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ دو رژیمی و سه رژیمی به تفصیل مورد بررسی قرار می‌گیرد و داده‌ها توصیف می‌گردد. در بخش چهارم به برآورد مدل و مقایسه مدل‌های دو و سه رژیمی مارکف پرداخته می‌شود و در بخش پایانی نیز نتیجه گیری و پیشنهادات مطرح می‌گردد.

2. مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

نفت به‌همراه ارز و طلا، از مهم‌ترین شاخص‌های اصلی فرآیندهای اقتصاد جهانی بشمار می‌آیند. عرضه و تقاضا، عامل‌های اصلی تعیین قیمت نفت هستند. به‌ویژه تقاضای نفت

Archive of SID

www.SID.ir

وابسته به مصرف آن در کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه است و عرضه آن وابسته به وقایع ژئوپولیتیک مانند درگیری‌های بین ونزوئلا و آمریکا، ترکیه و کردهای عراق یا ایران و اسرائیل و دیگر موارد همچون تصمیم کشورهای عضو اوپک[1] بر تنظیم سطح تولید می-باشد. با این‌حال، رفتار سرمایه‌گذار نفتی نیز می‌تواند یک عامل در رفتار اخیر قیمت‌ها باشد، که به‌طور خاص می‌توان به رفتار مجموعهٔ متنوع سرمایه‌گذاران از جمله صندوق‌های بیمه، صندوق‌های بازنشستگی و بانک‌های سرمایه‌گذاری اشاره کرد (چارلز و دارنی[2]؛ 2013).

پیش‌بینی[3] یک عنصر کلیدی در تصمیم‌گیری مدیریت و کنترل ریسک است. پس، پیش‌بینی برای بسیاری از سازمان‌ها و نهادها حائز اهمیت است. به عبارتی هر سازمان به‌منظور تصمیم‌گیری آگاهانه و استفادهٔ بهینه از دارایی‌های خود باید قادر به پیش‌بینی باشد. اصولاً باید پیش‌بینی عوامل غیر قابل کنترل، به انتخاب‌ها و تصمیم‌گیری‌ها نسبت به زمانی که این پیش‌بینی اتفاق نمی‌افتد بهتر عمل کند. در واقع پیش‌بینی، هنر و علم رخ‌دادهای آتی در زمان حال است که از طریق داده‌های جمع‌آوری شده و بسط و تعمیم آن‌ها به آینده توسط مدل‌های ریاضی، پیش‌بینی ادراکی یا موضوعی از آینده و یا ترکیبی از این دو روش می‌باشد. یکی از ابزارهای مهم مدیریتی استفاده از روش‌های مختلف پیش‌بینی است. آینده‌نگری به مفهوم مطالعهٔ قبلی، محاسبه و حدس زدن از شرایط آینده است و کسی که با آگاهی توسط محاسبات انجام گرفته _ که غالبا متکی بر آمار و اطلاعات کنونی است _ و با تکیه بر بینش شخصی خود در خصوص آینده به قضاوت می‌نشیند، به پیش‌بینی می‌پردازد (آیت الهی؛ 1377). بطورکلی پیش‌بینی ابزاری است برای تصمیم‌گیری بهتر و ارزش یک پیش‌بینی به میزان اثرگذاری آن در زمان تصمیم‌گیری

1. سازمان کشورهای صادر کننده نفت با نام اختصاری اوپک، یک کارتل بین‌المللی نفتی است که متشکل از کشورهای الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، ونزوئلا، اکوادور و آنگولا می‌باشد. مقر بین‌المللی اوپک از بدو تاسیس در سال 1339 در ژنو بود و در سال 1344 به شهر وین در کشور اتریش انتقال یافت.

2 .Charles and Darne, (2013)

3 .Forecasting

Archive of SID

www.SID.ir

بستگی دارد. هر پیش‌بینی که این توانایی را داشته باشد که کیفیت و دقت تصمیم را بهبود بخشد، پیش‌بینی مفیدتری خواهد بود.

پیش‌بینی نوسانات یک امر مهم در بازارهای مالی محسوب می‌شود به‌طوری‌که مورد توجه بسیاری از محققین دانشگاهی و فعالان بازارها در دهه‌های اخیر قرار گرفته است. پیش‌بینی در بازارهای مالی بسیار پیچیده است و دلایل این پیچیدگی را می‌توان به قسم زیر خلاصه کرد:

- ناایستایی داده‌ها
- غیرخطی بودن روند داده‌ها
- تغییرات زیاد داده‌ها

امروزه با وجود روش‌های متعدد پیش‌بینی، هنوز هم پیش‌بینی دقیق در بازارهای مالی کار چندان ساده‌ای به‌نظر نمی‌رسد. تحقیقات فراوان پیرامون موضوع مربوط به پیش‌بینی در سیستم‌های مالی و همچنین تحقیقات متعدد انجام شده در بازارهای مختلف و به‌ویژه بازارهایی چون بازار ارز، بازار سهام اوراق بهادار، بازار سکه و طلا و نیز بازار نفت و سایر انرژی‌های مصرفی همگی نشانگر اهمیت موضوع مورد بحث است (جوان‌مرد و فقیدیان؛ 1394). یکی از مهم‌ترین بازارهای مالی بازار نفت است. پیش‌بینی قیمت نفت خام تنها مورد توجه اقتصاددانان نیست بلکه در بخش‌های سیاسی ـ اجتماعی نیز این مسئله از اهمیت بسزایی برخوردار است ؛ به‌طوری‌که همواره تصمیم‌گیرندگان در بخش‌های سیاسی و اقتصادی و همچنین جامعهٔ علمی پژوهشی همواره به‌دنبال راهی برای افزایش دقت در صحت پیش‌بینی قیمت نفت می‌باشند. همچنین پیش‌بینی این کالای مهم برای دولت‌ها و سرمایه‌گذاران به‌منظور تأثیرگذاری بیشتر در طرح‌هایی که برای فعالیت‌های خود پیش‌بینی می‌کنند، لازم است (امیر و شبری[1]؛ 2016). سیستم قیمت‌گذاری نفت در بازارهای مالی از مبهم‌ترین و غیرشفاف‌ترین سیستم‌های قیمت گذاری می‌باشد. نفت خام به‌عنوان یک کالای استراتژیک در اقتصاد دنیا، ماده‌ای بسیار پر اهمیت برای کشورهایی که شامل

1.Amir and Shabri, (2016)

Archive of SID

www.SID.ir

صنعت قوی هستند، محسوب می‌شود و به‌ویژه بنیان اقتصادی کشورهای عضو اوپک محسوب می‌شود. از این جهت نوسانات شدید قیمتی در این ماده حیاتی می‌تواند سبب بروز بحران‌های شدید و ... گردد. به‌همین دلیل پیش‌بینی صحیح قیمت نفت خام کشورهای عضو اوپک، می‌تواند نقش بسیار مهمی در اقتصاد، امنیت و آسایش این کشورها در برابر تهدیدات ناشی از این نوسانات داشته باشد(جوان‌مرد و فقیدیان؛ 1394). الگوی هشدار پیش از وقوع نیز یکی از راه‌کارهای نوین در حوزه پیش‌بینی به‌شمار می‌رود.

بسیاری از مطالعات انجام گرفته در حوزۀ الگوی هشدار پیش از وقوع، در حیطه بحران‌های پولی و مالی و بازار سهام می‌باشد. مدل‌های هشدار پیش از وقوع در گذشته از مدل‌های کلاسیک اتخاذ شده‌اند و تکنیک تخمین آن‌ها همانند مطالعات رویکرد گرافیکی (ایچنگرین و همکاران[1]، 1995) و مدل‌های رگرسیونی (فرانکل و رز[2]، 1996 ؛ ساچ[3]، 1996) می‌باشد. محبوب‌ترین مدل برگرفته از کامینسکی و همکاران[4] (1998) بود. ادبیات بحران‌های ارزی با استفاده از داده‌های چندملیتی توسط پیشگامانی مانند ایچنگرین، رز و وایپ لوز[5] در مقالاتی که در طی سال‌های 1994، 1995 و 1996 منتشر گردید، شروع شد. رویکرد سیگنالی کامینسکی و همکاران (1998) و کامینسکی و رینهارت[6] (1999) برای ساخت الگوی هشدار پیش از وقوع به‌طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است. در بازار نفت نیز از آن‌جایی‌که این کالا دچار نوسانات شدید متعددی می‌باشد، داشتن یک الگوی هشدار احتمالی که توسط مدل‌های مبتنی بر سری زمانی باشد، جهت پیش‌بینی نوسانات قیمتی آن می‌تواند حائز اهمیت به‌نظر برسد.

1. Eichengreen et al. (1995)
2. Frankel and Rose, (1996)
3. Sachs, (1996)
4 .Kaminsky et al. (1998)
5. Wyplosz
6. Kaminsky and Reinhart, (1999)

Archive of SID

www.SID.ir

2-1. مروری بر مطالعات داخلی

نادری (1382) پس از اشاره به بحران مالی سال 1372 در ایران، سیستم هشدار پیش از موعد برای بحران مالی را به عنوان یک ابزار تجربی عیب‌یابی اقتصاد کلان معرفی می‌داند و الگویی به نام الگوی استخراج علائم را که به پیروی از ابتکار کامینسکی، لیزوند و ورینهارت [1](1998) می‌باشد، ارائه می‌کند. در این سیستم اگر آمارهای مربوط به شاخص‌ها از مرز آستانه‌ای خاص که مرز بحران نام دارد منحرف شوند، این الگو علائم را انتشار می‌دهد.

ابراهیمی و توکلیان (1391) در مطالعه خود اقدام به طراحی سامانه هشداردهی زودهنگام بحران‌های ارزی در ایران توسط مدل مارکوف سوئیچینگ کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از نرخ رشد بازار آزاد، بحران‌های ارزی که در اقتصاد ایران در طی سال‌های 1367 تا 1389 به وقوع پیوسته، شناسایی کرده‌اند. نتایج کار آن‌ها نشان می‌دهد که در دوره‌های زمانی مختلف شامل: 6ماهه دوم سال 67، نه ماهه اول سال 68، 3ماهه اول سال 69، نیمه دوم سال 72 و سال‌های 77 و 78، وقوع بحران هشدار داده شده‌است که این با واقعیت اقتصاد ایران در آن زمان انطباق دارد.

بکی حسکوئی و خواجوند (1393) مجموعه‌ای از مدل‌های مختلف گارچ استاندارد با گروهی از مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ به منظور توانایی آن‌ها در پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی نفت در افق‌های زمانی یک روزه تا یک ماهه مقایسه شده‌اند. توانایی آزمون‌ها در پیش‌بینی نیز توسط آزمون‌های دایبولد- ماریانو، وایت و تست *SPA* هانسن [2] مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند. تجزیه و تحلیل‌های این تحقیق نشان می‌دهد که مدل های تغییر رژیم مارکوف گارچ در افق پیش‌بینی کوتاه‌تر عملکرد بهتری نسبت به سایر مدل‌های گارچ دارد ولی در افق زمانی بلندمدت مدل‌های گارچ نامتقارن استاندارد بهتر

1. Kaminsky, Lizando and Reinhart, (1998)
2. Hansen

Archive of SID

www.SID.ir

عمل می‌کنند. همچنین بر اساس این آزمون‌ها وجود مدل بهتر از تغییر رژیم مارکوف گارچ رد می‌شود.

نادمی و همکاران (1393) در این مقاله اقدام به ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات در بازار سهام تهران کرده‌اند. آن‌ها ابتدا با استفاده از مدل اقتصاد سنجی مارکوف سوئیچینگ گارچ، نوسانات بازدهی سهام را برآورد کرده و پی برده‌اند که مدل رژیم چرخشی مارکوف با توزیع جی ای دی بهترین عملکرد را در بین سایر توزیع‌ها در بازه مورد بررسی آن‌ها داشته است. سپس با استفاده از همان مدل و برآورد صورت گرفته، ماتریس احتمال انتقال را که شامل احتمال‌های ماندن در رژیم‌های پرنوسان و کم‌نوسان، انتقال از رژیم پرنوسان به کم‌نوسان و برعکس را محاسبه کرده‌اند. آن‌ها معتقدند که با چنین الگویی می‌توان از وقوع نوسانات شدید جلوگیری کرد و باعث افزایش امنیت سرمایه‌گذاری در بازار سهام تهران شد.

مطهری و همکاران (1394) در پژوهش خود با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ نوسانات نرخ ارز را در بازار آزاد و در طی سال‌های 1385 تا 1396 پیش‌بینی کرده و با استفاده از آن، ماتریس احتمالات انتقال را بدست آورده و احتمال ماندن در رژیم‌های پرنوسان و کم نوسان و انتقال از این دو رژیم به یکدیگر را ارائه کردند. بدین ترتیب الگویی برای هشدار پیش از وقوع نوسانات نرخ ارز در بازار آزاد را ارائه دادند.

در مطالعه فیروزی جهانتیغ و دهقانی (1395) از الگوریتم ژنتیک برای بهینه سازی معماری و ساختار شبکهٔ عصبی مصنوعی استفاده گردیده است. در طی فرآیند بهینه‌سازی، وزن ها، بایاس، و ساختار شبکهٔ عصبی مصنوعی محاسبه گردیده‌اند تا از پیچیدگی‌های ناشی از شبکهٔ عصبی کاسته شود. به‌منظور بررسی عملکرد شبکهٔ عصبی اصلاح شده با الگوریتم ژنتیک، از آن برای پیش‌بینی قیمت نفت اینتر مدیت وست تگزاس[1] (*WTI*) از سال 2012 تا انتهای 2015 استفاده شده است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که مدل

1. West Texas Intermediate

Archive of SID

www.SID.ir

مذکور در مقایسه با سایر مدل‌های شبکهٔ عصبی مصنوعی در پیش‌بینی قیمت نفت عملکرد بهتر و دقیق‌تری دارد.

2-2. مروری بر مطالعات خارجی

برای اولین بار کامینسکی و همکاران (1998)، با استفاده از روش استخراج علائم، اقدام به ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع کردند. آن‌ها از یک شاخص فشار بر بازار ارز برای مشخص کردن بحران‌های رخ داده در سال‌های گذشته استفاده نمودند و با استفاده از سیستم استخراج علائم، پی بردند که رفتار نرخ واقعی ارز، اعتبارات داخلی، ذخایر بین‌المللی و تورم داخلی از جمله شاخص‌هایی هستند که در پیش‌بینی بحران‌ها مؤثراند.

بوسایر و واتزشر[1] (2002) از الگوهای دو جمله‌ای با 4 متغیر وابسته گسسته که برای تمایز بین دوره‌های آرامش (بیانگر اقتصاد سالم) و دوره‌های بعد از بحران (متغیر اقتصادی در حال رسیدن به ثبات است) می‌باشد را به عنوان یک الگوی هشدار پیش از موعد که بر مبنای الگوی لوجیت چند جمله‌ای می‌باشد ارائه داده‌اند. آن‌ها نشان دادند که بکار بردن الگوی لوجیت چند جمله‌ای که با استفاده از آن می‌توان حالات مختلفی را از هم متمایز کرد، گامی اساسی در توانایی پیش‌بینی بحران‌های مالی به حساب می‌آید.

لی چی[2] (2009) کاربرد مدل‌های آریما و گارچ را در پیش‌بینی قیمت نفت وست تگزاس با داده‌های روزانه از تاریخ 2 ژانویه 1986 تا 30 سپتامبر 2009 مورد بررسی قرار می‌دهد. او این کار را توسط نرم‌افزار اقتصاد سنجی Eviwes انجام و با اندازه‌های مختلف به این نتیجه رسید که مدل ARIMA(2,1,1) و GARCH(1,1) مدل های خوبی برای برآورد این داده‌ها می‌باشند. در پایان وی به این نتیجه دست یافت که مدل GARCH(1,1)، مدل بهتری برای داده‌های روزانه قیمت نفت خام با توجه به توانایی مدل در ایفای نقش نوسانات با واریانس شرطی ناهمسان دارد.

1. Bussiere and Fratzscher, (2002)
2. Lee Chee, (2009)

Archive of SID

www.SID.ir

سانگ[1] (2010) ابتدا شاخص بحران شوک قیمت نفت را تعریف و سپس مدل شبکه عصبی را برای پیش‌بینی شاخص این بحران بکار می‌برد و از این مدل برای ساخت سیستم هشدار پیش از وقوع نوسانات قیمت نفت خام استفاده کرده است. وی با مدل خود سعی در پیش‌بینی پیش از موعد برای فروپاشی قیمت نفت پس از اوج تاریخی آن در سال 2008 را داشته است. او نتایج خود را با مدل رگرسیونی مقایسه می‌کند و پی می‌برد که بحران قیمت نفت و سقوط ناگهانی آن توسط مدل شبکه عصبی قابل پیش‌بینی بوده اما مدل رگرسیونی در پیش‌بینی آن ناکام بوده است.

در پژوهش کانگ و یون[2] (2013) توانایی پیش‌بینی و مدل‌سازی تغییرات قیمتی سه قرارداد تجاری نفت خام در بازار مرکانتیل نیویورک مورد بررسی قرار گرفته است. به همین منظور مدل‌های *ARFIMA – GARCH*، *ARFIMA – IGARCH* و *ARFIMA – FIGARCH* با یکدیگر مقایسه شده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مدل *ARFIMA – FIGARCH* –با توجه به خاصیت حافظهٔ بلندت مدت بازار نفت، نسبت به مدل‌های رقیب از دقت بیش‌تری برخوردار است و این مدل به سرمایه‌گذاران در بازار آتی نفت پیشنهاد می‌شود.

کملی[3] (2014) در مطالعه خود، سیستم‌های هشدار پیش از وقوع پارامتریک و ناپارامتریک را در بحران پولی اقتصادهای نوظهور مطرح می‌کند. او این کار را از طریق دو روش درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای بررسی کرده و مورد ارزیابی قرار داده است. وی در این مقاله پی برده است که در زمینهٔ برون نمونه‌ای، سیستم پارامتریک در هشدار پیش از وقوع عملکرد دقیق‌تری نسبت به مدل ناپارامتریک داشته است.

آن[4] (2015) یک الگوی هشدار پیش از وقوع برای بحران پولی کشور ویتنام معرفی کرد. نتایج حاصل از الگوی وی نشان می‌دهد که احتمال پیش‌بینی صحیح یک بحران

1. Song, (2010)
2. Kang and Yoon, (2013)
3. Comelli, (2014)
4. Anh, (2015)

Archive of SID

www.SID.ir

پولی حدودا برابر 80/7 ٪ است. همچنین وی در این تحقیق پی برد که افزایش مازاد در اندازه واقعی ارزش پول، ذخایر بین‌المللی و نرخ رشد اعتبار داخلی از جمله عامل‌های مؤثر در بحران پولی این کشور هستند.

لانگ و اشمیت[1] (2016) به بررسی عوامل مؤثر در بحران‌های بانکی سیستماتیک پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از تعامل بین نسبت نقدینگی و از دست دادن سپرده تقاضا، الگوی هشدار پیش از وقوع نوآورانه‌ای را ارائه کردند و این کار باعث حصول نتایج دقیق-تری شد. عامل‌های مورد استفاده در تحقیق از نظر آماری معنادار بوده‌اند.

تمایز مقاله حاضر با مطالعات مذکور فوق آن است که اولا در این مقاله از رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ برای اولین بار در ارائه الگوی هشدار پیش از وقوع برای بازار نفت خام اوپک استفاده گردیده است. که باتوجه به نوسانات بازار نفت مدل واقع بینانه‌تری نسبت به مدل‌های مورد استفاده در تحقیقات قبلی می‌باشد. وجه تمایز بعدی مقاله حاضر در این است که در این مقاله از رویکرد سری زمانی استفاده می‌گردد و این رویکرد برای پیش‌بینی و الگوی هشدار پیش‌از موعد نسبت به سایر مدل‌های توضیحی عملکرد بهتری دارد. همچنین در این مقاله از مدل‌های دو رژیمی و سه رژیمی مارکوف استفاده شده و مدل دو رژیمی به دلیل دقت عملکرد بالاتر نسبت به مدل سه رژیمی، انتخاب گردیده است و الگو بر اساس آن ارائه شده است.

3. روش پژوهش و توصیف داده

مهم‌ترین کار در پیش‌بینی، تجزیهٔ سری زمانی به اجزای روند، تغییرات دوره‌ای و تغییرات نامنظم است. تغییرات نامنظم علی‌رغم این‌که دارای توزیع معلوم و مشخصی نیست، اما می‌توان تا حدودی آن‌را پیش‌بینی نمود. به این صورت که مقادیر مثبت (منفی) در هردوره، مقادیر مثبتی (منفی) را به‌دنبال دارد. در واقع هر رژیم دارای همبستگی خوشه‌ای می‌باشد. در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت از این همبستگی مثبت و منفی در جزء تصادفی سری

1. Lang and Schmidt, (2016)

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی استفاده می‌شود. یک روش عمومی برای پیش‌بینی تغییرات یک سری زمانی، یافتن معادلهٔ حرکت فرآیند تصادفی است. همچنین باید به این نکته توجه کرد که اگر یک فرآیند در گذشته دچار تغییراتی شده، ممکن است بار دیگر آن تغییرات در آینده رخ دهد و از این نکته در پیش‌بینی‌ها می‌توان بهره جست. در مدل‌های اقتصاد سنجی متداول، فرض بر این است که پراکندگی جزء اختلال در کل دورهٔ زمانی نمونه ثابت می‌باشد. اما در بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی و مالی مشاهده می‌شود که در دوره‌هایی نوسانات بسیار شدید می‌باشد و به دنبال آن نیز دوره‌هایی با تغییرات اندک را پشت‌سر می‌گذارند. با این شرایط، فرض وجود همسانی واریانس دیگر معقول به نظر نمی‌رسد. افزایش اهمیت ریسک باعث شد تا واریانس و کواریانس‌هایی که با زمان تغییر می‌کنند مدل‌بندی شوند. در بعضی از سری‌های زمانی رفتار سری به‌طور جدی تغییر می‌کند. به عنوان مثال هر متغیر کلان اقتصادی یا داده‌های مالی در یک دورهٔ طولانی مدت، با فراز و فرودهای فراوانی مواجه هستند. این تغییرات می‌تواند ناشی از جنگ، اعتصاب و یا شکست‌های ساختاری باشد. همچنین تغییر در انتظارات اپراتورها در مورد آینده که ناشی از اطلاعات متفاوت یا تغییر در اولویت‌ها می‌باشد نیز می‌تواند تأثیر بسزایی در این نوسانات داشته باشد. نوسانات در دنیای واقعی تحت تأثیر شوک‌های فراوانی می‌باشند که هیچ‌یک از آن‌ها پایداری طولانی مدت ندارند. بنابراین یک مدل نوسانی خوب به‌منظور پیش‌بینی بهتر باید برخورد متفاوتی با شوک‌ها داشته باشد.

باتوجه به عوامل ذکر شدهٔ فوق، در این بخش مدل‌های گارچ با یک ساختار تغییر رژیم ترکیب می‌شوند و وجود دو رژیم نوسانی مختلف که با سطح متفاوتی از نوسانات مشخص می‌شوند را نتیجه می‌دهد. در هر دو رژیم نوسانی از الگوی گارچ استفاده می‌گردد و تغییر از هر رژیم به رژیم دیگر توسط زنجیر مارکوف با احتمال‌های مختلف صورت می‌گیرد (بکی حسکوئی و خواجوند؛ 1393).

Archive of SID

www.SID.ir

1-3. ساختار مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ

در این روش با فرض وجود m واقعه، متغیر S_t به ازای $t=12.....m$ بیانگر واقعهٔ t ام می‌باشد. در این‌جا هر واقعه می‌تواند بیانگر یک تغییر رژیم باشد (و یا چندین واقعه از یک رژیم پیروی می‌کنند). همچنین متغیر s_t می‌تواند بیانگر واقعه‌ای باشد که در زمان t رخ داده است و باعث تغییر متغیر مورد نظر (برای مثال y_t) در زمان t گردد. به عبارت دیگر y_t همراه با تغییر غیرقابل مشاهدهٔ s_t، تغییر جهت می‌دهد. بنابراین داریم:

$$p(y_t \mid y_1 . y_2 . \dots . y_{t-1}) = p(y_t \mid y_{t-1}) \qquad (1)$$

معادلهٔ فوق بیان می‌کند که توزیع احتمال متغیر y در زمان t، تنها بستگی به وضعیت آن در زمان t-1 دارد. لذا در فرآیند مارکوف وابستگی مسیر برای متغیرها وجود ندارد (صمدی و همکاران؛ 1391).

ویژگی مهم مدل‌های تغییر رژیم، وجود این امکان است که برخی یا همهٔ پارامترهای مدل در طول رژیم‌های مختلف مطابق با یک فرآیند مارکوف چرخش می‌کنند و این فرآیند مارکوف به وسیله متغیر وضعیت (s_t) هدایت می‌شود.

تابع چگالی شرطی y_t نسبت به متغیر s_t برای $t=1,2$ و با فرض توزیع نرمال به صورت زیر می‌باشد:

$$f(y_t \mid s_t) = \frac{1}{\sigma_{st}\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-(y_t - \mu_{st})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right) \qquad (2)$$

در تابع چگالی فوق، وجود متغیر غیر قابل مشاهدهٔ s_t به صورت پانویس در میانگین و واریانس قابل مشاهدهٔ متغیر y_t بیانگر این است که سری زمانی y_t دارای دو میانگین (μ_1, μ_2) و دو واریانس (σ_1^2, σ_2^2) است.

فرض کنید s_t از یک زنجیر مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند. ماتریس احتمال انتقال آن به شکل زیر خواهد بود:

Archive of SID

www.SID.ir

$$P = \begin{bmatrix} p((s_t = 1 | s_{t-1} = 1)) & p((s_t = 1 | s_{t-1} = 2)) \\ p((s_t = 2 | s_{t-1} = 1)) & p((s_t = 2 | s_{t-1} = 2)) \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (4)$$

که در آن $p_{ij}(i.j = 1.2)$ نشان دهندهٔ احتمال انتقال از $s_{t-1} = i$ به $s_t = j$ می‌باشد. در حالت کلی p_{ij} احتمال تغییر وضعیت از i به j را نشان می‌دهد و اگر $i=j$ باشد، ثبات وضعیت و اگر $i \neq j$ باشد، تغییر وضعیت را شاهد هستیم. در این حالت درایه‌های قطر اصلی ماتریس فوق بیانگر عدم تغییر وضعیت می‌باشند. به عبارت دیگر p_{11} احتمال این است که در دورهٔ t رژیم اقتصادی (y_t) در وضعیت یک باشد، به شرطی که در دورهٔ قبل$(t-1)$ نیز در وضعیت 1 بوده باشد. برای درایهٔ دیگر قطر اصلی (p_{22}) نیز همین احتمال‌ها را تنها برای وضعیت 2 داریم. از طرف دیگر p_{12} احتمال این است که رژیم اقتصادی در زمان $t-1$ در وضعیت 1 بوده و سپس در زمان t به وضعیت 2 تغییر کرده است. p_{21} نیز عبارتست از احتمال اینکه از وضعیت 2 در زمان $t-1$ به وضعیت 1 در زمان t تغییر جهت دهد. برای مدل، با سه رژیم نیز احتمال‌های تغییر وضعییت به‌همین شکل می‌باشد و ماتریس به‌دست آمده 3×3 است. نکته‌ای که در این احتمال‌های انتقال باید توجه داشت این است که برای مثال در مدل دو رژیمی باید شرط $p_{11} + p_{12} = 1$ تأمین گردد. به‌طور خلاصه p_{11} و p_{22} بیان کنندهٔ احتمال ثبات وضعیت y_t در بین دو دوره، و $1 - p_{11}$ و $1 - p_{22}$ احتمال تغییر وضعیت y_t در این دو دوره می‌باشند. حال به ارتباط بین متغیر وضعیت و ماتریس احتمال انتقال با توجه به بردار تصادفی ε_t می‌پردازیم:

فرض کنیم ε_t یک بردار ستونی تصادفی باشد که عنصر jام آن به ازای $s_t = j$ برابر 1 باشد و در غیر این صورت برابر صفر باشد. در حالت دو وضعیتی، ε_t به شکل زیر خواهد شد:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\varepsilon_t = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} & s_t = 1 \\ \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} & s_t = 2 \end{cases} \qquad (5)$$

اگر وضعیت فعلی معادل با حالت i باشد $(s_t = i)$، سپس عنصر jام ε_{t+1} یک متغیر تصادفی است که با احتمال p_{ij} مقدار 1 را می‌گیرد و در غیر این صورت مقدار صفر را اختیار می‌نماید. بنابراین امید ریاضی ε_{t+1} برابر خواهد شد با:

$$E(\varepsilon_{t+1} \mid s_t = i) = \begin{bmatrix} p_{i1} \\ p_{i2} \end{bmatrix} \qquad i = 1.2 \qquad (6)$$

که برابر با ستون i ام ماتریس p می‌باشد. زمانی که $s_t = i$ باشد، بردار ε_t دقیقا با ستون i ام ماتریس واحد (I_2) یکسان است و لذا در این حالت می‌توان بردار $\begin{bmatrix} p_{i1} \\ p_{i2} \end{bmatrix}$ را به شکل $P_{\varepsilon t}$ نوشت. برای مثال اگر $s_t = 1$ باشد، در این صورت $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$ خواهد شد که همان ستون اول ماتریس واحد است و از طرفی حاصلضرب $P\varepsilon_t$ برابر است با:

$$P\varepsilon_t = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} \\ p_{12} \end{bmatrix} = E(\varepsilon_{t+1} \mid s_t = 1) \qquad (7)$$

به ازای $s_t = 2$ نیز داریم:

$$P\varepsilon_t = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{21} \\ p_{22} \end{bmatrix} = E(\varepsilon_{t+1} \mid s_t = 2) \qquad (8)$$

بدین ترتیب در حالت کلی به ازای دو وضعیت 1و2، امید ریاضی ε_{t+1} برابر خواهد شد با:

$$E(\varepsilon_{t+1} \mid s_t = i) = E(\varepsilon_{t+1} \mid \varepsilon_t) = P\varepsilon_t \qquad (9)$$

در این صورت میتوان ε_{t+1} را بصورت معادلهٔ زیر توصیف نمود:

$$\varepsilon_{t+1} = E(\varepsilon_{t+1} \mid \varepsilon_t = i) + \vartheta_{t+1} = P\varepsilon_t + \vartheta_{t+1} \qquad (10)$$

Archive of SID

www.SID.ir

بدیهی است که با امید گرفتن از ε_{t+1} در معادلهٔ فوق، همان معادلهٔ (9) بدست می‌آید. همچنین معادلهٔ (10) برای ε_t به شکل زیر خواهد بود:

$$\varepsilon_t = E(\varepsilon_t \mid s_{t-1} = i) + \vartheta_t = P\varepsilon_{t-1} + \vartheta_t \tag{11}$$

در حالت کلی ماتریس احتمال انتقال P و بردار ε_t برای حالتی که m وضعیت داشته باشیم، عبارتند از:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{m1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \cdots & \vdots \\ p_{1m} & \cdots & \cdots & p_{mm} \end{bmatrix}, \qquad \varepsilon_t = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} & s_t = 1 \\ \vdots & \\ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} & s_t = m \end{cases} \tag{12}$$

با این شرایط امید ریاضی ε_{t+1} را می‌نویسیم:

$$\varepsilon_t = E(s_{t+1} \mid s_t = i) = \begin{bmatrix} p_{i1} \\ p_{i2} \\ \vdots \\ p_{im} \end{bmatrix} = E(\varepsilon_{t+1} \mid \varepsilon_t) = P\varepsilon_t \tag{13}$$

در حالت کلی معادلهٔ زیر که موسوم به زنجیر مارکوف است برای ε_{t+1} به شکل زیر است:

$$\varepsilon_{t+1} = P\varepsilon_t + \vartheta_{t+1} \tag{14}$$

و برای ε_t نیز:

$$\varepsilon_t = P\varepsilon_{t-1} + \vartheta_t \tag{15}$$

حال اگر بخواهیم با حضور در حالت فعلی t، برای n دورهٔ بعد تغییر وضعیت را پیش بینی نماییم کافی است تا ε_{t+n} را محاسبه کنیم. با استفاده از معادلهٔ (15) بصورت تکراری داریم:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\varepsilon_{t+n} = p\varepsilon_{t+n-1} + \vartheta_{t+n} = p(p\varepsilon_{t+n-2} + \vartheta_{t+n-1}) + \vartheta_{t+n} = \ldots = p^n\varepsilon_t + p^{n-1}\vartheta_{t+1} + \ldots + p\vartheta_{t+n-1} + \vartheta_{t+n} \quad (16)$$

که در آن p^n بیانگر توان n ام ماتریس p می‌باشد. از طرفی با امید گرفتن از رابطهٔ فوق داریم:

$$E(\varepsilon_{t+n} \mid \varepsilon_t . \varepsilon_{t-1} . \ldots) = p^n \varepsilon_t \quad (17)$$

باتوجه به قبل باز هم اگر $s_{t+n} = j$ باشد، در این صورت عنصر jام بردار ε_{t+n}برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر است. بنابراین، عنصر j ام بردار $E(\varepsilon_{t+n} \mid \varepsilon_t . \varepsilon_{t-1} , \ldots)$ بیانگر احتمال این است که s_{t+n} برابر j باشد با این شرط که حالت فعلی رژیم (یعنی s_t برابر i باشد:

$$\begin{bmatrix} p(s_{t+n}=1 \mid s_t = i) \\ p(s_{t+n}=2 \mid s_t = i) \\ \vdots \\ p(s_{t+n}=m \mid s_t = i) \end{bmatrix} = p^n e_i \quad (18)$$

عبارت $p^n e_i$ معادل با ستون iام از ماتریس p^n می‌باشد و e_i نمایش‌دهندهٔ ستون i ام از ماتریس واحد I_m است. بطور خلاصه عبارت (18) نشان می‌دهد که احتمال تغییر وضعیت در n دورهٔ بعد به وضعیت j، برابر با $p(s_{t+n} = j \mid s_t = i)$ است و این احتمال معادل است با درایهٔ مربوط به سطر jام و ستون i ام از ماتریس p^n می‌باشد (صمدی و همکاران؛ 1391).

بطور مثال برای زمانی که در حالت فعلی در وضعیت $s_t = 1$ باشیم داریم:

$$s_t = 1 \Rightarrow \begin{bmatrix} p(s_{t+n}=1 \mid s_t = 1) \\ p(s_{t+n}=2 \mid s_t = 1) \end{bmatrix} = p^n e_1 = \begin{bmatrix} p_{11} & 1-p_{22} \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}^n \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (19)$$

Archive of SID

www.SID.ir

2-3. مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ[1]

به‌طور کلی مدل تغییر رژیم مارکوف به سه بخش: مارکوف سوئیچینگ در عرض از مبدأ، مارکوف سوئیچینگ در میانگین و مارکوف سوئیچینگ در نوسانات تقسیم می‌شود. از آنجایی که در این مطالعه با نوسانات قیمت نفت خام سروکار داریم، در این بخش به معرفی مدل مارکوف سوئیچینگ در نوسانات به همراه مدل گارچ به‌منظور پیش‌بینی دقیق نوسانات می‌پردازیم. در این حالت ماتریس احتمال انتقال مورد نظر برای حالت 2 رژیمی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$p=\begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{bmatrix} \quad (20)$$

به عبارت دیگر می‌توان نوشت:

$$\begin{cases} p(s_t=1|s_{t-1}=1)=p \\ p(s_t=2|s_{t-1}=1)=1-p \\ p(s_t=1|s_{t-1}=2)=1-q \\ p(s_t=2|s_{t-1}=2)=q \end{cases} \quad (21)$$

بطور کلی مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$p_t|\Omega_{t-1}\sim\begin{cases} f\left(\theta_t^{(1)}\right)p_{1.t} \\ f\left(\theta_t^{(2)}\right)(1-p_{1.t}) \end{cases} \quad (22)$$

که در آن $f(\circ)$ نشان‌دهندهٔ یکی از توزیع‌های شرطی ممکن است که می‌توان فرض نمود دارای توزیع نرمال (N)، تی استیودنت (t) یا توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED) باشد. عبارت $\theta_t^{(i)}$ بیان‌گر بردار پارامترها در رژیم iام است که توزیع را تعیین می‌کند. همچنین

1. Markov Regim Switching GARCH

Archive of SID

www.SID.ir

عبارت $p_{1.t} = pr[s_t = 1|\Omega_{t-1}]$، احتمال پیش‌بینی و Ω_{t-1} بیان‌گر مجموعهٔ اطلاعات موجود در زمان $t-1$است(مارکوسی[1]؛ 2005).

بردار پارامترهای متغیر در طول زمان را می‌توان به سه جزء تجزیه نمود:

$$\theta_i^{(i)} = (\mu_t^{(i)} .h_t^{(i)} .w^{(i)}) \qquad (23)$$

که در آن $\mu_t^{(i)} \equiv E(p_t|\Omega_{t-1})$ میانگین شرطی، $h_t^{(i)} \equiv \text{var}((p_t|\Omega_{t-1})$ واریانس شرطی و $w^{(i)}$ پارامتر شکل توزیع شرطی می‌باشند. از این رو مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ شامل 4عنصر: میانگین شرطی، واریانس شرطی، فرآیند رژیم و توزیع شرطی می‌باشد.

معادله میانگین شرطی به‌شکل زیر می‌باشد:

$$p_t = \mu_t^{(i)} + \varepsilon_t \qquad (24)$$

به‌طوری‌که $\varepsilon_t = \vartheta_t \sqrt{h_t}$ و ϑ_t فرآیندی با میانگین صفر و واریانس واحد است.

دلیل اصلی برای این انتخاب به دلیل تمرکز بیش‌تر ما روی پیش‌بینی نوسانات می‌باشد. واریانس شرطی p_t (قیمت نفت) با فرض مسیر رژیم کامل $\tilde{s}_t = (s_t . s_{t-1} ....)$، عبارت است از $h_t^{(i)} = V[\varepsilon_t|\tilde{S}_{t.}\Omega_{t-1}]$ واریانس شرطی که از فرآیند $GARCH(1,1)$ پیروی می‌کند، فرض می‌شود:

$$h_t^{(i)} = \alpha_\circ^{(i)} + \alpha_1^{(i)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)} h_{t-1} \qquad (25)$$

که در آن h_{t-1} یک میانگین مستقل از واریانس‌های شرطی گذشته است. در واقع، در بحث رژیم سوئیچینگ، اگر h_{t-1} نیز وابسته به وضعیت‌های گذشته S_{t-1} باشد، یعنی اگر h_{t-1}نیز دارای اندیس i باشد، باید n پارامتر برآورد کرد زیرا در این صورت $h_{t-1}^{(i)}$ نیز وابسته به

1. Marcucci, (2005)

Archive of SID

www.SID.ir

$h_{t-2}^{(i)}$ و $h_{t-3}^{(i)}$ نیز وابسته به ... خواهد شد که برآورد پارامترها در این حالت امری امکان ناپذیر می‌باشد (نادمی و همکاران؛ 1393)

در بحث مارکوف رژیم سوئیچینگ برای برآورد ماکزیمم درست‌نمایی، عنصر احتمال پیش‌بینی $p_{1,t}$ از اهمیت بسیار بالایی برخوردار می‌باشد. احتمال قرار گرفتن در رژیم اول در زمان t با اطلاعات در دسترس در زمان $t-1$ به‌صورت زیر تصریح می‌گردد (گری؛ 1996):

$$p_{1,t} = p\left[\frac{f_{1,t-1}\, p_{1,t-1}}{f_{1,t-1}p_{1,t-1} + f_{2,t-1}(1-p_{1,t-1})}\right] + (1-q)\left[\frac{f_{2,t-1}(1-p_{1,t-1})}{f_{1,t-1}p_{1,t-1} + f_{2,t-1}(1-p_{1,t-1})}\right] \quad (26)$$

که در آن p و q احتمالات انتقال در معادلهٔ 21 و $p_{1,t} = pr(s_t = 1|\Omega_{t-1})$، $f_{1,t} = f(P_t \mid s_t = 1)$ و $f_{2,t} = f(P_t \mid s_t = 2)$ می‌باشند. بنابراین تابع لگاریتم درست نمایی را می‌توان به‌شکل رابطه 27 نوشت:

$$L = \sum_{t=1}^{T} \log[p_{1,t} f_{1,t} + (1-p_{1,t}) f_{2,t}] \quad (27)$$

تابع فوق با استفاده از روش‌های محاسبات عددی ماکزیمم می‌گردد (ابونوری و همکاران[1]؛ 2016). در این مقاله، فرآیند برآورد مدل‌های تک‌رژیمی گارچ و دو رژیمی مارکوف با استفاده از نرم افزار *Oxmetrics7* انجام می‌شود.

3-3. توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش که قیمت روزانهٔ نفت خام اوپک می‌باشدکه از تارنمای *www.quandl.com/opec* جمع‌آوری گردیده است. آمار توصیفی قیمت نفت خام در جدول (1) ذکر شده است.

1. Abounoori et al. (2016)

Archive of SID

www.SID.ir

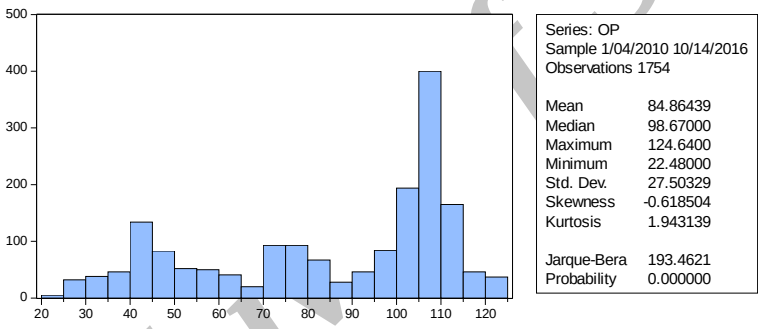
جدول 1: آمار توصیفی سری زمانی قیمت نفت خام اوپک (دلار)

بازه مورد بررسی	تعداد داده‌ها	مینیمم داده	ماکزیم	میانه داده	میانگین داده
2010/01/04- 2016/10/14	1754	22/4800	124/64	98/67	84/86439

منبع: محاسبات پژوهش

بیشترین قیمت نفت خام مربوط به سومین روز از ماه می 2012 بوده و درتاریخ 20 ام ژانویه 2016 قیمت نفت اوپک به کمترین مقدار خود در این دوره می‌رسد. متوسط قیمت نفت نیز در این دوره مذکور برابر 84/86439 می‌باشد.

نمودار مربوط به توزیع قیمت نفت خام اوپک نیز در نمودار (1) آمده است:



نمودار 1: نمودار مربوط به توزیع داده‌ها

منبع: محسبات پژوهش

یکی از عوامل مهم در پیش‌بینی صحیح سری زمانی، دانستن چگونگی پراکندگی داده‌ها و نوع توزیع آن‌ها می‌باشد. در جدول سمت راست نمودار فوق، آماره‌ای به نام جارک ـ برا[1] مشاهده می‌شود. آزمون جارک ـ برا برای تشخیص نرمال بودن داده‌ها استفاده می‌شود. برای تحلیل چولگی و کشیدگی ضرایب می‌توان از این آزمون استفاده کرد. با استفاده از گشتاورهای مرکزی می‌توان ضریب چولگی (s) و کشیدگی (k) را به‌صورت زیر محاسبه کرد:

1. Jarque Bera

Archive of SID

www.SID.ir

$$skenwness: s = \frac{\mu_a}{\sigma_a} \quad (28)$$

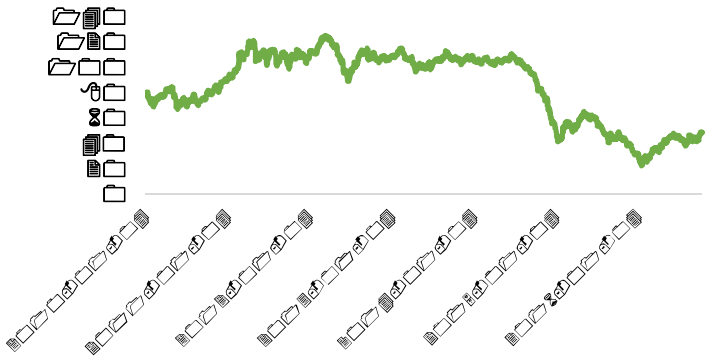
$$kurtosis: k = \frac{\mu_4}{\sigma_4} \quad (29)$$

آماره جارک ـ برا نیز بصورت زیر خواهد بود:

$$JB = \frac{N}{6}(s^2 + \frac{(k-3)^2}{4}) \quad (30)$$

هرچه رقم آماره جارک ـ برا بیشتر باشد، میزان غیر نرمال بودن داده‌ها بیشتر است. اگر آماره احتمال آزمون جارک ـ برا از سطح معنی داری 5٪ کمتر باشد، در آن صورت توزیع داده ها در سطح معنای 5 درصد نرمال نیست.

با مشاهده جدول مذکور می‌توان دید که مقدار این آماره برابر 193,4621می‌باشد که رقم بالایی است و همچنین *prob* این آماره نیز برابر صفر است که بیانگر غیر نرمال بودن توزیع داده‌هاست. از طرفی با مشاهدهٔ نمودار فوق مشاهده می‌شود که توزیع داده‌ها دارای چوله به چپ می‌باشد. نمودار سری داده‌های قیمت نفت خام اوپک نیز به شکل نمودار (2) می‌باشد:



نمودار 2: نمودار سری زمانی قیمت نفت خام اوپک

منبع: محسبات پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

4. نتایج برآورد مدل

4-1. مانایی سری داده‌ها

آزمون‌هایی برای تشخیص مانایی نیز وجود دارند که از جمله این آزمون‌ها می‌توان به آزمون‌های دیکی ـ فولر[1] و فیلیپس پرون[2] اشاره کرد. مانایی سری داده‌های نفت خام مذکور با استفاده از آزمون دیکی ـ فولر و فیلیپس پرون مورد بررسی قرار گرفته و نتایج آن در جدول 2 ارائه گردیده است.

جدول 2: نتایج آزمون مانایی قیمت نفت خام اوپک

فرض صفر	آزمون	عدد محاسبه شده	Prob	مقادیر بحرانی 1%	مقادیر بحرانی 5%	مقادیر بحرانی 10%
سری ریشه واحد دارد	دیکی ـ فولر	-1/453470	0/5572	-3/43388	-2/862986	-2/567587
سری ریشه واحد دارد	فیلیپس - پرون	-1/430852	0/5685	-3/433878	-2/862985	-2/567586

منبع: محاسبات پژوهش

از انجایی که احتمال آزمون بیشتر از 5٪ می‌باشد و همچنین مقدار قدر مطلق آماره آزمون-های محاسبه شده از مقادیر بحرانی کم‌تراست، پس فرضیه صفر آزمون‌های مذکورمبنی بر وجود ریشه واحد رد نمی‌شود و سری دارای ریشه واحد است؛ پس ناماناست و از آنجایی که اکثر سری‌های نامانا از نوع تفاضل مانا هستند، ما نیز در این تحقیق این مشکل نامانایی را با تفاضل‌گیری حل می‌کنیم. جدول 3 آزمون مانایی سری تفاضل‌گیری شده را گزارش می‌دهد.

1. Dickey-Fuller
2. Philips-perron

Archive of SID

www.SID.ir

جدول 3: نتایج آزمون مانایی سری تفاضل گیری شده قیمت نفت خام اوپک

فرض صفر	آزمون	عدد محاسبه شده	Prob	مقادیر بحرانی %1	مقادیر بحرانی %5	مقادیر بحرانی %10
سری تفاضلی ریشه واحد دارد	دیکی ـ فولر	-32/9577	0/000	-3/43388	-2/86298	-2/56758
سری تفاضلی ریشه واحد دارد	فیلیپس- پرون	-32/52538	0/000	-3/433980	-2/863030	-2/567611

منبع: محاسبات پژوهش

همان‌طور که از جدول فوق مشاهده می‌شود، هم مقدار محاسبه شده آماره (قدرمطلق) بیشتر از مقادیر بحرانی است و هم *prob* آزمون کمتر از 5٪ می‌باشد. در نتیجه سری تفاضل گیری شده مانا می‌باشد. نمودار مربوط به سری تفاضل گیری شده به شکل نمودار (3) می‌باشد.

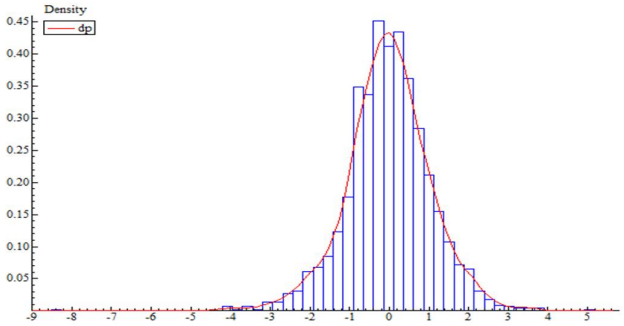
نمودار 3: نمودار تفاضلی قیمت نفت

منبع: محسبات پژوهش

همان‌طور که از نمودار فوق مشاهده می‌شود، سری تفاضل گیری شده دارای پراکندگی متقارن نسبت به روند سری داده‌ها می‌باشد. نمودار توزیع مربوط به داده‌های تفاضل گیری شده قیمت نفت خام اوپک به‌صورت نمودار 4 است.

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار 4: نمودار توزیع داده های سری تفاضلی داده‌ها

منبع: محاسبات پژوهش

باتوجه به نمایش نمودار فوق مشاهده می‌شود که سری تفاضلی شده دارای توزیع نرمال می‌باشد و از این نکته برای برآورد مدل‌ها استفاده خواهد شد.

4-2. نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ (2رژیمی و 3رژیمی) و ارائه الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار نفت اوپک

پارامترهای حاصل از برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ با توزیع نرمال برای سری تفاضلی شده در جدول 4 ارائه شده است.

جدول 4-الف: نتایج برآورد مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ 2رژیمی

پارامتر	$\beta_1^{(1)}$	$\beta_1^{(0)}$	$\alpha_1^{(1)}$	$\alpha_1^{(0)}$	$\delta^{(1)}$	$\delta^{(0)}$	*Loglikelihood*
مقدار	0/45	0/96	0/38	0/025	0/62	0/034	-2419/8175
اماره t	2/328	106/73	17/626	3/862	2/925	0/620	-

منبع: محاسبات پژوهش

ماتریس احتمال انتقال برای مدل تغییر رژیم مارکوف 2 رژیمی به صورت زیر برآورد شده است:

$$P=\begin{bmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} 0/93 & 0/23 \\ 0/07 & 0/77 \end{bmatrix}$$

Archive of SID

www.SID.ir

جدول 4-ب: نتایج برآورد مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ 3رژیمی

پارامتر	$\beta_1^{(2)}$	$\beta_1^{(1)}$	$\beta_1^{(\circ)}$	$\alpha_1^{(2)}$	$\alpha_1^{(1)}$	$\alpha_1^{(\circ)}$	$\delta^{(2)}$	$\delta^{(1)}$	$\delta^{(\circ)}$	*Loglikelihood*
مقدار	0/273	0/999	0/947	0/344	0/00	0/033	0/69	0/00	0/023	-2399/32
اماره t	1/597	2120/63	54/57	2/67	0	3/48	5/11	0	0/303	-

منبع: محاسبات پژوهش

همچنین ماتریس احتمال انتقال مدل 3رژیمی مارکوف به‌صورت زیر است:

$$P=\begin{bmatrix} p_{00} & p_{10} & p_{20} \\ p_{01} & p_{11} & p_{21} \\ p_{02} & p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}=\begin{bmatrix} 0/84 & 0/32 & 0/35 \\ 0/071 & 0/60 & 0/002 \\ 0/086 & 0/08 & 0/648 \end{bmatrix}$$

با استفاده از جدول پارامترهای مربوط به هر مدل، می‌توان رژیم‌های پرنوسان و کم نوسان را معرفی نمود. در مدل دو رژیمی مارکوف سوئیچینگ، رژیم صفر، رژیم کم-نوسان و رژیم یک، پرنوسان است و در مدل مارکوف سوئیچینگ 3رژیمی، رژیم صفر، رژیم کم‌نوسان، رژیم یک، رژیم خیلی کم‌نوسان و رژیم دو، بسیار پرنوسان می‌باشد.

معیار خطای پیش بینی

جدول5: مقایسه دقت پیش‌بینی مدل دو رژیمی و سه رژیمی مارکوف

مدل	RMSE
مدل مارکوف سوئیچینگ دو رژیم	0/8787
مدل مارکوف سوئیچینگ سه رژیم	0/8829
آزمون برابری قدرت پیش بینی دایبولد-ماریانو (P-Value)	0/51

منبع: محاسبات پژوهش

همچنین با استفاده از معیار RMSE گزارش شده در جدول فوق، مشاهده می‌گردد که مدل دو رژیمی مارکوف سوئیچینگ گارچ نسبت به مدل 3 رژیمی آن از نظر معیار RMSE دارای دقت پیش‌بینی بالاتری است اما برای آزمون نمودن تفاوت معیار RMSE لازم است از آزمون برابری توان پیش‌بینی استفاده شود که در اینجا این آزمون نشان می-دهد در سطح معنای 5 درصد تفاوت معنی داری در پیش‌بینی قیمت نفت بین دو مدل وجود ندارد. اما از آنجایی‌که معیار خطای پیش‌بینی مدل دو رژیمی کمتر از مدل سه

Archive of SID

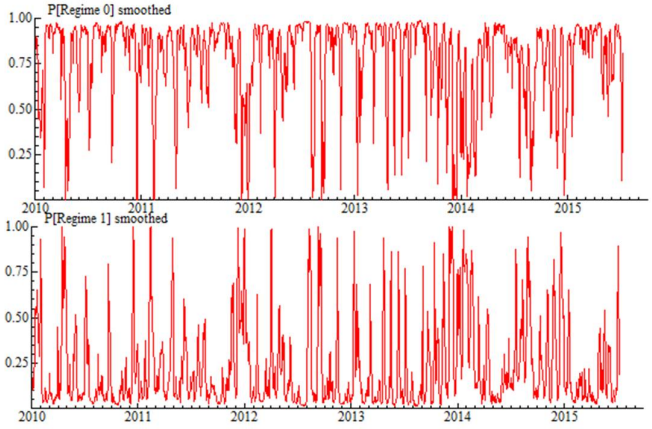
www.SID.ir

رژیمی است لذا در نهایت مدل دو رژیمی به عنوان مدلی برای الگوی هشدار پیش از وقوع انتخاب شده است.

مبتنی بر مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ می‌توانیم یک الگوی کاربردی مهم از این مدل که الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید نام دارد را ارائه کنیم. همچنین باتوجه به این که اگر یک فرآیند در گذشته دچار تغییراتی شده ممکن است در آینده نیز رخ دهد، اهمیت این الگو بیش از پیش نمایان می‌گردد تا سرمایه‌گذار با توجه به آن بتواند تصمیم‌گیری بهتری نماید. گام اساسی در ارائه این الگو، برآورد ماتریس احتمالات انتقال است؛ زیرا با داشتن این ماتریس، احتمال ماندن در رژیم‌های پرنوسان و کم‌نوسان و همچنین تغییر از رژیم پرنوسان به کم‌نوسان و یا برعکس در دسترس خواهد بود. باتوجه به جدول (4-الف)، رژیم صفر رژیم کم‌نوسان و رژیم یک رژیم پرنوسان می‌باشد. از طرفی باتوجه به ماتریس احتمال انتقال معرفی شده در فوق می‌توان ماتریس احتمال انتقال مرتبه m را نیز با m بار ضرب کردن p در خودش بدست آورد. به طور مشخص احتمال این که در m دوره بعد، پس از مشاهده رژیم i ام، رژیم j ام دنبال شود $p\{s_{t+m} = j \mid s_t = i\}$ در سطر j ام ماتریس p^m آمده است (نادمی و همکاران؛ 1393). بنابراین برای هر دوره زمانی پیش رو احتمال انتقال از رژیم پرنوسان به رژیم کم‌نوسان و یا برعکس و همچنین ماندن در هر دو رژیم پرنوسان و کم‌نوسان قابل محاسبه است. همین‌طور احتمال شرطی قرار گرفتن در هر رژیم در هر زمان دلخواه با شرط دانستن اطلاعات دورهٔ قبل قابل محاسبه است.

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار 5: احتمالات پیش‌بینی شده در رژیم کم نوسان (رژیم صفر) و رژیم پرنوسان (رژیم یک)

منبع: محاسبات پژوهش

نمودار 5 احتمال شرطی پیش‌بینی شده نوسانات قیمت نفت خام اوپک را در بازه 2010 تا 2016 نشان می‌دهد. این نمودار نشان می‌دهد که در هر لحظه از زمان با چه احتمالی در رژیم کم نوسان و با چه احتمالی در رژیم پرنوسان قرار داریم. با استفاده از محاسبات انجام گرفته تداوم قیمتی بازار نفت بدین صورت می‌باشد که به مدت 1492 روز از تعداد کل داده‌های روزانه و میانگین تداوم 27/63 که معادل با 86/39 ٪ می‌باشد ، در رژیم صفر و به مدت 262 روز و میانگین تداوم 4/43 که معادل 13/61 ٪ است، در رژیم یک قرار دارد. هنگامی‌که احتمال شرطی وقوع رژیم پرنوسان افزایش یابد و این افزایش تداوم یابد سیاست‌گذار می‌تواند آن را به عنوان علامتی برای قرار گرفتن بازار نفت در رژیم پرنوسان قلمداد کند و این علامت به مثابه الگویی هشدارگونه برای اتخاذ تدابیر مناسب برای مدیریت نوسانات شدید قیمت نفت عمل می‌کند. با استفاده از این الگو و محاسبه و پیش‌بینی احتمالات شرطی می‌توان احتمال مواجه شدن بازار با نوسانات شدید قیمت در هر

Archive of SID

www.SID.ir

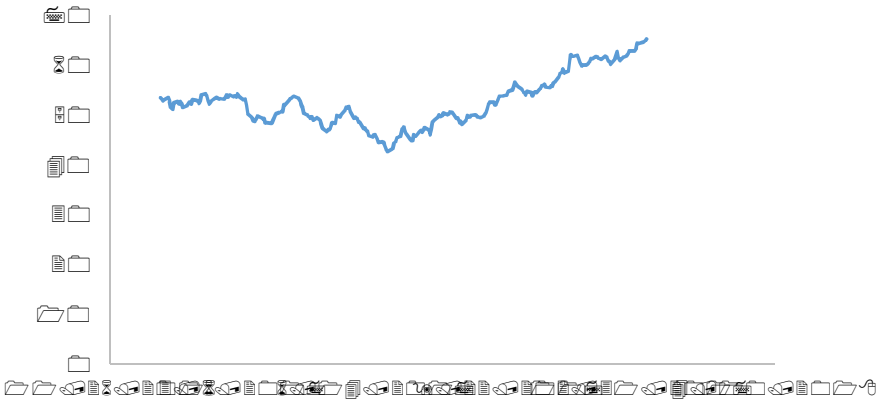
دوره پیش رو را پیش‌بینی نمود. معادلات اقتصادسنجی این الگو را می‌توان بصورت زیر خلاصه نمود(نادمی و همکاران؛ 1393):

$$d(p_t)|\Omega_{t-1} \sim \begin{cases} f(\theta_t^{(1)})p_{1,t} \\ f(\theta_t^{(2)})(1-p_{1,t}) \end{cases}$$

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)} h_{t-1}$$

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0/93 & 0/23 \\ 0/07 & 0/77 \end{bmatrix}$$

در ادامه پیش بینی قیمت نفت اوپک با استفاده از الگوی هشدار پیش از وقوع برای بازه زمانی 2017/1/3 الی 2018/1/4 میلادی به شکل نمودار زیر بدست آمد. همان‌طورکه مشاهده می‌شود از ابتدای سال جدید میلادی 2018 قیمت نفت روندی صعودی به‌خود گرفته است.



نمودار 6: نمودار پیش‌بینی روند آتی قیمت نفت خام

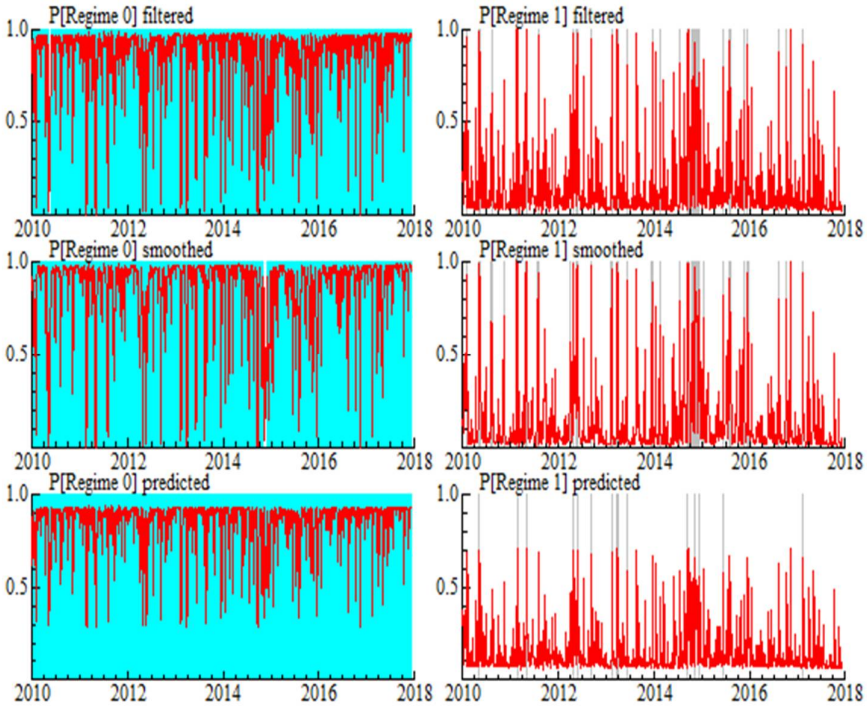
منبع: محسبات پژوهش

همچنین در ادامه احتمالات فیلترشده، هموار شده و پیش‌بینی شده تا ابتدای سال 2018 به شرح زیر بدست آمده است و حاکی از احتمال بیشتر رژیم کم نوسان در ابتدای سال

Archive of SID

www.SID.ir

جدید میلادی دارد. به عبارت دیگر قیمت نفت در روندی آرام و کم نوسان در حال افزایش است.



نمودار7: نمودارهای فیلتر شده، هموار شده و پیش‌بینی شده قیمت نفت خام آتی

منبع: محاسبات پژوهش

5. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

از آنجایی که دوری از وجود نوسانات قیمت نفت برای کشورهای عضو اوپک اجتناب ناپذیر است، پیش‌بینی این نوسانات برای اقتصاد کشورهای وابسته به نفت بسیار حائز اهمیت می‌باشد. بنابراین مطالعه‌ی نوسانات از این منظر که نوسانات به سرعت بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد اثر گذار است، بسیار جالب توجه می‌باشد. از این‌رو پیش‌بینی نوسانات می‌تواند نقش مهمی در سیاست‌گذاری هر کشور ایفا کند. هرچقدر این

Archive

www.SID.ir

پیش‌بینی‌ها دقیق‌تر باشد، قابل اتکاتر بوده و می‌تواند دیدی مناسبی به دولت‌مردان و سیاست‌گذاران در حیطه اقتصاد کلان دهد تا در بهبود وضعیت اقتصادی کشور کمک قابل ملاحظه‌ای صورت گیرد. در تحقیق انجام گرفته، نوسانات قیمت نفت خام اوپک برای داده‌های روزانه در طول دورهٔ 4 ام ژانویه 2010 الی 14 ام اکتبر 2016 توسط مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ برآورد گردید و از آن برای ارائه الگویی به منظور هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار نفت اوپک استفاده شد. در ماتریس احتمال انتقال بدست آمده، عدد 0/93 احتمال ماندن در رژیم کم‌نوسان، عدد 0/77 احتمال ماندن در رژیم پرنوسان، عدد 0/23 احتمال تغییر از رژیم پرنوسان به رژیم کم‌نوسان و عدد 0/07 احتمال تغییر از رژیم کم‌نوسان به رژیم پرنوسان می‌باشد. هنگامی که احتمال شرطی قرار گرفتن در رژیم پر نوسان اقزایش می‌یابد، این امر به مثابهٔ هشداری پیش از وقوع نوسانات شدید قیمت نفت می‌باشد و سیاست‌گذاران و متصدیان امر می‌بایست با اتخاذ تصمیم درست راهی برای جلوگیری از این نوسانات و اثرات مخرب آن بیابند. اگرچه به دلایلی چون وجود خطاهای آماری، باید با احتیاط به نتایج این مدل‌ها و الگوها اتکاء نمود اما این پیش‌بینی و الگوها حداقل می‌توانند دید مناسبی به فعالان در این حوزه دهد تا آمادگی لازم برای مواجهه شدن با این نوسانات را پیدا کنند و از حداقل اثرات مخرب آن جلوگیری نمایند.

6. منابع

الف) فارسی

آیت الهی، علیرضا(1377)، *اصول برنامه‌ریزی*، ویرایش سوم، مرکز آموزش مدیریت دولتی.

ابراهیمی، ایلناز، توکلیان، حسین (1391)، طراحی یک سامانه هشداردهی زود هنگام بحران‌های ارزی در ایران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ، بیست و دومین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، تهران، پژوهشکده پولی و بانکی.

Archive of SID

www.SID.ir

بکی حسکوئی، مرتضی، خواجه‌وند، فاطمه (1393)، پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی نفت با استفاده از مدل‌های گارچ و مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ، *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره 23،صص 85-108.

جوانمرد، حبیب‌اله، فقیدیان، سید فاطمه (1394)، مقایسه عملکرد مدل‌های پیش‌بینی خاکستری با هدف پیش‌بینی قیمت نفت خام، *مجله تحقیق در عملیات و کاربردهای آن*، شماره 4، صص 97-83.

رستمی، محمد رضا، فرهمندی، سحر (1391)، برآورد ارزش در معرض ریسک قیمت نفت خام و اثرات سرریز آن با استفاده از مدل گارچ چند متغیره MGARCH، *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، شماره 4، صص 228-215.

فیروزی جهان‌تیغ، فرزاد، دهقانی، صفورا (1395)، کاربرد الگوریتم ژنتیک در بهینه‌سازی معماری شبکه عصبی و پیش‌بینی قیمت نفت (GADDN)، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی کاربردی ایران*، شماره 20، صص 97-122.

مطهری، محب‌اله, لطفعلی‌پور، محمدرضا و احمدی شادمهری، محمدطاهر (1394)، ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات ارزی در بازار ارز ایران: روش مارکوف سوئیچینگ گارچ. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، شماره 4، صص 71-92.

نادری، مرتضی (1382)، ارائه سیستم هشدار پیش از موعد برای بحران‌های مالی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره 17، صص 147-174.

نادمی، یونس، ابونوری، اسمعیل و علمی، زهرا (1393)، ارائه یک الگوی هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید در بازار سهام تهران: رویکرد مارکوف سوئیچینگ گارچ. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره 28، صص 40-27.

ب) انگلیسی

Abounoori, E., Elmi, Z. M., & Nademi, Y. (2016). Forecasting Tehran stock exchange volatility; Markov switching GARCH approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, No. 445, pp. 264-282.

Amir, M and Shabri, A, (2016), Modelling and Forecasting monthly crude oil of Pakistan: A Comparative Study of ARIMA,

Archive of SID

www.SID.ir

GARCH and ARIMA Kalman Models, *AIP conference proceeding*, Vol. 1750, Issue.1, pp. 1-7

Anh, P. T. H, (2015). Early Warning System of Currency Crisis based on Exchange Market Pressure: The Case of Vietnam, Available at SSRN 2595608.

Bussiere, M. and M. Fratzscher, (2002). Toward a New System of Financial Crises, Germany, European Central Bank, Working paper, No. 145.

Charles, A, and Darne, O. (2013), The Efficiency of the Crude Oil Markets: Evidence from Variance Ratio Tests", Energy Policy, Vol. 11, pp. 4267-4272.

Comelli, F. (2014), Comparing Parametric and Non-Parametric Early Warning Signals Predict the 2008 Crises?, *European Economic Review*, Vol. 81, pp. 103-114.

Eichengreen, B., Rose, A. K., and Wyplosz, C. (1995), Exchange Market Mayhem: the Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks, *Economic Policy*, Vol.10, No.21, pp. 249-312.

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

Frankel, J. A., and Rose, A. K. (1996), Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment, *Journal of international Economics*, Vol. 41, Issue.3-4, pp. 351-366.

Gray, S. F. (1996), an Analysis of Conditional Regime-Switching Models, Working paper, Duke University.

Kaminsky, G. and Lizando, S. and M. Reinhart, (1998). Leading Indicators of Currency Crises", Staff papers International Monetary Fund, pp. 1-48.

Kaminsky, G. L., and Reinhart, C. M. (1999). The Twin Crises: the Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems", *American Economic Review*, Vol.89, Issue.3, pp. 473-500.

Kang, H. S., Yoon, Seon M., (2013). Modelling and Forecasting the Volatility of Petroleum Futures Prices", *Energy Economics*, Vol. 36, pp. 354-362.

Lang, M. and Schmidt, P.G, (2016). The Early Warning of Banking Crisis: Interaction of Broad Liquidity and Demand Deposits ", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 61, pp. 1-29.

Lee Ch., N., (2009). Application of ARIMA and GARCH Models in Forecasting Crude Oil Prices, A dissertation submitted in partial fulfillment of the requirement for the award of the degree of Master of Science

Archive of SID

www.SID.ir

(Mathematics), Faculty of Science, Universiti Teknologi Malaysia, Introduction, pp.1-25.

Marcucci, J., (2005). Forecasting Stock Market Volatility with Regime-Switching GARCH Models, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 9, pp. 1-55.

Sachs, J., Tornell, A., and Velasco, A. (1996). Financial Crises in Emerging Markets: the Lessons from 1995, National bureau of economic research. No. w5576.

Song, W., (2010). Building an Early Warning System for Crude Oil Price Using Neural Network, *East Asian Economic Review*, Korea Institute for International Economic Policy Vol. 14, No. 2, pp.79-109.

Zhang, Y., Yao, T., He, L., (2018). Forecasting Crude Oil Market Volatility: Can the Regime Switching GARCH Model Beat the Single-Regime GARCH models?, *International Review of Economics & Finance*, in Press, Corrected Proof.

Archive of SID

www.SID.ir