

## بحران‌های مالی و پیامدهای آن بر بازار جهانی نفت (کاربردی از GARCH و الگوریتم ICSS)

صالح قویدل<sup>۱</sup>

دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه [salleh\\_mogh@yahoo.com](mailto:salleh_mogh@yahoo.com)

ماریه حسن نیا

کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه [mariye\\_h@yahoo.com](mailto:mariye_h@yahoo.com)

امیر خانعلی‌پور

کارشناس ارشد اقتصاد و کارشناس اعتباری بانک سامان [amir\\_Khanalipour@yahoo.com](mailto:amir_Khanalipour@yahoo.com)

تاریخ دریافت: ۹۲/۵/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۰/۱۳

### چکیده

مروری ساده بر سوابق بحران‌های اقتصادی و مالی در دهه‌های گذشته نشان می‌دهد که تحولات اقتصادی یکی از عوامل تأثیرگذار بر تقاضای نفت و در حقیقت نقطه‌ی اولیه‌ی تحریک تولید، سرمایه‌گذاری و تجارت نفت و فرآورده‌های نفتی می‌باشد. در این تحقیق با استفاده از داده‌های مربوط به چهار گروه قیمت نفت خام، متشکل از قیمت نفت خام اوپک، قیمت نفت خام سبک صادراتی ایران، قیمت نفت خام سنگین صادراتی ایران و قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت به صورت نمونه در دوره‌ی زمانی هفتگی از ۲۰۰۰/۰۷/۰۱ تا ۲۰۱۴/۰۸/۱۵، به بررسی اثر بحران مالی ۲۰۰۸ بر قیمت نفت خام پرداخته شده است. نتایج به‌دست آمده با استفاده از مدل GARCH و الگوریتم ICSS نشان می‌دهد که بحران مالی ۲۰۰۸ سبب ایجاد شکست ساختاری در نوسانات قیمت نفت خام شده است و بیش‌ترین نقاط شکست در این دوره مربوط به قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL : Q4, F5

کلید واژه‌ها: بحران مالی، قیمت نفت خام، نوسانات قیمت نفت، مدل GARCH، الگوریتم

ICSS

## ۱- مقدمه

نفت این طلای سیاه، به عنوان ماده‌ی اولیه‌ی محصولات پتروشیمی و منبع انرژی بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی، نقش اساسی در رشد و توسعه کشورهای داشته است. کشورهای صادرکننده‌ی نفت از یک سو با تولید و فروش آن منبع، درآمد قابل توجهی را از آن خود کرده و از سوی دیگر، کشورهای واردکننده‌ی نفت از آن به عنوان منبع تغذیه موتور رشد اقتصادی یاد می‌کنند. هم‌چنین، کشورها همواره طی سالیان متمادی دچار رونق و رکود اقتصادی شده‌اند و سوی شاهد بحران‌های سیاسی مانند بروز جنگ و حوادث تروریستی نیز بوده‌ایم. بدون توجه به این‌که بحران‌های سیاسی-اقتصادی در کدام کشور- واردکننده یا صادرکننده‌ی نفت خام- اتفاق افتاده باشد، می‌توانند تأثیر شگرفی بر بازار نفت داشته باشند.

کشورهای مختلف بحران‌های مالی-اقتصادی و سیاسی متفاوتی را تجربه کرده‌اند. بحران مالی جنوب شرق آسیا در سال ۱۹۹۷ میلادی، جنگ تحمیلی ۱۹۷۸ ایران-عراق، حوادث تروریستی ۱۱ سپتامبر و در نهایت بحران مالی اخیر غرب (۲۰۰۸-۲۰۰۷)، منجر به تشدید نوسانات بازار نفت شده است. با وقوع بحران مالی اخیر غرب که در ابعاد بزرگ و فراگیر خود از ماه سپتامبر ۲۰۰۸ نمایان شد، تقاضا برای نفت کاهش یافت و کاهش تقاضا به پایداری قیمت‌های پایین کمک کرد، لذا از آن‌جا که عوامل مختلف اقتصادی و به خصوص سیاسی در تعیین و شکل‌گیری قیمت نفت دخیل می‌باشند، لازم است اثرات ناشی از تحولات متغیرهای دیگر بر روی قیمت جهانی نفت که در این پژوهش بازار مالی جهانی در نظر گرفته شده است نیز مورد بررسی قرار گیرد. هم‌چنین با توجه به اهمیت فزاینده‌ی نوسانات قیمت نفت برای کشورهای صاحب ذخایر نفت و کشورهای مصرف‌کننده‌ی آن، بررسی اثرپذیری بازار نفت از بازار مالی اهمیت ویژه‌ای خواهد داشت. بر این اساس، این تحقیق در پی پاسخ به این سئوالات است که آیا بازار نفت تحت تأثیر بحران‌های مالی دچار شکست ساختاری شده است؟ و آیا بحران مالی الگوی نوسانات بازدهی قیمت نفت خام را تحت تأثیر قرار داده است؟

در این راستا مطالعات متعددی در سطح بین‌المللی انجام گرفته است ولی در خصوص نحوه‌ی کمی کردن اثر بحران‌های مالی اتفاق نظر وجود ندارد. یکی از مقالاتی که از پایه‌های اصلی تحقیقات انجام شده در این زمینه می‌باشد، مقاله‌ی فرناندز

<sup>۱</sup>(۲۰۰۵) است. وی در این مقاله در پی شناسایی نقاط شکست ساختاری در بازارهای بین‌المللی به روش مجموع مربعات تجمعی<sup>۲</sup> و تجزیه تحلیل موجک<sup>۳</sup> می‌باشد. تمرکز اصلی وی در این مقاله بر روی نوسانات نرخ بهره‌ی شیلی بعد از تغییر سیاست پولی بانک مرکزی بوده است. از سایر مطالعات انجام گرفته در این زمینه می‌توان به مطالعه‌ی لانگ<sup>۴</sup> (۲۰۰۸) برای بازار سهام ویتنام و مطالعه‌ی کانگ و یون<sup>۵</sup> (۲۰۱۰) برای بازار ارز کره‌ی جنوبی اشاره کرد.

این مقاله مشتمل بر پنج بخش می‌باشد. بخش نخست به مقدمه و بخش دوم به ادبیات تحقیق و مروری بر تحقیقات پیشین اختصاص دارد. بخش سوم، به روش تحقیق پرداخته، و در بخش چهارم مدل برآورد خواهد شد. در نهایت، بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات آمده است.

## ۲- ادبیات تحقیق

بحران مالی اصطلاحی نسبتاً جامع است که بحران در بیش‌تر متغیرهای بخش مالی را شامل می‌شود. بحران‌های بانکی، بحران ذخایر بین‌المللی، بحران بدهی‌های خارجی، بحران پول رایج، بحران تراز پرداخت‌ها و بحران قیمت‌های سهام، غالباً مترادف با بحران مالی به‌کار برده می‌شوند. از نظر عملیات برای تشخیص بحران مالی گذشته و انجام مطالعات تجربی معمولاً پژوهشگران از برخی تعاریف کاربردی استفاده می‌کنند. برخی مانند فرانکل و رز<sup>۶</sup> (۱۹۹۶) و فررتی و رازین<sup>۷</sup> (۱۹۹۸) و درصد خاصی از رخدادهای کاهش ارزش پول رایج را ملاک تعیین بحران قرار می‌دهند. برخی دیگر مانند بارو<sup>۸</sup> (۲۰۰۱) رخدادهای کاهش ارزش پول را با شاخص‌های ورشکستگی بانک‌ها ترکیب می‌کنند. برخی پژوهشگران نیز مثل وات لی و ری<sup>۹</sup> (۲۰۰۲)، پذیرش برنامه‌های

1- Fernandez

2- Iterated Cumulative Sum of Squares (ICSS)

3- Walvelet

4- Long, Thanh

5- Hoon Kang & Min Yoon

6- Frankel & Rose

7- Ferretti & Razin

8- Barro

9- Wha Lee & Rhee

صندوق بین‌المللی پول را مبنای تعیین بحران قرار می‌دهند. برخی نیز مثل ساچ، تورنل و ولاسکو<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) و بیزینسر و فراتزیر<sup>۲</sup> (۲۰۰۲)، افزون بر کاهش ارزش پول رایج، یورش‌های مؤفق یا نامؤفق به پول ملی مثل یورش‌های سفته‌بازی که بدون کاهش ارزش پول رایج، به قیمت افزایش نرخ‌های بهره یا کاهش ذخیره‌های ارزی می‌انجامد را نشانه‌های بحران می‌دانند (نادری ۱۳۸۲).

### کانال‌های تأثیرگذاری بحران ۲۰۰۷ بر بازار نفت<sup>۳</sup>

یکی از کانال‌های تأثیرگذاری بحران بر قیمت‌های جهانی نفت، سطح فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد. در مواقعی که رشد اقتصادی جهان کم می‌شود و یا منفی می‌شود، مصرف انرژی در بخش‌های صنعتی و خانگی کاهش می‌یابد. با توجه به این که بخش حمل و نقل به شدت به مصرف حساس است و شدت مصرف نفت (بنزین) این بخش بیش‌تر از بقیه‌ی بخش‌ها می‌باشد، با کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی (GDP)، تقاضای نفت در بخش حمل و نقل با شدت بیش‌تری کاهش می‌یابد. رکود در بخش حمل و نقل منجر به کاهش تقاضای فرآورده‌های نفتی شده و در نهایت سبب کاهش تقاضای نفت خام و افت قیمتی آن می‌شود. در حقیقت از کانال سطح فعالیت‌های اقتصادی و تقاضا برای نفت است که در سیکل‌های رشد اقتصادی جهان و چرخه‌های رونق اقتصادی، قیمت نفت افزایش و در دوره‌های افت فعالیت‌های اقتصادی و چرخه‌های اقتصادی رکودی، قیمت‌های نفت کاهش می‌یابد. کانال دیگر که تأثیر زائل شونده و کوتاه‌مدت‌تری دارد، نقش بورس بازان و سوداگران فعال در بازار نفت است. با کاهش قیمت‌های نفت انتظارات سوداگران تغییر کرده و رفتار آنان در بازار نفت عوض می‌شود. این تغییر رفتار سوداگران می‌تواند در برهه‌های کوتاه زمانی سبب افت بیش‌تر قیمت‌ها شود.

با کاهش بهای نفت، سرمایه‌گذاری در صنعت نفت نیز کاهش یافته و پروژه‌های نفتی به تأخیر می‌افتد. در دوره‌ی کنونی که ریسک مالی پروژه‌ها افزایش یافته و

1- SACHS, TORNELL, & VELASCO

2- Bussiere & Fratzschere

۳- جلالی نائینی

4- Gross Domestic Product.

محدودیت‌های اعتباری نیز عرضه‌ی وام برای سرمایه‌گذاران را کاهش داده، امکان انجام سرمایه‌گذاری در صنعت نفت با مشکلات جدی مواجه شده است. این یکی دیگر از کانال‌های تأثیرگذاری بر بازار نفت است که آثار آن بر خلاف کانال‌های قبلی بر عرضه و قیمت نفت در افق طولانی مدت‌تری نفوذ می‌کند.

افت تقاضای بیش از حد نفت در دوران بحران مالی اخیر سبب شده که عرضه‌ی نفت بر تقاضای نفت پیشی گرفته و سبب به وجود آمدن مازاد عرضه شود و این مازاد عرضه سطح ذخیره‌سازی‌ها را افزایش داده و سبب پر شدن انبارهای نفتی شود. به طور خلاصه کاهش دور از انتظار تقاضای نفت و انباشت سطح ذخیره‌سازی‌ها سبب شده است که قیمت نفت افت پیدا کند. مجموعه‌ی این عوامل موجبات کاهش قیمت آن را فراهم کرده است.

در حقیقت اقتصاد جهان در سال ۲۰۰۸ در معرض دو عامل که خلاف جهت یکدیگر عمل می‌کنند قرار گرفته و به همین دلیل رشد کندتری را نسبت به گذشته پیدا کرده است. عامل اول بحران‌های مالی بوده، که در ابتدا اقتصاد کشورهای پیشرفته را تحت تأثیر قرار داده و سپس به بیش‌تر مناطق مختلف جهان سرایت کرده است. به‌طوری‌که در اولین مرحله بازارهای سهام ایالات متحده و اروپا درگیر مشکلات شده‌اند و پس از آن بازارهای سهام چین و کشورهای عربی را نیز دچار مشکل اقتصادی ساخته است. عامل دوم سرعت بالای رشد و جهانی شدن در اقتصاد کشورهای در حال توسعه و نو ظهور است، که به‌طور عمده منجر به افزایش مصرف در این مناطق شده است و لذا تا پیش از نیمه‌ی دوم ۲۰۰۷ علی‌رغم افزایش قیمت‌های انرژی شاهد عدم کاهش مصرف آن بوده‌ایم.

### پیشینه‌ی تحقیق

یکی از مقالاتی که از پایه‌های اصلی سایر تحقیقات انجام شده در این زمینه به شمار می‌رود، مقاله هاموده و لی<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) می‌باشد. آن‌ها در مقاله‌ای با عنوان "تأثیر بحران آسیا بر قیمت نفت آمریکا و بین‌الملل"، به بررسی روابط بین قیمت‌های لحظه‌ای و آتی

نفت قبل و بعد از بحران جنوب شرق آسیا پرداخته و دریافته‌اند که روابط بلند مدت بین قیمت‌های لحظه‌ای و آتی نفت پس از بحران ضعیف‌تر شده است.

فرناندز (۲۰۰۵)، در مقاله‌ی خود به دنبال شناسایی نقاط شکست ساختاری در بازارهای بین‌المللی به روش مجموع مربعات تجمعی و تجزیه‌ی تحلیل موجک می‌باشد. تمرکز اصلی وی در این مقاله بر روی نوسانات نرخ بهره‌ی شیلی بعد از تغییر سیاست پولی بانک مرکزی بوده است. هر دو روش نقاط شکست را در نوسانات نرخ بهره تشخیص دادند.

از دیگر مقالاتی که از پایه‌های اصلی این تحقیق می‌باشد مقاله‌ی لانگ (۲۰۰۸) در سال ۲۰۰۸ است. وی در مطالعه‌ای به بررسی ویژگی‌های نوسانات بازار سهام ویتنام با استفاده از الگوی GARCH<sup>۱</sup> پرداخته و نشان داده که چگونه با تغییر نظام، بازده سهام دچار نوسان شده است. او با استفاده از الگوریتم ICSS<sup>۲</sup>، نقاط شکست در نوسانات که منجر به تغییر ساختار نوسانات شده را کشف کرده است. مشاهده می‌شود که با به‌کارگیری الگوریتم ICSS، میزان ماندگاری نوسانات در نرخ بازده سهام کاهش پیدا کرده است. وی با معرفی متغیر مجازی برای نقاط شکست نشان داده است که مدل GARCH با در نظر گرفتن نقاط شکست نوسانات بازار سهام ویتنام را نسبت به زمانی که از این نقاط شکست چشم‌پوشی می‌شود، بهتر مدل‌سازی می‌کند.

کانگ و یون<sup>۳</sup> (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای با عنوان "تغییرات ناگهانی در واریانس و حضور نوسانات در بازارهای ارز خارجی" برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۰ و با استفاده از الگوریتم ICSS نشان داده‌اند بحران مالی ۱۹۹۷ جنوب شرق آسیا و بحران مالی اخیر غرب در ساختار نوسانات بازار به‌طور معنی‌داری ارزش شکست ساختاری ایجاد کرده است. بابیکر<sup>۴</sup> (۲۰۱۰)، در یک پژوهش اثر تغییرات ساختاری را بر نوسانات بازار سهام افریقای جنوبی را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. او با استفاده از الگوریتم ICSS و مدل GARCH برای داده‌های روزانه‌ی شاخص قیمت، ۵ نقطه‌ی شکست ساختاری در واریانس غیرشرطی نوسانات که منجر به تغییر ضرایب مدل GARCH می‌شود را

1- Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH).

2- Iterated Cumulative Sums of Squares (ICSS).

3- Hoon Kang & Min Yoon

4- Babikir

یافته‌اند. مالاریس و رامپراساد<sup>۱</sup> (۲۰۱۱)، در مقاله‌ای با عنوان " قیمت نفت و اثرپذیری آن از بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۷"، به بررسی دلایل نوسانات قیمت نفت در دوره‌ی ۲ ژانویه ۲۰۰۴ تا ۱۶ آوریل ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. آن‌ها معتقدند که افزایش قیمت نفت در طی سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۰۴ که به دلیل فزونی تقاضا بر عرضه بود و ریشه در اختلالات در عرضه‌ی نفت داشته، با عوامل دیگری نیز قابل توضیح است. آن‌ها بر این فرض بوده‌اند که کاهش ارزش دلار ایالت متحده که هم با استهلاک ارزش یورو و هم با قیمت طلا اندازه‌گیری می‌شود، نقش مهمی را در این میان بازی می‌کند. آن‌ها فرض کرده‌اند که قیمت نفت نمی‌تواند توسط رگرسیون استاندارد مدل‌سازی شود. چون یک دوره شامل زیر دوره‌هایی با نوسانات بالا و پائین می‌باشد. در نتیجه با یک روش مارکوف سوئیچینگ، سه رگرسیون که مناسب نمونه بود را تخمین زده‌اند. نتایج حاصل از این روش نشان می‌دهد که در طول نظام‌های با نوسانات پایین، قیمت‌های نفت بسیار با ثبات بوده‌اند و این ثبات در عرضه و تقاضای نفت نیز منعکس شده است.

آنا و دیگران<sup>۲</sup> (۲۰۱۰)، در مقاله‌ای با عنوان "فشار بازار مالی، تبانی ضمنی و شکل‌گیری قیمت نفت" بر این فرض بوده‌اند که تغییر سرمایه‌گذاری در شرکت‌های نفتی بین‌المللی اثرات طولانی بر استراتژی اوپک و هم‌چنین بر شکل‌گیری قیمت نفت بر جای گذاشته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که حتی بحران مالی و اقتصادی موقتی نیز ممکن است اثر طولانی مدت در شکل‌گیری قیمت نفت داشته باشد.

قو، چن و هانگ<sup>۳</sup> (۲۰۱۱)، در سال ۲۰۱۱ مقاله‌ای با عنوان "سرایت بازار در طول بحران مالی" به چاپ رسانده‌اند. آن‌ها در چارچوب نظام خودرگرسیون برداری<sup>۴</sup> مارکوف سوئیچینگ<sup>۵</sup>، اثر سرایت بحران به بازار سهام، بازار املاک و مستغلات، بازار اعتباری و بازار انرژی را در طول دوره‌ی بحران مالی اخیر بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که این نظام با شروع بحران وام‌های بی‌پشتوانه آغاز شد، زمانی که نظام ریسکی بازار را آشفته ساخت. آن‌ها ابراز داشته‌اند که در طول دوره‌ی بحران مالی، شوک بازار سهام و شوک قیمت نفت به ترتیب نیروهای محرک اصلی پس از بازار اعتبار هستند و بازار

1- Malliaris & Ramaprasad

2- Aune et al

3- Guo, Chen, & Huang

4-Vector AutoRegression (VAR).

5- Markov Switching (M.S).

انرژی به حرکات بازار سهام نسبت به منشأ شوک که از بازار مسکن و اعتبار بود واکنش بیش‌تری نشان داد. آن‌ها با استفاده از داده‌های هفته‌ای قیمت نفت، شاخص سهام، شاخص CDS<sup>۱</sup> و قیمت مسکن از اکتبر ۲۰۰۳ تا مارچ ۲۰۰۹، روابط غیرخطی از این عوامل ریسکی را در مدل مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون برداری چهار بعدی مدل‌سازی کرده‌اند. نتایج نشان داده است که با شروع بحران در سال ۲۰۰۷، پس از این‌که نظام ریسکی بر بازار مالی آشفته حکم فرما شد، اثر سرایت میان این بازارها با دو نظام مجزای غیر خطی در چارچوب MS-VAR رخ داد. علاوه بر این طول دوره‌ی یک بازار با ثبات‌تر نسبت به بازار پر مخاطره، حدوداً دو برابر طولانی‌تر است.

ژو و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۴)، در یک کار پژوهشی به دنبال یافتن نقاط شکست حادث شده در قیمت جهانی زغال سنگ در اتحادیه‌ی اروپا در دوره‌ی زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۵ بوده‌اند. آن‌ها با استفاده از الگوریتم ICSS به این نتیجه رسیده‌اند که از تاریخ ۲۰۰۵ میلادی به بعد، قیمت جهانی زغال سنگ در سال‌های مختلفی دچار شکست شده که می‌توان به سال ۲۰۰۸ میلادی که مصادف با بحران مالی امریکا و بحران بدهی اروپا در سال ۲۰۱۱ میلادی اشاره داشت.

### ۳- روش تحقیق

برای پی بردن به اثر بحران مالی ۲۰۰۸ بر قیمت نفت، به ترتیب مراحل زیر طی خواهد شد:

۱- متغیر قیمت نفت از بانک اطلاعاتی معتبر اخذ و رشد سالانه‌ی آن محاسبه شده که بازده قیمت نفت نامیده می‌شود.

مدل ARMA مناسب برای تصریح متغیر بازده قیمت نفت برآورد می‌شود.

با استفاده از باقی مانده‌های مدل ARMA الگوریتم ICSS برای شناسایی نقاط شکست در واریانس جملات اخلاص اجرا می‌شود و زمان نقاط شکست در واریانس مشخص می‌شود، ما انتظار داریم حداقل یکی از نقاط شکست در سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ باشد که بحران مالی اتفاق افتاده است.

1- Credit Default Swap Index.

2- Zhu et al



- ۲- مدل EGARCH<sup>۱</sup> یک بار بدون در نظر گرفتن نقاط شکست و بار دیگر با در نظر گرفتن نقاط شکست برآورد می‌شود.
- ۳- اگر نقاط شکست بر ماندگاری واریانس بازده اثر گذار باشد، پس می‌توان ادعا کرد که بحران مالی بر نوسان بازده نفت اثر گذار بوده است.
- بنابراین در این بخش از مقاله بررسی مختصر مدل آرچ و گارچ و همچنین الگوریتم ICSS ضروری به نظر می‌رسد.

### مدل واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH)

فرض کنید بازدهی قیمت نفت ( $r_t$ ) یعنی درصد تغییر قیمت نفت در زمان  $t$ ، یک متغیر تصادفی باشد، در این صورت، سری زمانی آن از دو جزء تشکیل می‌شود: جزء قابل پیش بینی ( $E(r_t | \Omega_{t-1})$ ) و جزء غیر قابل پیش بینی ( $\varepsilon_t$ ):

$$r_t = E(r_t | \Omega_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن  $E$  عملگر میانگین شرطی و  $\Omega_{t-1}$  مجموعه اطلاعات قابل دسترس در زمان  $t-1$  است.

اگر واریانس شرطی  $\varepsilon_t$  به صورت  $\sigma_t^2$  تعریف شود، که یک متغیر در طول زمان، مثبت و قابل اندازه‌گیری بر اساس مجموعه اطلاعات قابل دسترس در زمان  $t-1$  ( $\Omega_{t-1}$ ) باشد، واریانس شرطی که تابعی از مقادیر با وقفه‌ی  $\varepsilon_t$  است به صورت زیر معرفی می‌شود (انگل، ۱۹۸۲):

$$\sigma_t^2 = f(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}, \alpha) \quad (2)$$

که در آن  $q$  مرتبه ARCH( $q$ ) و  $\alpha$  بردار پارامترهای نامعلوم می‌باشد. در ساده‌ترین حالت (Engle, 1982) واریانس شرطی را می‌توان تابعی خطی از مجذور شوک‌های دوره‌های گذشته به صورت زیر در نظر گرفت:

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3)$$

1- Exponential GARCH.

2- Engle

اگر مقادیر  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$  همگی برابر با صفر باشند، واریانس تخمین زده شده برابر  $w$  و ثابت خواهد بود. همچنین، شرط لازم برای مثبت بودن واریانس آن است که:

$$w > 0, \quad \alpha_i \geq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, q)$$

مطالعات تجربی بعدی نشان داده‌اند که برای تصریح مناسب الگوی ARCH(q) می‌بایست وقفه‌های بالایی از  $q$  لحاظ شود. این مشکل، توسط بلورسلو<sup>۱</sup> (۱۹۸۷) یکی از شاگردان برجسته‌ی انگل حل شد، او در مقاله‌ای به معرفی مدل واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته GARCH(q,p) پرداخت که به شکل زیر است:

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4)$$

به عبارت دیگر، مدل GARCH(q,p) از سه بخش تشکیل می‌شود: جزء ثابت  $(w)$ ، نوسانات دوره‌های گذشته  $(\sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2)$  و واریانس پیش‌بینی شده از دوره‌های گذشته

$$\left( \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \right)$$

شرط کافی برای مثبت بودن واریانس شرطی در مدل GARCH(q,p) به صورت زیر است:

$$w > 0, \quad \alpha_i \geq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, q), \quad \beta_j \geq 0 \quad (j = 1, 2, \dots, p)$$

هم‌چنین برای آن که GARCH(q,p) شناسا<sup>۲</sup> باشد، باید حداقل یکی از ضرایب ARCH موجود و مثبت باشد  $(\alpha_i > 0)$ . در مقابل، اگر  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$  باشد، واریانس شرطی و غیرشرطی  $\varepsilon_t$  برابر عدد ثابت  $(w)$  می‌شود و  $\beta_1, \dots, \beta_p$  پارامترهای غیر قابل شناسا خواهند بود. هم‌چنین، الگوی GARCH(q,p) یک فرآیند پایای ضعیف<sup>۳</sup> خواهد بود، اگر و فقط اگر  $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$  باشد. در غیر این صورت، مدل GARCH(q,p) به تعبیر بلورسلو (۱۹۸۷) انباشته در واریانس (IGARCH)<sup>۴</sup> بوده و

1- Bollerslev  
2- Identified  
3- Weakly Stationary  
4- Integrated GARCH (IGARCH)

شوکه‌ها، اثر ماندگار بر واریانس شرطی خواهند گذاشت. مدل  $GARCH(q,p)$  بسیاری از ویژگی‌های بازار نفت از قبیل وجود دنباله‌های سنگین و نوسانات خوشه‌ای در سری زمانی بازدهی نفت (رشد قیمت نفت) را نشان می‌دهد. ولی این مدل، دارای یک محدودیت است و آن که واریانس شرطی منتج از مدل  $GARCH(q,p)$  تنها به مقدار و اندازه‌ی شوکه‌ها ( $\varepsilon_t$ ) و نه علامت آن بستگی دارد، زیرا در رابطه‌ی ۴ توان دوم  $\varepsilon_t$  آمده است، در حالی که ممکن است هدف، مطالعه‌ی رفتار بازار در قبال اثر اهرمی باشد. وجود اثر اهرمی، دلالت بر گرایش نامتقارن نوسانات نسبت به اخبار و شوکه‌ها دارد. به طوری که اخبار و شوکه‌های منفی ( $\varepsilon_t < 0$ ) در مقایسه با اخبار و شوکه‌های مثبت ( $\varepsilon_t > 0$ ) موجب نوسانات بیش‌تری در بازدهی ( $r_t$ ) می‌شوند.<sup>۱</sup>

در این صورت، مدل  $GARCH(q,p)$  فاقد کارایی لازم در بررسی این ویژگی در بازار نفت خواهد بود. برای کنترل اثر نامتقارن اخبار بر نوسانات، الگوهای نامتقارن  $GARCH$  مطرح شده‌اند که معروف‌ترین آن‌ها الگوی  $EGARCH$  یا  $GARCH$  نمایی است که توسط نلسون<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) معرفی شده است. تصریح الگوی گارچ نمایی نلسون به صورت زیر است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (5)$$

سمت چپ معادله به صورت لگاریتمی می‌باشد و نشانگر این نکته است که واریانس شرطی مثبت است و نیازی به ایجاد محدودیت در ضرایب ندارد. در صورتی که  $\gamma_k$  از لحاظ آماری معنادار باشد، آن‌گاه اثر اخبار بر نوسانات نامتقارن خواهد بود. در صورتی که توزیع  $\varepsilon_t$ ، نرمال فرض شود، الگوی  $EGARCH$  به صورت زیر تصریح می‌شود که در مطالعه‌ی حاضر از این الگو استفاده شده است:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \sum_{t=h}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

۱- توجه داشته باشید که نوسانات در  $r_t$  همان  $\sigma_t^2$  است.

## الگوریتم ICSS

همان‌طوری که قبلاً بحث شد، هدف از انجام تحقیق حاضر مشخص کردن این موضوع است که آیا بحران مالی غرب الگوی نوسانات بازدهی بازار نفت (یعنی  $\sigma_t^2$ ) را تغییر داده است یا خیر؟ تکنیک به‌کار رفته برای پیدا کردن نقاط شکست مطابق تحقیقات بسیاری که در پیشینه‌ی تحقیق در فصل دوم مطرح شد، الگوریتم ICSS است. الگوریتم ICSS توسط دو دانشمند بنام اینکلن و تیاو<sup>۱</sup> (۱۹۹۴) ارائه شده است که در جستجوی تغییرات واریانس در یک رشته از مشاهدات بوده‌اند. الگوریتم ICSS، مجموع مجذورات تجمعی تکراری، برای یافتن نقاط شکست در یک سری از جستجوی منظم تکه‌های مختلف استفاده می‌کند.

الگوریتم ICSS بر این فرض استوار است که واریانس در یک دوره‌ی اولیه، از زمان شروع دوره تا بروز رویدادی که الگوی نوسان را تغییر دهد ثابت است. دوباره واریانس ثابت بوده تا زمانی که بحران یا رویداد دیگری الگوی نوسانات را تغییر دهد. این رویه در طول زمان تکرار شده تا برای یک سری زمانی از مشاهدات یک یا چند نقاط شکست را ارائه دهد.

حال، فرض کنید که  $\{\varepsilon_t\}$  یک سری زمانی مستقل با توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس غیرشرطی  $\sigma_t^2$  است. که واریانس در هر فاصله برابر با  $\tau_j^2$  است، که  $j = 0, 1, \dots, N_T$  بوده و  $N_T$  تعداد کل تغییراتی است که در کل مشاهدات ( $T$ ) در واریانس اتفاق افتاده است. یعنی در  $1 < t_1 < t_2 < \dots < t_{N_T} < T$  مشاهدات است که تغییرات در واریانس اتفاق افتاده است. یعنی در هر محدوده فاصله‌ی واریانس برابر است با:

$$\sigma_t^2 = \begin{cases} \tau_0^2 & \forall t < t_1 \\ \tau_1^2 & t_1 < t < t_2 \\ \dots & \dots \\ \tau_m^2 & t_{N_T} < t < T \end{cases} \quad (۶)$$

برای برآورد تعداد و محل نقاط شکست از مجموع مربعات تجمعی  $\varepsilon_t$  استفاده می‌شود. بنابراین فرض می‌شود  $C_k = \sum_{t=1}^k \varepsilon_t^2$ ,  $k=1,2,\dots,T$ ، که مجموع مربعات تجمعی از لحظه‌ی شروع سری تا آخرین مشاهده می‌باشد. بر این اساس آماره‌ی  $D_k$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$D_k = \frac{C_k}{C_T} - \frac{K}{T}, \quad K=1,2,\dots,T, \quad D_0 = D_T = 0 \quad (7)$$

این آماره در صورتی که هیچ نقطه‌ی شکستی در واریانس وجود نداشته باشد، حول نقطه صفر نوسان می‌کند. (یعنی اگر نمودار  $D_k$  را در مقابل  $k$  ترسیم کنیم، شبیه یک خط افقی است). اما در صورتی که یک یا چند نقطه‌ی شکست در واریانس وجود داشته باشد، نمودار این آماره از صفر منحرف می‌شود و از آن فاصله می‌گیرد. به طوری که اگر واریانس به سمت سطح پایین باشد  $D_k$  به سمت یک مقدار منفی و اگر واریانس به سمت سطوح بالاتر تغییر بکند به سمت مقدار مثبت حرکت می‌کند. در صورتی که آماره‌ی توزیع  $D_k$  از مقدار بحرانی آن بیش‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود نقطه‌ی شکست در سطح مشخصی از احتمال رد شده و لذا وجود نقطه‌ی شکست در آن نقطه‌ی آشکار می‌شود. لذا اگر قدرمطلق ماکزیمم  $D_k$  بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود نقطه‌ی شکست رد می‌شود. حال فرض کنید که  $k^*$  ارزش  $k$  ی باشد که در آن  $\max_k |D_k|$  اتفاق بیفتد. اگر  $\max_k \sqrt{(T/2)} |D_k|$  از مقدار بحرانی بیش‌تر باشد،  $k^*$  تخمینی از نقطه‌ای است که در آن شکست ساختاری اتفاق افتاده است. عامل  $\sqrt{(T/2)}$  نیز جهت استانداردسازی توزیع استفاده می‌شود. این روش محقق را برای شناسایی نقاط شکست اتفاقی در واریانس یاری می‌دهد.

تحت فرضیه‌ی صفر مبنی بر یکسانی واریانس در یک دوره‌ی زمانی، مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد خطا برای توزیع مجانبی  $\max_k \sqrt{(T/2)} |D_k|$  برابر ۱,۳۶ می‌باشد. بنابراین خطوط بالا و پایین در نمودار  $D_k$  با  $\pm 1,36$  مشخص می‌شود. یعنی نقاط بالا و پایین باند نشان‌دهنده‌ی نقاط شکست در سری مورد بررسی می‌باشد. اما در صورتی که سری مورد بررسی دارای چندین نقاط شکست باشد، آماره‌ی  $D_k$  به تنهایی از یافتن تمامی نقاط شکست عاجز است. برای بر طرف کردن این مشکل، اینکلن و تیاو (۱۹۹۴) الگوریتمی را معرفی می‌کنند که با استفاده از آماره‌ی  $D_k$  به صورت سیستماتیک

می‌توان نقاط شکست را شناسایی کرد. الگوریتم ICSS به صورت متوالی مقدار آماره‌ی  $D_k$  را برای دوره‌های مختلف زمانی محاسبه کرده و کل دوره را به زیر دوره‌هایی که در آن شکست اتفاق افتاده است، تقسیم می‌کند.

با استفاده از نمادگذاری  $\varepsilon[t_1 : t_2]$  که  $t_1 < t_2$  است به طور مشابه،  $D_k(\varepsilon[t_1 : t_2])$  آماره‌ی  $D_k$  را در دوره‌ی  $t_1$  تا  $t_2$  را نشان می‌دهد. بر این اساس، روش کار الگوریتم ICSS به صورت زیر است:

### مرحله‌ی صفر

فرض کنید که،  $t_1 = 1$  حال مراحل الگوریتم به صورت زیر خواهد بود:

### مرحله‌ی ۱

$D_k(\varepsilon[t_1 : T])$  را محاسبه می‌کنیم. فرض کنید  $k^*$  نقطه‌ای باشد که در آن  $\max_k D_k(\varepsilon[t_1 : T])$  اتفاق افتاده باشد، و نیز فرض کنید که

$$M(t_1 : T) = \max_k \sqrt{\frac{T - t_1 + 1}{2}} |D_k(\varepsilon[t_1 : T])|$$

اگر  $M(t_1 : T) > D^*$  یک نقطه‌ی شکست در زمان  $k^*$  وجود دارد، لذا به مرحله‌ی ۲ الف می‌رویم.

اگر  $M(t_1 : T) < D^*$  الگوریتم متوقف می‌شود.

### مرحله‌ی ۲ الف

فرض می‌کنیم  $t_2 = k^*$  باشد. حال  $D_k(\varepsilon[t_1 : t_2])$  را محاسبه می‌کنیم. اگر  $M(t_1 : t_2) > D^*$  باشد یک نقطه‌ی جدید شکست داریم و دوباره به مرحله‌ی ۲ الف برمی‌گردیم تا زمانی که  $M(t_1 : t_2) < D^*$  باشد پس اولین نقطه‌ی تغییر  $K_{\text{first}} = t_2$  است.

### مرحله‌ی ۲ ب

حال مقدار جدید برای  $t_1$  در نظر می‌گیریم. فرض می‌شود  $t_1 = k^*(\varepsilon[t_1 : T]) + 1$  باشد مقدار  $D_k(\varepsilon[t_1 : T])$  را محاسبه کرده و به مرحله‌ی ۲ ب برمی‌گردیم تا زمانی که  $M(t_1 : T) < D^*$  باشد، پس  $k_{\text{last}} = t_1 - 1$

### مرحله‌ی ۲ ج

اگر  $K_{\text{first}} = K_{\text{last}}$ ، باشد فقط یک نقطه‌ی شکست وجود دارد.  
 اگر  $K_{\text{first}} < K_{\text{last}}$ ، هر دو را به‌عنوان نقطه‌ی شکست قبول کرده و مراحل ۱ و ۲ را  
 برای فاصله‌ی بین آن‌ها یعنی  $t_1 = k_{\text{first}} + 1$   
 و  $T = k_{\text{last}}$  انجام می‌دهیم. مراحل ۲ الف و ۲ ب را انجام می‌دهیم.  $\hat{N}_T$  را تعداد  
 نقاط شکست یافته شده می‌نامیم.

### مرحله‌ی ۳

حال که دو یا چند نقطه‌ی شکست یافت شد، نقاط شکست را به‌صورت صعودی  
 مرتب می‌کنیم. CP را بردار نقاط شکست در نظر می‌گیریم، با حدود اکستریم  $cp_1 = 0$  و  
 $cp_{N_t+1} = T$ .

تمام نقاط شکست را به‌وسیله‌ی فرمول زیر بررسی می‌کنیم:

$$D_k \left( \varepsilon \left[ cp_{j-1} + 1 : cp_{j+1} \right] \right), j = 1, 2, \dots, N_T$$

اگر  $D^* M(p_{j-1} + 1 : cp_{j+1})$  نقطه‌ی شکست باقی مانده و گرنه حذف می‌شود.

مرحله‌ی ۳ را تا جایی که تعداد نقاط شکست تغییر نمی‌کند تکرار کنید و نقاط یافته  
 شده در هر مرحله نزدیک به مرحله‌ی قبلی می‌باشد. (وانگ و موور<sup>۱</sup>، ۲۰۰۹).

در بخش حاضر به دنبال یافتن تغییرات ناگهانی در واریانس قیمت نفت خام توسط  
 الگوریتم ICSS و سپس تطابق با وقایع جهانی و منطقه‌ای که در طول سری زمانی رخ  
 می‌دهد می‌باشیم. پس از شناسایی زمان‌های تغییرات واریانس، دوباره مدل استاندارد  
 GARCH برآورد می‌شود. با توجه به وجود نقاط شکست این مدل قادر نیست استمرار  
 نوسانات را به‌طور دقیق برآورد کند، بنابراین این نقاط شکست از طریق متغیرهای موهومی  
 وارد مدل می‌شوند تا برآورد دقیق تری از نوسانات به‌دست بیاوریم، لذا در این راستا به  
 تخمین مدل‌های تصریح شده و پس آن به آزمون فرضیه‌ی مطالعه پرداخته می‌شود.

## ۴- برآورد مدل

به منظور بررسی اثر بحران مالی ۲۰۰۸ بر قیمت نفت خام و با توجه به وجود احتمالی اثر متفاوت آن بر قیمت انواع مختلف نفت، از چهار گروه متفاوت قیمت نفت خام اوپک، قیمت نفت خام سبک صادراتی ایران، قیمت نفت خام سنگین صادراتی ایران و قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت در دوره‌ی زمانی هفتگی از ۲۰۰۰/۰۷/۰۱ تا ۲۰۱۴/۰۸/۱۵ که اطلاعات آن از سایت رسمی اوپک و سازمان اطلاعات انرژی امریکا به دست آمده استفاده شده است. این داده‌ها به صورت زیر نمادسازی می‌شوند:

IL: قیمت نفت خام سبک صادراتی ایران (دلار به ازای هر بشکه)،

IH: قیمت نفت خام سنگین صادراتی ایران (دلار به ازای هر بشکه)،

OP: قیمت نفت خام سبک صادراتی اوپک (دلار به ازای هر بشکه)،

WTI: قیمت نفت خام صادراتی وست تگزاس اینترمدیت (دلار به ازای هر بشکه)،

## بررسی متغیرها از لحاظ مانایی

با توجه به ضرورت انجام آزمون‌های اولیه داده‌ها، آزمون‌های اولیه‌ای پیش از مدل‌سازی انجام می‌شود. شرط اولیه در استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی از جمله مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH)، پایایی متغیرهای مدل است، لذا می‌بایست از پایایی متغیرها اطمینان حاصل نمود. آزمون دیک‌ی فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد که قیمت‌های نفت خام پایا نیستند، اما بازدهی قیمت‌ها که به صورت زیر محاسبه می‌شوند پایا هستند:

$$RIH_t = \ln \left( \frac{IH_t}{IH_{t-1}} \right) * 100, \quad RIL_t = \ln \left( \frac{IL_t}{IL_{t-1}} \right) * 100$$

$$ROP_t = \ln \left( \frac{OP_t}{OP_{t-1}} \right) * 100, \quad RWTI_t = \ln \left( \frac{WTI_t}{WTI_{t-1}} \right) * 100$$

که در آن  $RIL_t$ ،  $RIH_t$ ،  $ROP_t$  و  $RWTI_t$  به ترتیب بازدهی قیمت نفت خام سبک صادراتی ایران، بازدهی قیمت نفت خام سنگین صادراتی ایران، بازدهی قیمت نفت خام سبک صادراتی اوپک و بازدهی قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت در هفته  $t$  می‌باشند و در این تحقیق از این متغیرها استفاده می‌شود. در این مرحله‌ی پایایی



متغیرهای بازدهی را توسط آزمون دیکی فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌دهیم. جدول زیر نتایج این آزمون را نشان می‌دهد و حاکی از پایایی سری بازدهی‌ها می‌باشد. چرا که قدرمطلق آماره‌ی محاسبه شده از مقدار بحرانی بیش‌تر است. در حقیقت با استفاده از تفاضل لگاریتمی قیمت‌ها، داده‌ها معمولاً به صورت مانا در می‌آیند. نمودارهای ذیل، نمودار سری بازدهی داده‌های مورد استفاده در تحقیق حاضر را در دوره‌ی مورد بررسی نشان می‌دهند:

جدول ۴-۱ - نتایج آزمون پایایی برای سری بازدهی قیمت‌های نفت خام

پایا	-۲۲,۹۳	-۲,۸۶	$RIL_t$
پایا	-۲۲,۸۶	-۲,۸۶	$RIH_t$
پایا	-۲۲,۸۹	-۲,۸۶	$ROP_t$
پایا	-۱۴,۰۶	-۲,۸۶	$RWTI_t$

ماخذ: محاسبات تحقیق

در جدول ۴-۲ برخی آماره‌های توصیفی سری‌های بازدهی آمده است:

جدول ۴-۲ - کمیت‌های آماری برای سری بازدهی قیمت‌های نفت خام

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
$RIL_t$	۰,۱۸	۴,۱۳	-۰,۴۵	۵,۴۱
$RIH_t$	۰,۱۸	۴,۲۴	-۰,۳۷	۵,۲۷
$ROP_t$	۰,۱۸	۴,۰۱	-۰,۵۵	۵,۸۸
$RWTI_t$	۰,۱۷	۴,۲۵	-۰,۴۸	۶,۶۸

ماخذ: محاسبات تحقیق بر اساس اطلاعات اخذ شده از سازمان اوپک و سازمان اطلاعات انرژی آمریکا.

ملاحظه می‌شود که سری‌های مزبور دارای چولگی منفی بوده و کشیدگی آن‌ها بیش‌تر از کشیدگی توزیع نرمال می‌باشد. لذا، دارای کشیدگی مازاد هستند.

### برآورد الگوی $ARMA$ برای سری‌های بازدهی نفت خام

در مرحله‌ی اول می‌بایست الگوی  $ARMA$  برای سری‌های بازدهی قیمت نفت خام اجرا شود و باقیمانده‌های استخراج شده از این مدل در الگوریتم ICSS مورد استفاده

قرار گیرد. یعنی خوراک الگوریتم ICSS باقیمانده‌های مدل ARMA برای هر سری از بازدهی قیمت نفت خام است. با توجه به نمودارهای خودهمبستگی نگار و معیارهای آکائیک و شوارز، مدل‌های ARMA مناسب برای هر سری از بازدهی نفت برآورد شدند. نتایج برآورد نفت خام سنگین ایران در رابطه‌ی ۸ آمده است.

$$RIH_t = .198 - .213AR(1) + .105AR(3) + .404MA(1) \quad (8)$$

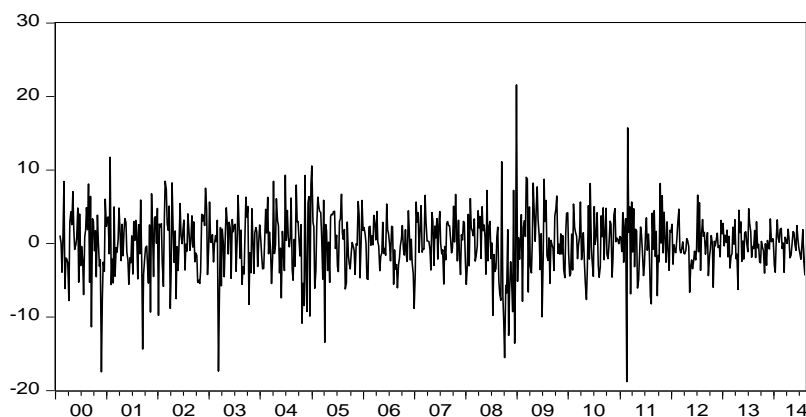
(۰.۹۲)    (-۱.۳۸)    (۲.۵۵)    (۲.۷۴)

schwarz = ۵.۷۱۴    Akaik = ۵.۶۹۰    LM Test = ۱.۵۷

ARCH LM Test = ۲۵.۶۷

نمودار خودهمبستگی نگار و توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی نشان از عدم وجود خودهمبستگی در باقیمانده‌های مدل ۸ دارد که خود به معنی تصریح مناسب مدل است. این نتیجه توسط آزمون خودهمبستگی LM نیز مورد تأیید است. همچنین نمودار خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی برای مجذور باقیمانده‌های مدل ۸ نشان از وجود ناهمسانی واریانس در باقیمانده‌های مدل دارد. این مطلب توسط آزمون ARCH LM Test نیز قویاً اثبات شده است، لذا لزوم مدل‌سازی نوسانات  $RIH_t$  توسط مدل‌های GARCH آشکار می‌شود.

حال که از تصریح مدل ARMA برای سری بازدهی قیمت نفت خام سنگین صادراتی ایران اطمینان حاصل شد، نمودار باقیمانده‌های استخراج شده از مدل مذکور در نمودار ۱ ترسیم شده است.



مأخذ: محاسبات تحقیق بر اساس اطلاعات اخذ شده از اوپک و سازمان اطلاعات انرژی آمریکا برای سال‌های (۲۰۰۰-۲۰۱۴)

نمودار ۱- باقی مانده‌های سری بازدهی قیمت نفت خام سنگین ایران بر اساس خروجی مدل ARMA

مشابه روند فوق برای سری بازدهی قیمت نفت خام سبک صادراتی ایران، بازدهی قیمت نفت خام سبد صادراتی اوپک و بازدهی قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت استخراج شده از مدل ARMA مناسب می‌توان ترسیم کرد که در این جا از ترسیم آن‌ها صرف نظر می‌کنیم.

### برآورد مدل EGARCH برای سری بازدهی قیمت نفت خام (قبل از شناسایی نقطه‌ی شکست)

با توجه به آزمون ARCH LM Test که نشان دهنده‌ی وجود ناهمسانی واریانس در باقیمانده‌های مدل‌های برآوردی می‌باشد، قبل از شناسایی نقاط شکست در واریانس شرطی، مدل EGARCH برای سری‌های بازدهی اجرا می‌شود. در این جا از مدل GARCH استفاده نمی‌شود، زیرا دارای یک محدودیت عمده می‌باشد و آن این است که واریانس شرطی منتج از مدل GARCH تنها به مقدار و اندازه‌ی شوک‌ها ( $\epsilon_t$ ) و نه علامت آن بستگی دارد، در حالی که ممکن است هدف، مطالعه‌ی رفتار بازار در قبال اثر اهرمی باشد، بنابراین از مدل EGARCH که نشان دهنده‌ی اثر اهرمی می‌باشد استفاده می‌کنیم. جدول (۳-۴) نتایج حاصل از برآورد مدل EGARCH(۱,۱) را نشان می‌دهد.

جدول ۳-۴ - برآورد مدل EGARCH(۱,۱) برای سری بازدهی قیمت نفت خام سنگین ایران (قبل از شناسایی نقطه‌ی شکست)

معادله‌ی میانگین (ARMA)				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	سطح احتمال
C	۰,۱۸۲	۰,۱۶۰	۱,۱۳۵	۰,۲۵۶
AR(1)	-۰,۰۱۸	۰,۱۵۳۹	-۰,۱۱۷	۰,۹۰۶
AR(3)	۰,۰۳۳۲	۰,۰۳۹۱	۰,۸۵۰۸	۰,۳۰۹
MA(1)	۰,۲۶۱۹	۰,۱۵۰۹	۱,۷۳۵۴	۰,۰۸۲
معادله‌ی واریانس (EGARCH(۱,۱))				
C	۰,۰۶۵	۰,۰۳۸۸	-۱,۶۷۵	۰,۰۹۳
$\alpha$	۰,۱۶۷۷	۰,۰۴۰۲	۳,۳۹۳۶	۰,۰۰۰۱
$\gamma$	-۰,۰۶۳	۰,۰۲۹۹	-۲,۲۱۹۲	۰,۰۳۳۲
$\beta$	۰,۹۷۵۰	۰,۰۱۳۸	۷۰,۵۳۲	۰,۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی				
آماره Q(20) = [۰,۵۴۴] ۱۷,۶۷۶	آماره Q(10) = [۰,۳۰۴] ۱۰,۶۰۵			
آزمون ARCH LM	آماره F = [۰,۱۴۳] ۱,۹۴			

اعداد داخل کروشه نشان دهنده سطح احتمال است. ماخذ: محاسبات تحقیق

البته جدول (۳-۴) تنها نتایج برآورد نفت خام سنگین ایران را گزارش می‌دهد. لازم به ذکر است نتایج برآورد مدل EGARCH(۱,۱) برای سری‌های دیگر به دلیل صرفه‌جویی در مقاله گزارش نشده است. حال که مدل‌های مذکور برآورد شوند، می‌بایست از آماره‌های تشخیصی برای اطمینان از تصریح مناسب مدل استفاده کرد. بدین منظور نمودارهای همبستگی نگار باقیمانده‌های استاندارد شده و مجذورات مدل به ترتیب نشان از عدم وجود خودهمبستگی در باقیمانده‌های مدل و مجذورات آن می‌باشد، نتایجی که آماره‌های Q آن را تأیید می‌کند. به‌طوری‌که آماره‌ی Q(10) و Q(20) نشان‌دهنده‌ی عدم خودهمبستگی سریالی در باقیمانده‌های مدل تا یک وقفه و تا ۱۰ وقفه می‌باشند. آزمون ARCH LM Test نیز نشان‌دهنده باقی نماندن اثرات آرچ در مدل‌ها می‌باشد. لذا، می‌توان از تصریح مناسب مدل به اطمینان معقولی دست یافت. می‌دانیم که کارایی مدل‌های گارچ نامتقارن در بررسی اثر اهرمی یا اثر متفاوت اخبار و شوک‌های مثبت و منفی بر نوسانات است. ضریب  $\gamma$  در معادله‌ی واریانس مدل EGARCH نشان‌دهنده‌ی اثر اهرمی می‌باشد. در صورتی که ضریب مذکور منفی معنی‌دار باشد، اثر اهرمی وجود داشته یا به عبارت دیگر، اخبار و شوک‌های منفی نسبت به اخبار و شوک‌های مثبت با اندازه‌ی یکسان، اثر بیش‌تری را بر نوسانات ایجاد خواهد کرد. ضریب  $\beta$  نیز در مدل EGARCH ماندگاری نوسانات را نشان می‌دهد.

### شناسایی نقاط شکست با استفاده از الگوریتم ICSS

در این بخش با استفاده از باقیمانده‌های مدل ARMA، نقاط شکست نوسانات بازدهی قیمت نفت خام (واریانس) پیدا می‌کنیم. برای این منظور از الگوریتم ICSS که قبلاً توضیح دادیم استفاده شده است. نتایج الگوریتم ICSS به شرح جدول ۴-۴ است.<sup>۱</sup>

۱- برای برآورد نقاط شکست توسط الگوریتم ICSS از نرم افزار WinRATS.8 استفاده شده است. کدهای مربوط به الگوریتم ICSS در لینک زیر موجود است:

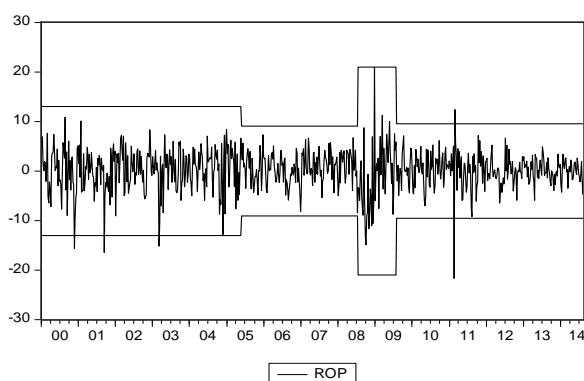
<http://www.estima.com/forum/viewtopic.php?f=7&t=1051>

جدول ۴-۴- نقاط شکست شناسایی شده در واریانس توسط الگوریتم ICSS

بازدهی	تعداد نقطه‌ی شکست	نقطه‌ی شکست	شروع دوره	انتهای دوره	انحراف معیار غیرشرطی
RIL	۳	۲۰۰۵/۰۸/۰۴	۲۰۰۰/۰۱/۰۷	۲۰۰۵/۰۸/۰۴	۴,۵۶
		۲۰۰۸/۰۷/۱۱	۲۰۰۵/۰۸/۰۴	۲۰۰۸/۰۷/۱۱	۳,۲۸
		۲۰۰۹/۰۳/۷	۲۰۰۸/۰۷/۱۱	۲۰۰۹/۰۳/۷	۷,۰۸
		-	۲۰۰۹/۰۳/۷	۲۰۱۴/۰۸/۱۵	۳,۴۸
RIH	فاقد نقطه‌ی شکست	-	-	-	-
ROP	۳	۲۰۰۵/۰۵/۲۷	۲۰۰۰/۰۱/۰۷	۲۰۰۵/۰۵/۲۷	۴,۳۴
		۲۰۰۸/۰۷/۱۱	۲۰۰۵/۰۵/۲۷	۲۰۰۸/۰۷/۱۱	۳,۰۲
		۲۰۰۹/۰۷/۳۱	۲۰۰۸/۰۷/۱۱	۲۰۰۹/۰۷/۳۱	۷,۰۰
		-	۲۰۰۹/۰۷/۳۱	۲۰۱۴/۰۸/۱۵	۳,۱۸
RWTI	۴	۲۰۰۵/۰۴/۲۲	۲۰۰۰/۰۱/۰۷	۲۰۰۵/۰۴/۲۲	۴,۳۹
		۲۰۰۵/۰۶/۱۰	۲۰۰۵/۰۴/۲۲	۲۰۰۵/۰۶/۱۰	۴,۲۲
		۲۰۰۸/۰۷/۱۸	۲۰۰۵/۰۶/۱۰	۲۰۰۸/۰۷/۱۸	۳,۰۳
		۲۰۰۹/۰۷/۲۴	۲۰۰۸/۰۷/۱۸	۲۰۰۹/۰۷/۲۴	۷,۱۲
		-	۲۰۰۹/۰۷/۲۴	۲۰۱۴/۰۸/۱۵	۳,۰۲

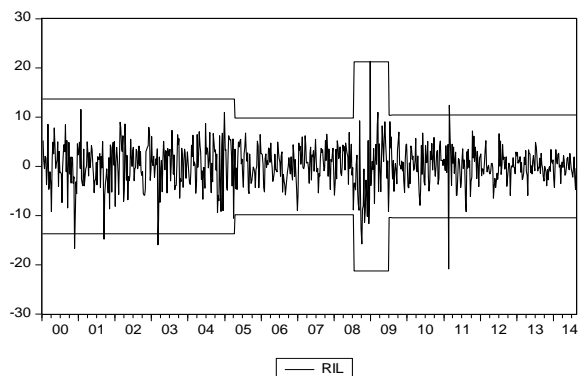
ماخذ: محاسبات تحقیق

بر این اساس، نمودارهای زیر، نمودار سری بازدهی قیمت سه نوع نفت خام را همراه با نقاط شکست نشان می‌دهد:

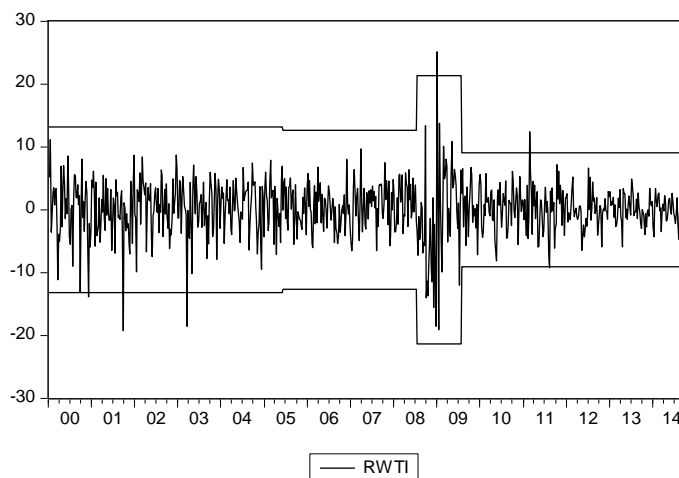


ماخذ: اوپک و سازمان اطلاعات انرژی آمریکا برای سال‌های (۲۰۰۰-۲۰۱۴)

نمودار ۲- بازده قیمت نفت خام اوپک ( $ROP_t$ )



ماخذ: اوپک و سازمان اطلاعات انرژی آمریکا برای سال‌های (۲۰۰۰-۲۰۱۴)  
نمودار ۳- بازده قیمت نفت سبک صادراتی ایران ( $RIL_t$ )



ماخذ: اوپک و سازمان اطلاعات انرژی آمریکا برای سال‌های (۲۰۰۰-۲۰۱۴)  
نمودار ۴ - بازده قیمت نفت خام صادراتی وست تگزاس اینترمدیت

### برآورد مدل EGARCH برای سری بازدهی قیمت نفت خام ( بعد از شناسایی نقطه‌ی شکست)

حال که به درستی تمامی نقاطی که در آن شکست واریانس اتفاق افتاده است توسط الگوریتم ICSS مشخص شد، این نقاط توسط متغیرهای مجازی در معادله‌ی EGARCH وارد می‌کنیم. متغیرهای مجازی در نقطه‌ی شکست و مابعد آن عدد یک و

قبل از نقطه‌ی شکست، عدد صفر را اختیار می‌کنند. در صورتی که مقدار عددی ضریب  $\beta$  نسبت به زمانی که متغیرهای مجازی در مدل قرار داده نشده بود (یعنی بدون توجه به نقاط شکست در واریانس شرطی) کم‌تر باشد، نشان از کاهش ماندگاری نوسانات دارد. در این صورت، می‌توان به مدل‌سازی نوسانات با در نظر گرفتن نقاط شکست در واریانس تأکید داشت. جدول (۴-۵) نتایج برآورد مدل EGARCH را با توجه به نقاط شکست نشان می‌دهد.

جدول ۴-۵- مدل EGARCH(۱,۱) برای سری‌های بازدهی با در نظر گرفتن نقاط شکست

معادله‌ی میانگین			
متغیر	RIL	RPO	RWTI
C	۰,۲۵۶ [۰,۱۲۲]	۰,۲۷ [۰,۰۷]	۰,۳۰ [۰,۱۲]
AR(1)	-۰,۰۵۱ [۰,۷۴]	-۰,۰۱ [۰,۹۰]	-۰,۲۹ [۰,۱۱]
AR(3)	۰,۰۳ [۰,۴۳]	۰,۰۳ [۰,۳۳]	-۰,۰۰۲ [۰,۹۵]
MA(1)	۰,۲۸ [۰,۰۶]	۰,۲۶ [۰,۰۷]	۰,۴۹ [۰,۰۰]
معادله‌ی واریانس			
C	۰,۳۴ [۰,۰۷]	۰,۳۸ [۰,۰۴]	۰,۳۱ [۰,۰۴]
$\alpha$	۰,۱۷ [۰,۰۰]	۰,۱۴ [۰,۰۰]	۰,۰۶ [۰,۲۲]
$\gamma$	-۰,۰۹ [۰,۰۱]	-۰,۱۱ [۰,۰۰]	-۰,۰۸ [۰,۰۳]
$\beta$	۰,۸۵ [۰,۰۰۰]	۰,۸۲ [۰,۰۰]	۰,۸۷ [۰,۰۰]
D1	-۰,۰۹ [۰,۱۰]	-۰,۱۰ [۰,۱۰]	-۰,۰۱ [۰,۹۶]
D2	۰,۲۱ [۰,۰۸]	۰,۲۶ [۰,۰۶]	-۰,۰۳ [۰,۸۷]
D3	-۰,۲۷ [۰,۰۴]	-۰,۳۱ [۰,۰۳]	۰,۲۱ [۰,۰۴]
D4			-۰,۲۷ [۰,۰۲]
آزمون‌های تشخیصی			
آماره Q(10)	۱۱,۹۳۳ [۰,۲۱۷]	۱۰,۸۲۰ [۰,۲۸۸]	۸,۷۵۴ [۰,۴۶۰]
آماره Q(20)	۱۶,۹۷۴ [۰,۵۹]	۱۴,۹۶۷ [۰,۷۲۵]	۲۷,۷۴۱ [۰,۰۸۹]
آزمون F=آماره ARCH	۱,۴۸ [۰,۲۲]	۱,۰۰۶ [۰,۳۶]	۰,۳۶ [۰,۶۹]

جدول ۴-۶- میزان ماندگاری نوسانات بر اساس ضریب  $\beta$  در معادله‌ی واریانس

	RIL	ROP	RWTI
بدون در نظر گرفتن نقاط شکست	۰,۹۷۵	۰,۹۶۶	۰,۹۷۸
با در نظر گرفتن نقاط شکست	۰,۸۵۱	۰,۸۲۸	۰,۸۷۲

محاسبات تحقیق بر اساس مدل‌ها برآوردی

جدول (۴-۶)، ضریب  $\beta$  را در دو حالت نشان می‌دهد، با در نظر گرفتن نقاط شکست ناگهانی و بدون نقطه‌ی شکست ناگهانی، ملاحظه می‌شود که مقدار آن در حالتی که نقاط شکست را وارد مدل می‌کنیم کاهش می‌یابد و در نتیجه از میزان ماندگاری نوسانات کاسته می‌شود. بنابراین بحران مالی ۲۰۰۸ حداقل بر نوسانات قیمت نفت خام سنگین ایران، اوپک و وست تگزاس اینترمدیت اثر گذار بوده است.

#### ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از انجام این تحقیق شناسایی نقطه یا نقاطی است که الگوی نوسانات قیمت نفت خام در طی بحران مالی غرب دچار شکست شده است. در حقیقت هدف از این تحقیق ارزیابی و تحلیل و اثر بحران‌های مالی بر نوسانات قیمتی در بازار نفت می‌باشد. بدین منظور از اطلاعات سری زمانی قیمت نفت خام سبک ایران، قیمت نفت خام سنگین ایران، قیمت نفت خام سبد اوپک و قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت در دوره‌ی زمانی هفتگی ۲۰۰۷/۰۱ تا ۲۰۱۴/۰۸/۱۵ استفاده شده است. به‌منظور مانا کردن متغیرها از رشد سری‌های نام برده یا به عبارت دیگر بازده قیمت استفاده شده است. مدل مورد استفاده برای شبیه‌سازی سری‌های نام برده، آرچ و گارچ بوده و برای شناسایی نقاط ناگهانی شکست در نوسانات سری‌های نام برده، از الگوریتم ICSS استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات ناگهانی در نوسانات بازدهی قیمت نفت خام سبک ایران، اوپک و وست تگزاس اینترمدیت اتفاق افتاده است، بنابراین بحران مالی غرب بر قیمت جهانی نفت خام تأثیرگذار بوده است.

شناسایی نقاط شکست ساختاری در بازارهای بین‌المللی به روش مجموع مربعات تجمعی ICSS و تجزیه تحلیل موجک امکان‌پذیر می‌باشد. در این تحقیق از الگوریتم ICSS، نقاط تغییرات ناگهانی در نوسانات، شناسایی می‌شوند. پیشنهاد می‌شود در



مطالعات بعدی روش موجه جهت یافتن نقاط شکست ساختاری در بازار بین‌المللی نفت به کار گرفته شود. توصیه‌ی سیاستی این که ایران یکی از بزرگ‌ترین صادرکننده‌ی نفت است و اقتصاد آن به نوسانات قیمت نفت حساس است، بنابراین در هنگام بروز بحران مالی در غرب، اقتصاد ایران نیز باید منتظر تغییراتی باشد، لذا در برنامه‌های بلندمدت کشور باید به این امر توجه شود.

### فهرست منابع

- جلالی نائینی، سید احمد رضا، (۱۳۸۷). تأثیر بحران مالی و اقتصادی جهان بر بازار نفت. اقتصاد انرژی، شماره‌ی ۱۱.
- نادری، مرتضی، (۱۳۸۲). توسعه‌ی مالی، بحران‌های مالی و رشد اقتصادی. فصلنامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۱۵، صفحات ۳۷-۸۲.
- Babikir, A. (2010). Structural Breaks and GARCH Models of Stock Return Volatility: The Case of South Africa. University of Pretoria Department of Economics Working Paper Series .
- Barro, R. J. (2001). Economic Growth in East Asia Before and After the Financial Crisis. NBER Working Papers 8330 .
- Bollerslev, T. (1987). A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. The Review of Economics and Statistics, 69 (3), 542-547.
- Bussiere, M., & Fratzschere, M. (2002). Toward a New System of Financial Crises. Germany, European Central Bank Working Paper (145).
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica, 50 (4), 987-1007.
- Fernandez, V. (2005). Structural Breakpoints in Volatility in International. IIS Discussion Paper (76).
- Ferretti, G. M., & Razin, A. (1998). Sharp reductions in current account deficits An empirical analysis. European Economic Review, 42 (3-5), 897-908.
- Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. 41 (3-4), 351-366.

- Guo, F., Chen, C. R., & Sophie Huang, Y. (2011). Markets contagion during financial crisis: A regime-switching approach. *International Review of Economics & Finance*, 20 (1), 95-109.
- Hammoudeh, S., & Li, H. (2004). The impact of the Asian crisis on the behavior of US and international petroleum prices. *Energy Economics*, 26 (1), 135-160.
- Hoon Kang, S., & Min Yoon, S. (2010). Sudden Changes in Variance and Volatility Persistence in Asian Foreign Exchange Markets. *THE JOURNAL OF THE KOREAN ECONOMY*, 11 (1), 129-143.
- Inclan, C., & Tiao, G. C. (1994). Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance. *Journal of the American Statistical Association* (89).
- Malliaris, A. G., & Ramaprasad, B. (2011). Oil Prices and the Impact of the Financial Crisis of 2007-2009. *Energy Economics*, 33 (6), 1049-1054.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59 (2), 347-370.
- Roar Aune, F., Mohn, K., Osmundsen, P., & Einar Rosendahl, K. (2010). Financial market pressure, tacit collusion and oil price formation. *Energy economics*, 32 (2), 389-398.
- SACHS, J. D., TORNELL, A., & VELASCO, A. (1996). Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995. available on: [www.brookings.edu/.../1996a\\_bpea\\_sachs\\_tornell\\_velasco\\_calvo\\_coope](http://www.brookings.edu/.../1996a_bpea_sachs_tornell_velasco_calvo_coope).
- Thanh Long, V. (2008). Empirical Analysis of Stock Return Volatility with Regime Change: The Case of Vietnam Stock Market. Vietnam Development Forum – Tokyo Presentation .
- Zhua Bangzhu AND Shujiao Ma, Julien Chevallier, Yiming Wei, (2014). Examining the structural changes of European carbon futures price 2005-2012. Working Paper Series. IPAG Business School. available at: <http://www.ipag.fr/fr/accueil/la-recherche/publications-WP.html>
- Wang, P., & Moore, T. (2009). Sudden changes in volatility: The case of five central European stock markets. *Institutions and Money*, 19 (1), 33–46.
- Wha Lee, J., & Rhee, C. (2002). Macroeconomic Impacts of the Korean Financial Crisis: Comparison with the Cross-country Patterns. *The World Economy*, 25 (4), 539–562.