فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و یکم، شماره 68، زمستان 1392، صفحات 108- 83

اثر نوسان‌های قیمتی نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران

حسین عباسی‌نژاد
استاد اقتصاد دانشگاه تهران
habasi@ut.ac.ir

سجاد ابراهیمی
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)
ebrahimi_s@ut.ac.ir

در این مطالعه نحوه اثرگذاری قیمت نفت و نوسان‌های قیمت نفت بر بازدهی بورس و نوسان‌های بازدهی بورس مورد بررسی قرار می‌گیرد. به‌این منظور از روش مارکوف-سوئیچینگ استفاده شده است. به‌منظور استخراج نوسان‌های قیمت نفت از سه روش فیلتر HP، مدل GARCH و مدل تحلیل موجک (Wavelet) استفاده شده است. بر اساس برآوردهای انجام شده روش تحلیل موجک نتایج دقیق‌تر و با جزئیات بیشتر نسبت به سایر روش‌ها دارد. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت بر بازدهی بورس اثر معناداری ندارد و تنها باعث کاهش نوسان‌ها در بازدهی بورس خواهد شد، همچنین نوسان‌های قیمت نفت در مقیاس $D_1(t)$ اثر معناداری بر بازدهی بورس ندارد اما نوسان‌های مقیاس $D_2(t)$ و $D_3(t)$ در شرایط رونق بازار اثر مثبت و معناداری بر بازدهی بورس دارد. به‌علاوه بر اساس، نتایج برآورد مدل ها ماتریس انتقال نیز نسبت به مقیاس‌بندی نوسان‌های قیمت نفت حساس بوده است.

طبقه‌بندی JEL: *E32, G14, Q41*.
واژه‌های کلیدی: *بازده بورس اوراق بهادار تهران، قیمت نفت، مدل مارکوف - سوئیچینگ تحلیل موجک*.

*** تاریخ دریافت: 1392/6/12** **تاریخ پذیرش: 1392/8/17**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

1. مقدمه

بورس اوراق بهادار در یک اقتصاد به‌عنوان یک بازار متشکل و رسمی سرمایه شناخته می‌شود و مهم‌ترین وظیفه آن تجهیز و تخصیص منابع مالی و تبدیل آنها به سرمایه است. از این رو، تقویت بازار سرمایه که تجهیز بیشتر منابع و تخصیص بهینه منابع مالی را در پی دارد باعث افزایش سرمایه و تخصیص بهینه سرمایه در کشور می‌شود و به رشد و توسعه اقتصادی کمک می‌کند، اما بازار سرمایه برای جذب منابع مالی می‌بایست سایر بازارهای مالی و بازارهای دارایی رقابت کنند. بازاری که بازدهی بیشتر و همچنین ریسک کمتری داشته باشند می‌توانند در جذب بیشتر منابع موفق‌تر باشند، بنابراین برای اینکه بازار سرمایه بتواند در تجهیز منابع و تبدیل آن به سرمایه موفق باشد می‌بایست بازده و ریسک آن مورد بررسی قرار گیرد.

عوامل متعددی بر بازده بورس اوراق بهادار اثرگذار است. یکی از عوامل اثرگذار قیمت نفت و شوک‌های نفتی است. نفت و فرآورده‌های آن به‌عنوان مهم‌ترین منبع انرژی در فرایندهای تولیدی در جهان مورد استفاده قرار می‌گیرد، از این رو نوسان‌ها در قیمت نفت می‌تواند بر هزینه تولید و سودآوری شرکت‌های تولیدی اثرگذار باشد. نفت برای برخی کشورهای صادرکننده آن مهم‌ترین منبع درآمدی حساب می‌شود و قیمت نفت و نوسان‌های آن از این کانال نیز می‌تواند بر بخش حقیقی و همچنین بازار سرمایه اثر بگذارد، به طوری‌که در بسیاری از کشورها که مدیریت درآمد نفتی مناسبی ندارند افزایش قیمت نفت با افزایش درآمد دولت و افزایش پایه پولی همراه شده که آثار تورمی دارد. افزایش تورم نیز اثر مثبتی بر قیمت سهام می‌گذارد.

در سال‌های اخیر شاهد نوسان‌های بسیاری در قیمت نفت بودیم که برایند این تغییرات رشد در قیمت نفت را نشان می‌دهد. از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر نوسان‌های قیمت نفت را می‌توان عوامل سیاسی، آب و هوا، رشد اقتصادی کشورهای نوظهور مانند چین و هند عوامل مؤثر بر حمل‌ونقل نفت خام، بازار فرآورده‌های نفتی، میزان ذخایر استراتژیک نفت و تصمیم‌گیری‌های سازمان اوپک دانست. حال با توجه به نوسان‌ها و تغییرات زیاد قیمت نفت در جهان آیا می‌توان گفت که تغییرات قیمت نفت اثر معناداری بر بازدهی بورس در ایران داشته است؟ آیا بازدهی بورس از نوسان‌ها و نااطمینانی قیمت نفت متأثر شده است؟

در این تحقیق تلاش می‌شود با به‌کارگیری ابزارهای اقتصادسنجی به این سؤالات پاسخ داده شود. این مقاله با استفاده از روش مارکف-سوئیچینگ به بررسی اثر شوک‌های قیمت نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. به‌منظور ارزیابی دقیق‌تر نوسان‌های قیمت نفت این نوسان‌ها با استفاده از سه روش تحلیل موجک، GARCH و فیلتر HP استخراج شده است. در ادامه، پیشینه تحقیق اثر نوسان‌های قیمت نفت بر بازده سهام بررسی شده است. در بخش بعدی مدل مارکف-سویچینگ

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

تشریح شده است، سپس داده‌ها و اطلاعات به‌کار رفته توصیف شده است. در این بخش، روش‌های استخراج نوسان‌های قیمت نفت توضیح داده شده است و نتایج آن ارائه شده است. در بخش بعدی نتایج مدل برآورد شده تحلیل شده است و در پایان نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری صورت گرفته است.

2. پیشینه تحقیق

نفت به‌عنوان یکی از مهم‌ترین منابع انرژی جهان همواره اثر معناداری بر اقتصاد کشورهای مختلف دارد، از این رو قیمت نفت و نوسان‌های آن همواره یکی از متغیرهای مورد توجه در مطالعات اقتصادی بوده است. هامیلتون (1983) نتیجه گرفت که افزایش قیمت نفت می‌تواند اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی داشته باشد. پس از این مطالعه مطالعات گسترده‌ای در این خصوص انجام شد و به‌نوعی در اغلب آنها رابطه منفی قیمت نفت با بخش حقیقی اقتصاد کشورهای توسعه‌یافته تأیید شد.

از آنجا که بازار سرمایه به‌عنوان بازاری که سهام بخش عمده‌ای از تولیدکننده‌ها در آن معامله می‌شود همواره متأثر از شرایط تولیدی کشور، رونق و رکود اقتصادی و در کل متغیرهای کلان کشور است. از آنجا که اثر قیمت نفت بر رشد اقتصادی و وضعیت تولیدی کشور دارد طبیعی است که انتظار داشته باشیم که قیمت نفت بر بازده بازار سرمایه اثرگذار باشد. مطالعات مختلفی اثر نوسان‌های قیمت نفت بر بازده بازار سهام را در کشورهای مختلف و با مدل‌های مختلف بررسی نمودند. در مجموع، با توجه به نتایجی که از این مدل‌ها به‌دست آمده است مطالعات در این رابطه را می‌توان به چهار گروه اصلی تقسیم شود.

گروه اول شامل مقالاتی می‌شود که از وجود رابطه منفی معناداری بین بازده نفت و بازده بازار سهام حمایت می‌کنند. استدلال این گروه بر این است که چون نفت به‌عنوان یک نهاده مهم در تولید محسوب می‌شود افزایش در قیمت نفت باعث افزایش هزینه انرژی برای شرکت‌های تولیدی می‌شود که این امر سود شرکت‌های بورس را کاهش داده و قیمت آنها را کاهش می‌دهد.

جونز و کوال (1996) به این نتیجه رسیدند که تغییرات قیمت نفت اثر مشخص و منفی بر تولید جامعه و بازده حقیقی سهام دارد. آنها بیان نمودند که عکس‌العمل بازار سرمایه بین‌المللی به شوک‌های قیمت نفت می‌تواند به‌وسیله تغییرات جاری و آتی در جریان نقدی حقیقی تعدیل شود. آنها به این نتیجه دست یافتند که بازار سرمایه آمریکا و کانادا عقلایی رفتار می‌کنند، به این معنا که واکنش قیمت‌های سهام به شوک نفتی به‌طورکاملی به‌وسیله اثر آن بر جریان نقدی حقیقی جاری وآتی به حساب بیاید، در حالی‌که بازارهای سرمایه ژاپن و انگلیس تمایل به عکس‌العمل بیش از حد شوک‌های قیمت نفت دارند. مطالعه سادرسکی (1999) یافته‌های جونز و کوال را تأیید نمود. سادروسکی (1999) با استفاده از

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

داده‌های ماهانه و مدل VAR اثر قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان و از جمله بازده سهام را بررسی نمودند. این مطالعه به این نتیجه رسید که شوک‌های قیمت نفت یک اثر منفی و معناداری بر بازده سهام دارد.

باشر و سادروسکی (2006) نشان دادند که اگر قیمت‌های نفت افزایش یابند دو سناریو به‌وجود می‌آید. اولاً مصرف‌کننده‌ها به‌دنبال انرژی‌های ارزان‌تر می‌روند و ثانیاً هزینه شرکت‌های تولیدکننده غیرنفتی افزایش خواهد یافت و ریسک و نااطمینانی را افزایش می‌دهد و اثر منفی بر قیمت سهام می‌گذارد و سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. باشر و سادروسکی (2006) رابطه بین شوک‌های نفتی و قیمت‌های سهام را به‌وسیله ارزیابی اثر افزایش قیمت نفت بر شرکت‌های تولیدکننده غیرنفتی که قادر نبودند افزایش هزینه‌ها را به‌صورت کامل به مصرف‌کننده‌ها منتقل کنند مرتبط کردند و آنها به این نتیجه رسیدند که کاهش سود به‌دلیل افزایش در هزینه‌ها عامل اصلی کاهش قیمت سهام بوده است.

جامازی و الوی (2010) با به‌کارگیری مدل ترکیبی مارکف-سویچینگ خود رگرسیون برداری (MS-VAR) اثر شوک‌های قیمت نفت بر بازده سهام کشورهای ژاپن، فرانسه و انگلیس در دوره (2007-1989) بررسی نمودند. آنها یافتند که شوک‌های قیمت نفت اثر منفی بر بازده سهام دارند.

گروه دوم مدارکی ارائه می‌دهند که ثابت می‌کند که رابطه مثبت بین بازده نفت و بازده بازار سهام وجود دارد. بر اساس این مطالعات افزایش در قیمت نفت باعث افزایش سودآوری شرکت‌های وابسته به نفت می‌شود. افزایش سود و قیمت سهام این شرکت‌ها می‌تواند باعث افزایش شاخص کل بازار سهام و افزایش بازده بازار سهام شود. سادورسکی (2001) رابطه بین قیمت نفت و ارزش سهام بخش نفت و گاز کانادا را بررسی نمود. بر اساس نتایج این مطالعه رابطه مثبتی بین شاخص سهام بخش نفت و گاز و قیمت نفت دارد به طوری‌که یک درصد افزایش در قیمت نفت باعث افزایش 0/3 درصدی شاخص بخش شوند، همچنین بین شاخص بخش نفت و گاز و بازده بازار سهام رابطه مثبتی وجود دارد، بنابراین رابطه بین قیمت نفت و بازده بازار سهام مثبت است.

الشریف و همکاران (2005) با مطالعه اثر قیمت نفت بر بازار سهام انگلیس به این نتیجه رسیدند که قیمت نفت با بخش نفت و گاز رابطه مثبت و قوی وجود دارد و قیمت نفت با بخش غیرنفتی اثر معناداری ندارد، بنابراین در مجموع به رابطه مثبت قیمت نفت و بازده بازار سهام رسیدند.

گروه سوم وجود رابطه بین قیمت نفت و بازده بازار سهام را تأیید می‌کند، اما با توجه به شرایط مثبت یا منفی بودن رابطه تغییر می‌کند. پارک و راتی (2008) با استفاده از مدل VAR و داده‌های مربوط به 13 کشور اروپایی و آمریکای برای دوره (2005-1986) به این نتیجه دست یافتند که پاسخ بازار سرمایه به شوک‌های نفتی بستگی به این دارد که کشور صادرکننده خالص نفت باشد یا واردکننده

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

نفت. بر اساس نتایج این تحقیق بازده بازار سهام در کشورهایی مانند نروژ که صادرکننده خالص نفت هستند با قیمت نفت رابطه مثبت دارند و رابطه بازده بازار سهام و قیمت نفت در کشورهای واردکننده نفت رابطه منفی است. همچنین مطالعات آروری و راولت (2009)، ماقیره و الکانداری (2007) و میمونی و همکاران (2012) با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی و برای کشورهای حوزه خلیج فارس که صادرکننده‌های عمده نفت هستند به این نتیجه رسیدند که بین قیمت نفت و بازده بازار سهام در این کشورها رابطه مثبت وجود دارد. افزایش قیمت نفت در این کشورها با افزایش درآمد و تولید و رونق اقتصاد این کشورها همراه است که اثر مثبتی بر روی بازار سهام آن کشورها دارد.

کیلیان و پارک (2007) اثبات نمودندکه پاسخ مثبت یا منفی بازار سهام آمریکا به منبع شوک‌های نفتی در بازار جهانی قیمت نفت بستگی دارد. بر اساس این مطالعه اگر منشأ شوک قیمتی نقت از طرف تقاضای نفت باشد، به‌عنوان مثال اگر شوک تقاضای احتیاطی نفت باعث افزایش قیمت نفت شود، در این صورت این شوک به‌صورت منفی بر بازده بازار سهام اثر می‌گذارد و از سوی دیگر اگر منشأ شوک قیمتی نفت از سوی عرضه نفت باشد اثر معناداری بر بازده بازار سهام نخواهد داشت.

گروه چهارم نیز اثبات می‌کنند که هیچ رابطه معناداری بین قیمت نفت و بازده نفت وجود ندارد. آپرگیس و میلر (2009) با استفاده از مدل VECM برای هشت کشور پیشرفته به این نتیجه دست یافتند که شوک‌های نفتی اثر معناداری بر بازده سهام ندارند، همچنین مطالعاتی مانند وی (2003) برای آمریکا، میلر و راتی (2009) برای 6 کشور عضو OECD و الجنابی و همکاران (2010) برای کشورهای حوزه خلیج‌فارس مدرکی برای رابطه معنادار بین قیمت نفت و بازده بازار سهام پیدا نکردند.

در مطالعات داخلی صمدی و همکاران (1386) با استفاده از داده‌های ماهانه (2006-1997) و به‌کارگیری مدل GARCH به بررسی شاخص قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. بر اساس نتایج قیمت نفت اثر منفی بر بازده بازار سهام ایران دارد.

حسینی‌نسب و همکاران (1390) به بررسی نوسان‌های قیمت نفت بر بازده بازار سهام در ایران پرداختند. با استفاده از داده‌های ماهانه (1389-1376) و به‌کارگیری مدل MS-VAR به این نتیجه رسید که در فاز رکود و رونق بازده بازار سهام با نوسان‌های شدید و فاز رونق بازده بازار سهام با نوسان‌های ملایم اثر نوسان‌های قیمت نفت بر بازده بازار سهام مثبت است. به‌علاوه در فاز رکود بازده بازار سهام با نوسان‌های ملایم اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام منفی می‌باشد.

ادبیات تجربی اثرگذاری قیت نفت بر بازده سهام را می‌توان بر اساس کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته تقسیم‌بندی نمود. در کشورهای در حال توسعه معمولاً رشد اقتصادی بیشتر است و تقاضای

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

آنها برای نفت در حال افزایش است. از سوی دیگر، مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته کارایی بیشتری دارد و تولید کالا و خدمات در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای پیشرفته انرژی بیشتری مصرف می‌کند، از این رو تغییر در قیمت نفت اثر بیشتری بر وضعیت تولید این کشورها و در نتیجه قیمت سهام در این کشورها دارد. بر خلاف مطالعات گسترده‌ای که در خصوص اثرگذاری قیمت نفت برا بازار سهام کشورهای توسعه‌یافته وجود دارد. مطالعات کمتری در خصوص اثرگذاری قیمت نفت برکشورهای در حال توسعه وجود دارد. بر این اساس، پاپاپترو (2001) با استفاده از مدل VAR برای کشور یونان روابط بین قیمت نفت، قیمت سهام، نرخ بهره و شاخص فعالیت بخش حقیقی اقتصاد را بررسی نمود و نتایج نشان داد که تغییر در قیمت نفت بر فعالیت بخش حقیقی و اشتغال مؤثر است، همچنین همووده و الیسا (2004) رابطه بین قیمت نفت و قیمت سهام برای پنج کشور عضو شورای همکاری خلیج‌فارس بررسی نمودند. بر اساس نتایج در بازار سهام عربستان رابطه دو طرفه بین قیمت نفت و قیمت نفت وجود دارد. در مطالعه دیگری باشر و سادروسکی (2006) رابطه بین قیمت نفت و قیمت سهام را در 21 کشور در حال توسعه بررسی نموده است. بر اساس یافته‌های این تحقیق رابطه قوی بین قیمت سهام و قیمت نفت و ریسک به‌وجود آمده ناشی از تغییرات قیمت نفت در این کشورها وجود دارد، در نتیجه با مقایسه مطالعات تجربی در کشورهای در حال توسعه و مطالعات کشورهای توسعه‌یافته می‌توان گفت که رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام در کشورهای در حال توسعه قوی‌تر است.

در نتیجه در بررسی رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام محیطی که این رابطه بررسی می‌شود اهمیت بسیاری دارد. یکی از شرایط محیطی (علاوه بر درحال توسعه یا توسعه‌یافته بودن) این است که آن کشور به‌طور خالص عرضه‌کننده نفت است یا تقاضاکننده نفت. با توجه به اینکه ایران عرضه‌کننده نفت است، علاوه بر آثاری که تغییرات قیمت نفت به یک کشور مصرف‌کننده انرژی دارد می‌تواند از طریق تغییر در درآمد نفتی نیز منشأ تغییراتی در کشور باشد. از این رو، بررسی رابطه قیمت نفت و بازار سهام در کشورهای نفتی مانند ایران به‌دلیل اثرگذاری از کانال‌های متفاوتی که دارد از اهمیت بیشتری برخوردار است.

3. مدل اقتصادسنجی

برای تحلیل رفتار متغیرهای اقتصادی و مالی از مدل‌های سری زمانی مختلفی استفاده می‌شود. مدل‌های خطی مانند مدل خود رگرسیون (AR)، میانگین متحرک (MA) و ترکیب آنها یعنی مدل ARMA از مدل‌های رایجی هستند که که مورد استفاده قرار می‌گیرند. این مدل‌های خطی گرچه در بسیاری از موارد برازش‌کننده خوبی هستند، اما قادر به تبیین الگوهای پویای غیرخطی متغیرها نیستند. در این راستا، مدل‌های غیرخطی ارائه شدند. مدل مارکف-سوئیچینگ هامیلتون (1989و 1994) یکی از مدل‌های سری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

زمانی غیرخطی معروف است. این مدل شامل ساختارهای چندگانه است که می‌تواند رفتارهای سری‌های زمانی در رژیم‌های مختلف بررسی کند. شکل جدیدی از مدل مارکف-سوئیچینگ این است که مکانیزم تبدیل و انتقال بین ساختارها و رژیم‌های مختلف از طریق متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده کنترل می‌شود که پیرو زنجیره مرتبه اول مارکف است.

قالب اصلی مدل تغییر رژیم[1] احتمال تغییر تمام یا برخی پارامترها بر اساس فرایند مارکوف در وضعیت‌ها یا رژیم‌های مختلف است که وضعیت‌های مختلف به‌وسیله متغیر غیرقابل مشاهده s_t نشان داده می‌شود. منطق این نوع مدلسازی ترکیب توزیع‌های مختلف با خصوصیات متفاوت است که از این مدل ارزش جاری متغیرها بر طبق وضعیت (غیرقابل مشاهده) محتمل‌تر که به‌وسیله مشاهدات تعیین می‌شود استخراج می‌شود. مدل ساده سری زمانی AR در قالب مدل مارکف- سوئیچینگ به‌صورت زیر است:

$$y_t = \alpha^t + \beta_1^t y_t + \beta_2^t y_{t-1} + \dots \qquad s_t = 1, 2, \dots, i \qquad (1)$$

که در آن، y_t سری زمانی هدف (در این مطالعه بازده بورس) و s_t متغیر وضعیت است که غیرقابل مشاهده می‌باشد فرض می‌شود که بر حسب زنجیره مرتبه اول مارکوف با احتمال زیر از وضعیت i به وضعیت j انتقال می‌یابد:

$$Pr(s_t = j \mid s_{t-1} = i) = p_{ij} \qquad (2)$$

احتمال انتقال وضعیت از حالت i در زمان t-1 به وضعیت j در زمان t را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر داریم:

احتمال انتقال از حالت صفر به حالت یک $Pr(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 0) = p_{01}$

احتمال انتقال از حالت یک به حالت صفر $Pr(s_t = 0 \mid s_{t-1} = 1) = p_{10}$

احتمال ماندن در حالت صفر $Pr(s_t = 0 \mid s_{t-1} = 0) = p_{00}$

احتمال ماندن در حالت یک $Pr(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 1) = p_{11}$

حال اگر فرض کنیم که دو رژیم وجود دارد و با توجه به این احتمالات می‌توان ماتریس انتقال را به‌صورت زیر تشکیل دهیم:

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{00} & (1-p_{11}) \\ (1-p_{00}) & p_{11} \end{bmatrix} \qquad (3)$$

1. Regime Switching

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

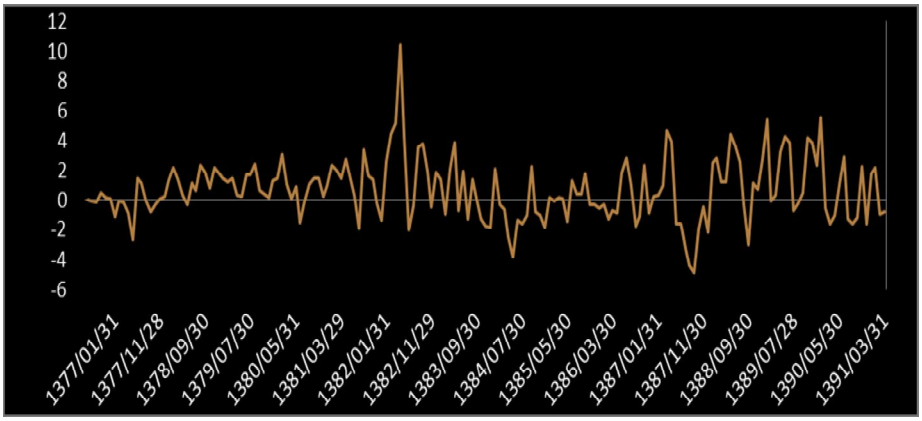
سری زمانی که در این مطالعه مورد بررسی قرار می‌گیرد بازدهی بازار سرمایه و همچنین نااطمینانی بازدهی بازار سرمایه است که به‌عنوان متغیر وابسته وارد مدل مارکف- سوئچینگ می‌شود. برای بررسی اثر نوسان‌های قیمت نفت بر بازدهی بورس این متغیر به‌عنوان متغیر برون‌زا X وارد معادله خودرگرسیون مارکوف- سوئچینگ می‌شود.

4. داده‌ها و اطلاعات

برای برررسی اثر نوسان‌های قیمت نفت بر بازده بازار سرمایه در قالب مدل مارکوف- سوئچینگ از دو سری زمانی قیمت نفت خام ایران و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) به‌صورت ماهانه و از مهر ماه 1376 تا خرداد ماه 1391 استفاده شده است.[1] قیمت نفت خام ایران از اوپک و شاخص قیمت بورس نیز از سازمان بورس اوراق بهادار گرفته شده است. بازده بازار سرمایه با استفاده از شاخص TEPIX به این صورت محاسبه شده است:

$$r_t = 100 \times \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{TEPIX}_t}{\mathrm{TEPIX}_{t-1}}\right) \qquad (4)$$

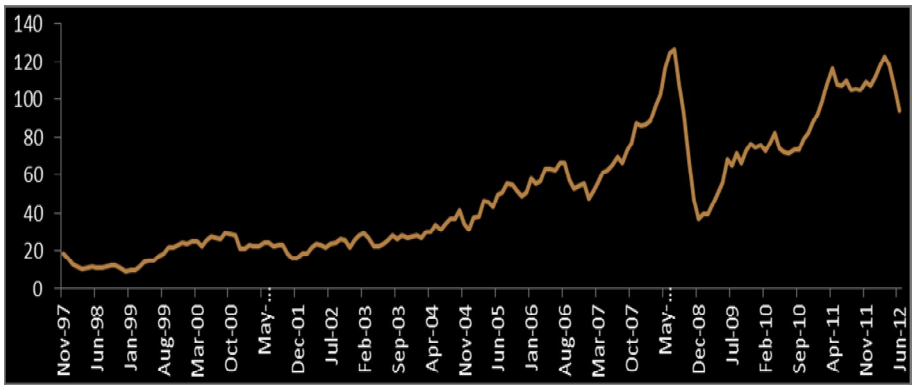
نمودارهای (1) و (2) روند بازده ماهانه بورس و قیمت نفت خام را نشان می‌دهند.



نمودار 1. بازده ماهانه بورس اوراق بهادار تهران

1. با توجه به اینکه در آذر ماه 1387 تعریف شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) تغییر نمود برای بررسی اینکه آیا این تغییر اثرگذار بوده است یا خیر و آیا باعث شکست ساختاری در سری شده است از آزمون پرون استفاده شده است. بر اساس نتایج آزمون سری زمانی شاخص در تاریخ مذکور دچار شکست ساختاری نشده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]



نمودار2. روند قیمت نفت‌خام

برای به‌دست آوردن نااطمینانی و نوسان‌های سری زمانی قیمت نفت خام از مدل‌های مختلفی استفاده می‌شود. در این مطالعه، از سه روش فیلتر هادریک-پریسکات(HP)، روش مدل GARCH و روش مدل موجک[1] استفاده شده است.

4-1. استخراج نوسان‌های قیمت نفت از روش فیلترهادریک پریسکات (HP)

یکی از روش‌های استخراج نوسان‌های قیمت نفت بر اساس مطالعه گلدفاین و والدز (1999) از فیلتر هادریک پرسکات (HP) استفاده کردیم. فیلتر HP یک ابزار ریاضی برای جدا کردن جزء نوسانی و سیکلی از روند سری زمانی و به‌دست آوردن روند سری زمانی است (میزان حساسیت فرایند استخراج روند و جداسازی نوسان‌های کوتاه‌مدت ازطریق ضریب λ صورت می‌گیرد). برای به‌دست آوردن میزان نوسان‌های یک سری زمانی مقدار واقعی سری زمانی را از روند به‌دست آمده از روشHP کسر می‌شود. نخستین شاخص نوسان‌های قیمت نفت (VO_1) به این روش و با در نظر گرفتن پارامتر فیلتر λ=200 به‌دست آمد.[2]

4-2. استخراج نوسان‌های قیمت نفت از روش مدل GARCH

یکی از روش‌های استخراج نوسان‌های قیمت نفت روش GARCH است. از آنجا که قیمت نفت دارای ریشه واحد است برآورد مدل خود رگرسیون (AR) را با توجه به متغیر دیفرانسیل مرتبه اول لگاریتم

1. Wavelet

2. هرچه مقدار λ بیشتر شود روند به‌دست آمده از فیلتر هموارتر شده و نوسان‌های بلندمدتی دربخش باقیمانده باقی می‌ماند. با توجه به مطالعات تجربی مقدار λ برابر 200 درنظر گرفته شده است. البته با توجه به تحلیل حساسیت انجام‌شده تغییر در این پارامتر اثری بر نتایج ندارد.

3. در خصوص برآورد مدل GARCH در پیوست(2) به تفصیل شرح داده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

قیمت نفت انجام داده و پس از اینکه اثر ARCH با آزمون ARCH رد نشد مدل GARCH(1,1) را برای داده‌های ماهانه قیمت نفت با مدل زیر برآورد می‌کنیم:

$$D(lroilp)_t = c + \beta D(lroilp)_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

$$\varepsilon_t = e_t h_t^{1/2} \qquad h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

ht نیز واریانس شرطی رشد قیمت‌های نفت است. نااطمینانی ناشی از نوسان‌های قیمت نفت انحراف معیار شرطی رشد قیمت نفت است که از مدل GARCH استخراج شده است و با شاخص VO_2 نشان آورده شده است.[1]

3-4. استخراج نوسان‌های قیمت نفت از روش تحلیل موجک

موجک دسته‌ای از توابع ریاضی است که برای تجزیه سیگنال پیوسته به مؤلفه‌های فرکانسی آن به‌کار می‌رود که رزولوشن هر مؤلفه برابر با مقیاس آن است. تبدیل موجک تجزیه یک تابع بر مبنای توابع موجک می‌باشد. یکی از مزایای موجک‌ها نسبت به روش‌های فوریه[2] سنتی توان بالای تحلیل آنها در شرایطی است که سیگنال‌ها با گسستگی و جهش‌های سریع همراهند. در نظریه موجک، اگر دامنه دید[3] بزرگ باشد ویژگی‌های کلی سری زمانی مشاهده خواهند شد و اگر دامنه دید کوچک شود جزئیات مورد توجه بیشتری قرار خواهند گرفت، بنابراین مقیاسی که در موجک‌ها برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد از اهمیت بالایی برخوردار است و الگوریتم‌های موجک می‌توانند داده‌ها را با درجه وضوح مختلف پردازش کنند. در واقع، ایده اساسی در موجک‌ها تحلیل بر اساس مقیاس است. سال‌های متمادی دانشمندان به‌دنبال توابعی بجز سینوس و کسینوس که مبنای تبدیل فوریه‌اند را جستجو می‌نمودند تا بتوانند تحلیل‌های موضعی انجام دهند. تغییرات ناگهانی و جهش‌ها با تبدیل فوریه قابل تحلیل نیستند، اما تبدیل موجک می‌تواند وظیفه تقریب در دامنه محدود را به‌خوبی انجام دهد. به‌عبارت دیگر، موجک‌ها برای تقریب داده‌های با گسستگی‌های شدید بسیار مناسبند (عباسی‌نژاد و محمدی، 1385).

تحلیل موجک قادر به تجزیه سری‌های زمانی در مقیاس‌های زمانی مختلف می‌باشد، به طوری‌که با تحلیل‌های فرکانس زمانی کاربردهای فراوانی را در مدلسازی سری‌های زمانی اقتصادی و مالی فراهم آورده و به‌صورت گسترده در سری‌های زمانی نامانا به‌کار گرفته می‌شود (ناسون و ون ساچس، 1999).

1. Fourier
2. Window

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

بر اساس طول داده‌ها دو موج اصلی موجک وجوددارد. نخستین موج، تبدیل موجک پیوسته (CWT)[1] است که برای کار با سری‌های زمانی تعریف شده و بر محور حقیقی کامل طراحی شده است. موجک دوم تبدیل موجک گسسته (DWT) است که در جداسازی سری داده در اجزای فرکانس متفاوت ممکن است که به‌صورت جداگانه به‌منظور آزمایش عمق سری داده مطالعه شود. موجک‌ها دو نوع موجک پدر (Φ) و موجک مادر (Ψ) هستند به طوری‌که:

$$\int \Phi(t)dt = 1 \quad , \quad \int \Psi(t)dt = 0 \tag{6}$$

بخش‌های با فرکانس کم یک سیگنال با استفاده از موجک پدر نشان داده می‌شود و موجک مادر به‌منظور نشان دادن بخش‌ها با جزئیات بیشتر و با فرکانس بالا استفاده می‌شود. تعریف رسمی موجک‌های پدر و مادر به‌ترتیب به‌صورت روابط زیر نشان داده می شود:

$$\Phi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \Phi(\frac{t - 2^j k}{2^j}) \tag{7}$$

$$\Psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \Psi(\frac{t - 2^j k}{2^j}) \tag{8}$$

توابع موجک تقریب‌زننده $\Phi_{j,k}$ و $\Psi_{j,k}(t)$ نمونه مقیاس‌بندی شده Φ و Ψ هستند که در آن 2^j فاکتور مقیاس یا اتساع می‌باشد. عادی‌ترین موجک‌های استفاده شده موجک متعامد مانند هار، سیملتس و دابیچز می‌باشند. تبدیل موجک یک تابع مانند f می‌تواند به‌وسیله معادله زیر نشان داده شود:

$$W_\Psi f(a,b) = \frac{1}{\sqrt{a}} \int_{-\infty}^{\infty} f(t)\Psi(\frac{t-b}{a})dt \tag{9}$$

حال می‌توان یک رابطه بین سری زمانی و نمایش موجک آن برقرار نمود. هر سری مانند y(t) به‌صورت زیر قابل نمایش است:

$$y(t) = \sum_k S_{j,k}\Phi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j,k}\Psi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j-1,k}\Psi_{j-1,k}(t) + \ldots + \sum_k d_{1,k}\Psi_{1,k}(t) \tag{10}$$

1. Continuous Wavelet Transform

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

که در عبارت فوق، j=1,2,…,J و J حداکثر مقیاس موردنظر است.

$$S_{j,k} \approx \int y(t)\Phi_{j,k}(t)dt$$
$$d_{j,k} \approx \int y(t)\Psi_{j,k}(t)dt \qquad (11)$$

که در آن، $S_{J,k}$ نشان‌دهنده ضرایب صافی یا ضرایب تخمین و $d_{j,k}$ ضرایب جزئیات یا موجک هستند. تقریب سری موجک از یک سیگنال اصلی y(t) به‌صورت رابطه زیر از بخش‌های سیگنال جزئیات و سیگنال صاف تشکیل شده است:

$$y(t) = S_J(t) + D_J(t) + D_{J-1}(t) + D_{J-2}(t) + ... + D_1(t) \qquad (12)$$

در رابطه فوق $S_J(t)$ و $D_J(t)$ به‌صورت روابط زیر تعریف می‌شوند:

$$S_J(t) = \sum_k s_{j,k}\Phi_{j,k}(t)$$
$$D_J(t) = \sum_k d_{j,k}\Phi_{j,k}(t) \qquad (13)$$

عبارات موجود در رابطه (12) یک تجزیه سیگنال در اجزای سیگنال متعامد $D_J(t), D_{J-1}(t), ..., D_1(t), S_J(t)$ در مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد، بنابراین هر نقطه می‌تواند به‌عنوان مجموعه‌ای از جزئیات موجک و سطح صاف موجک بر مقیاس‌های زمانی مختلف تجزیه شود ضرایب سطح صاف عمدتاً رفتار روند داده‌ها را تسخیر می‌کنند، در حالی‌که ضرایب جزئیات انحراف از رفتار روند را برای مقیاس‌های ریز نشان می‌دهند.

مقیاس موجک به این صورت است که مقیاس یک نوسانی ($D_1(t)$) با دینامیک 2 تا 4 دوره‌ای (برای داده‌های ماهانه 2 تا 4 ماهه)، مقیاس دو نوسانی ($D_2(t)$) با دینامیک 4 تا 8 دوره‌ای و مقیاس سه، نوسانی ($D_3(t)$) با دینامیک 8 تا 16 ماهه و... مقیاس J، نوسانی ($D_J(t)$) با دینامیک 2^j تا 2^{j+1} دوره‌ای را نشان می‌دهند (قنبری و همکاران، 1388).

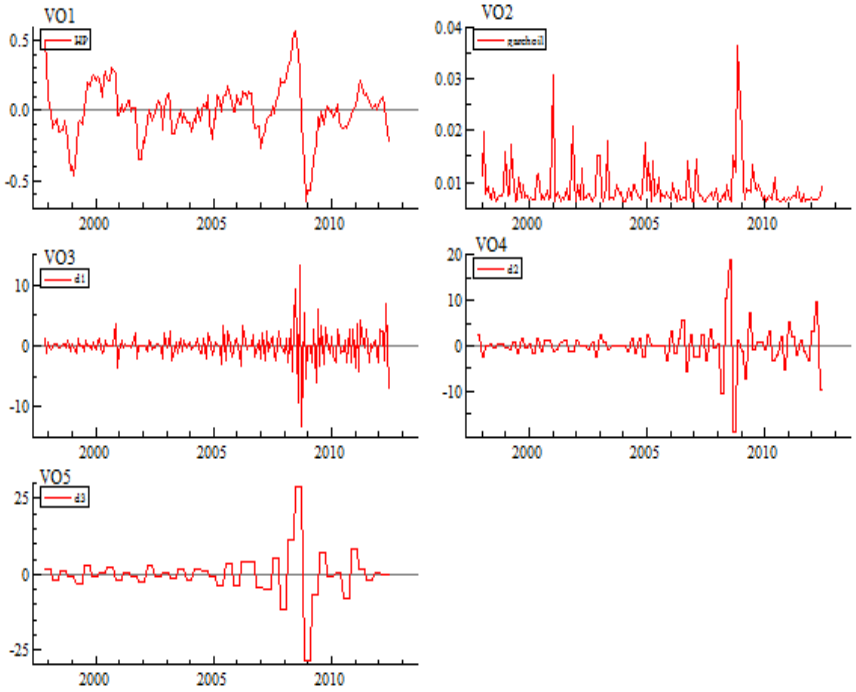
برای به‌کار بردن روش موجک از آنجا که داده‌ها گسسته هستند از تابع دابیچیز استفاده شده است.[1] مقیاس‌های با اجزای تصادفی $D_1(t)$ یعنی مقیاس‌های با دینامیک 2 تا 4 ماهه (VO_3) و $D_2(t)$ با دینامیک

1. تابع هار برای داده‌های پیوسته و داده دابیچز برای داده‌های گسسته استفاده می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

4 تا 8 ماهه (VO_4) و $D_3(t)$ با دینامیک 8 تا 16 ماهه برای استخراج نوسان‌های قیمت نفت مورد استفاده قرار گرفته شده است.[1]

نمودار زیر نوسان‌های قیمت نفت را در پنج نمودار و از روش‌های مختلف نشان داده است. در تمام این سری‌های نوسان‌های اشتراکاتی وجود دارد. به‌عنوان مثال، بیشترین نوسان‌ها بر اساس تمام سری‌ها در انتهای سال 2008 و ابتدای 2009 بوده است.



نمودار3. سری زمانی استخراج شده از نوسان‌های قیمت نفت با روش‌های مختلف

1. با استفاده از دستور Wmaxlev در نرم‌افزار Matlab تعداد حداکثر سطوح تجزیه سری زمانی قیمت نفت با تابع دابیچز 3 آمده است و به این خاطر از 3 مقیاس استفاده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

5. برآورد مدل

بر اساس شرح مدل اقتصادسنجی در بخش قبل مدل اصلی در معادله (1) ارائه شده است که به‌این‌صورت می‌باشد:

$$y_t = \alpha^i + \beta_1^i x_t + \beta_2^i y_{t-1} \qquad i = 1, 2 \tag{14}$$

که در آن، Y_t متغیر وابسته (در بخش 5-1 بازده بورس اوراق بهادار، در بخش 5-2 نوسان‌های بازده بورس) است و x_t متغیر برون‌زا است که در این مطالعه شاخص نوسان‌های قیمت نفت (که از طریق روش‌های مختلف برآورد شده‌اند) است. مدل‌هایی که در بخش‌های زیر برآورد و نتیجه آن ارائه شده است بر پایه معادله (14) است.

5-1. مدلی برای بازدهی بورس اوراق بهادار

برای بررسی اثر قیمت نفت و نوسان‌های قیمت نفت بر بازدهی بورس از روش خودرگرسیون مارکوف- سوئیچینگ استفاده می‌شود.[1] دلیل استفاده از مدل مارکوف- سوئیچینگ این است که فرض می‌شود روابط بین متغیرها خطی نیست. این فرض با آزمون خطی بودن LR بررسی شد. بر اساس نتایج آزمون خطی بودن رابطه رد می‌شود، از این رو می‌بایست از یک مدل غیرخطی استفاده نمود. در این مطالعه از روش مارکوف- سوئیچیگ استفاده شده است، همچنین برای تعیین اینکه تغییرات ساختاری در چند رژیم می‌بایست بررسی شود از معیار اطلاعات آکائیک و شوارتز استفاده شده است و دو رژیم برای تغییر انتخاب شده است.

همچنین از فروضی که در برآورد مدل مارکوف- سوئیچیگ استفاده شده است متغیر بودن میانگین و واریانس در رژیم‌های مختلف است. به عبارت دیگر، فرض می‌شود علاوه بر تغییر در رژیم تغییر میانگین، واریانس جزء خطا نیز متغیر است. حال برای برآورد مدل با مفروضات اشاره شده به معادله AR(1) مارکوف- سوئیچینگ متغیر x_t اضافه می‌شود. در ستون دوم در جدول (1) مدلی بدون اضافه کردن متغیر برون‌زا ارائه شده است، سپس در ستون بعدی (مدل 2) اثر خود قیمت نفت بر بازدهی بورس ارائه شده است. از آنجا که با توجه به آزمون‌های ریشه واحد انجام شده شاخص بورس اوراق بهادار تهران و قیمت نفت دارای ریشه واحد می‌باشد، قیمت نفت و شاخص بورس اوراق بهادار تهران به‌صورت دیفرانسیل مرتبه اول وارد معادله می‌شود.[2] از آنجا که متغیرهای قیمت نفت و شاخص بورس

1. برای برآورد مدل مارکوف- سوئیچینگ از نرم‌افزار Ox-Metrics استفاده شده است.

2. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای شاخص بورس و قیمت نفت در جدول پیوست (1) آورده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

با تبدیل لگاریتم وارد مدل می‌شود پس از دیفرانسیل گرفتن از متغیرها به بازدهی بورس و رشد قیمت نفت تبدیل می‌شوند.

جدول 1. نتایج برآورد مدل (متغیر وابسته بازدهی بورس اوراق بهادار تهران)

متغیر مستقل		مدل 1 (بدون متغیر برون زا)	مدل2 (متغیر برون زا: دیفرانسیل مرتبه اول لگاریتم قیمت نفت)
عرض از مبدأ	$C^{(1)}$	-0/89	0/64**
		(0/26)	(0/28)
	$C^{(2)}$	3/2*	0/69***
		(0/3)	(0/39)
وقفه متغیر وابسته	$y_{t-1}^{(1)}$	0/86*	0/45*
		(0/08)	(0/12)
	$y_{t-1}^{(2)}$	0/12	0/42*
		(0/10)	(0/09)
واریانس جمله خطا	$\sigma^{(1)}$	1/2*	0/99*
		(0/09)	(0/1)
	$\sigma^{(2)}$	0/91*	2/18*
		(0/17)	(0/18)
متغیر برونزا	$x_t^{(1)}$	-	1/61
			(1/3)
	$x_t^{(2)}$	-	3/19
			(2/4)
احتمال انتقال	p_{00}	0/83*	0/97*
		(0/04)	(0/02)
	p_{11}	0/37*	0/99
		(0/09)	(0/01)

*معناداری در سطح یک درصد.

** معناداری در سطح 5 درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

با توجه به نتایج مدل (1) می‌توان گفت که رژیم (یا وضعیت) یک نشان‌دهنده دوره رکود در بازار سرمایه است که بازده مورد انتظار کوچکتر (عرض از مبدأ کمتر) از رژیم دیگر و واریانس بازدهی (σ) بزرگتر ازرژیم دیگر است، همچنین رژیم 2 نشان‌دهنده رونق بازار سرمایه است که بازدهی بیشتر و نوسان کمتری دارد. با توجه به احتمال‌های انتقال که معنادارند می‌توان گفت که به احتمال 83 درصد اگر در یک دوره در بازار سرمایه رکود باشد در دوره بعد نیز بازار در رکود می‌ماند و تنها 17 درصد احتمال دارد که بازار پس از رکود در شرایط رونق قرار گیرد، همچنین اگر در دوره رونق باشیم احتمال ماندن در شرایط رونق 37 درصد است.

مدل (2) اثر قیمت نفت بر بازدهی بورس را نشان می‌دهد که بر اساس ضرایب این متغیر در دو رژیم می‌توان گفت که قیمت نفت در هر دو رژیم (1) و(2) (شرایط رونق و رکود) بر بازدهی بورس اثر معناداری ندارد، البته با وارد کردن متغیر نفت به مدل ماندگاری رژیم‌ها بیشتر شد و در رژیم یک تنها 3 درصد و در رژیم 2 تنها یک درصد احتمال تغییر رژیم وجود دارد. لازم به ذکر است اگر به‌جای قیمت نفت متغیر نویززدایی شده قیمت نفت (نویززدایی‌شده از طریق روش موجک) را قرار دهیم این نتایج حاصل می‌شود، بنابراین می‌توان گفت که تغییرات قیمت نفت اثر معناداری بر بازدهی بورس ندارد.

همچنین برای بررسی اثر نااطمینانی و نوسان‌های قیمت نفت بر بازدهی بورس پنج شاخص نوسان قیمت نفت (VO1 از روش HP، VO2 از مدل GARCH، VO3 از روش موجک مقیاس یک و VO4 از روش موجک مقیاس دو و VO5 از روش موجک مقیاس سه) را وارد مدل نموده که نتایج آن در جدول (2) و در مدل‌های (3) تا (7) آورده شده است.

بر اساس نتایج مدل (3) که شاخص نوسان‌های قیمت نفت آن از روش HP (VO1) به‌دست آمده است بیشتر شدن نوسان‌ها و نااطمینانی‌های قیمت نفت در شرایط رکودی بازار و در شرایط رونق اثر معناداری بر بازدهی بورس ندارد.

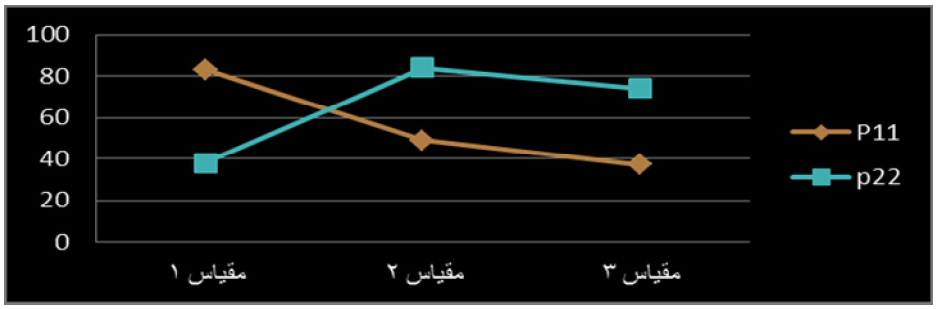
مدل (4) نوسان‌های قیمت نفت را با استفاده از مدل GARCH (VO2) نشان می‌دهد. بر اساس نتایج به‌دست آمده از این مدل بازدهی بورس از نوسان‌های قیمت نفت تأثیر معناداری نمی‌پذیرد، بنابراین نتایج مدل‌های (3) و (4) نشان می‌دهد که نوسان‌های قیمت نفت اثر معناداری بر بازدهی بورس اوراق بهادار ندارد. به عبارت دیگر، اگر محققی برای شناسایی نوسان‌های قیمت نفت از فیلتر HP و روش GARCH استفاده کند شاید اثر معنادار را کشف نکند. در این مقاله به‌منظور بررسی دقیق‌تر شوک‌های نفتی از روش تحلیل موجک استفاده شده است. با استفاده از این روش نوسان‌های قیمت نفت بر حسب مقیاس‌های مختلف تجزیه شده و اثر هریک به‌صورت جداگانه بر بازدهی قیمت نفت بررسی شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

در مدل (5) نوسان‌های قیمت نفت از طریق تحلیل موجک و مقیاس‌های با دینامیک 2 تا 4 ماهه ($D_1(t)$) (VO3) در نظرگرفته شده است. بر اساس نتایج به‌دست آمده نوسان‌ها با دینامیک 2 تا 4 ماهه ($D_1(t)$) اثر معناداری بر بازدهی بازار بورس تهران ندارد. در این مدل وضعیت رکودی بورس با احتمال 83 درصد در دوره بعد نیز رکودی خواهد ماند و وضعیت رونق بازار سرمایه با احتمال 38 درصد در دوره بعدی نیز رونق باقی می‌ماند.

نوسان‌های قیمت نفت با دینامیک 4 تا 8 ماهه (VO4) در مدل 6 وارد شده است. بر اساس نتایج این مقیاس از نوسان‌ها قیمت نفت در شرایط رونق بازار سرمایه اثر مثبت بر بازدهی قیمت نفت دارد و در شرایط رکودی اثر معناداری ندارد، همچنین در شرایط رونق بازار با احتمال 84 درصد دوره بعدی نیز رونق خواهد بود.

بر اساس نتایج مدل (7) می‌توان گفت که نوسان‌های قیمت نفت با دینامیک 8 تا 16 ماهه اثر معناداری بر بازده بورس دارد، به طوری‌که افزایش نوسان‌های قیمت نفت در دوره رکودی اثر منفی بر بازده دارد و در دوره رونق اثر مثبتی بر بازده بورس دارد. نتیجه مهم دیگری که از مدل‌های (5) تا (7) استخراج می‌شود این است که ماتریس انتقال نسبت به مقیاس‌بندی نوسان‌های قیمت نفت حساس است و با تغییر در مقیاس نوسان‌ها شوک‌های نفتی که وارد مدل می‌شود احتمالات انتقال بین دو وضعیت یا دو رژیم تغییر می‌کند. نمودار زیر این تغییر را نشان می‌دهد.



[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

جدول 2. نتایج برآورد مدل‌ها (متغیر وابسته بازدهی بورس اوراق بهادار تهران)

متغیر مستقل		مدل 3 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO1)	مدل4 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO2)	مدل 5 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO3)	مدل 6 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO4)	مدل 7 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO5)
عرض از مبدأ	$C^{(1)}$	0/699*	-1/2*	-0/18	0/11	0/64**
		(0/21)	(0/38)	(0/26)	(0/35)	(0/27)
	$C^{(2)}$	0/71	1/6*	3/2*	0/90*	0/7*
		(0/43)	(0/47)	(0/29)	(0/24)	(0/26)
وقفه متغیر وابسته	$y_{t-1}^{(1)}$	0/41*	0/09	0/85*	1/33	1/41*
		(0/12)	(0/098)	(0/08)	(0/16)	(0/23)
	$y_{t-1}^{(2)}$	0/45*	0/56	0/11	0/19**	0/09
		(0/08)	(0/05)	(0/10)	(0/08)	(0/09)
واریانس جمله خطا	$\sigma^{(1)}$	0/94*	0/57*	1/19*	1/07*	1/15*
		(0/09)	(0/15)	(0/09)	(0/19)	(0/17)
	$\sigma^{(2)}$	2/1*	1/65*	0/91*	1/62*	1/5*
		0/16	(0/13)	(0/19)	(0/13)	(0/14)
شاخص نوسان‌های قیمت نفت	$x_t^{(1)}$	2/28	-28/7	0/024	-0/015	-0/08*
		(1/31)	(41/7)	(0/024)	(0/019)	(0/025)
	$x_t^{(2)}$	1/23	-42/03	0/038	0/125*	0/11*
		(1/8)	(35/4)	(0/072)	(0/043)	(0/025)
احتمال انتقال	p_{00}	0/98*	0/43*	0/83*	0/495	0/37*
		(0/019)	(0/12)	(0/04)	(0/14)	(0/14)
	p_{11}	0/985*	0/89**	0/38*	0/84**	0/74**
		-	-	-	-	-

*معناداری در سطح یک درصد.

** معناداری در سطح 5 درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

2-5. مدلی برای نوسان‌های بازدهی بورس اوراق بهادار

در قسمت قبل اثر قیمت نفت و نوسان‌های آن بر بازدهی بورس اوراق بهادار بررسی شد. برای اینکه تحلیل جامعی از اثر قیمت نفت و نوسان‌های قیمت نفت بر بازدهی بازار سرمایه انجام شود با استفاده از مدل GARCH سری زمانی نااطمینانی و نوسان‌های بازده بورس را تشکیل داده و اثر قیمت نفت و نوسان‌های قیمت نفت این بار بر نوسان‌های بازدهی بازار بورس بررسی می‌شود.

در جدول (3) مدل (8) معادله نوسان‌های بازدهی بورس را بدون متغیر برون‌زا و مدل‌های (9) تا (12) معادله نوسان‌های بازدهی بورس را با واردکردن شاخص‌های مختلف قیمت نفت خام نشان می‌دهد. بر اساس نتایج به‌دست آمده از مدل (9) که دیفرانسیل مرتبه اول قیمت نفت (به‌دلیل اینکه سری زمانی قیمت نفت ریشه واحد دارد) را به‌عنوان متغیر شاخص قیمت نفت وارد می‌کند اثر معناداری از تغییر قیمت نفت بر نوسان‌های بازدهی بورس شناسایی نمی‌کند. در مدل‌های (10) و (12) سری نویززدایی‌شده قیمت نفت از روش موجک در دو مقیاس مختلف (به‌ترتیب نویززدایی‌شده از نوسان‌های $D_1(t)$ و $D_2(t)$) وارد شده است. این دو سری زمانی قیمت نفت از آنجا که نویززدایی‌شده‌اند نتایج متفاوتی را نشان می‌دهند. بر اساس مدل (10) سری نویززدایی‌شده S1 اثر معناداری بر نوسان‌های بازدهی بورس شناسایی نمی‌کند. این در حالی است که بر اساس نتایج مدل (12) و با توجه به شاخص S2 افزایش در قیمت نفت در هر دو رژیم باعث کاهش نوسان‌ها در بازدهی بورس خواهد شد، همچنین ماتریس انتقال در این برآوردها نیز نسبت به مقیاس‌بندی نویززدایی‌که در معادله‌های (10) و (11) صورت‌گرفته حساس بوده و با مقیاس‌بندی‌های مختلف تغییر می‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

جدول 3. نتایج برآورد مدل (متغیر وابسته نوسان‌های بازدهی بورس اوراق بهادار تهران)

متغیر مستقل		مدل 8 (بدون شاخص قیمت نفت)	مدل9 (متغیر برون‌زا: دیفرانسیل مرتبه اول لگاریتم قیمت نفت)	مدل 10 (متغیر برون‌زا: سری زمانی نویززدایی شده قیمت نفت S1)	مدل 11 (متغیر برون‌زا: سری زمانی نویززدایی شده قیمت نفت S2)
عرض از مبدا	$C^{(1)}$	3/99*	1/6*	1/7*	4/41*
		(0/45)	(0/11)	(0/39)	(0/51)
	$C^{(2)}$	5/11*	2/07*	4/1*	5/7*
		(0/62)	(0/21)	(0/71)	(0/72)
وقفه متغیر وابسته	$y_{t-1}^{(1)}$	1/02*	0/73*	0/79*	1/02*
		(0/01)	(0/02)	(0/038)	(0/01)
	$y_{t-1}^{(2)}$	0/72*	0/85*	0/91*	0/72*
		(0/005)	(0/03)	(0/076)	(0/007)
واریانس جمله خطا	$\sigma^{(1)}$	0/12*	0/23*	0/50*	0/14*
		(0/018)	(0/02)	(0/045)	(0/017)
	$\sigma^{(2)}$	1/68*	2/07*	2/67*	1/72*
		(0/13)	(0/19)	(0/47)	(0/14)
شاخص قیمت نفت	$x_t^{(1)}$	-	-0/22	0/014	-0/007*
			(0/26)	(0/008)	(0/002)
	$x_t^{(2)}$	-	1/09	-0/019	-0/012*
			(0/81)	(0/011)	(0/003)
احتمال انتقال	p_{00}	0/52*	0/81*	0/95*	0/56*
		(0/07)	(0/05)	(0/02)	(0/07)
	p_{11}	0/55	0/72*	0/80	0/52*
		-	-	-	-

*معناداری در سطح یک درصد.

** معناداری در سطح 5 درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

در جدول (4) تلاش می‌شود اثر نوسان‌های قیمت نفت با شاخص‌های مختلف بر نوسان‌های بازدهی بورس بررسی شود. بر اساس نتایج مدل (14) نوسان‌های قیمت نفت که از مدل HP به‌دست می‌آید اثر معنادار و منفی در هر دو رژیم بر نوسان‌های بازده بورس می‌شود. این درحالی است که نوسان‌های قیمت نفت ناشی از مدل GARCH (مدل 15) در رژیم دوم اثر مثبتی بر نوسان‌های بازده بورس دارد. بر اساس

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

نتایج مدل‌های (14) تا (16) نوسان‌های با مقیاس $D_1(t)$ و $D_3(t)$ اثر معناداری بر نوسان‌های بازده ندارند و مقیاس $D_2(t)$ ماهه اثر معنادار و منفی در رژیم دوم بر نوسان‌های بازار بورس دارد.

جدول4. نتایج برآورد مدل (متغیر وابسته نوسان‌های بازدهی بورس اوراق بهادار تهران)

متغیر مستقل		مدل12 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO1)	مدل13 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO2)	مدل 14 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO3)	مدل 15 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO4)	مدل 16 (شاخص نوسان‌های قیمت نفت: VO5)
عرض از مبدأ	$C^{(1)}$	3/88*	1/51*	4 /66*	03/94*	4/02*
		(0/46)	(0/12)	(1/00)	(0/47)	(0/47)
	$C^{(2)}$	4/94*	1/42*	5/9*	5/02*	5/13*
		(0/65)	(0/27)	(1/38)	(0/65)	(0/65)
وقفه متغیر وابسته	$y_{t-1}^{(1)}$	1/02*	0/72*	0/99*	1/03*	1/02*
		(0/01)	(0/022)	(0/02)	(0/016)	(0/01)
	$y_{t-1}^{(2)}$	0/71*	0/85*	0/7*	0/71*	0/72*
		(0/006)	(0/03)	(0/028)	(0/006)	(0/006)
واریانس جمله خطا	$\sigma^{(1)}$	0/11*	0/22*	0/45*	0/12*	0/13*
		(0/01)	(0/027)	(0/07)	(0/016)	(0/016)
	$\sigma^{(2)}$	1/7*	2/14*	2/28*	1/68*	1/7*
		(0/13)	(0/2)	(0/39)	(0/13)	(0/14)
شاخص نوسان‌های قیمت نفت	$x_t^{(1)}$	-0/68*	-4/92	-0/014	0/0009	0/007
		(0/19)	(5/1)	(0/016)	(0/005)	(0/004)
	$x_t^{(2)}$	-0/89*	63/7*	0/006	-0/021*	-0/001
		(0/34)	(20/9)	(0/039)	(0/007)	(0/005)
احتمال انتقال	p_{00}	0/52*	0/78*	0/83*	0/498*	0/52*
		(0/019)	(0/06)	(0/05)	(0/077)	(0/075)
	p_{11}	0/54*	0/63*	0/42*	0/52*	0/52*
		-	-	-	-	-

*معناداری در سطح یک درصد.

** معناداری در سطح 5 درصد.

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

6. نتیجه‌گیری

افزایش قیمت نفت و نوسان‌های آن در سال‌های اخیر بیشتر شده است و از آنجا که نفت خام سوختی مهم و اثرگذار در جهان است، نوسان‌های قیمت این سوخت فسیلی اثر بسیاری بر بازارهای حقیقی و بازارهای مالی دنیا دارد. در این مطالعه تلاش می‌شود بررسی تجربی از رابطه بین نوسان‌های قیمت نفت و نوسان‌های بازدهی بورس اوراق بهادار تهران ارائه شود. البته با توجه به مطالعات تجربی و نظری گذشته از نظر ادبیات اجتماعی در مورد جهت رابطه قیمت نفت و بازدهی بورس وجود ندارد. مطالعات صورت‌گرفته در این زمینه به چهار گروه تقسیم می‌شود که گروه اول به رابطه مثبت بین قیمت نفت و بازدهی بورس دلالت دارند و گروه دوم درباره رابطه منفی قیمت نفت و بازدهی بورس استدلال می‌کنند. گروه سوم هیچ رابطه معناداری با قیمت نفت و بازدهی بورس شناسایی نکردند و گروه چهارم مطالعات در این زمینه رابطه بین قیمت نفت و بازدهی بورس را وابسته به شرایط محیطی و اقتصادی مختلف می‌کند.

در این مطالعه با استفاده از روش مارکوف- سوئیچینگ به بررسی تجربی نحوه اثرگذاری نوسان‌های قیمت نفت بر بازدهی بورس اوراق بهادر تهران پرداخته شد. برای تحلیل جامع اثرگذاری قیمت نفت علاوه بر خود قیمت نفت اثر نوسان‌ها و نااطمینانی قیمت نفت بر بازدهی بورس بررسی می‌شود. بر اساس مدل‌های تخمینی قیمت نفت اثر معناداری بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران ندارد. برای بررسی اثر نوسان‌های قیمت نفت، نوسان‌های قیمت نفت از طریق سه روش فیلتر HP ، GARCH و تحلیل موجک استخراج شده است. نتایج مدل‌هایی که از روش فیلتر HP و GARCH برای نوسانی‌ها قیمت نفت استفاده نمودند رابطه معناداری بین نوسان‌های قیمت نفت و بازده بورس شناسایی نکردند، در حالی‌که تحلیل نتایج مدل‌هایی که از موجک استفاده نموده بودند نشان می‌دهد که بی‌معنا بودن نوسان‌های به‌دست‌آمده از روش‌های HP و GARCH به‌دلیل دقت پایین این روش‌ها بوده است. در روش تحلیل موجک نوسان‌ها و شوک‌های قیمت نفت به سه مقیاس $D_1(t)$ و $D_2(t)$ و $D_3(t)$ تجزیه می‌شوند و اثر هریک جداگانه بررسی می‌شود. بر اساس نتایج، نوسان‌ها با مقیاس $D_1(t)$ که دینامیک 2 تا 4 ماهه دارند اثر معناداری بر بازدهی بورس ندارد. این در حالی است که نوسان‌های قیمت نفت در مقیاس $D_2(t)$ در شرایط رونق اثر مثبتی بر بازدهی بورس دارد، اما نوسان‌ها با مقیاس $D_3(t)$ اثر مثبت در شرایط رونق و اثر منفی در شرایط رکودی بر بازدهی بورس دارد.

از این رو می‌توان نتیجه گرفت که بررسی اثر نوسان‌ها و نااطمینانی قیمت نفت و هر متغیر مالی و اقتصادی از روش موجک نسبت به سایر روش‌ها بهتر است، به این دلیل که با تجزیه نوسان‌ها در مقیاس‌های زمانی مختلف نتایج منطقی و دقیق‌تری حاصل می‌شود، همچنین با توجه به نتایج مدل‌ها

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

می‌توان گفت که ماتریس انتقال نسبت به مقیاس‌بندی شوک‌های قیمت نفت حساس بوده و با تغییر مقیاس نوسان‌های قیمت نفت احتمال‌های این ماتریس نیز تغییر می‌کند.

در این مقاله علاوه بر بازدهی بورس نوسان‌های بازدهی بورس نیز به‌عنوان متغیر وابسته مورد بررسی قرار گرفت و اثر قیمت نفت و نوسان‌ها بر آن بررسی شد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده برای بررسی اثر قیمت نفت بر نوسان‌های بازدهی بورس می‌بایست از سری نویززدایی‌شده قیمت نفت استفاده شود که نتیجه دقیق‌تر حاصل شود. در مجموع، قیمت نفت اثر منفی و معناداری بر نوسان‌های بازدهی بورس دارد، به این معنا که افزایش قیمت نفت باعث کاهش نوسان‌های بورس خواهد شد. به‌علاوه، اثر نوسان‌های قیمت نفت بر نوسان‌های بورس نیز مورد بررسی قرار گرفت که بر اساس آن می‌توان گفت که افزایش نوسان‌های قیمت نفت اثر ضعیفی بر نوسان‌های بورس دارد.

در مجموع می‌توان گرفت که افزایش قیمت نفت گرچه اثر معناداری بر بازدهی بورس ندارد، اما باعث کاهش در نوسان‌های بازدهی بورس و افزایش ثبات در بازدهی بورس خواهد شد، همچنین افزایش در نوسان‌ها و نااطمینانی قیمت نفت در مقیاس $D_1(t)$ اثر معناداری بر بازدهی بورس و نوسان‌های بازدهی بورس ندارد، در حالی‌که افزایش نوسان‌های قیمت نفت در مقیاس $D_2(t)$ تنها در دوره رونق بازار اثر معناداری می‌گذارد و باعث افزایش در بازدهی بورس و کاهش در نوسان‌های بازدهی بورس می‌شود. به عبارت دیگر، با توجه به نتایج به‌دست آمده افزایش قیمت نفت اثر مطلوبی بر بازدهی بورس دارد و افزایش نوسان‌های قیمت نفت (در مقیاس $D_2(t)$ و$D_3(t)$ در شرایط رونق برای بورس اوراق بهادار تهران مطلوب است، چراکه باعث افزایش بازدهی بورس خواهد شد و در شرایط رکودی نامطلوب است، زیرا اثر منفی بر بازدهی بورس دارد. با توجه به اینکه ایران صادرکننده عمده نفت خام است و سرمایه و درآمد ارزی قابل‌توجهی از صادرات نفت عاید کشور می‌شود، از این رو می‌توان نتیجه گرفت که افزایش درآمد کشور با افزایش قیمت نفت باعث افزایش تقاضا در بازار سرمایه و بورس می‌شود که حداقل نتیجه‌ای که این افزایش تقاضا دارد این است که قیمت سهام دچار نوسان‌های نامطلوب نشده و از ثبات برخوردار خواهند شد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

منابع

حسینی‌نسب، سیدابراهیم، خضری، محسن و احمد رسولی (1390)، " تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روش بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه گزینی مارکف"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال 8، شماره 29، صص 60-31.

صمدی، سعید، نصرالهی، خدیجه و مرتضی کرمعلیان سیچانی (1386)، "بررسی رابطه بین توسعه بازار مالی و رشد اقتصادی"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال 6، شماره3.

قنبری، علی، خضری، محسن و رقیه ترکی‌سمایی(1388)، "تخمین ریسک سیستماتیک در مقیاس‌های زمانی مختلف با استفاده از آنالیز موجک برای بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه *اقتصاد مقداری*، دوره6 ، شماره 4.

Al Janabi, MAM & J.A. Hatemi (2010), "Irandoust M. an Empirical Investigation of the Informational Efficiency of the GCC Equity Markets: Evidence from Bootstrap Simulation", *In: Review of Financial Analysis*, Vol. 19, PP. 47-54

Apergis N. & S. M. Miller (2009), "Do Structural Oil-Market Shocks Affect Stock Prices?", *Energy Economics*, Vol. 31, PP. 569-75.

Arouri MEH, Rault C., "Oil Prices and Stock Markets in GCC Countries: Empirical Evidence from Panel Analysis", *International Journal of Finance & Economics*, In Press.

Basher, S. A. & P. Sadorsky (2006), "Oil Price Risk and Emerging Stock Markets", *Global Finance Journal*, Vol. 17, No. 2, PP. 224-251.

Chen, N. F., Roll, R. & S. A. Ross (1986), "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, Vol. 59, PP. 383-403.

Chiou J. S. & Y. H. Lee (2009), "Jump Dynamics and Volatility: Oil and the Stock Markets", *Energy*, Vol. 34, PP. 788-96.

El-Sharif, I., Brown, D., Burton, B., Nixon, B. & A. Russell (2005), "Evidence on the Nature and Extent of the Relationship between oil Prices and Equity Values in the UK", *Energy Economics*, Vol. 27, PP. 819-30.

Hamilton, J. D. & R. Susmel (1994), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime", *Journal of Econometrics*, Vol. 64, No. 1, PP. 307-333.

Hammoudeh, S. & L. Eleisa (2004), "Dynamic Relationships among GCC Stock Markets and NYMEX Oil Futures", *Contemporary Economic Policy*, Vol. 22, PP. 250−269.

Jammazi R. & C. Aloui (2010), "Wavelet Decomposition and Regime Shifts: Assessing the Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Returns", Energy Policy, Vol. 38, PP. 1415-35.

Jones, C. & G. Kaul (1996), "Oil and Stock Markets", *Journal of Finance*, Vol. 51, PP. 453-91.

Kilian, L. & C. Park (2009), "The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market", *International Economic Review*, Vol. 50, PP. 1267-87.

Miller J. I. & R. A. Ratti (2009), "Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability and Bubbles", *Energy Economics*, Vol. 3, PP. 559-68.

Narayan, P. K. & S. Narayan (2010), "Modelling the Impact of Oil Prices on Vietnam's Stock Prices", *Applied Energy*, Vol. 87, PP. 356-61.

Papapetrou, E. (2001), "Oil Price Shocks, Stock Markets, Economic Activity and Employment in Greece", *Energy Economics*, Vol. 23, PP. 511−532.

Park, J. & R. A. Ratti (2008), "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries", *Energy Economics*, Vol. 30, PP. 2587-608.

Sadorsky, P. (1999), "Oil Price Shocks and Stock Market Activity", *Energy Economics*, Vol. 21, PP. 449-69.

Wei, C. (2003), "Energy the Stock Market and the Putty-Clay Investment Model", *American Economic Review*, Vol. 93, PP. 311-23.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

پیوست

جدول1. جدول ریشه واحد متغیرهای قیمت نفت و شاخص کل بازار بورس

	آزمون ریشه واحد متغیرها در سطح		آزمون ریشه واحد متغیرها در تفاضل مرتبه اول	
	آزمون دیکی - فولر	آزمون فیلیپس - پرون	آزمون دیکی - فولر	آزمون فیلیپس - پرون
لگاریتم شاخص کل بازار سهام	0/84	1/55	-5/9	-5/75
لگاریتم قیمت جهانی نفت	4/43	7/26	-3/5	-3/2
مقدار بحرانی هر آزمون در سطح 5 درصد	-2/88	-2/88	-2/88	-2/88

- معرفی مدل GARCH و ارائه نتایج آن.

مأخذ: نتایج تحقیق.

شواهد تجربی نشان دادندکه مدل ARCH مرتبه بالاتر که برای پویایی‌های واریانس شرطی انتخاب شده است شامل تخمین پارامترهای بیشماری می‌شود. برای ارائه پاسخی به این مشکل مدل ARCH توسط تیم بولرسلف (1986) توسعه یافت و به مدل ARCH تعمیم‌یافته یا GARCH شهرت یافت. این مدل بر پایه مدل ARCH است و اجازه می‌دهدکه از طریق اعمال محدودیت‌های غیرخطی تعداد پارامترهای تخمین زده شده کاهش یابد. یکی از مزایای این مدل نسبت به مدل ARCH این است که تخمین بسیار آسان‌تر صورت می‌گیرد. در مدل GARCH واریانس تابعی است از مربع مقادیر گذشته شوک‌ها (جمله اخلال) و ارزش‌های گذشته واریانس

$$h_t = \delta_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \delta_{t-j}^2 \qquad (1)$$

با استفاده از اپراتور وقفه داریم:

$$h_t = d_t^2 = w + a(L)e_t^2 + b(L)d_t^2 \qquad (2)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]

که:

$$\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + ... + \alpha_q L^q$$
$$\beta(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + ... + \beta_q L^q \quad (3)$$

بولرسلف نشان داد که فرض $\omega > 0$ و $\alpha_i \geq 0$ (برای i=۲،۱،...،q) و $\beta_j \geq 0$ (برای j=۲،۱،...،p) برای اینکه واریانس شرطی مثبت باشد کافی است. برای بررسی اثر GARCH ابتدا می‌بایست مقادیر باقیمانده معادله (5) را آزمون نمود (معادله 5 یک مدل AR(1) بر دیفرانسیل مرتبه اول قیمت نفت است که درجه AR با استفاده از رسم ACF و PACF مشخص شده است). آزمون ARCH-LM نشان می‌دهد که آیا باقیمانده‌های مدل دارای اثر ARCH است یا خیر؟ فرض H0 این تست این است که اثر ARCH وجود ندارد. با توجه به اینکه آماره آزمون F برابر 33 به‌دست آمده است فرض نبودن اثر ARCH رد می‌شود، از این رو می‌توان مدل GARCH برآورد نمود.

برای تعیین وقفه بهینه مدل GARCH از معیارهای اطلاعات، آکائیک، شوارتز و حنان کویین استفاده شده است. بر اساس این معیارها وقفه بهینه GARCH یک به‌دست آمده است. نتایج مدل بهینه در جدول زیر آورده شده است.

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره Z	Prob
C	4/11	0/7	5/6	0
DLROILP(-1)	1/32	0/07	17/9	0
Variance Equation				
RESID(-1)^8^2	0/03	0/02	1/97	0/04
GARCH(-1)	0/96	0/02	49/1	0

آزمون Jarque-Bera که بر پسماندهای مدل GARCH زده شده نشان می‌دهد که پسماندها دارای توزیع نرمال هستند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-07]