فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال یازدهم، شماره چهل‌ام
زمستان ۱۳۹۷

مدل‌سازی حافظه بلندمدت و تغییرات رژیم بازده بورس اوراق بهادار تهران و اثرات نامتقارن شوک‌های بازار نفت بر روی آن

مجتبی الماسی[۱]
علی فلاحتی[۲]
شهرام فتاحی[۳]
علیرضا رستمی[۴]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۰۲ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۰۱

چکیده

در این پژوهش با ارائه مدلی کاملاً جدید در سطح ملی و بین‌المللی، چارچوبی کاربردی برای تعیین دقیق شوک‌های بازارهای خارجی بر بازده قیمت سهام فراهم شده است؛ به طوریکه با استفاده از داده‌های ماهیانه سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۶ و مدل *GARCH* آستانه انباشته‌ی کسری راه‌گزینی مارکوف *(MS-FITGARCH)* سعی در بررسی شوک‌های قیمت نفت بر روی بازده بازار سهام و مدل‌سازی جامع ویژگی‌های واریانس ناهمسان، اثر اهرمی، خوشه‌ای بودن تلاطم‌ها، حافظه بلندمدت در چارچوب رژیم‌های مختلف رکود و رونق بازده بازار سهام شده است. به‌علاوه مدل همبستگی شرطی پویای *GARCH* آستانه انباشته‌ی *(DCC-FITGARCH)* جهت بررسی ارتباط نوسانات بازار نفت و بورس اوراق بهادار مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تحقیق حاضر بیانگر معنادار بودن ضرایب مدل و لزوم استفاده از مدل معرفی شده در تحقیق در جهت مدل‌سازی بازده نوسانات بورس اوراق بهادار تهران دارد. بر اساس نتایج رژیم یک وضعیت‌های رکود و رژیم دو وضعیت‌های رونق در بورس اوراق بهادار تهران را تسخیر می‌کند. نتایج مدل *MS-FITGARCH* بیانگر اثر مثبت معنادار شوک‌های قیمت نفت تنها بر روی میانگین بازده بورس در رژیم‌های رونق دارد، به‌طوری‌که اثرات فوق در رژیم رکود معنادار نیست. همچنین نتایج مدل *DCC-FITGARCH* در تطابق با مدل اول قرار داشته و بیانگر همبستگی شرطی مثبت قوی‌تر نوسانات بازار سهام و بازار نفت در دوره‌های رونق اقتصادی است.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های بازار نفت، انتقال رژیم، حافظه بلندمدت.

۱- دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
۲- دانشیار دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
۳- دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
۴- دانشجوی دکتری دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. (نویسنده مسئول) alirezarostamirazi@gmail.com

۱- مقدمه

به‌طور طبیعی، عوامل زیادی در شکل‌گیری اطلاعات و دیدگاه‌های طرفین بازار و نهایتاً قیمت سهام شرکت‌ها مؤثر هستند، درک نحوه اثرگذاری عوامل فوق بر روی قیمت سهام می‌تواند چارچوب دقیقی را در جهت مدیریت ریسک توسط مدیران سهام و سایر سرمایه‌گذاران قرار دهد. نحوه تأثیر بازارهای بین‌المللی روی یکدیگر دغدغه مدیران پرتفوی و سیاست‌گذاران است. مدیران پرتفوی به‌منظور بهره‌گیری از تنوع‌سازی سرمایه‌گذاری خود و سیاست‌گذاران جهت از بین بردن اثرات منفی بحران‌های بین‌المللی روی اقتصاد داخلی علاقه‌مند هستند در خصوص اثر شاخص‌های بازارهای بین‌المللی بر بورس داخلی شناخت ایجاد نمایند (زاهدی تهرانی، ۱۳۹۰). در این پژوهش سعی شده است با ارائه مدلی کاملاً جدید در سطح ملی و بین‌المللی، چارچوبی کاربردی برای تعیین دقیق شوک‌های بازارهای خارجی بر روی بازده قیمت سهام را فراهم آورد.

بررسی سری زمانی بازده بورس اوراق بهادار در مطالعات مختلف، بیانگر ویژگی‌های متفاوتی در سری زمانی فوق است، به‌طوری‌که تنها مدل‌سازی دقیق ویژگی‌های فوق امکان استنتاج دقیق از مدل‌سازی در جهت پیش‌بینی و اثرگذاری متغیرهای مختلف بر بازده سهام را فراهم می‌آورد، از این جنبه شاهد هستیم که مطالعات مختلفی در جهت مدل‌سازی دقیق بازده سهام در سطح بین‌المللی ارائه شده است (تورنر و همکاران[۱]، ۱۹۸۹؛ چی و همکاران[۲]، ۱۹۸۹؛ سچالر و نوردن، ۱۹۹۷؛ هشیاما[۳]، ۱۹۹۸؛ ماهو مسکاردی[۴]، ۲۰۰۰؛ گدولین و تمیرمن[۵]، ۲۰۰۶؛ باونس و همکاران[۶]، ۲۰۰۶؛ بی و همکاران[۷]، ۲۰۰۷؛ اسمائیل و اسا[۸]، ۲۰۰۸؛ وانگ و سبالد[۹]، ۲۰۰۸؛ دیامنتس[۱۰]، ۲۰۰۸). برخی از این ویژگی‌ها شامل موارد زیر است:۱- واریانس ناهمسان[۱۱]: تغییرات در تلاطم بازده-ها سری زمانی بازارها. ۲- خوشه‌ای بودن تلاطم‌ها[۱۲]: یعنی تلاطم‌های زیاد بازده در برخی دوره‌ها، افزایش تلاطم در دوره‌های بعدی به همراه دارد و کاهش نوسانات نیز کاهش نوسانات در دوره‌های بعدی را به همراه خواهد داشت. ۳- اثر اهرمی[۱۳]: واکنش نامتقارن نوسانات شرطی در پاسخ به شوک‌های مثبت و منفی هم‌اندازه. ۴-حافظه بلندمدت[۱۴]: انتشار روبه‌زوال شوک‌ها در واریانس شرطی به فرم تابع چندجمله‌ای[۱۵]. ۵- تغییرات رژیم: عدم تقارن‌ها[۱۶] و رفتار وابسته به رژیم سری‌های زمانی کشورهای مختلف که اولین بار همیلتون (۱۹۸۹) کیم و نلسون[۱۷] (۱۹۹۹) مدل‌های رژیم راه‌گزینی مارکوف[۱۸] را به‌منظور تسخیر عدم تقارن سیکل‌های تجاری معرفی کردند. این در حالی است که در مطالعات بین‌المللی، تحقیقی که بتواند به‌صورت نسبتاً جامعی تمام ویژگی‌هایی مشاهده‌شده فوق در سری‌های زمانی بازده سهام را به‌خصوص هنگامی‌که ارتباط دینامیک بین بازده بازار سهام و شوک‌های داخلی و خارجی مورد بررسی است مدل‌سازی کند انجام نپذیرفته است. چندین مدل نسبتاً جامعی که تاکنون انجام گرفته است شامل مطالعه هنری[۱۹] (۲۰۰۹)، آلوی و جمازی[۲۰] (۲۰۰۹) ولید و همکاران[۲۱] (۲۰۱۱) است. هنری (۲۰۰۹)، یک مدل *MS-EGARCH* دو رژیمِ را به‌منظور بررسی ارتباط بین نرخ بهره کوتاه‌مدت و بازار سهام انگلیسی مورد استفاده قرار داد. آلوی و جمازی (۲۰۰۹)، با استفاده از یک مدل *MS-EGARCH* دو رژیمِ ارتباط بین نوسانات بازار نفت و قیمت سهام را برای کشورهای فرانسه، انگلیس و ژاپن مورد بررسی قرار دادند. ولید و همکاران (۲۰۱۱)، با استفاده یک مدل *MS-EGARCH* ارتباط دینامیک بین نوسانات قیمت سهام و نرخ ارز را کشورهای نوظهور مورد بررسی قرار دادند. در مطالعات فوق نیز شاهد هستیم که فرضیه وجود حافظه بلندمدت در مدل‌سازی بازده بازار سهام در نظر گرفته نشده است. بر این اساس در این مطالعه سعی شده است که با بسط مدل‌های فوق، با استفاده مدل *GARCH* آستانه انباشته‌ی کسری راه‌گزینی مارکوف *(MS-FITGARCH)*[۲۲]، به مدل‌سازی جامع ویژگی‌های- واریانس ناهمسان، اثر اهرمی، خوشه‌ای بودن تلاطم‌ها، حافظه بلندمدت در چارچوب رژیم‌های

مختلف رکود و رونق بازده بازار سهام، پرداخته شود و از این جنبه مدل کاملاً جدیدی در مطالعات داخلی و خارجی کشور به حساب می‌آید. به‌علاوه در این تحقیق، به‌منظور آزمایش تجربی دقت مدل پیشنهادی به‌منظور بررسی اثرات بازارهای خارجی بر روی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران، اثرات شوک‌های بازار نفت بر بازده بورس اوراق بهادار مورد بررسی قرار گرفته است، دلیل انتخاب این متغیر را می‌توان به اهمیت نفت در اقتصاد کشور و عکس‌العمل نامتقارن و پیچیده بازده بازار سهام به شوک‌های قیمت نفت ذکر کرد که در مطالعات جدید مورد تأکید قرار گرفته شده است، به‌طوری‌که مطالعات جدید، بیانگر اثرات نامتقارن و متغیر در طول زمان شوک‌های قیمت نفت بر روی اقتصاد کشورهای مختلف است (رایموند و ریچ[۲۳]، ۱۹۹۷؛ کلمنتس و کرولزیگ[۲۴]، ۲۰۰۲؛ و هولمس وانگ[۲۵]، ۲۰۰۳؛ مانرا و کلگنی[۲۶]، ۲۰۰۶؛ بلانچارد و گالی[۲۷]، ۲۰۰۷؛ کلگنی و مانرا[۲۸]، ۲۰۰۹). همچنین در این مطالعه به‌منظور اینکه درک جامع و کامل نسبت به نحوه اثرگذاری شوک‌های نفت بر روی بازده بازار سهام حاصل شود، با استفاده مدل همبستگی شرطی پویای *GARCH* آستانه انباشته‌ی *(DCC-FITGARCH)*[۲۹]، ارتباط نوسانات شوک قیمت نفت و بازده بورس اوراق بهادار تهران نیز مورد سنجش قرار گرفته است؛ میزان نوسانات متغیرها مبنای برای ریسک دارایی‌ها به حساب می‌آید بنابراین بررسی چنین ارتباطی امکان بررسی ریسک‌های سرریز بازار نفت بر روی بورس اوراق بهادر تهران را ممکن می‌کند. مدل فوق نیز با در نظر گرفتن فرض حافظه بلندمدت در ساختار مدل‌های *DCC*، مدل جدیدی در مطالعات تجربی داخلی به شمار می‌رود.

مقاله حاضر در چهار بخش تنظیم شده است، در بخش دوم پیشینه تحقیق ارائه شده است؛ در بخش سوم مبانی نظری مدل‌های *MS-FITGARCH* و *DCC-FITGARCH* ارائه شده است؛ در بخش چهارم تجزیه و تحلیل نتایج ارائه شده است و در بخش پنجم نتایج نقاله ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در ادبیات تجربی، مطالعات قدیم جونس و کال[۳۰] (۱۹۹۶)، سادروسکی[۳۱] (۱۹۹۹) و سنر[۳۲] (۲۰۰۱) ارتباط منفی را بین بازده بازار سهام و شوک‌های قیمت نفت به دست آورده‌اند درحالی‌که چن و همکاران[۳۳] (۱۹۸۶) و هانگ و همکاران[۳۴] (۱۹۹۶) قادر به تعیین ارتباط معنی‌داری بین دو متغیر فوق نشدند؛ بر اساس مطالعه وی[۳۵] (۲۰۰۳)، دلیل کاهش قیمت سهام بعد از بحران نفت ۱۹۷۳، بسیار محتمل به نظر می‌رسد که به علت افزایش قیمت نفت در این دوره باشد. چندین مطالعه جدید نیز وجود ارتباط بین این دو متغیر را مورد تأیید قرار داده‌اند؛ الوی و همکاران[۳۶] (۲۰۰۸)، با استفاده از روش‌های تک متغیر[۳۷] و چند متغیر[۳۸]، به این نتیجه دست یافته‌اند که تغییر در قیمت نفت خام، به‌صورت معنی‌داری بازده بازار سهام شش کشور توسعه‌یافته را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر اساس مطالعه پارک و راتی[۳۹] (۲۰۰۸)، شوک‌های قیمت نفت اثر معنی‌داری را بر روی بازده بازار سهام انگلیس و سیزده کشور اروپایی واردکننده نفت خام بر جای می‌گذارد. بر اساس نتایج مطالعه بتلینگمیر[۴۰] (۲۰۰۵)، افزایش بزرگ در قیمت نفت و ریسک جنگ، اثر نامتقارنی را بر روی رفتار قیمت سهام به جای می‌گذارند. کیلان و پارک[۴۱] (۲۰۰۷) گزارش کردند که تنها افزایش قیمت نفت ایجاد شده به علت تقاضای احتیاطی نفت، به‌صورت منفی قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. میلر و راتی[۴۲] (۲۰۰۹)، با استفاده از یک مدل تصحیح خطا *(ECM)*[۴۳] دریافتند که ارتباط منفی بلندمدت بین شاخص بازده بازار سهام و افزایش در قیمت نفت، به نظر می‌رسد که پس از سال ۱۹۹۹ از بین رفته است، آن‌ها استدلال کردند که این تغییر در دهه اخیر، به علت وجود حباب قیمت نفت در اواخر قرن گذشته بوده است. جامازی و آلوی[۴۴] (۲۰۰۹)، با استفاده از تخمین مدل *MS-VAR* توسعه داده شده با به‌کارگیری سری‌های فیلتر شده موجک، به تعیین رفتار نوسانات بازار سهام پرداخته‌اند، بر اساس نتایج آن‌ها، شوک‌های قیمت نفت، فاز رکود بازار سهام را

تحت تأثیر قرار نمی‌دهند (به‌جز برای ژاپن). به‌علاوه شوک‌های قیمت نفت به‌صورت موقت بازده بازار سهام را در فاز رونق و معتدل بازار سهام کاهش می‌دهد. این ارتباط منفی قبل از دوره ۱۹۹۹ مشخص‌تر به نظر می‌رسد. آلوی و جمازی[۴۵] (۲۰۱۰)، با استفاده از یک مدل *MS-EGARCH* دو رژیمِ ارتباط بین نوسانات بازار نفت و قیمت سهام را برای کشورهای فرانسه، انگلیس و ژاپن، برای دوره‌ی ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دادند، بر اساس نتایج مطالعه فوق، افزایش قیمت نفت تأثیر معنی‌داری را بر روی هردوی نوسانات بازده سهام و احتمال انتقال در سرتاسر رژیم‌ها به جای می‌گذارد. الیاسیانی و همکاران[۴۶] (۲۰۱۱) با استفاده از مدل *GARCH* اثرات تغییر در بازده نفت و نوسانات بازده نفت را بر روی بازده سهام ۱۳ صنعت آمریکا مورد بررسی قرار دادند، بر اساس نتایج تحقیق فوق، نوسانات قیمت نفت یک ریسک قیمت دارایی سیستماتیک را در هر صنعت تشکیل می‌دهد. مولیک و آسفا[۴۷] (۲۰۱۳) با استفاده از مدل *GARCH* و *GARCH* چند متغیره همبستگی شرطی پویا[۴۸]، ارتباط بین بازده سهام قیمت نفت را با استفاده از علیت هم زمان بین دو متغیر آزمایش کردند و دریافتند که قبل از بحران ۲۰۰۸-۲۰۰۹ قیمت نفت اثرات منفی آشکاری را بر روی بازده سهام داشته است، اما از میانه ۲۰۰۹ به بعد به سبب انتظارات گسترده بهبود اقتصاد، اثرات مثبتی را بر روی اقتصاد به جای گذاشته است. گیل آلانا و یحیی[۴۹] (۲۰۱۴)، با استفاده از روش هم انباشتگی، رابطه بین قیمت نفت و بورس در نیجریه را برای سپتامبر ۱۹۵۹ تا اکتبر ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه مطالعه آن‌ها یک رابطه مثبت بین این دو متغیر را در کوتاه‌مدت نشان داد. برداستاک و فیلیس[۵۰] (۲۰۱۴)، با استفاده از روش همبستگی متغیر در طول زمان، ارتباط بین قیمت نفت و بازده سهام برای دو کشور آمریکا و چین در دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۳ را بررسی نموده و نتیجه گرفتند که همبستگی بین این دو متغیر واضح و در طول زمان متغیر است. البته چین نسبت به آمریکا انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به شوک‌های نفتی دارد. جیراناکل[۵۱] (۲۰۱۴) با استفاده از مدل *GARCH* چند متغیره نشان داد حرکت در قیمت‌های نفت واقعی بازده بازار سهام را به‌صورت منفی تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، هرچند که نا اطمینانی قیمت نفت به‌صورت منفی بازده بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ارفوی و رجب[۵۲] (۲۰۱۶)؛ در مطالعه خود با عنوان «وابستگی نفت، طلا، دلار آمریکا و بازار سهام: یک نگرش تحلیلی جهانی» به بررسی رابطه بین نفت، طلا، دلار آمریکا و قیمت سهام با استفاده از معادلات هم‌زمان برای مشخص کردن اینکه رابطه به‌صورت مستقیم یا غیرمستقیم وجود دارد پرداخته است. داده‌های موردنظر مربوط به دوره بیست‌ساله از ژانویه سال ۱۹۹۵ تا اکتبر ۲۰۱۵ است. نتایج نشان می‌دهد که یک عکس‌العمل مشخص بین تمام قسمت‌های بحث شده وجود دارد. به‌طوری‌که رابطه منفی بین قیمت نفت و قیمت سهام وجود دارد و هم‌چنین قیمت نفت به‌وسیله قیمت آینده نفت خام واردات ناخالص نفت چین تحت تأثیر قرار می‌گیرد. قیمت طلا نیز به‌وسیله تغییر در قیمت نفت، دلار آمریکا و قیمت بازار سهام تعیین می‌شود هم‌چنین به‌کندی تحت تأثیر واردات نفت آمریکا و دلار آمریکا به‌صورت مثبت قرار می‌گیرد. در مطالعه لو همکاران[۵۳] (۲۰۱۷) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر زمانی ارتباط بین قیمت نفت و بازار سهام *S&P 500* آمریکا را مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج مطالعه فوق، ارتباط علی بین دو متغیر در طول زمان تکامل می‌یابد، به‌طوری‌که بسته به دوره زمانی مورد بررسی، ارتباطات مثبت و منفی از علیت بین دو متغیر در طول زمان حاصل‌شده است. سرلتیس و خو[۵۴] (۲۰۱۷) با استفاده از یک مدل *VARMA–GARCH* چهار متغیره نشان دادند که بازار نفت و بازارهای مالی در سیاست‌های پولی محدوده زیر صفر به‌شدت با هم دیگر همبسته هستند. در ارتباط با اثرات شوک‌های نفت بر روی دینامیک بازار سهام، باید توجه داشت که ادبیات تجربی بر روی مدل‌های *MS-GARCH*، *MS-*

AR و *MS-EGARCH* محدود شده است و تنها در مطالعه هاموده و چوی[55] (۲۰۰۷)، با استفاده از یک مدل اجزاء غیرقابل مشاهده[56] با مدل ناهمسانی واریانس راه‌گزینی مارکوف[57]، حساسیت بازده پایدار[58] و ناپایدار[59] بازار سهام شورای همکاری خلیج‌فارس[60] به نفت را مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج، بازار نفت نقش مهمی را در توضیح رفتار بازار سهام کشورهای فوق بازی می‌کند؛ بر طبق مطالعه فوق، بازده بازار سهام کشورهای فوق مسیر حرکت یکسانی دارند. به‌طور خلاصه می‌توان گفت که تغییرات رژیم در رفتار بازار سهام اثبات‌شده است، این امر ما را به بررسی وجود یا عدم وجود تغییرات رژیم در بازار سهام ایران و نقش عوامل برون‌زا در تعیین مسیر حرکت بازده سهام در ایران تشویق می‌کند.

حسینی نسب و همکاران (۱۳۹۰)؛ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری راه گزینی مارکوف (*MS-VAR*) اثر شوک‌های بازار نفت را بر بازده سهام بورس ایران برای داده‌های ماهانه از فروردین ۱۳۷۶ تا مرداد ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که در فاز رونق بازده بازار سهام با نوسانات ملایم، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام مثبت است، درحالی‌که در فاز رکود بازده بازار سهام با نوسانات ملایم نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام اثر منفی دارد.

پایتختی اسکویی و همکاران (۱۳۹۳)؛ به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تغییرات شاخص قیمت سهام در ایران با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره زمانی اکتبر ۱۹۹۷ تا دسامبر ۲۰۱۳ و مدل خودرگرسیون برداری ساختاری پرداخته‌اند. در این تحقیق با تحلیل توابع واکنش آنی مشاهده می‌شود که شوک ساختاری افزایش تغییرات قیمت نفت تا پنج دوره سبب افزایش تغییرات قیمت سهام شده است. هم‌چنین نتایج تحلیل تجزیه واریانس، نشان داد که تغییرات قیمت نفت، پنج درصد از تغییرات شاخص قیمت سهام را در بلندمدت توضیح می‌دهد.

ثقفی و همکاران (۱۳۹۴)؛ رابطه بین شوک‌های قیمت نفت و شاخص‌های بورس اوراق بهادار با استفاده از داده‌های روزانه از آذر ۱۳۸۷ تا اسفند ۱۳۹۲ با استفاده از روش‌های هم انباشتگی جوهانسون-جوسیلوس و انگل گرنجر را بررسی می‌کنند. نتایج بیانگر این است که بین قیمت نفت اوپک و شاخص‌های بازار سرمایه رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد.

میرهاشمی دهنوی (۱۳۹۴)؛ این مطالعه با استفاده از داده‌های روزانه سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ و مدل هم‌انباشتگی پانلی و آزمون‌های همبستگی مقطعی بروش- پاگان و روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط *SUR*، به بررسی اثر قیمت نفت و آثار شوک‌های نامتقارن بر بازار سهام کشورهای ایران، امارات، کویت، عمان و قطر به‌عنوان کشورهای صادرکننده نفت پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که قیمت نفت اثر معناداری بر شاخص قیمت سهام کشورهای موردمطالعه داشته است.

عباسی و همکاران (۱۳۹۴)، با استفاده از مدل *MS-EGARCH* دو رژیمِ معرفی شده توسط هنری (۲۰۰۹)، اقدام به مدل‌سازی بازده بورس اوراق بهادار تهران و بررسی نقش نوسانات نفت بر روی آن را نموده‌اند. بر اساس نتایج، برآورد رژیم صفر مرتبط با رژیم با واریانس و میانگین پایین (رکود) و رژیم یک مرتبط با واریانس و میانگین بالا (رونق) است. در رژیم صفر، شوک‌های قیمت نفت اثر منفی بر بازده سهام دارند، گفتنی است تنها در رژیم یک، نوسانات قیمت نفت بر سطح میانگین بازده سهام اثر مثبت و معناداری دارد؛ بنابراین، یافته‌های این پژوهش اثرات نامتقارن نفت خام بر روی بازده سهام در دو رژیم رکود و رونق را نشان می‌دهد.

همانطور که بررسی مطالعات داخلی و خارجی نشان می‌دهد، کاملترین مدل که در جهت مدل‌سازی، بازده بورس اوراق بهادار انجام شده است، مدل *MS-EGARCH* می‌باشد، این در حالی است که در نظر گرفتن ویژگی حافظه بلند مدت در سری‌های زمانی

می‌تواند منجر به ارائه مدل کامل‌تری در جهت بررسی عوامل مؤثر بر بازده گردد، مسئله‌ای که هدف مطالعه حاضر است.

۲-۱- مبانی نظری

در این بخش به معرفی مدل *GARCH* آستانه انباشته‌ی کسری راه‌گزینی مارکوف *(MS-FITGARCH)* و مدل همبستگی شرطی پویای *GARCH* آستانه انباشته‌ی *(DCC-FITGARCH)* پرداخته شده است. مدل *GARCH* می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

(۱)

$$h_t^2 = \eta + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-1}^2$$

که می‌توان آن را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

(۲)

$$\varphi(L)\varepsilon_t^2 = \eta + \beta(L)(\varepsilon_t^2 - h_t^2$$

برای یک سری زمانی پایا[۶۱]، *AFC* با افزایش تعداد وقفه به‌صورت نمایی به صفر کاهش می‌یابد (انتشار شوک‌ها با یک نرخ نمایی روبه‌زوال می‌رود و تنها حافظه کوتاه‌مدت[۶۲] را تسخیر می‌کند)، اما اگر سری ناپایا باشد، *AFC* برای تمام وقفه‌ها به سمت یک همگرا می‌شود (ماندگاری شوک‌ها نامحدود است). ولی در سری‌هایی با حافظه بلندمدت *AFC* به تابع چندجمله‌ای[۶۳] به‌آرامی به سمت صفر همگرا می‌شود (اثرات شوک‌ها بر روی سری، زمانی زیادی را برای زوال می‌طلبد) (دینگ و همکاران[۶۴]، ۱۹۹۳). برای امکان داشتن ماندگاری بالا و حافظه بلندمدت در واریانس شرطی می‌توان فرآیند *ARMA (m,q)* رابطه یک را به‌صورت فرآیند *FARIMA(m, d, q)* رابطه زیر بسط داد:

(۳)

$$\varphi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \eta + \beta(L)(\varepsilon_t^2 - h_t^2)$$

فرآیند *FARIMA* رابطه (۳) می‌تواند به‌صورت رابطه (۴) برحسب واریانس شرطی σ_t^2 بازنویسی شود.

مدل فوق توسط بیلی و همکاران[۶۵] (۱۹۹۶) به‌عنوان مدل *GARCH* هم انباشته کسری *(FIGARCH)* معرفی شد. در این مدل ضرایب $\phi(_L)$ و $\beta(_L)$ دینامیک کوتاه‌مدت نوسانات را مدل‌سازی می‌کنند، درحالی‌که پارامتر تفاضل‌گیری کسری[۶۶] d دینامیک بلندمدت نوسانات را مدل‌سازی می‌کند.

(۴)

$$\beta(L)h_t^2 = \eta + [\beta(L) - \phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2$$

لازم به ذکر است که در این مدل هنگامی‌که $d = 0$ باشد، مدل فوق به مدل *GARCH* تغییر و هنگامی‌که $d = 1$ باشد به مدل *IGARCH* تغییر می‌کند. نوعی دیگری از مدل *GARCH* که قادر به مدل‌سازی اثرات هرمی است، مدل *GARCH* آستانه *(TGARCH)*[۶۷] می‌باشد که توسط گلستون و همکاران[۶۸] (۱۹۹۳) معرفی شده و به صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

(۵)

$$\beta(L)\sigma_t^2 = \eta + [\beta(L) - \varphi(L)](1 + \gamma S_t)\varepsilon_t^2$$

در رابطه فوق κ پارامتر عدم تقارن[۶۹] است که امکان ایجاد عدم تقارن در واریانس شرطی را با استفاده از متغیر دامی S_t فراهم می‌کند، به‌طوری‌که مقدار متغیر دامی فوق بسته به اینکه ε_t منفی است یا مثبت باشد مقادیر یک و صفر را به خود می‌گیرد. در صورت ترکیب رابطه (۴) و (۵) امکان مدل‌سازی هم زمان عدم تقارن در سری زمانی را خواهیم داشت. نتیجه ترکیب به‌صورت رابطه (۶) اولین بار توسط بیلی و همکاران (۱۹۹۶) معرفی مدل *FITGARCH* نام‌گذاری شد:

(۶)

$$\beta(L)h_t^2 = \eta + [\beta(L) - \varphi(L)(1-L)^d](1 + \kappa S_t)\varepsilon_t^2$$

درصورتی‌که معادله میانگین شرطی نیز به مدل اضافه شود، مدل *FITGARCH* تحقیق حاضر به‌صورت رابطه (۷) و (۸) حاصل می‌شود:

(۷)

$$y_t = f(y_t|x_t) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t/I_{t-1} \to D(0, h_t)$$

(۸)

$$\beta(L)h_t^2 = \eta + [\beta(L) - \varphi(L)(1-L)^d](1 + \kappa S_t)\varepsilon_t^2$$

در رابطه (۷) $f(y_t|x_t)$ میانگین شرطی است، x_t برداری از متغیرهای توضیحی است. I_{t-1} مجموعه اطلاعاتی شامل همه اطلاعات موجود در زمان *t-1* است و ε_t عبارت خطا است. هنری (۲۰۰۹)، مدل *EGARCH* را وابسته به رژیم‌های راه‌گزینی مارکوف مدل‌سازی نمود. با بسط مدل هنری برای مدل *FITGARCH* می‌توان به‌صورت رابطه (۹) و (۱۰) ضرایب مدل را وابسته رژیم‌های راه‌گزینی مارکوف مدل‌سازی نمود :

(۹)

$$y_t = f_i(y_t|x_t) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t/I_{t-1} \to D(0, h_{i,t})$$

(۱۰)

$$\beta_i(L)h_{i,t}^2 = \eta_i + [\beta_i(L) - \varphi_i(L)(1-L)^{d_i}](1 + \kappa_i S_t)\varepsilon_t^2$$

هنگامی‌که تعداد رژیم‌های اقتصادی را برابر با دو در نظر بگیرم، مقدار i برابر عدد یک یا دو خواهد بود. رژیم‌ها به‌وسیله متغیر پنهان s_t نشان داده می‌شود، به‌طوری‌که مقدار s_t بسته به رژیم‌های اقتصادی مقادیر صفر یا یک را به خود می‌گیرد. فرض شده است که انتقال بین رژیم‌ها به‌وسیله‌ی یک فرآیند مارکوف مرتبه اول به‌صورت رابطه (۱۱) انجام می‌گیرد (همیلتون، ۱۹۸۹):

(۱۱)

$$\begin{aligned} P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) &= 1 - p_{11} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) &= 1 - p_{00} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned}$$

در رابطه‌ی (۱۱)، رژیم s_t به رژیم دوره‌ی گذشته s_{t-1} وابسته است، به‌علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به‌صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ نوشت که در آن مجموع احتمالات انتقال برابر یک است. بر طبق نظر همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، کای[۷۰] (۱۹۹۴) و هنری (۲۰۰۹)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، رابطه آن به‌صورت رابطه‌ی (۱۲) است:

(۱۲)

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1 + e(\theta_0)} \quad and \quad p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1 + e(\partial_0)}$$

بر طبق نظر همیلتون (۱۹۸۹) و گری (۱۹۹۵)، مدل *MS-FITGARCH* فوق با استفاده از روش‌های حداکثر راست‌نمائی[۷۱] تخمین زده می‌شود. در آنالیز این تحقیق مانند مطالعه‌ی هنری (۲۰۰۹)، فرض می‌کنیم که شوک قیمت نفت میانگین واریانس شرطی، بازده سهام را به‌صورت رابطه (۱۳) و (۱۴) تحت تأثیر قرار می‌دهد، با فرض اینکه متغیر وابسته مدل از یک فرآیند *AR(1)* پیروی می‌کند می‌توان نوشت:

(۱۳)

$$y_t = \gamma_{it} + \rho_i AR(1) + \omega_i x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t/I_{t-1} \to D(0, h_{i,t})$$

(۱۴)

$$\beta_i(L)h_{i,t}^2 = \eta_i + [\beta_i(L) - \varphi_i(L)(1-L)^{d_i}](1 + \kappa_i S_t)\varepsilon_t^2 + \lambda_i x_{t-1}$$

در رابطه‌ی (۱۳) و (۱۴)، x_{t-1} شوک‌های قیمت نفت در دوره‌ی $t-1$ می‌باشد.

همچنین به‌منظور بررسی ارتباط بین نوسانات بازار سهام و نفت، جهت سنجش میزان اثرات سرریز ریسک در بازار نفت بر روی بورس اوراق بهادار تهران، به معرفی مدل همبستگی شرطی پویای *DCC* معرفی شده توسط انگل[۷۲] (۲۰۰۲) می‌پردازیم. مدل فوق به ما اجازه بررسی همبستگی شرطی متغیرهای زمانی در بازارهای مختلف را می‌دهد. در ابتدا ماتریس واریانس

کوواریانس شرطی پسماندها را به‌صورت رابطه (۱۵) تعریف می‌کنیم:

(۱۵)

$$H_t = D_t R_t D_t$$

که در رابطه فوق $D_t = diag\,(h_{11\,t}^{1/2}, \dots, h_{NN\,t}^{1/2})$ ماتریس قطری $(N \times N)$ انحراف معیار شرطی پسماندها است که از ریشه دوم واریانس شرطی مدل *FITGARCH* رابطه (۷) و (۸) برای متغیرهای بازده بازار سهام و شوک قیمت نفت به دست آمده است. علاوه بر این، R_t یک ماتریس همبستگی شرطی متغیر زمانی است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۶)

$$\mathrm{R_t} = {}^{\mathrm{t}}\left[\rho_{\mathrm{ij,t}}\right] = (diag(\mathrm{Q_t}))^{-1/2}\mathrm{Q_t}(diag(\mathrm{Q_t}))^{-1/2}$$

در این رابطه Q_t ماتریس معین مثبت متقارن با ابعاد $(N \times N)$ است که وابسته به مجذور پسماندهای استانداردشده $u_{i,t} = \frac{\varepsilon_t^i}{\sqrt{h_t^{ii}}}$، ماتریس واریانس-کوواریانس غیرشرطی $(\overline{Q})$، و مقادیر وقفه‌دار خود بوده و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱۷)

$$Q_t = (1 - k_1 - k_2)\,\overline{Q} + k_1\, u_{t-1}\, u'_{t-1} + k_2\, Q_{t-1}\,,\quad k_1, k_2 > 0\,,\ k_1 + k_2 < 1$$

ماتریس $(N \times N)$ همبستگی $u_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sqrt{h_{ii,t}}}$ برابر است با:

(۱۸)

$$\psi_{t-1} = \frac{\sum_{m-1}^{M} u_{i,t-m} u_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m-1}^{M} u_{i,t-m}{}^2\right)\left(\sum_{m-1}^{M} u_{j,t-m}{}^2\right)}} \qquad 1 \le i \le j \le N$$

که در آن $u_{i,t}$ ها پسماندهای استاندارد محاسبه شده از پسماندهای مدل تک متغیره *FITGARCH* رابطه (۷) و (۸) است. سپس می‌توانیم به با استفاده از روابط (۱۷) و (۱۸) به استخراج ضریب همبستگی در یک مدل تک متغیره برای بازده بازار سهام و شوک‌های نفت در زمان t به‌صورت رابطه (۱۹) بپردازیم:

(۱۹)

$$\rho_{12,t} = (1 - K_1 - K_2)\rho_{12} + K_2\,\rho_{12,t-1} + K_1 \frac{\sum_{m-1}^{M} u_{i,t-m} u_{j,t-m}}{\sqrt{\left(\sum_{m-1}^{M} u_{i,t-m}{}^2\right)\left(\sum_{m-1}^{M} u_{j,t-m}{}^2\right)}}$$

به‌منظور برآورد پارامترهای مدل *DCC-FITGARCH* به‌صورت دومرحله‌ای، ابتدا به برآورد h_t^{ii} و ε_t^i مربوط به بازده بازار سهام و شوک قیمت نفت با استفاده از مدل تک متغیره *FITGARCH* پرداخته شده و سپس در مرحله دوم با استفاده از پارامترهای محاسبه شده مدل اول و روش حداکثر درستنمایی و لگاریتم راست‌نمایی رابطه (۲۰) به برآورد مدل *DCC* می‌پردازیم:

(۲۰)

$$I_t(\theta, \varphi) = -\frac{1}{2}\left[\sum_{t=1}^{\tau}\left(n\,log(2\pi) + log|D_t|^2 \mathcal{E}_t D_t{}^{-2} \mathcal{E}_t\right) + \sum_{t=1}^{\tau}\left(log|C_t| + \acute{u}_t C_t^{-1} u_t - u_t - \acute{u}_t u_t\right)\right]$$

۴- نتایج پژوهش

در این مقاله از داده‌های ماهیانه شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران و قیمت نفت ایران برای سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۶ استفاده شده است. داده‌های فوق از بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده‌اند. درصد رشد تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان بازده بورس اوراق بهادار در نظر گرفته شده است، به‌علاوه تغییرات قیمت نفت به‌عنوان شوک‌های بازار نفت وارد مدل شده است. در ادامه جهت بررسی پایایی متغیرها به محاسبه آماره آزمون ایستایی دیکی- فولر تعمیم‌یافته[۷۳] و آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون[۷۴] پرداخته شده است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که فرض صفر برای متغیرهای در سطح یک درصد رد شده و متغیرها در سطح پایا هستند.

جدول ۱- آزمون ریشه واحد سطح متغیرها

	آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون			آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته		
	بدون عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
بازده بازار سهام	-۹/۵۲	-۱۰/۲۷	-۱۰/۲۵	-۹/۴۹	-۱۰/۲۷	-۱۰/۲۵
شوک نفت	-۹/۹۶	-۹/۹۴	-۹/۹۵	-۱۰/۰۳	-۱۰/۰۱	-۱۰/۰۳

مأخذ: محاسبات محقق

پس از بررسی پایایی متغیرهای با استفاده از آماره آکائیک[۷۵] (۱۹۷۴) رتبه خود رگرسیون در تابع میانگین، یک تعیین شد با استفاده از نرخ راست نمایی تعداد رژیم‌ها دو رژیم در نظر گرفته شد. همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، چندین مدل مختلف در این جدول ارائه شده است که در ادامه به توضیح هر کدام از مدل‌های فوق می‌پردازیم. در مدل یک بازده بازار سهام با استفاده از مدل *FITGARCH(1,1)* خطی بدون تغییرات رژیم در پارامترهای مدل ارائه شده است، در مدل دوم شوک قیمت نفت با استفاده از مدل *FITGARCH(1,1)* خطی بدون تغییرات رژیم در پارامترهای مدل‌سازی شده است، در مدل سوم بازده بازار سهام با استفاده از مدل *FITGARCH(1,1)* غیرخطی با تغییرات رژیم در پارامترها و احتمالات انتقال ثابت‌شده[۷۶] و بدون در ورود متغیر قیمت نفت در مدل، مدل‌سازی شده است و درنهایت در مدل چهار بازده بازار سهام با استفاده از مدل *FITGARCH(1,1)* غیرخطی با تغییرات رژیم در پارامترها و احتمالات انتقال ثابت‌شده و شمول متغیر تغییرات قیمت نفت در تابع میانگین واریانس شرطی مدل‌سازی شده است. مقادیر داخل پرانتز در جدول (۲) بیانگر مقدار آمار t ضرایب است.

جدول ۲- نتایج تخمین مدل‌های مختلف

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم
	FITGARCH **تغییرات قیمت نفت**	***FITGARC*** **بازده بازار سهام**	***MS-FITGARCH*** **بازده بازار سهام**	***MS-FITGARCH*** **بازده بازار سهام**
γ_0	۰/۱۵	۱/۳۳***	-۰/۲***	-۰/۰۳
	(۰/۴۱۷)	(۲/۷۳)	(-۶/۲)	(-۰/۰۷۲)
ρ_0	۰/۲۱***	۰/۳۷***	۰/۰۷***	۰/۲***
	(۲/۳۷)	(۵/۵۴)	(۴/۱۷)	(۲/۶۳)
ω_0				۰/۰۹
				(۱/۱۸)
η_0	۱/۵***	۲/۱۳***	۰/۵۵***	۱/۷۲
	(۳/۸۵)	(۴/۳۳)	(۹/۱۸)	(۱/۱۲)
β_0	-۰/۳۷*	۰/۲۷*	-۰/۰۷***	۰/۴۸
	(-۱/۷۴)	(۱/۷۲)	(-۷/۵۱)	(۱/۳۴)
φ_0	۰/۰۷	۰/۷**	-۰/۱۳**	۰/۹۳**
	(۰/۷۱۹)	(۵/۵۲)	(-۲/۶۷)	(۶/۴)
κ_0	-۰/۱۲	-۰/۱۹	۱/۶۳***	-۰/۴۴*
	(-۰/۵۳)	(-۰/۴۱۲)	(۵۲/۸۴)	(-۱/۶۷)
λ_0				۰/۰۹
				(۰/۵۰۵)
d_0	۰/۵۶***	۰/۶۳***	۰/۰۵***	۱/۲۹***

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم
	FITGARCH تغییرات قیمت نفت	***FITGARC*** بازده بازار سهام	***MS-FITGARCH*** بازده بازار سهام	***MS-FITGARCH*** بازده بازار سهام
	(۴/۰۱)	(۳/۱)	(۴/۸)	(۴/۸)
γ_1			۲/۷۱***	۲/۸۹***
			(۴/۹۲)	(۶۱/۲۴)
ρ_1			۰/۳۱***	۰/۱۰۶***
			(۳/۳)	(۱۰/۰۲)
ω_1				۰/۴***
				(۴۵/۲۶)
η_1			۱/۸۴***	۰/۱۴***
			(۲/۳۵)	(۱۸/۳۲)
β_1			۰/۴۵***	۰/۴۴***
			(۳/۶۲)	(۷۵/۷۵)
φ_1			۰/۶۸***	۰/۷۱***
			(۶/۶۹)	(۴۹/۴۸)
κ_1			۱/۰۷	۱/۹۸***
			(۱/۳۱)	(۱۱/۲۲)
λ_1				-۱/۴۸
				(-۱۲/۵۱)
d_1			۰/۳۵***	۰/۲۷***
			(۲/۶۹)	(۱۱/۹۵)
$Q(12)$	۱۷/۵۲	۱۹/۳۱	۲۳/۰۵	۲۵/۶۳
	prob=(۰/۰۹۱)	prob=(۰/۰۵۶)	prob=(۰/۰۱۷)	prob=(۰/۰۰۷)
لگاریتم راست نمایی	-۶۵۲/۵۹	-۶۸۰/۰۷۳	-۶۶۸/۳۵	-۶۶۴/۱۴
LR			۲۳/۳***	۸/۴۲***
p_{00}			۰/۹۲۱	۰/۹۵۲
p_{11}			۰/۹۵	۰/۹۳۸

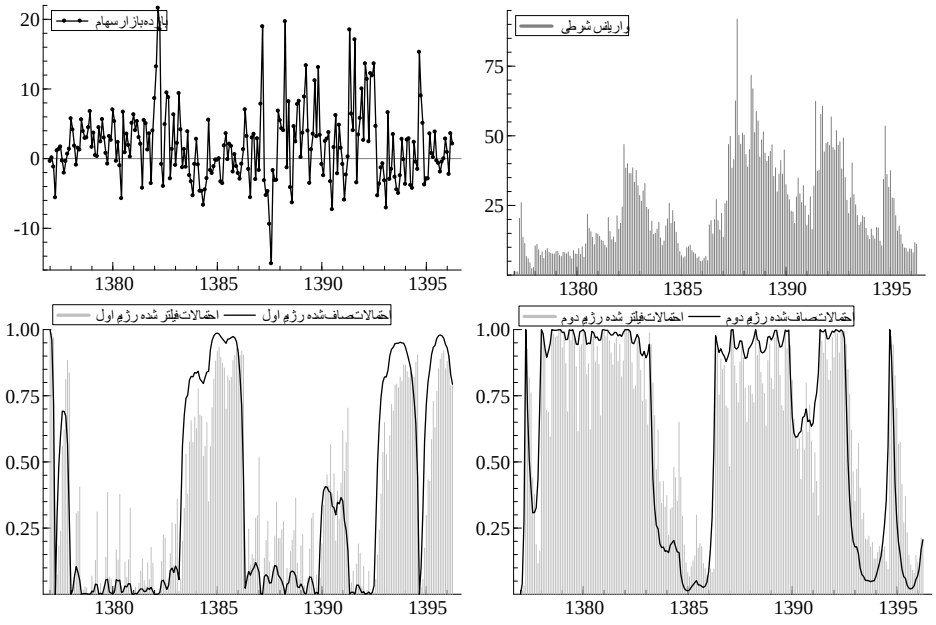
***: معنی‌دار در سطح ۱٪ **: معنی‌دار در سطح ۵٪ *: معنی‌دار در سطح ۱۰٪

مأخذ: محاسبات محقق

اوراق بهادار تهران است. نتایج آزمون باکس-پیرس *(B-P)*[۷۷] با رتبه ۱۲ برای مجذور جملات خطای استانداردشده[۷۸] تمام مدل‌ها بیانگر رد فرض صفر بودن همبستگی سریالی[۷۹] در مجذور خطاها (با رتبه ۱۲) و از جنبه نبودن همبستگی سریالی، بیانگر مدل‌های برآورد شده بهینه است. به‌منظور مقایسه مدل غیرخطی *MS-FITGARCH* تک متغیره بازده بازار سهام (مدل سه) با مدل *FITGARCH* خطی آن (مدل دو) از آزمون نرخ راست نمایی گارسیا و پرون[۸۰] (۱۹۹۶) استفاده شده است. آماره آزمون *LR* به‌وسیله رابطه‌ی $LR=2|ln\ L_{MS\text{-}FITGARCH}-ln\ L_{FITGARCH}|$ تعیین شده و بر اساس جدول (۲)، مقدار آن برابر با ۲۳/۳ است به‌طوری‌که فرض صفر عدم تغییر رژیم در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود بنابراین استفاده از مدل غیرخطی راه‌گزینی مارکوف به جای مدل خطی، منجر به بهبود معنی‌دار مدل می‌شود. در آزمایش دیگر به مقایسه مدل غیرخطی *MS-FITGARCH* تک متغیره بازده بازار سهام با شمول متغیر شوک قیمت نفت (مدل چهار) با مدل غیرخطی *MS-FITGARCH* تک متغیره بازده بازار سهام (مدل سه) پرداخته شده است؛ نتایج جدول (۲) بیانگر این است که مقدار آن آماره آزمون *LR* برابر با ۸/۴۲ است به‌طوری‌که فرض

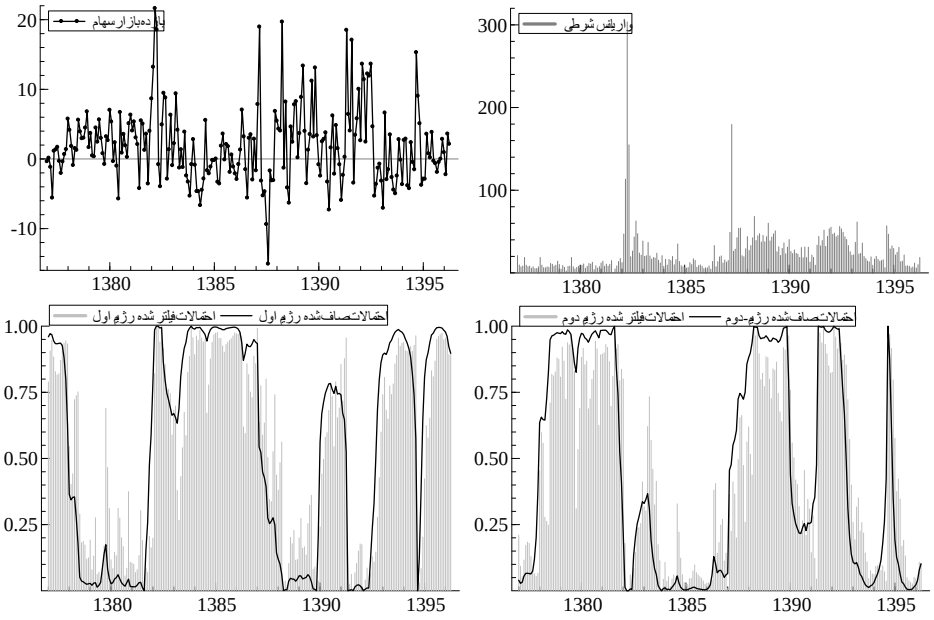
صفر عدم شمول شوک قیمت نفت در مدل در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود به‌طوری‌که شمول متغیر شوک قیمت نفت منجر به بهبود معنی‌دار در مدل می‌شود.

در شکل (۱) و (۲)، احتمالات فیلتر شده[۸۱] و احتمالات صاف‌شده[۸۲] برآورد مدل راه‌گزینی مارکوف مدل سه و چهار ارائه شده است. هرگاه احتمالات صاف‌شده در یک دوره زمانی در یک رژیم بالاتر از ۵۰٪ قرار می‌گیرد، سری زمانی وارد آن رژیم می‌شود (آلوی و جمازی، ۲۰۰۹). همان‌طور که مشاهده می‌شود در هر دو شکل، در رژیم یک مقدار واریانس شرطی پایین است و سطح میانگین بازده بازار سهام نیز پایین است، شرایط فوق در رژیم یک بیانگر وضعیت‌های رکود حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران است که بعضی از سال‌ها (مانند سال‌های ۱۳۹۱ تاکنون) رژیم غالب بر بورس اوراق بهادار تهران است. به‌علاوه مقدار واریانس شرطی و میانگین بازده بازار سهام در رژیم دو در سطح بالاتری قرار دارد، به‌طوری‌که رژیم دو وضعیت‌های رونق در بورس اوراق بهادار تهران را تسخیر می‌کند. همان‌طور که از مقایسه شکل (۱) و (۲) مشخص است، ورود متغیر قیمت نفت به مدل‌سازی مدل غیرخطی *MS-FITGARCH* تک متغیره بازده بازار سهام، منجر به‌دقت بیشتر مدل در تفکیک فازهای رکود و رونق بازار سهام ایران شده است، نکته‌ای که در هماهنگی با آزمون *LR* جدول (۲) بیانگر نقش معنادار متغیر شوک قیمت نفت در مدل‌سازی بازده بورس بهادار تهران دارد. درنهایت اینکه بررسی پارامترهای برآوردی احتمال ماندن در رژیم یک (p_{00}) و در رژیم دو (p_{11}) مربوط به مدل سه و چهار بیانگر تداوم دوره‌های رکود و رونق در بورس اوراق بهادار تهران دارد، مسئله‌ای که در شکل (۱) و (۲) نیز قابل‌مشاهده است، به‌طوری‌که بر اساس مدل چهار، هنگامی‌که در رژیم رکود قرار داشته باشیم، احتمال ماندن در این رژیم ۰/۹۵۲ است، هنگامی‌که در رژیم رونق قرار داشته باشیم، احتمال ماندن در این رژیم ۰/۹۳۸ است.



شکل ۱- احتمالات صاف‌شده و فیلتر شده مدل *MS-FITGARCH(1,1)* تک متغیره بازده بازار سهام

مآخذ: محاسبات محقق



شکل ۲- احتمالات صاف‌شده و فیلتر شده مدل *MS-FITGARCH(1,1)* بازده بازار سهام با شمول شوک قیمت نفت

مآخذ: محاسبات محقق

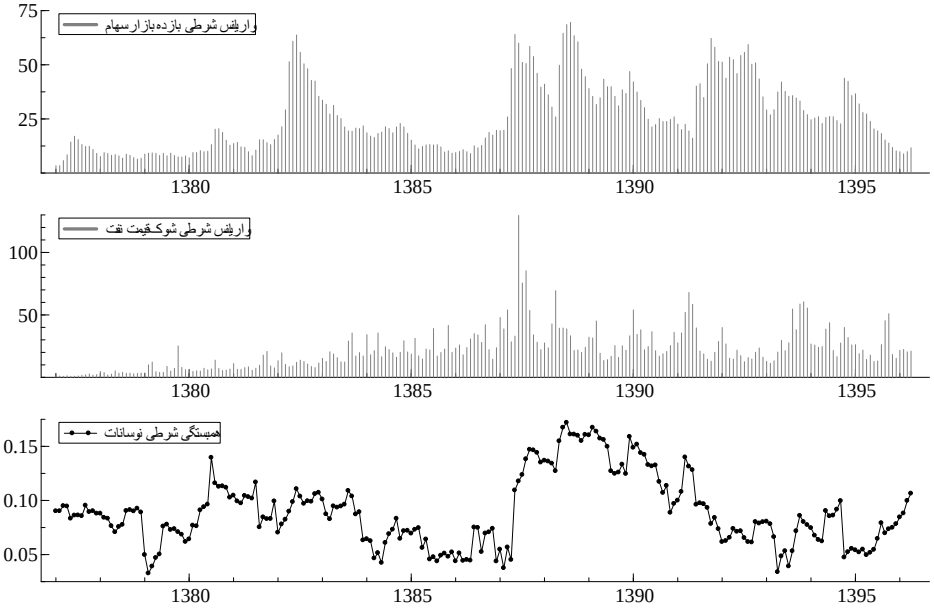
در تفسیر دیگر ضرایب مدل‌سازی می‌توان به معنی‌دار بودن ضریب حافظه بلندمدت d در همه مدل‌ها اشاره کرد، نکته‌ای که اهمیت در نظر گرفتن چنین متغیری در مدل‌سازی بازده بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد، مقدار ضریب فوق در رژیم یک مدل سه برابر با ۰/۰۵ و در رژیم دو برابر با ۰/۳۵ است، به‌طوری‌که ویژگی حافظه بلندمدت و ماندگاری شوک‌ها در رژیم رونق بیشتر از رژیم رکود است. بررسی ضرایب عدم تقارن κ_0 و κ_1 در مدل سه بیانگر این است که مقدار ضریب فوق در رژیم یک معنادار و مثبت است، به‌طوری‌که شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت بر روی تغییرپذیری‌ها در رژیم رکود بورس اوراق بهادار تهران بیشتر است. نتایج مدل چهار بیانگر معنی‌دار نبودن ضرایب λ_0 و λ_1 مربوط به اثرات شوک‌های قیمت نفت بر روی واریانس شرطی بورس اوراق بهادار تهران است، به‌علاوه ضرایب اثرات شوک‌های قیمت نفت بر روی میانگین بازده سهام تنها در رژیم یک معنی‌دار بوده و مقدار آن $\omega_1 = 0.4$ بیانگر اثرات مثبت شوک‌های قیمت نفت بر میانگین بازده بورس اوراق بهادار تهران تنها در رژیم رونق دارد. در ادامه با استفاده از میانگین‌های شرطی محاسبه شده مدل یک و دو مربوط به شوک قیمت نفت و بازده بازه سهام، مقدار پارامترهای مدل *DCC* در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳- ضرایب مدل *DCC*

Average CORij	۰/۰۹
	(۱/۱۴)
k_1	۰/۰۱۲
	(۰/۶۱)
k_2	۰/۹۱۴***
	(۲۷/۰۶)

***: معنی‌دار در سطح ۱٪ **: معنی‌دار در سطح ۵٪

مآخذ: محاسبات محقق



شکل ۳- همبستگی شرطی نوسانات

مآخذ: محاسبات محقق

معنادار بودن پارامتر k_2 در جدول (۳) بیانگر اثر معنادار همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری دارد. هرچه این پارامتر بزرگ‌تر و به عدد یک نزدیک‌تر باشد، انتظار می‌رود که همبستگی‌های شرطی دوره جاری به همبستگی شرطی دوره قبل نزدیک‌تر باشد. مقدار پارامتر k_1 در جدول (۳) معنادار نیست، معنادار بودن این پارامتر به این معناست که به دنبال بروز شوک در سری‌ها، افزایش در همبستگی شرطی برای دوره بعدی را باید انتظار داشت. مقدار میانگین همبستگی شرطی نوسانات در طول دوره مورد بررسی برابر مقدار مثبت ۰/۰۹ است، به‌طوری‌که نوسانات بازار نفت منجر به نوسانات مثبت در بورس اوراق بهادار تهران شده و ریسک در این بازار را افزایش می‌دهد، معنی‌دار نبودن ضریب فوق بیانگر این است که مقادیر همبستگی شرطی نوسانات در مقدار میانگین فوق ثابت نیست و در طول زمان تغییر می‌کند. در شکل (۳) مقدار همبستگی شرطی نوسانات در طول زمان نشان داده شده است، همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار سری فوق برای بعضی از دوره‌ها مانند سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ یا سال‌های بعد از ۱۳۹۱ کمتر از بقیه دوره‌ها است، مقایسه نتایج شکل (۲) و (۳) بیانگر این است که در دوره‌های رکود اقتصادی، مقدار همبستگی شرطی بین نوسانات کاهش می‌یابد.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

در این مطالعه با استفاده از داده‌های ماهیانه سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۶ مدل *GARCH* آستانه انباشته‌ی کسری راه‌گزینی مارکوف *(MS-FITGARCH)*، سعی در مدل‌سازی جامع ویژگی‌های- واریانس ناهمسان، اثر اهرمی، خوشه‌ای بودن تلاطم‌ها، حافظه بلندمدت در چارچوب رژیم‌های مختلف رکود و رونق بازده بازار سهام شده است. نتایج تحقیق حاضر بیانگر معنادار بودن ضرایب مدل و لزوم استفاده از مدل معرفی شده در تحقیق در جهت مدل‌سازی بازده نوسانات بورس اوراق بهادار تهران دارد. بر اساس نتایج رژیم یک وضعیت‌های رکود و رژیم دو وضعیت‌های رونق در بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. نتایج بیانگر

اثر مثبت معنادار شوک‌های قیمت نفت تنها بر روی میانگین بازده بورس در رژیم‌های رکود دارد، به‌طوری‌که اثرات فوق در رژیم رکود معنادار نیست. همچنین در جهت درک بهترِ نحوه اثرگذاری شک‌های قیمت نفت بر روی بازده سهام، با استفاده مدل همبستگی شرطی پویای *GARCH* آستانه انباشته‌ی *(DCC-FITGARCH)* اقدام به بررسی همبستگی نوسانات بین بازارها شده است، نتایج در تطابق با مدل اول قرار داشته و بیانگر همبستگی شرطی مثبت قوی‌تر نوسانات بازار سهام و بازار نفت در دوره‌های رونق اقتصادی است.

ازآنجاکه شرکت‌ها از نهاده انرژی (فسیلی و مشتقات نفتی و...) جهت تولید کالا و خدمات استفاده می‌کنند، طبیعی است که انتظار داشته باشیم که قیمت نفت بر بازده بازار سرمایه اثرگذار باشد. افزایش هزینه انرژی بر شرکت‌های تولیدی می‌شود که این امر سود شرکت‌های بورس را کاهش داده و قیمت آن‌ها را کاهش می‌دهد. از طرفی 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.

به دلیل این‌که کشورهای صادرکننده‌ی نفت اغلب خود به دلیل عدم توانایی و نداشتن فن‌آوری لازم برای فرآوری نفت خام، واردکننده‌ی محصولات و مشتقات نفتی هستند، بنابراین افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام‌شده‌ی محصولات تولیدشده توسط کشورهای صنعتی می‌شود که این خود منجر به افزایش ارزش ریالی واردات کشورهای درحال‌توسعه می‌شود. بنابراین، این انتظار وجود دارد افزایش قیمت تفت باعث افزایش قیمت کالاهای واسطه و سرمایه شرکت‌های بورسی شود که به این کالاها نیاز دارند و سودآوری آن‌ها و درنتیجه قیمت سهام آن‌ها را در بورس کاهش دهد. ولی از طرفی دیگر افزایش قیمت نفت باعث افزایش درآمدهای ارزی کشورهای صادرکننده نفت شده و به علت افزایش عرضه ارز قیمت ارز می‌تواند کاهش یابد و اثر عکسی را از این جنبه در مقایسه به حالت قبل ایجاد کند که این مسئله هم به نظام ارزی کشور موردمطالعه بستگی خواهد داشت؛ بنابراین تعیین اثرات نهایی قیمت نفت بر روی بازار سهام ازلحاظ تئوریک مشکل است. نتایج مطالعه حاضر بیانگر این است که در دوره‌هایی رونق بورس اثرگذاری مثبت قیمت نفت بیشتر از اثرگذاری منفی آن است. ولی در دوران رکود نمی‌توان اثرات معناداری از افزایش قیمت نفت بر روی بورس اوراق بهادار ایران را مشاهده کرد

فهرست منابع

* پایتختی اسکویی، سید علی، و شافعی، احسان (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تغییرات شاخص قیمت سهام در ایران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دهم،۲۲۹،۴۳-۲۰۵.
* ثقفی،علی و قنبریان، رضا (۱۳۹۴). بررسی رابطه پویا بین قیمت نفت و شاخص‌های بازار سرمایه ایران. فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی شماره ۲۰.
* حسینی نسب، سید ابراهیم، خضری، محسن، و رسولی، احمد (۱۳۹۰). تعیین اثرات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران کاربرد آنالیز موجک و راه گزینی مارکوف. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی،۶۰،۲۹-۳۱.
* زاهدی تهرانی، پریوش (۱۳۹۰). تعیین راهبرد سرایت نوسانات بازارهای سرمایه بین‌المللی بر بورس اوراق بهادار تهران. مجله مطالعات مدیریت راهبردی،۱۵۳،۱۱-۱۳۱.
* عباسی، ابراهیم،هاشمی نژاد، منیژه، و کریمی ، جعفر(۱۳۹۴).بررسا اثرات نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر روی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل MS-EGARCH .فصلنامه روند سال بیست و دوم شماره ۷۲ .۱۲۷-۱۰۵
* میرهاشمی دهنوی، سیدمحمد. (۱۳۹۴). آثار نامتقارن شوک های قیمت نفت بر بازار سهام، مطالعه موردی کشورهای صادر کننده نفت.

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، سال سوم شماره ۱۱-۸۵-۱۰۸

* Aloui, C., 2007. Price and volatility spillovers between exchange rates and stock indexes for the pre- and post-euro period. Quantitative Finance 7, 1–17.
* Aloui, C., Jammazi, R., 2009. The Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Shifts Behavior: A Regimes Witching Approach. Energy Economics 31(5), 789–799.
* Aloui, C., Jammazy, R., Dhakhlaoui, I., 2008. Crude Oil Volatility and Stock Market Returns. Journal of Energy Markets 1, 69–96.
* Arfaoui, M., Rejeb, A. (2016). Oil, Gold, US dollar and Stock market interdependencies: A global analytical insight. Journal of Mpra Paper , 70452. Available at: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/70452.
* Aydemir, O., Demirhan, E., 2009. The relationship between stock prices and exchange rates: evidence from Turkey. International Research Journal of Finance and Economics 23, 207–215.
* Bae, J., Kim, C.J., Nelson, C.R., 2007. Why are stock returns and volatility negatively correlated? Journal of Empirical Finance 14, 41–58.
* Baillie, R. T., Bollerslev, T., Mikkelsen, H.O., 1996. Fractionally integrated generalized au-toregressive conditional heteroskedasticity., Journal of Econometrics 74, 3.30.
* Bauwens, L., Preminger, A., Rombouts, J.V.K., 2006. Regime Switching GARCH Models. CORE Discussion Paper, no. 2006-11.
* Bittlingmayer, G., 2005. Oil and Stocks: Is it War Risk? Working Paper Series, University of Kansas.
* Black, F., 1976. Studies of stock market volatility changes. Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, pp. 177–181.
* Blanchard, O.J., Gali, J., 2007 .The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are 2000s so Different from the 1970s? National Bureau of Economic Research. Working Paper 13368.
* Bollerslev, T.P, 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31, 307-327.
* Bollerslev, T.P., 1987. A conditional time series model for speculative prices and rates of returns. Review of Economics and Statistics 69, 524–554.
* Bollerslev, T.P., 1987. A conditional time series model for speculative prices and rates of returns. Review of Economics and Statistics 69, 524–554.
* Branson, W.H., 1983. Macroeconomic determinants of real exchange risk. In: Herring, R.J. (Ed.), Managing Foreign Exchange Risk. Cambridge University Press, Cambridge. 1983.
* Branson, W.H., Henderson, D.W., 1985. The specification and influence of assets markets. In: Jones, R.W., Kenen, P.B. (Eds.), Handbook of International Economics, 2. Amsterdam, Elsevier.
* Broadstock. D.C., Filis, G. (2014). Oil price shocks and stock market returns: New evidence from the United States and China. Journal of International Financial Markets-Institutions and Money ,33, 417-433.
* Brunner, A.D. 1991, Testing for Structural Breaks in U.S. Post-War Inflation Data, mimeographed, Board of Governors of the Federal Reserve System,Washington D.C.
* Cai, J., 1994. A Markov model of unconditional variance in ARCH. Journal of Business and Economic Statistics 12, 309–316.
* Chu, C.S.J., Santoni, G., Liu, T., 1996. Stock market volatility and regime shifts in the return. Information Science 94, 179–190.
* Ciner, C., 2001. Energy shocks and financial markets: nonlinear linkages. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics 5, 203–212.
* Chen, N.F., Roll, R., Ross, S.A., 1986. Economic Forces and the Stock Market. Journal of Business 59, 383–403.
* Clements, M.P., Krolzig, H.M., 2002. Can oil shocks explain asymmetries in the US business cycle? Empirical Economics 27, 185–204.
* Cologni, A., Manera, M., 2008. Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries. Energy Economics 38, 856–888.
* Cologni, A., Manera, M., 2009. The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for G7 Countries. Economic Modelling 26, 1–29.

Review of Economics and Statistics 78, 111–125.
* Gil-Alana, L.A., Yaya, O.S. (2014). The relationship between oil prices and the Nigerian stock market. An analysis based on fractional integration and cointegration. Energy Economics, 46, 328-333.
* Gold Smith, W. Reymond. 1969. Financial Structure and Development New Hower, CT: Uyale U. Press.
* Glosten, L. R., Jagannathan, R., Runkle, D.E., 1993. On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, Journal of Finance, 48(5), 1779-1801.
* Gray, S.F., 1995. An analysis of conditional regime-switching models. Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University.
* Guidolin, M., Timmermann, A., 2006. An econometric model of nonlinear dynamics in the joint distribution of stock and bond returns. Journal of Applied Econometrics 21, 1–22.
* Hamilton, J.D., 1983. Oil and the Macroeconomy since World War II. Journal of Political Economy 91, 228–248.
* Hamilton, J.D., 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica 57, 357–384.
* Hamilton, J.D., 1996. Specification testing in Markov-switching time series models. Journal of Econometrics 70, 127–157.
* Hamilton, J.D., 2003. What is an oil shock? Journal of Econometrics 113, 363–398.
* Hamilton, J.D., 2008. Oil and the macroeconomy, In: Durlauf, S., Blume, L. (Eds.), The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Ed. Palgrave MacMilan Ltd.
* Hamilton, J.D., Susmel, R., 1994. Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime. Journal of Econometrics 64, 307–333.
* Hammoudeh, S., Choi, K., 2007. Characteristics of permanent and transitory returns in oil-sensitive emerging stock markets: the case of GCC countries. International Financial Markets, Institutions & Money 17, 231–245.
* Huang, R.D., Masulis, R.W., Stoll, H.R., 1996. Energy Shocks and Financial Markets. Journal of Futures Markets 16, 1–27.
* Henry, O., 2009. Regime switching in the relationship between equity returns and
* Diamantis, P.F., 2008. Financial liberalization and changes in the dynamic behaviour of emerging market volatility: evidence from four Latin American equity markets. Research in International Business and Finance 22, 362–377.
* Ding, Z., Granger, C.W.J., Engle, R.F., 1993. A long memory property of stock market returns and a new model. J. Empirical Finance 1, 83–106.
* Diamandis, P.F., Drakos, A.A., 2011. Financial liberalization, exchange rates and stock prices: exogenous shocks in four Latin America countries. Journal of Policy Modeling 33, 381–394.
* Dornbush, R., Fisher, S., 1980. Exchange rates and the current account. The American Economic Review 70, 960–971.
* Dueker, M., 1997. Markov switching GARCH processes and mean reverting stock market volatility. Journal of Business and Economics Statistics 15, 26–34.
* Dumas, B., Solnik, B., 1995. The world price of foreign exchange risk. Journal of Finance 50, 445–477.
* Engle, R.F. (2002). Dynamic conditional correlation - A simple class of multivariate GARCH models, Journal of Business and Economic Statistics 20, 339–350.
* Edwards, S., Susmel, R., 2003. Interest-rate volatility in emerging markets. The Review of Economics and Statistics 85, 328–348.
* Elyasiani, E., Mansur, I. and Odusami, B., 2011. Oil Price Shocks and Industry Stock Returns, Energy Economics, 33, 966-974
* Flavin, T.J., Panopoulou, E., Unalmis, D., 2008. On the stability of domestic financial market linkages in the presence of time-varing volatility. Emerging Markets Review 9, 280–301.
* Filardo, A.J., 1994. Business-cycle phases and their transitional dynamics. Journal of Business and Economic Statistics 12, 299–308.
* Filardo, A.J., Gorgon, S.F.,1998. Business cycle durations. Journal of Econometric 85, 99–123.
* Frankel, J., 1983. Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In: Bhandari, J., Putnam, B. (Eds.), Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates. MIT Press, Cambridge, MA, pp. 84–114.
* Garcia, R., Perron, P., 1996. An analysis of the real interest rate under regime shifts.

* Kim, C.J., Nelson, C.R., 1999. Friedman's plucking model of business fluctuations: tests and estimates of permanent and transitory components. Journal of Money, Credit and Banking 31, 317–334.
* Kutty, G., 2010. The relationship between exchange rates and stock prices: the case of Mexico. North American Journal of Finance and Banking Research 4, 1–12.
* Kwak, Y. H. and Ingall, L., 2007. Exploring Monte Carlo Simulation Applications for Project Management, in: Risk Management 9, 44-57.
* Lamoureaux, C., Lastrappes,W., 1990. Persistence in variance, structural change and the GARCH model. Journal of Business and Economic Statistics 8, 225–234.
* Levine, R., Demirguc, A.Kunt. 2008. Finance, Financial Sector Policies, and Long Run Growth, World Bank, Policy Research, pp : 44-69.
* Levine, Ross., Zervos, Sara. 1996. Stock Mankats, Danks and Economic Growth, World Bank Policy Research. working paper.
* Lu, F., Qiao, H., Wang, S., Lai, K.K., Li, Y., 2017. Time-varying coefficient vector autoregressions model based on dynamic correlation with an application to crude oil and stock markets Original Research Article. Environmental Research, Volume 152, 351-359.
* Maheu, J.M., McCurdy, T.H., 2000. Identifying bull and bear markets in stock returns. Journal of Business and Economic Statistics 18, 100–112.
* Manera, M., Cologni, A., 2006. The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: A Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries. Working Papers 2006, 29. Fondazione Eni Enrico Mattei.
* Mckinan, I. Ranald. 1973. Money and Capital in Economic development , Washington, DC: Brooking Institution.
* Miller, J.I., Ratti, R.A., 2009. Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability, and Bubbles. Energy Economics 31, 559–568.
* Mollick, V.A., Assefa, T.A., 2013. U.S. stock returns and oil prices: The tale from daily data and the 2008–2009 financial crisis Original Research Article. Energy Economics, Volume 36, 1-18.
* Mork, K.A., 1989. Oil and the macroeconomy when prices go up and short-term interest rates. Journal of Banking and Finance 33, 405–414.
* Hishiyima, K., 1998. Some evidence of regime shifts in international stock markets. Managerial Finance 24, 30–55.
* Holmes, M.J., Wang, P., 2003. Oil and the asymmetric adjustment of the U.K output: a Markov switching approach. International Review of Applied Economics 17, 181–192.
* Hooker, M., 1999. Exploring the Robustness of the Oil Price–Macroeconomy Relationship. Federal Reserve Board (FEDS) Working paper, 1999-43.
* Ismail, M.T., Isa, Z., 2008. Identifying regime shifts in Malaysian stock market returns. International Research Journal of Finance and Economics 15, 44–57.
* James, B. Ang. 2008. What are the mechanisms linking financial development and economic growth in Malaysia, Economic Modeling, 251pp: 38-53.
* Jammazi, R., Aloui, C., 2009. Wavelet Decomposition and Regime Shifts: Assessing the Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Returns. Energy Policy.
* Jiranyakul, Komain., 2014. Does oil price uncertainty transmit to the Thai stock market?,
Journal of Finance and Banking, Vol. 1, No. 4, 18-29.
* Jones, C.M., Kaul, G., 1996. Oil and the Stock Markets. Journal of Finance, vol. 51. American Finance Association, pp. 463–491.
* Jorion, P., 1990. The exchange rate exposure of the U.S. multinationals. Journal of Business 63, 331–345.
* Jorion, P., 1991. The pricing of exchange rate risk in the stock market. Journal of Financial and Quantitative Analysis 26, 363–376.
* Kenourgios, D., Samitas, A. 2007. Financial Development and Economic Growth in a Transition Economy, Journal of Financial Decision Making 31, 35-48.
* Kilian, L., Park, C., 2007. The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market. Centre for Economic Policy Research Discussion Paper 6166.
* King, G. Robert., Levine, Ross. 1993. Financial Intermediation and Economic Development, financial Intermediation in the Construction of Europe, Eds: Colin Mayer and Xavier vives.London: Center for economic Policy, PP: 89-153.

correlation dynamics. Journal of Financ Mark Inst Money ,24, 42–65.
* Suleiman, Abu-Bader., Aamer, S. Abu-Qarn. 2007. Financial development and economic growth, Journal of Policy Modeling.
* Turner, M.C., Startz, R., Nelson, C.F., 1989. A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. Journal of Financial Economics 25, 3–22.
* Walid, C., Chaker, A., Masood, O., Fry, J., 2011. Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach, Emerging Markets Review 12, 272-292.
* Wang, P., Theobald, M., 2008. Regime-switching volatility of six East Asian emerging stock markets. Research in International Business and Finance 22, 267–283.
* Watson, M.W., 1986. Univariate detrending methods with stochastic trends. Journal of Monetary Economics 18, 49–75.
* Wei, C., 2003. Energy, the stock market, and the putty-clay investment model. American Economic Review 93(1), 311–323.
* Yang, S.Y., Doong, S.C., 2004. Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-7 countries. International Journal of Business and Economics 3, 139–153.
* Yau, H.Y., Nieh, C.C., 2009. Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan. Japan and World Economy 21, 292–300.
* Zakoian, M., 1994. Threshold Heteroscedastic Models, Journal of Economic Dynamics and Control, 18, 931-955.
* Zhao, H., 2010. Dynamic relationship between exchange rate and stock price: evidence from China. Research in International Business and Finance 24, 103–112

down: an extension of Hamilton's results. Journal of Political Economy 97, 703–708.
* Mun, K.C., 2007. Volatility and correlation in international stock markets and the role of exchange rate fluctuations. Journal of International Financial Markets Institutions and Money 17, 25–41.
* Nelson, D.B., 1991. Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach. Econometrica 59, 347–370.
* Ning, C., 2010. Dependence structure between the equity market and the foreign market —a copula approach. Journal of International Money and Finance 29, 743–759.
* Park, J., Ratti, R.A., 2008. Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries. Energy Economics 30, 2587–2608.
* Patrick, H. 1966. Financial Development and Economic growth in underdeveloped countries, Economic development and cultural change, 12 2, pp: 174-89.
* Phylaktis, K., Ravazzolo, F., 2005. Stock prices and exchange rate dynamics. Journal of International Money and Finance 24, 1031–1053.
* Raymond, J.E., Rich, R.W., 1997. Oil and the macroeconomy: a Markov state switching approach. Journal of Money, Credit, and Banking 29, 193–213.
* Ritab, S., Khouri, Al. 2007. Financial Sector Development and Sustainable Economic Growth , Advances in Financial Economics, 12. pp: 345-360.
* Roll, R., 1992. Industrial structure and the comparative behavior on international stock market indices. Journal of Finance 47, 3–41.
* Sadorsky, P.,1999.Oil price shocks and stock market activity. Energy Economics 21, 449–469.
* Schaller, H., Norden, S., 1997. Regime switching in stock market returns. Applied Financial Economics 7, 177–192.
* Serletis, A. and L. Xu., 2017. The Zero Lower Bound and Crude Oil and Financial Markets
Spillovers. Macroeconomic Dynamics (forthcoming).
* Show,E.S. 1973. Financial Deepening in Economic Development. New York: oxford university press.
* Silvennoinen, A., Thorp, S. (2013). Financialization, crisis and commodity

یادداشت‌ها

[1] Turner et al
[2] Chu et al
[3] Hishiyima
[4] Maheu and McCurdy
[5] Guidolin and Timmermann
[6] Bauwens et al
[7] Bae et al
[8] Ismail and Isa
[9] Wang and Theobald
[10] Diamantis
[11] Heteroscedasticity
[12] Volatility clustering
[13] Leverage effect
[14] Long-memory
[15] polynomial
[16] asymmetry
[17] Kim and Nelson
[18] Markov swithching model
[19] Henry
[20] Aloui and Jammazi
[21] Walid and et al
[22] The Markov Switching Fractionally Integrated Threshold GARCH
[23] Raymond and Rich
[24] Clements and Krolzig
[25] Holmes and Wang
[26] Manera and Cologni
[27] Blanchard and Gali
[28] Cologni and Manera
[29] The Dynamic Conditional Correlation-Fractionally Integrated Threshold GARCH
[30] Jones and Kaul
[31] Sadorsky
[32] Ciner
[33] Chen et al
[34] Huang et al
[35] Wei
[36] Aloui et al
[37] multivariate
[38] univariate
[39] Park and Ratti
[40] Bittlingmayer
[41] Kilian and Park
[42] Miller and Ratti
[43] Vector Error Correction Model
[44] Jammazi and Aloui
[45] Aloui and Jammazi
[46] Elyasiani et al
[47] Mollick and Assefa
[48] Dynamic conditional Correlation Multivariate GARCH models
[49] Gil-Alana and Yaya
[50] Broadstock and Filis
[51] Jiranyakul
[52] Arfaoui and Rejeb
[53] Lu and et al
[54] Serletis and Xu
[55] Hammoudeh and Choi
[56] Unobserved-component
[57] Markov-switching heteroskedasticity
[58] permanent
[59] transitory
[60] Gulf Cooperation Council
[61] stationary
[62] short-memory
[63] polynomial
[64] Ding, Granger, and Engle
[65] Baillie, Bollerslev, and Mikkelsen
[66] the fractional difference parameter
[67] Threshold GARCH
[68] Glosten, Jagannathan and Runkle
[69] asymmetry
[70] Cai
[71] maximum Likelihood
[72] Engle
[73] Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test
[74] Phillips & PERRON
[75] Akaike
[76] fixed transition probabilities
[77] Box–Pierce
[78] standardized residuals
[79] serials correlation
[80] Garcia and Perron
[81] filter probability
[82] smoothed probability