



بررسی اثر مکانیسم انتقال بحران مالی (با تاکید بر بحران مالی سال ۲۰۰۸ و قیمت نفت) و علیت مارکوف سوئیچینگ بر شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار ایران

سمیرا نجفی استمال^۱

سید شمس الدین حسینی ✉^۲

عباس معمارنژاد^۳

فرهاد غفاری^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۲

چکیده

در این مطالعه در ابتدا اثر مکانیسم انتقال بحران (با تاکید بر بحران مالی سال ۲۰۰۸ و قیمت نفت) مورد بررسی قرار گرفته است. نماینده اثر این مکانیسم (قیمت نفت عامل شناخته شده در مکانیسم جهت انتقال بحران) شناسایی و نحوه اثر گذاری آن را بر شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار شامل بانک، فرآورده های نفتی، کانه فلزی، خودرو با داده های روزانه از ۱۳۸۲/۰۴/۱۴ الی ۱۳۹۹/۱۲/۲۷ با استفاده از توزیع احتمال مشترک بازدهی شاخص های منتخب و مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم (MS-VAR) مدل سازی شده است. سپس با استفاده از روش علیت با وجود تغییر رژیم به بررسی علیت نفت بر شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار پرداخته شده است که آیا علیت یک طرفه است یا دو طرفه. نتایج حاکی از آن است که رژیم صفر نسبت به رژیم یک پایدارتر می باشد و تمایل به ماندن در این رژیم بیشتر است و علیت از سمت نفت به سمت شاخص های منتخب است نه بالعکس.

واژه های کلیدی: مکانیسم انتقال بحران، نفت، شاخص منتخب بورس اوراق بهادار، علیت مارکوف سوئیچینگ.

طبقه بندی JEL: E44, C68, Q41, Q43

۱- گروه اقتصاد واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. s.n.a.najafi@gmail.com

۲- گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Hosseyini@srbiau.ac.ir

۳- گروه اقتصاد واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. memarnejad@srbiau.ac.ir

۴- گروه اقتصاد واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Farhad.ghaffari@yahoo.com

۱- مقدمه

بحران یک اختلال است که در روند ایجاد می شود و موجب بی نظمی در نظام مالی یک کشور می شود، که می تواند به کشورهای دیگر سرایت نماید. با بررسی های انجام شده مشاهده شد کشورها با توجه به نوع روابطشان در ۱- بازارهای مالی شامل بازار پول و بازار سرمایه ۲- سطح فعالیت های اقتصادی (تجارت خارجی و درجه آزادی تجاری) اثرات متفاوتی از بحران را تجربه می کنند. ایران نیز از آثار این بحران بی نصیب نبوده است. لازم به ذکر است با توجه به محدودیت ها و تحریم های جهانی علیه ایران، ایران تنها از طریق سطح فعالیت های اقتصادی (تجارت نفت) اثرات این بحران را تجربه کرده است. اهمیت بحران سال ۲۰۰۸ و مطالعه آن از جهت سرایت این بحران در سایر نقاط جهان به غیر منبع شروع آن (آمریکا) و رکود جهانی است. در نتیجه رکود در تقاضای انواع کالا و خدمات شکل گرفت که یکی از آنها نفت است. با توجه به اهمیت نفت برای ایران از لحاظ وابستگی درآمدی، وابستگی بالای صنایع و بخش های مختلف، بزرگی حجم صادراتی و وارداتی بعلاوه اثر گذاری بر حساب تراز پرداخت ها (حساب جاری) و وابستگی بازارهای مالی (از آنجایی که صنایع که وابسته به نفت هستند از شرکت های بزرگ بورس اوراق بهادار و اثر گذار بر شاخص کل بورس اوراق بهادار می باشند)، درصدد آمدیم که نحوه انتقال بحران از طریق نفت را به صورت یک مکانیسم طراحی و عواملی که بایستی در آنها دقت نظر بیشتری در مواقع بحران داشت را شناسایی و در انتها نیز به بررسی اثر علیت بر شاخص های منتخب (خودرو، بانک، کانی فلزی، فرآورده های نفتی) به صورت روزانه از ۱۳۸۲/۰۴/۱۴ الی ۱۳۹۹/۱۲/۲۷ با استفاده از مدل MS-VAR پرداخته شده است.

۲- چارچوب نظری

۱-۲- مکانیسم طراحی شده جهت سرایت بحران های مالی



نمودار ۱: مکانیسم انتقال بحران

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۲- کانال اول: در چارچوب تئوری از طریق بازارهای مالی شامل بازار پول و بازار

سرمایه (در بازار پول تاکید بر بانک ها و تاثیرات ترازنامه ایی آن می شود):

بدین نحو که سرایت بحران زمانی صورت می گیرد که در نتیجه بحران مالی اقساط وام ها توسط وام گیرندگان پرداخت نشود و ارزش وثیقه پشتوانه آنها کاهش یابد در نتیجه ارزش خالص دارایی بانکها کم می شود و ترازنامه موسسات مالی تضعیف می شود و وام دهی بانک ها کاهش می یابد (کیوتاکی و مرو (۲۰۰۲)^۱). به عنوان مثال گیلتر بانک ایسلند نتوانست از لاین اعتباری ایمن بانک برادران لمان به خاطر ورشکستگی این بانک استفاده کند. از طرف دیگر کدرس و پریسکر^۳ (۲۰۰۲) بیان می کند که سرایت زمانی اتفاق می افتد که عامل اقتصادی با مشاهده کاهش معنادار در درآمدش دارایی پرتفوی خود را کاهش می دهد. برای مثال صندوق های تامین مالی هنگامی که

زیان می کنند درصدد کوچک کردن پرتفوی خود می باشند (دست به فروش می زنند) و چنین رفتارهای هیجانی سبب فشار بیشتر بر روی بازار سرمایه می شود. به عبارت دیگر در کشورهای که میان بازارهای مالی آنها تعامل و ادغام وجود داشت، آثار بحران به طور مستقیم از طریق همان بازارهای مالی وارد کشورشان شد. از سوی دیگر رکود ناشی از بحران منجر به کاهش قیمت و میزان صادرات غیرنفتی و همچنین کاهش تولیدات داخلی می شود در اینصورت صادرکنندگان و تولیدکنندگانی که از بانک ها تسهیلات گرفته اند در بازپرداخت تسهیلات دچار مشکل شده که این امر مطالبات معوق بانکها را افزایش می دهد. همچنین با کاهش قیمت های بین المللی فلزات و کانی ها، بازدهی شرکت های پتروشیمی، فلزی و کانی ها کاهش یافته که با در نظر گرفتن کاهش ارزش سهام از سوی شرکت های مذکور، سودآوری آنها کاهش می یابد. با توجه به اینکه اکثراً شرکت های یاد شده از سیستم بانکی تسهیلات دریافت کرده اند، در چنین شرایطی احتمال عدم بازپرداخت به موقع تسهیلات از سوی آنان افزایش می یابد. با افزایش مطالبات معوق، درآمد بانک ها کاهش یافته و همچنین اعطای تسهیلات جدید نیز با محدودیت مواجه شد. لذا مسائل فوق می تواند کمبود نقدینگی بانکها را تشدید کند. بروز بحران مالی جهانی با کاهش سود بانکها (از طریق کاهش سود شرکت های تابعه بانک ها) و افزایش مطالبات معوق و افزایش محدودیت در اعطای تسهیلات جدید (از طریق کاهش تولیدات داخلی و آسیب پذیری بخش تولید داخلی) را به دنبال دارد (کریمخانی، فراتی، رفیعی ۱۳۸۸). یافته های مطالعات متعدد نشان می دهد توسعه بازار سرمایه موجب گسترش و رونق تامین مالی توسط بانک ها شده و بانک ها نیز با اعطای تسهیلات، زمینه رونق بازار سرمایه را فراهم کرده اند. در مجموع می توان گفت شاخص های مربوط به توسعه یافتگی بازار سهام ارتباط مستقیم بالایی با توسعه واسطه گری دیگر مالی از جمله نظام بانکی دارند. به بیان دیگر توسعه یافتگی این دو نظام لازم و ملزوم یکدیگر بوده و در کشورهایی که بازارهای سهام به خوبی توسعه یافته است، واسطه های دیگر مالی نیز توسعه یافتگی بالایی دارد (تبریزی و رادپور، ۱۳۹۱).

۲-۳- کانال دوم: سطح فعالیت های اقتصادی (تجارت خارجی و درجه آزادی تجاری):

اقتصاددانان به نقش تجارت در تحولات مالی بین المللی به دو دلیل توجه می کنند؛ ابتدا عدم تعادل تراز حساب جاری به عنوان یک عامل مهم در ایجاد بحران ها نمایش داده می شود. همان گونه که کروگمن ۱۹۷۹، اشاره کرد، بحران ارزی در اقتصادی که اندوخته خارجی کافی ندارد، محتمل تر است. دوم، بحران مالی ممکن است از طریق پیوندهای تجاری از یک کشور آسیب دیده به سایر کشورها به رقم زیرساخت های نسبتاً خوب آنها منتقل شود. وقوع بحران مالی در اقتصاد

آمریکا که به سبب تندی اقتصاد کشورها، به سرعت به سایر مناطق جهان سرایت کرد و وضعیت رکودی را بر اقتصاد جهانی تحمیل نمود. کشورهای مختلف جهان با توجه به نوع معاملات و پیوندهای خود با اقتصادهای جهان، از بحران مالی مذکور آثار متفاوتی را پذیرفته اند. کشورهای دیگر که هیچگونه تعاملی با بازارهای مالی جهانی نداشتند به طور غیرمستقیم و از طریق تجارت خارجی تحت تاثیر این بحران قرار گرفتند. بدیهی است که شدت آسیب پذیری کشورها متفاوت بوده و لذا کشورهایی که درجه بالایی از آزادی تجاری و بازبودن اقتصاد را تجربه می کردند بیشترین آسیب را از این بحران دریافت کردند. طبیعتاً هنگام وقوع رکود در اقتصاد، تقاضا برای انواع کالاها و خدمات کاهش می یابد و نفت خام نیز به عنوان یکی از مهمترین عوامل تولید از این قاعده مستثنی نخواهد بود. رکود در اقتصاد جهانی از کانال تاثیرگذاری بر متغیرهای بنیادی بازار نفت یعنی عرضه و تقاضا به شدت بر روی قیمت بازار تاثیر گذار است. حقیقت آن است که در طول دوران بحران مالی که همزمان با فروکش کردن رشد اقتصادی کشورهای نوظهور همانند چین و هند بوده است تقاضا برای نفت ایران متعاقباً به شدت کاهش یافته است. کاهش تقاضا در کنار عواملی که پیش تر شکل گیری بازار کاهنده را برای نفت ایجاد کرده بود، منجر به تشدید سقوط قیمت نفت طی بحران مذکور گردید. از سوی دیگر علاوه بر کاهش تقاضای انرژی در کشورهای صنعتی به سبب بروز پدیده رکود اقتصادی، کشورهای در حال توسعه نیز با کاهش تقاضا برای نفت خام مواجه گشته و قاره آسیا از این حیث در مقام نخست قرار داشته است. در مورد کشورهای صادر کننده نفت نیز ذکر این مورد حائز اهمیت است که جز تعداد معدودی از این کشورها اکثر آنها اقتصادی متکی بر درآمد های نفتی دارند و شواهد نشان داده است با کاهش قیمت نفت و کاهش درآمدهای ارزی، مشکلات عدیده ای نظیر عدم توانایی در تامین مالی پروژه های عمرانی، کسری بودجه، عدم کنترل نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی و رواج پدیده ی تورم دست به گریبان بوده اند (حسن زاده و کیانوند ۱۳۸۸). برهم خوردن تعادل بودجه ای در کشورهای صادرکننده نفت به خصوص کشورهایی که حجم کثیری از بودجه جاری و عمرانی خود را از طریق فروش نفت تامین می نمایند. مهمترین وجه منفی کاهش بهای نفت به شمار می رود. همچنین ناتمام ماندن و یا عملی نشدن طرح ها و پروژه هایی که بر اساس فروش نفت به قیمت های بالاتر، برنامه ریزی و طراحی شده اند، نیز از دیگر آثار منفی کاهش بهای نفت شمرده می شوند. ضمناً کاهش قیمت نفت سبب خواهد شد کل تولید و استخراج این ماده در برخی مناطق عملاً غیر اقتصادی شود. به این ترتیب رکود و کساد جهانی از طریق آثاری که مستقیم بر تراز پرداخت های اقتصاد ایران می گذاشته بحران را منتقل ساخته است.

همانطور که در بالا اشاره شد در کانال فعالیت های اقتصادی در ایران نفت عامل مهم تجاری است و از سوی دیگر شرکت های پالایشگاهی و پتروشیمی درصد بالایی از حجم معاملات بورسی را به خود اختصاص می دهند که در نتیجه تغییر قیمت نفت ، ارزش و حجم معاملاتی آنها تغییر خواهد کرد و از سوی دیگر توسعه بازار سرمایه بر بانک ها (به عنوان نماینده بازار پول) حائز اهمیت است پس عامل موثر در هر دو کانال نفت و تجارت آن است که این عامل اثرات خود را از طریق تراز پرداخت ها و حساب جاری در داخل کشور می گذارد.

۲-۴- عوامل موثر بر شاخص قیمت سهام

براساس الگوی ویلیام شارپ^۴ ، عوامل موثر بر شاخص قیمت سهام را میتوان در دو دسته کلی طبقه بندی نمود:

۱) عوامل داخلی یا عوامل خرد؛ آن دسته از عوامل موثر بر قیمت سهام که در ارتباط با عملیات شرکت و تصمیمات متخذه در شرکت است. مانند سود هر سهم (EPS)، سود تقسیمی هر سهم (DPS)، نسبت قیمت P/E ، افزایش سرمایه، تجزیه سهام که از جمله عوامل درون شرکتی هستند .

۲) عوامل بیرونی یا عوامل کلان : عواملی می باشند که در خارج از اختیارت مدیریت شرکت بوده و به گونه ای فعالیت شرکت ها را تحت تاثیر قرار می دهند. این عوامل آن دسته از وقایع، حوادث و تصمیمات است که در خارج از شرکت رخ می دهند ولی بر قیمت سهام موثر است. این عوامل به طور کلی به دو دسته عوامل سیاسی و عوامل اقتصادی تقسیم می شود . عوامل اقتصادی هم شامل متغیرهای حقیقی (قیمت نفت ، تولید ناخالص ملی ، نرخ مالیات و) و متغیر های پولی (نرخ ارز ، حجم نقدینگی و) می شود (یحیی زاده فر ، محمود و لاریمی ، جعفر و فرامرزی ، رکسانا (۱۳۹۱) .

فرآیند معامله سهام و عملکرد بازار سرمایه ، قوانین اقتصاد کلان را تحت تاثیر قرار می دهند . قانون گذار باید فرآیند معامله سهام و عملکرد بازار سهام را برای طراحی قوانین صحیح در نظر گیرد . علاوه بر این ادبیات اقتصادی نشان می دهد که قیمت سهام انتظار در مورد عملکرد آتی شرکت، سود شرکت و سطح فعالیت های اقتصادی را نشان می دهد. اگر قیمت سهام این اصول بنیادین را نشان دهند قیمت سهام به عنوان شاخص مهم فعالیت های اقتصادی آتی به کار می رود؛ بنابراین تعامل پویا و رابطه میان قیمت سهام و متغیرهای اقتصادی برای طراحی قوانین اقتصادی کلان مهم هستند.(دهقان ، کامیابی (۱۳۹۸)

همانطور که اشاره شد یکی از عوامل که به صورت مستقیم و غیر مستقیم بر بازده قیمتی سهام اثر می گذارد، قیمت نفت می باشد. نفت به عنوان یک عامل کلیدی نقش مهمی در اقتصاد دارد. اولاً بخش مهمی از مصرف در تولید ناخالص داخلی است. علاوه بر این با رشد اقتصادی و توسعه مصرف کالاهای انرژی بر نیز افزایش خواهد یافت (بناد^۵ ۲۰۱۴). از لحاظ تئوری، تغییرات قیمت نفت از دو طریق باعث تغییرات قیمت بورس می شود، افزایش قیمت نفت باعث افزایش هزینه محصول می شود که اگر قیمت فروش ثابت بماند درآمد شرکت کاهش می یابد. در حالی که اگر قیمت فروش افزایش یابد کاهش تقاضای محصول ممکن است تاثیر معکوس بر درآمد داشته باشد. بنابراین تغییرات قیمت نفت، بازار بورس را با استفاده از تغییرات درآمد شرکت ها تحت تاثیر قرار می دهد. افزایش متوالی قیمت نفت خام ممکن است باعث وضعیت اقتصادی توری شود برای مقابله با تورم بانک مرکزی نرخ بهره را بالاتر می برد که باعث نرخ تنزیل بیشتر برای تعیین ارزش پایه ای پایین تر سهام می شود (ساهو و همکاران ۲۰۱۴).

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- داخلی

عباسی و همکاران به بررسی اثرات نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر روی بازار سهام بورس اوراق بهادار با استفاده از مدل MS-GARCH دو رژیم پرداختند و از داده های ماهانه سال های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ استفاده نمودند. نتایج مشاهدات وابستگی بالایی را از بازار سهام به تغییرات رژیم نشان می دهد. بر اساس نتایج برآورد رژیم صفر با رژیم با واریانس و میانگین پایین (رکود) و رژیم یک مرتبط با واریانس و میانگین بالا (روتق) است. در رژیم صفر، شوک های قیمت نفت اثر منفی بر بازده سهام دارند، گفتنی است تنها در رژیم یک نوسانات قیمت نفت بر سطح میانگین بازده سهام اثر مثبت دارد بنابراین یافته های این پژوهش اثرات نامتقارن نفت خام بر روی بازده سهام در دو رژیم رکود و روتق را نشان می دهد.

محمد مهدی برقی اسکویی، محمد علی متفکر آزاد، اتابک شهباز زاده خیابوی (۱۳۹۲) به بررسی مدلسازی آثار تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار (رهیافت رژیم های مارکوف سوئیچینگ) پرداخته است. در این مطالعه، به بررسی آثار تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر روی شاخص قیمت سهام با استفاده از مدل های غیرخطی مارکوف سوئیچینگ پرداخته می شود. برای این منظور از داده های روزانه طی دوره ی زمانی ۱۳۸۹:۱۲:۲۸ - ۱۳۸۴:۰۱:۰۱ استفاده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل های مارکوف سوئیچینگ حاکی از آن است که، مدل MSIAH با دو رژیم از میان حالت های مختلف مدل MS

برگزیده شد. یافته های تحقیق نشان می دهد که تغییرات متغیر برون زای نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام با یک وقفه تأخیر تأثیر مثبت و معنی دار بر شاخص قیمت سهام داشته و اثر تغییرات متغیرهای فوق با دو وقفه تأخیر بر شاخص قیمت سهام، منفی و معنی دار بوده است. یافته های تجربی مقاله ی فوق، دلالت های مفیدی را برای سرمایه گذاران و سیاست گذارانی که نیازمند تشخیص اثرات دقیق تغییرات نرخ ارز و قیمت نفت بر روی شاخص قیمت سهام هستند فراهم می کند.

حسینی نسب و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار با استفاده از روش آنالیز موجک و راه گزینی مارکف (MS-VAR) بر اساس داده ای ماهیانه ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۹ پرداخته اند و به این نتیجه رسیدند که در فاز رکود و رونق بازده بازار سهام با نوسانات شدید روبرو است در فاز رونق اثر نوسانات بر بازار سهام مثبت و در فاز رکود اثر نوسانات بر بازار سهام منفی بوده است.

حدیث عبدی، سیاب ممی پور و میثم رافعی (۱۳۹۶) به بررسی اثرات شوک های قیمت نفت بر پویایی های انتقال چرخه های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر به صورت فصلی بین سال های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ پرداخته اند. نتایج حاصل از مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال متغیر نشان می دهد که در همه چهار حالتی که شوک قیمت نفت محاسبه شده است، شوک های مثبت در قیمت نفت، احتمال ماندن در رژیم رونق در اقتصاد ایران را افزایش می دهد و احتمال خروج از وضعیت رکود و انتقال به رژیم رونق را نیز افزایش می دهد. به عبارت دیگر، چرخه های تجاری در اقتصاد ایران تحت تاثیر نوسانات و شوک های قیمت نفت است. همچنین از مقایسه نسبی ضرایب شوک های قیمت نفت در احتمال ماندن در رژیم رونق و انتقال از رژیم رکود به رونق می توان استدلال کرد، بروز شوک های مثبت در دوره رکود، احتمال گذار یا خروج از رکود را به مقدار بیشتری نسبت به رژیم رونق افزایش می دهد. به عبارت دیگر، در اقتصاد ایران شوک های قیمت نفت در دوره رکود اثر بیشتری در چرخش وضعیت اقتصادی دارد و احتمال خروج اقتصاد از دوره رکود به مقدار بیشتری افزایش می دهد اما در دوره رونق اقتصادی، بروز یک شوک مثبت، احتمال ماندن در دوره رونق را به مقدار کمتری، افزایش می دهد.

غلامرضا عباسی و مجتبی شفقت ۱۳۹۱، به بررسی اثر نوسانات قیمت نفت بر شاخص بازار بورس در کشور ایران به عنوان صادرکننده و کشور آلمان به عنوان قطب صنعتی اروپا و به عنوان واردکننده نفت در طی سال های ۲۰۰۰ تا ۲۱۰ با داده های ماهانه به روش خود رگرسیون برداری VAR-GARCH برای بررسی این تاثیرات پرداخته است. بر اساس نتایج این مقاله نوسانات قیمت

نفت اثرات پایدارتری را بر شاخص بازار بورس کشور ایران بر جای می‌گذارد و نقش پررنگ‌تری را در بلندمدت بر روند شاخص بازار بورس ایفا می‌کند.

سجاد ابراهیمی (۱۳۹۲) نحوه اثرگذاری قیمت نفت و نوسانهای قیمت نفت بر بازدهی بورس و نوسانهای بازدهی بورس مورد بررسی قرار می‌گیرد. به این منظور از روش مارکوف-سوئیچینگ استفاده شده است. به منظور استخراج نوسانهای قیمت نفت از سه روش فیلتر HP مدل GARCH 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.

عاطفه فعلی، سید بابک ابراهیمی (۱۳۹۶) به بررسی سرریز تلاطم قیمت نفت بر بازدهی صنایع منتخب در بازار بورس اوراق بهادار تهران (رویکرد تجزیه واریانس) طی دوره زمانی آذرماه ۱۳۸۷ تا فروردین ۱۳۹۵ با تواتر هفتگی با استفاده از رویکرد تجزیه واریانس ارائه شده توسط دیبولد و ییلماز (۲۰۱۲) در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری تعمیم یافته پرداخته شده است. به طوری که در این تحقیق ابتدا دوره‌های رکود و رونق با نوسانات متفاوت بازار نفت با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ تفکیک شده و سپس اثرات سرریز نوسانات بازار نفت به تفکیک دوره‌های با تلاطم بالا و پایین بر بازار سهام مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج برآورد حاصل از مدل تجزیه واریانس نشان می‌دهد بیش از ۹۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی هر دو بازار (نفت و سهام) در هر دو رژیم تلاطم پایین (رژیم صفر) و تلاطم بالا (رژیم یک) ناشی از شوک‌های خود بازار می‌باشد و آثار سرریز قابل توجهی بین بازارها وجود ندارد. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که در حالت کلی اثرات سرریز تلاطم از بازار نفت به سوی بازار سهام در رژیم تلاطم پایین نسبت به رژیم تلاطم بالا، در اکثر صنایع مقدار کمتری است و سرریز نوسانات در رژیم با تلاطم بالا در سطح وسیع‌تری اتفاق می‌افتد. همچنین بیش‌ترین مقدار سرریز متعلق به سرریز تلاطم از بازار نفت به شاخص صنعت فلزات اساسی در هر سه حالت است و صنایع محصولات نفتی، ابزار پزشکی، کانی فلزی، سایر معادن در حالت عدم تفکیک داده‌ها، سیمان، کانی غیرفلزی، وسایل ارتباطی و لاستیک در رژیم صفر و در رژیم یک، فنی و مهندسی، محصولات کاغذ، محصولات نفتی، سایر معادن، استخراج در مراتب بعدی قرار دارند.

مجتبی کریمی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی همبستگی شرطی نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر سرایت بحران مالی پرداخته است برای این منظور از مدل DDC و ADCC استفاده شده است. نتایج این مطالعه وجود همبستگی شرطی پویای

نامتقارن بازار سهام ایران و دبی و همبستگی شرطی متقارن بازار سهام عربستان با نفت اوپک می باشد. نتایج این مطالعه دارای تفسیر اقتصادی و مالی مهمی است از جمله اینکه همبستگی های متقارن و نامتقارن بین شاخص بازدهی نفت برنت و بازدهی های سهام بازارهای دبی، قطر و عربستان حاکی از این است که مدیران باید کاملاً نسبت به این حقیقت آگاه باشند که این بازارها در مقابل شوکهای خارجی مصونیت ندارند

۳-۲- خارجی

باشر و سادروسکی^۷ (۲۰۰۶) نشان دادند که اگر قیمت‌های نفت افزایش یابند دو سناریو به وجود می آید. اولاً مصرف کننده ها به دنبال انرژی های ارزانه تر می روند و ثانیاً هزینه شرکت‌های تولیدکننده غیرنفتی افزایش خواهد یافت و ریسک و ناطمینانی را افزایش می دهد و اثر منفی بر قیمت سهام می گذارد و سرمایه گذاری را کاهش می دهد.

دلگادو و همکاران^۸ (۲۰۱۸)، به بررسی رابطه بین قیمت نفت، بازار سهام و نرخ ارز پرداخت است. شواهد از مکزیکی طی دوره زمان ژانویه ۱۹۹۲ تا ژوئن ۲۰۱۷ با استفاده از مدل خود توضیح برداری پرداختند. نتایج یافته های پژوهش نشان داد که نرخ ارز اثر منفی و آماری قابل توجهی بر شاخص سهام دارد، همچنین نتایج نشان دارد.

جامازی و الوی^۹ (۲۰۱۰) با به کارگیری مدل ترکیبی مارکف-سویچینگ خود رگرسیون برداری اثر شوکهای قیمت نفت بر بازده سهام کشورهای ژاپن، فرانسه و انگلیس در دوره (۱۹۸۹-۲۰۰۷) بررسی نمودند. آنها یافتند که شوکهای قیمت نفت اثر منفی بر بازده سهام دارند.

روید و اروری (۲۰۱۸)^{۱۰} به بررسی قیمت نفت، نرخ ارز و بازار سهام تحت عدم اطمینان و رژیم سوئیچینگ طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۷۹ با استفاده از مدل (MS-VAR) پرداختند. نتایج نشان داد که رابطه بین متغیرها خطی و از یک رژیم به رژیم دیگر متفاوت است

یو جون ژانگ و لو ژانگ^{۱۱} در سال ۲۰۱۴ در مقاله ایی تحت عنوان تشریح حرکات قیمت نفت خام با استفاده از مدل MS-VAR برای تحلیل حرکات بازده نفت Brent و WTI در زمان قبل و بعد از بحران مالی بزرگ پرداخته است در ابتدا سه رژیم برای نفت Brent به صورت رژیم های "به شدت به سمت پایین" و "اندکی به سمت پایین" و "به شدت به سمت بالا" و برای WTI به "به شدت به سمت پایین" و "نسبتاً پایدار" و "به شدت به سمت بالا" در نظر گرفت. و بیان کردند تغییر قیمت در این دو بازار منجر به گسترش ناهنجاری بین آنها در دوره های پیش و پس از بحران مالی می شود قیمت نفت خام برنت پس از بحران اغلب در رژیم "به شدت رو به بالا" می

ماند اگر چه اغلب در رژیم "اندکی رو به پایین" قرار دارند. در حالی که WTI تمایل دارند در "رژیم نسبتاً پایدار" بماند.

لیو و کین^{۱۲} (۲۰۱۷) به بررسی ناطمینانی قیمت نفت و بازده سهام چین پرداخته است. شاخص نوسانات نفت با استفاده از مدل VAR طی دوره زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ مورد مطالعه قرار گرفته است و نتایج حاکی از آن بوده است که شک قیمتی نفت بر بازدهی سهام چین اثر مثبت و معنادار دارد.

مطالعات آروری و راولت^{۱۳} (۲۰۰۹)، ماقیره و الکانداری^{۱۴} (۲۰۰۷) با استفاده از روشهای مختلف اقتصادسنجی و برای کشورهای حوزه خلیج فارس که صادرکننده های 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.

فورونی و همکاران (۲۰۱۷)^{۱۵} اثرات متقابل زمانی شوک بازار نفت بر بازدهی سهام آمریکا با استفاده از مدل sVAR را مورد مطالعه قرار دادند. تجزیه و تحلیل فرم کاهشی نشان می دهد که نشانه ای از آن است که بازدهی واقعی نفت و بازده زمانی سهام در طول زمان تغییر کرده است. هاموده و چوی^{۱۶} (۲۰۰۷) با استفاده از یک مدل اجزای غیر قابل مشاهده با مدل ناهمسانی واریانس را گزینی مارکف حساسیت بازده پایدار و ناپایدار بازار سهام شواری همکاری خلیج فارس به نفت را مورد بررسی قرار داد. براساس نتایج آنها بازار نفت نقش مهمی را در توضیح رفتار بازار سهام کشورهای یاد شده بازی می کند؛ طبق یافته های مطالعه یاد شده بازده بازار سهام کشورهای یاد شده مسیر حرکت یکسانی دارند به طور خلاصه می توان گفت که تغییر رژیم در رفتار بازار سهام اثبات شده است این امر ما را به بررسی بود یا نبود تغییرات رژیم در بازار سهام یرن و نقش عوامل برونزا در تعیین مسیر حرکت بازده سهام در ایران تشویق می کند.

۴- اهمیت موضوع

با وقوع بحران در سطح جهانی موسسات مالی با سقوط قیمت دارایی، کاهش ارزش دارایی و از این رو بدتر شدن ترازنامه روبرو می شوند و در نتیجه کاهش فعالیت های اقتصادی سرعت می یابد. سوالی که در اینجا مطرح می شود آن است که آیا با وقوع بحران و افت قیمت دارایی (ارزش سهام)، کشورهایی همانند ایران تحت تاثیر قرار می گیرند و عامل انتقال بحران چیست؟. بعلاوه مدلسازی اثر نوسان قیمت نفت بر شاخص های بورس از چند منظر حائز اهمیت است. اول: نفت محور تحرکات سیاسی و اقتصادی در کشورهای صادرکننده است. دوم: در کشورها ساز و کارهای

انتقال شوکهای قیمتی نفت متفاوت از یکدیگر هستند. سوم: بازار سهام کشورها دارای تفاوت قابل ملاحظه ایی نسبت به یکدیگر از منظر حجم، عمق و کارایی دارند. لذا مدلسازی این مهم می تواند به سرمایه گذاران در اتخاذ تصمیمات مالی مناسب و به سیاست گذاران اقتصادی در جهت اتخاذ تصمیمات کارا تر کمک نماید. (کریمی، حیدریان، دهقان جبارآبادی، ۱۳۹۷)

۵- فرضیه های پژوهش

الف: شاخص سهام منتخب از انتقال بحران اثر می پذیرند

ب: انتقال بحران از سمت نفت به سمت شاخص های منتخب است

۶- متغیرهای پژوهش و جامعه آماری

تحقیق حاضر از نقطه نظر هدف کاربردی و از نظر جمع آوری اطلاعات کتابخانه ای می باشد روش تحقیق از نوع توصیفی و همبستگی است. متغیرهای مورد بررسی شاخص منتخب بورس اوراق بهادار شامل بانک، فرآورده های نفتی، کانه فلزی، خودرو با داده های روزانه از ۱۳۸۲/۰۴/۱۴ الی ۱۳۹۹/۱۲/۲۷ و از سایت بورس اوراق بهادار و بانک مرکزی تهران استخراج شده است با استفاده از توزیع احتمال مشترک بازدهی شاخص های منتخب و مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم (MS-VAR) است.

۷- روش پژوهش

۷-۱- الگوهای خود بازگشت برداری (VAR)

در این پژوهش از آنجایی که دادههای سری زمانی استفاده شده است (در دادههای سری زمانی یک یا چند متغیر طی یک دوره زمانی مشاهده می شوند). برای آزمون فرضیه های تحقیق از الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) استفاده می شود، الگوی خودرگرسیون برداری یک مدل آماری است که وابستگی خطی میان چند سری زمانی را بیان می کند. پیش از برآورد الگو به روش خودرگرسیون برداری (VAR) باید مانایی متغیرها بررسی شود، یکی از معمول ترین روش ها جهت انجام آزمون مانایی، آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته می باشد. گام بعدی در الگوی خودرگرسیون برداری تعیین وقفه بهینه می باشد. وقفه بهینه عموماً بر اساس دوآماره آکاییک و شوارتز- بیزین تعیین می شود.

ایجاد می گردد . طبق این فرض احتمال انتقال میان رژیم های گوناگون به کمک فرمول زیر به دست خواهد آمد
معادله ۳:

$$p_{i,j} = pr \{s_{t+1} = j | s_t = i\}, \sum_{j=1}^n p_{i,j} = 1 \forall i, j \in \{1, 2, \dots, n\}$$

هنگامی که این احتمالات در یک ماتریس n بعدی در کنار یکدیگر قرار می گیرند ماتریس احتمال انتقالات p ساخته می شود
معادله ۴:

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{n1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1n} & \dots & p_{nn} \end{bmatrix} \quad 0 \leq p_{ij} \leq 1$$

شکل عمومی تصریح مدل های MS-VAR که در آنها تمام پارامترهای مدل به صورت شرطی با تغییر N رژیم می کند به صورت زیر نشان داده می شود
معادله ۵:

$$y_t = \begin{cases} V_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_{i=1}^{\frac{1}{2}} u_i & \text{if } s_t = 1 \\ \dots \\ V_N + A_{1N}y_{t-1} + \dots + A_{pN}y_{t-p} + \sum_{i=1}^{\frac{1}{2}} u_i & \text{if } s_t = N \end{cases}$$

پویایی مدل های خودرگرسیون برداری مارکف سوئیچینگ به متغیر وضعیت s_t وابسته است . جهت تخمین بردار پارامترهای مدل (θ) از بهینه سازی استفاده می شود این بهینه سازی از احتمالات غیر شرطی قرارگیری در وضعیت j به عنوان مقادیر اولیه استفاده می کند تا لگاریتم احتمال شرطی حداکثر شود (فلاحی ۱۳۹۲) احتمالات غیر شرطی به صورت ذیل تعریف می شود.
معادله ۶:

$$\xi_j = pr[s = j] = \frac{1 - p_{jj}}{2 - p_{jj} - p_{jj}}$$

کرولزیگ^{۱۹} ۱۹۹۸ بسته به این که عرض از مبدا، میانگین و واریانس در مدل های فوق وابسته به رژیم باشند یا مستقل از آن، انواع حالت های مختلف مدل های مارکوف سوئیچینگ را به صورت جدول زیر نشان می دهند. در این الگو برای نشان دادن عرض از مبدا وابسته به رژیم (یا رگرسیون پویا) از علامت I میانگین وابسته به رژیم از علامت M ضرایب خود رگرسیونی وابسته به رژیم از علامت A و برای واریانس وابسته به رژیم از علامت H بعد از دو حرف MS (مخفف مارکف سوئیچینگ) استفاده شده است.

جدول ۱: حالت های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ

		MSI Specification			
		عرض از مبدا ثابت (V)	عرض از مبدا متغیر (V)	میانگین ثابت (μ)	میانگین متغیر (μ)
A ثابت	Σ (واریانس ثابت)	MSM-VAR	Linear MVAR	MSI-VAR	Linear VAR
	Σ (واریانس متغیر)	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
A متغیر	Σ (واریانس ثابت)	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	Σ (واریانس متغیر)	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

منبع: کرولزیگ ۱۹۹۸

منبع: یافته های پژوهشگر

۷-۳- آزمون علیت گرنجر در مدل های MS

فرض کنید که بخواهیم رابطه علیت بین دو متغیر X_1 و X_2 را با در نظر گرفتن امکان تغییر رژیم بررسی کنیم. تغییر در رژیم این امکان را فراهم می سازد که رابطه علیت بین متغیرها به رژیم بستگی پیدا کرده و متغیر باشد. لذا در این مدل نیازی به فرض ثابت بودن رابطه علیت بین متغیرها وجود نخواهد داشت. برای این کار می توان با فرض اینکه تعداد رژیم های ممکنه ۲ باشد از مدل MS-VAR به شکل زیر استفاده نمود:

معادله ۶:

$$\begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21} S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{\tau=1}^k \begin{bmatrix} \phi_{10}^{(\tau)} + \phi_{11}^{(\tau)} S_{1,t} & \psi_1^{(\tau)} S_{1,t} \\ \psi_2^{(\tau)} S_{2,t} & \phi_{20}^{(\tau)} + \phi_{21}^{(\tau)} S_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-\tau} \\ X_{2,t-\tau} \end{bmatrix} + \sum_{\tau=1}^h \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(\tau)} + \varphi_{11}^{(\tau)} S_{1,t} \\ \varphi_{20}^{(\tau)} + \varphi_{21}^{(\tau)} S_{2,t} \end{bmatrix} z_{t-\tau} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, \dots, T.$$

در مدل فوق S_t بیانگر متغیرهای تصادفی غیر قابل مشاهده هستند که مقادیر آنها می تواند ۰ یا ۱ باشد. اجزاء اختلال هم فرایند نوفه سفید^{۲۰} بوده و مستقل از رژیم هستند. برای تخمین این مدل از روش حداکثر درستنمایی (ML) استفاده می شود که علاوه بر ضرایب مدل می توان با استفاده از احتمال های محاسبه شده (احتمال های هموار شده و فیلتر شده^{۲۱}) تعلق هر مشاهده به رژیم ۰ یا ۱ را نیز تعیین نمود. احتمال فیلتر شده با استفاده از مشاهدات ۱ تا t مشاهده (نقطه مورد بررسی) و احتمالات هموار شده با استفاده از کل مشاهدات (مشاهدات ۱ تا T) محاسبه می شوند^{۲۲}. براساس پارامترهای تخمین زده شده مدل می توان در مورد روابط علیت بین دو متغیر بحث نمود. غیر صفر بودن هر کدام از پارامترهای $\psi_1^{(1)}$ و ... و $\psi_1^{(k)}$ (ضرایب متغیرهای $X_{2,t-\tau}$ نشانگر این خواهد بود که X_2 علت گرنجر X_1 نیست زمانی که $S_{1,t}$ است. به همین ترتیب اگر هر کدام از پارامترهای $\psi_1^{(1)}$ و ... و $\psi_1^{(k)}$ (ضرایب متغیرهای $X_{1,t-\tau}$) غیر صفر باشد X_1 علت گرنجر برای X_2 هست زمانی که $S_{2,t} = 1$ و علت گرنجر X_2 نیست اگر $S_{2,t} = 0$ باشد.

۸- یافته های پژوهش

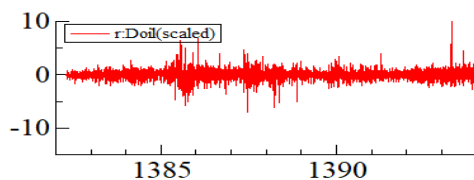
۸-۱- نتایج آزمون ریشه واحد

نتایج آزمون های ریشه واحد KPSS و PP و ADF برای همه متغیرهای با یک درجه تفاضل گیری، در سطوح خطای ۰،۰۱، ۰،۰۵ و ۰،۱۰ درصد مانا می باشد.

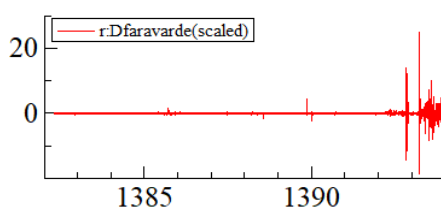
جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	بدون روند			با روند			توضیحات
	KPSS	PP	ADF	KPSS	PP	ADF	
قیمت نفت اوپک	-43.46279	-53.10526	0.055512	-43.50386	-53.09507	0.250838	مانا
شاخص بانک ها	-61.52680	-62.25616	0.132371	-61.53009	-62.20924	0.072245	مانا
شاخص فرآورده های نفتی	-14.72053	-73.12698	0.116670	-14.75516	-73.08110	0.073740	مانا
شاخص کانه فلزی	-13.98895	-49.16034	0.615617	-14.22580	-49.07970	0.163431	مانا
شاخص خودرو	-10.18512	-54.45513	0.093713	-10.21778	-54.39219	0.09126	مانا

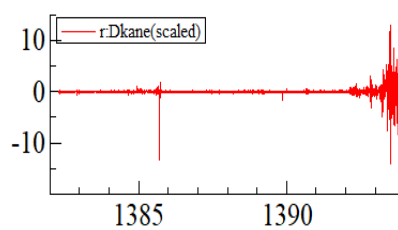
منبع: یافته های پژوهشگر



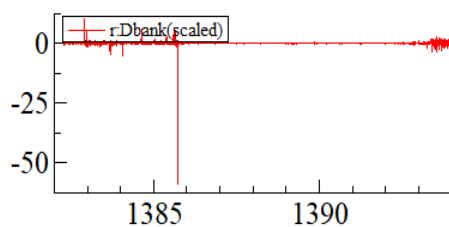
نمودار ۳- روند قیمت نفت اوپک



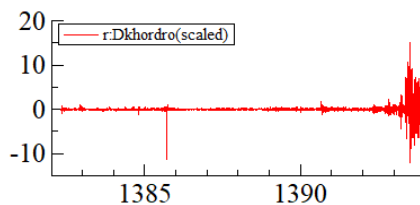
نمودار 4: روند بازدهی شاخص فرآوردههای نفتی



نمودار ۵: روند بازدهی شاخص کانه فلزی



نمودار ۶: روند بازدهی شاخص بانک ها



نمودار ۷: روند بازدهی شاخص خودرو

منبع: یافته‌های پژوهشگر

روند قیمتی نفت اوپک و بازدهی شاخص های منتخب(فرآورده های نفتی ، کانه فلزی ، بانک ها و خودرو) همسو هستند . گام بعدی تعیین وقفه بهینه است . تعداد وقفه های متغیر وابسته برای از بین بردن خودهمبستگی بین جملات اخلاص در رگرسیون توسط ضابطه های HQC, SBC, AIC تعیین می شود که با توجه به نتایج تخمین وقفه بهینه در این مدل ۸ است

جدول ۳: تعیین وقفه بهینه

HQ	SC	AIC	LAG
۱۰۲,۳۶۰۸	۱۰۲,۳۶۵۶	۱۰۲,۳۵۸۱	۰
۷۷,۲۴۸۰۰	۷۷,۲۷۶۹۵	۷۷,۲۳۲۱۸	۱
۷۶,۷۵۰۴۸	۷۶,۸۰۳۵۵	۷۶,۷۲۱۴۸	۲
۷۶,۶۷۹۰۳	۷۶,۷۵۶۲۳	۷۶,۶۳۶۸۵	۳
۷۶,۵۸۰۸۳	۷۶,۶۸۲۱۶	۷۶,۵۲۵۴۷	۴
۷۶,۴۶۱۰۴	۷۶,۶۱۱۵۶	۷۶,۳۹۲۴۹	۵
۷۶,۴۵۳۵۶	۷۶,۶۰۳۱۳	۷۶,۳۷۱۸۳	۶
۷۶,۴۳۴۳۴	۷۶,۶۰۸۰۴	۷۶,۳۳۹۴۳	۷
*۷۶,۴۱۳۷۴	*۷۶,۵۸۶۴۸	*۷۶,۳۰۵۶۵	۸

منبع : یافته های پژوهشگر

۸-۲- آزمون خودهمبستگی

در اینجا بررسی می کنیم که آیا رگرسیون دارای مشکل خود همبستگی است یا خیر از آنجایی که احتمال آماره F مقادیری بیشتر از ۵ درصد دارد بنابراین خود همبستگی نداریم .

جدول ۴: نتایج آزمون خود همبستگی (LM TEST)

F-statistic	1.6998	Prob. F(8,4225)	0.0932
-------------	--------	-----------------	--------

منبع : یافته های پژوهشگر

۸-۳- تعیین خطی بودن و یا غیر خطی بودن الگوی دادهها

در واقع در این جا می خواهیم ببینیم روش غیر خطی برآوردی توانسته بر روش خطی قالب باشد . لازم به ذکر است که در مدل خطی تنها یک میانگین داریم در مدل غیر خطی برای هر رژیم یک میانگین داریم . در آزمون LR فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن میانگین یا به عبارت دیگر خطی بودن مدل است. H_1 فرض غیر خطی بودن و یا غیر برابر بودن میانگین های مدل است. لازم به

ذکر است اگر مقدار آزمون LR بدست آمده بیشتر از آماره کای دو در سطح ۹۵ درصد باشد فرض خطی بودن رد می شود پس روش غیر خطی توضیح دهندگی بیشتری نسبت به روش خطی دارد. اما به دلیل وجود پارامترهای مزاحم نمی توان به راحتی از آزمون کای دو استفاده کرد و بایستی از روش ۱-روش دیوس^{۲۳} : در حالتی که پارامتر مزاحم داریم توضیح تقریبی را می دهد که توسط نرم افزار تحت عنوان حد بالای تقریب^{۲۴} گزارش می شود. ۲-روش آن بکار^{۲۵} : به جای استفاده از مقادیر بحرانی کای دو با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت ها از توزیع کای دو با درجه آزادی " محدودیت + پارامترهای مزاحم" استفاده کنیم. در تخمین های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ نتایج آزمون خطی^{۲۶} گزارش می شود که می توانیم بررسی کنیم که آیا تخمین غیر خطی برآورد بهتری نسبت به برآورد خطی دارد یا خیر. با توجه به توضیحات ارائه شده پس از برآورد حالت های مختلف مدل MS با فرض اینکه میانگین، عرض از مبدا، واریانس، ضرایب جملات خودتوضیح و یا ترکیبی از هر یک از حالات تابعی از رژیم باشد به انتخاب مدل بهینه می پردازیم. لازم به ذکر است علاوه بر آماره آکاییک در انتخاب مدل بهینه بایستی به تست فروض کلاسیک پردازیم. با توجه به فروض کلاسیک که شامل تست نرمالیتی، خودهمبستگی و ناهمسانس واریانس است و آماره آکاییک، مدل MSIA (2)-VAR(8) به عنوان مدل بهینه انتخاب می شود. این مدل دارای ۲ رژیم و 8 وقفه بهینه می باشد. در این مدل عرض از مبدا و ضرایب جملات خودتوضیح وابسته به رژیم هستند آماره LR مدل مذکور برابر با ۱۷,۹۶۲۴ و با احتمال ۹۹ درصد معناداری می باشد که به معنای غیر خطی بودن ارتباط بین متغیرها می باشد. نتایج مدل فوق در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد رابطه غیر خطی بین بازدهی شاخصهای منتخب بورس اوراق بهادار و قیمت نفت (اوپک)

رژیم یک					رژیم صفر									
متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک	عرض از مبدا	وقفه	متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک			
* ۲۴۳,۰۷۳-	* ۱,۰۴-	* ۱۱,۳۹۶۱-	* ۳۱۶۱,۹-	* ۰,۴۲-	عرض از مبدا	وقفه	* ۱۲۱,۱۸۱	* ۲,۳۶۰۲*	* ۱۲۱,۴۲۷*	* ۲۳۹۸,۷*	* ۰,۲۴ *	عرض از مبدا	وقفه	
* ۸۲,۶۹-	* ۲,۷۵-	* ۱۴۰,۱۰۴-	* -2871.3	* 0.16	اوپک	۱	* -77.600	* 0.139	* -100.905	* -3736.3	* 0.155	اوپک	۱	
* ۲۱,۷۲۰	* ۴,۸۶	* ۴۹,۵۳۰۰	* 724.6	-0.06		۲	* 58.1308	0.07	* 40.2770	* 1917.	* -0.11		۲	قیمت
* ۵۵,۲۷-	* ۲,۳۴	* ۰,۵۱۷۰-	* -1199.6	0.027		۳	* -44.35	* -0.836	* 17.22	* -1382.3	-0.006		۳	نفت
* ۲۴,۳۳	* ۹,۷۲	* ۴۶,۹۷۷	* -69.65	0.003		۴	* -23.065	* 0.36	* -16.84	* -227.8	-0.019		۴	اوپک
* ۸,۶۱۰۴	* ۲,۶۱-	* ۴۰,۷۲	* -808.86	0.03		۵	* 7.1298	* 0.465	* 31.74	* 705.09	0.0005		۵	

رژیم یک					رژیم صفر							
متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک		متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک		
*۲۷,۲۵	* ۹,۷۸	*۳,۳۴۷-	*1471.1	0.019		6	*-25.28	* -0.543	* -46.6	*301.23	-0.01	۶
* ۶۴,۹۵	* ۳,۸۶-	* ۱۲,۹۶-	* 1511.88	0.06		7	*45.88	* 0.990	* 40.25	*1920.0	0.02	۷
*۸,۱۲۷-	*۱,۸۲-	*۱۲,۱	*-1995.9	0.01		8	*-48.011	* -0.635	*-19.07	*1167.2	-0.006	۸
* ۰,۰۰۱۵	*۰,۰۰۰۲	* ۰,۰۱۱۴۴	*-0.1765	2.52	شاخص فرآورده های نفتی	1	0.0026**	7.46	*0.0064	*-0.2753	3.35	۱
** ۰,۰۰۲۸-	۵,۶۹۴	۰,۰۰۱۲	۰,۰۰۲۸۳	۳,۴۲-		۲	۰,۰۰۰۸۸	۱,۶۹۳۳	۰,۰۰۰۲-	* ۰,۰۷۹۱۶-	۲,۵۲	۲
-0.0014	-4.61	0.001	** -0.0552	-3.83		۳	-0.00031	2.68	**0.0024	-0.1474*	-1.59	۳
۰,۰۰۱۷-	۱,۰۷-	۰,۰۰۰۳	* ۰,۱۰-	۷,۰۲-		۴	۰,۰۰۰۳۷-	۳,۳۱۹	۰,۰۰۱۸	۰,۰۰۵۴-	۲,۸۷	۴
** -0.00364	-4.911	0.0010	-0.018	-1.60		۵	** -0.00292	1.672	0.00118	0.012	-2.94	۵
0.00115	-1.79	۰,۰۰۱۰	* 0.128	1.77		۶	-0.0011	2.253	0.0010	0.146*	4.67	۶
0.003875*	-1.52	۰,۰۰۱۳-	-0.038	-6.46		۷	-0.00088	-2.064	-0.001	-0.032	-1.96	۷
0.00164	2.429	0.001	*-0.163	-4.75		8	-0.00046	-2.76	-0.0008	*-0.225	-5.45	۸

منبع: یا فته های پژوهشگر

* و ** به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۱۰٪ و ۵٪

رژیم یک					رژیم صفر							
متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک		متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک		
* ۰,۰۰۵۳۸۵	۰,۰۰۰۳	* 0.3116	0.508	-1.541	شاخص کانه فلزی	1	*0.115	-0.001	* 0.001	0.693	1.0001	۱
۰,۰۰۶۰۳-	۰,۰۰۰۰۴-	* -0.1500	0.735	-1.4		2	-0.0440	-0.001**	*0.3116	1.618	8.47	۲
۰,۰۰۲۴۲-	۰,۰۰۰۱	-0.019	-1.31	4.4		3	*-0.1251	0.003	*0.112	0.3266	-1.9	۳
۰,۰۰۱۶۶-	۱,۶۴-	0.0994	4.04	-1.4		4	*0.1383	-0.0007	-0.025	1.513	1.2	۴
* ۰,۰۰۶۳۰	۰,۰۰۰۰۶	0.048	0.619	2.67		5	-0.0303	-9.55	-0.023	-0.881**	1.32	۵
۰,۰۰۱۸۴	* ۰,۰۰۰۴-	-0.040	* -1.793	-3.15		6	* 0.08713	-0.0007	0.031	-1.069	-1.26	۶
۰,۰۰۲۹۳۸۳	۰,۰۰۰۲۰	-0.098	-0.9654	8.00		7	0.0108	0.0014	-0.027	*-1.558	-9.32	۷
* ۰,۰۰۶۲۵	۰,۰۰۰۲-	-0.0210	* -1.3330	-1.252		8	*0.10216	-0.002	-0.043	-1.256	1.010	۸
* ۱,۴۴۳۸-	* ۰,۱۸۱	*-1.90	* -21.1	.0004	شاخص بانک ها	1	*-1.35	-0.030	-0.46	*30.106	-1.05**	۱
۰,۰۰۰۴۶-	۰,۰۰۰۲۶-	0.997**	* 3.1137	-0.0002		2	0.272	0.0171	* 0.894	* 9.67	-0.0001	۲
۱,۲۵۳۴-	۰,۰۰۲۴	-0.34	* -1.37	-0.00015		3	0.1515	0.005	* 0.69	*6.784	-0.0001	۳
۱,۱۸۳	۰,۰۰۵۲۸	-3.99	* -2.419	0.00021		4	* -1.236	0.0032	0.059	*-5.3499	-0.0002	۴
* ۱,۸۶۰	۰,۰۰۲۰۹	-0.082	* 4.083	0.0010		5	0.279	0.011	-0.141	*22.95	-0.0006	۵

رژیم یک					رژیم صفر								
متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک			متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک		
۰.۶۶۵	۰.۰۹۱۴	0.13	* -5.690	-0.0003		6	*-0.669	0.0075	-0.10	* 3.253	-4.13		۶
۰.۴۰۷-	**۰.۰۰۲-	1.01	* -16.0	-0.0002		7	*0.5311	-0.0025	0.299	*-5.69	-5.78		۷
۰.۳۱۳۶-	۰.۰۱۸	-0.514	* -10.21	3.089		8	-0.324	-0.006	-0.339	* -10.78	0.0002		۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

**و* به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۱۰٪ و ۵٪

رژیم یک					رژیم صفر								
متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک			متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک		
*۰.۳۷۶	*۰.۰۰۹۸	*0.373	* 8.8142	-3.04		1	*0.3101	* 0.0115	*0.291	*-10.78	-1.57		۱
۰.۰۴۵۳۷-	۰.۰۰۱۱	-0.088**	0.7280	-5.52		2	*-0.0910	-0.0010	*-0.14	* 2.424	-1.92		۲
* 0.1615	0.00069	-0.014	* 2.022	2.29		3	*0.1529	-0.0013	*-0.236	0.78818	5.87		۳
* 0.3323	-0.0029	*-0.16	* 3.95	-4.69		4	*0.3567	-0.00065	0.048	1.23	7.80		۴
-0.100*	-0.0024	-0.005	0.291	-1.74	خودرو	5	-0.042	-0.002	0.12	*3.304	-1.31	خودرو	۵
-0.0209	-0.00208	-0.0297	* -3.425	-9.75		6	0.1392	0.0018	0.082	-0.81	1.09		۶
-0.034	-0.00044	*-0.13	*2.5046	8.92		7	*-0.167	-0.00182	*-0.11	* 4.0137	1.84		۷
-0.0310	0.00134	۰.۰۵۶	*4.398	2.88		8	0.04637	0.00038	0.0705	*4.7603	-1.619		۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

و به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۱۰٪ و ۵٪

ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در جدول زیر گزارش شده است .

جدول ۶: نتایج ماتریس انتقال رژیم

	رژیم صفر دوره t	رژیم یک دوره t
رژیم صفر دوره t+1	0.90081	0.19254
رژیم یک دوره t+1	0.099194	0.80746

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همانطور که مشاهده می کنید رژیم صفر نسبت به رژیم یک پایدارتر می باشد زیرا احتمال رژیم صفر ۹۰ درصد می باشد. اگر بازار در دوره t در رژیم صفر باشد به احتمال حدودا ۹۰،۰۸۱ درصد در دوره t+1 نیز در این رژیم خواهد بود و ۹،۹۱۹۴ درصد احتمال دارد که رژیم صفر به رژیم یک انتقال یابد. از طرف دیگر احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم صفر حدودا ۱۹،۲۵۴ درصد است. بنابراین اگر در دوره t بازار در رژیم یک باشد به احتمال حدودا ۸۰،۷۴۶ درصد در دوره t+1 نیز در این رژیم خواهد بود .

۸-۴- آزمون علیت گرنجر

با توجه به اینکه وضعیت تغییر رژیم در مدل VAR تخمینی در نظر گرفته شده است بایستی برای رابطه علیت به بررسی واریانس در دو رژیم بپردازیم. میزان واریانس در هر رژیم بیشتر باشد نشان دهنده آن است درجه همبستگی به کدام رژیم قوی تر است. با توجه به به واریانس تخمینی در هر دو رژیم می توان دریافت که واریانس در رژیم صفر بیشتر از رژیم یک است. وجود رابطه علیت بین قیمت نفت و بازده شاخص های فرآورده های نفتی ، شاخص کانه فلزی ، شاخص بانک و شاخص خودرو را می توان با استفاده از ضرایب مدل مورد بررسی قرارداد مجموع ضرایب هریک از شاخص های منتخب و قیمت نفت اوپک در جدول ذیل آمده است . همانطور که قبلا نیز اشاره شد رژیم صفر نسبت به رژیم یک پایدار تر است . بنابراین و فقط در رژیم ۰ معنادار است . به عبارتی علیت از سمت نفت به سمت بازدهی شاخص های منتخب وجود دارد ولی از سمت بازدهی شاخص کل به سمت نفت وجود ندارد .

جدول ۷: نتایج مجموع ضرایب مدل

رژیم صفر					
متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک	مجموع ضرایب
-107.17006	0.0252238	-53.9276	-1670.361	0	1 قیمت نفت اوپک
-0.002632213	0.000162962	0.010730655	0	-5.2253	2 شاخص فرآورده های نفتی
0.2542477	-0.002625362	0	-0.615102	2.16841	3 کانه فلزی
-2.351891	0	0.8919215	17.999478	-0.001077104	4 بانک
0	0.006625883	0.1131257	23.033813	-2.1277	5 خودرو

منبع: یافته های پژوهشگر

ادامه جدول ۷: نتایج مجموع ضرایب مدل

رژیم یک					
متغیر وابسته: خودرو	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک	مجموع ضرایب
0	15.6709	-7.589965	0	0	قیمت نفت اوپک
-0.00147517	0.0002178	0.02005286	-3237.7758	-2.28085	شاخص فرآورده های نفتی
0.10948905	0.000339223	0	0.50552	-4.77187E	کانه فلزی
0.28714585	0	-4.6977857	-10.06558	0.000766695	بانک
0.78621	0.005129834	-0.00234624	19.287182	1.88133	خودرو

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۸: نتایج ماتریس وارینانس

رژیم یک	رژیم صفر	
۱,۷۹۹	۱,۹۰۹	قیمت نفت اوپک
۵,۰۵۰	۵,۵۵۱۶	شاخص فرآورده های نفتی
۳,۹۹۶	۴,۸۰۲	شاخص کانه فلزی
۲,۲۰۹۶	۲,۸۱۲۱	شاخص بانک
0.072	1.055	شاخص خودرو

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به معناداری رژیم صفر و علیت از سمت نفت به سمت بازدهی شاخص های منتخب می توان نتیجه گرفت که رژیم صفر نشان دهنده بازدهی منفی شاخص کل بورس اوراق بهادار (رکود) و رژیم یک نشان دهنده بازدهی مثبت شاخص کل بورس اوراق بهادار (رونق) است. در رژیم صفر اثر هزینه ایی (نفت به عنوان عامل تولیدی موثر است و با افزایش قیمت نفت هزینه تولید افزایش می یابد) دارد و در رژیم یک با افزایش میزان درآمد حاصل ناشی از فروش و صادرات (ارزش افزوده ایجاد شده بر اثر تبدیل مواد اولیه خام به محصول نهایی و فروش این محصولات و بعلاوه صادرات محصولات و ارز آوری آنها و تسعیر نرخ ارز نرخ های آزاد) سبب افزایش میزان بازدهی شاخص کل می شود.

۹- بحث و نتیجه گیری

در این مطالعه به طراحی یک مکانیسم انتقال، در جهت تسهیل در امر شناسایی بخش های اثر پذیر از بحران سال ۲۰۰۸ در داخل ایران با توجه به شرایط داخلی و اثرات آن را بر شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار (بانک، فراورده های نفتی، کانه فلزی، خودرو)، پرداخته شده است که بدین شکل به این سوال پاسخ داده شود که با وقوع بحران آیا ارزش دارایی (سهام) کاهش می یابد یا خیر و فرضیه های اثر پذیری سهام منتخب از بحران و انتقال اثر از نفت به سمت شاخص سهام مورد بررسی قرار گرفته است. با انجام مطالعاتی بر تحقیقات پیشین یکی از عواملی که نشات گرفته از خود شوک های نفتی نباشد و از جمله عوامل بیرونی و کلان طبق الگوی ویلیام شارپ، موثر بر قیمت سهام هستند شامل عوامل اقتصادی مانند قیمت نفت است. ایران نیز از جمله کشورهای صادرکننده نفت است که بودجه داخلی آن همانند سایر کشورهای نفت خیز به نفت وابسته است. در نتیجه شناسایی عواملی که بر عرضه و تقاضا آن کالای اساسی موثر است بسیار حائز اهمیت می باشد. از سوی دیگر یکی از بخش های مالی که بسیار تحت نفوذ اثرات بین المللی است، بازار بورس اوراق بهادار است. زیرا صنایع موجود در این بازار در بخش های داخلی و صادراتی فعالند به علاوه یا به نحوی مصرف کننده نفت و مشتقات آن یا تولید کننده آن هستند و یا تحت تاثیر نوسانات ارزی ناشی از صادرات و واردات نفت هستند زیرا به نحوی در این صنعت، سرمایه گذار و یا تامین کننده منابع مالی می باشند، همانند بانک، بیمه، موسسات سرمایه گذاری و مالی و... به عبارتی اثر گذاری نفت در بخش های گوناگون با حوزه های مختلف بسیار است. نتیجه این بررسی حاکی از آن است که بحران ناشی از کاهش فعالیت های اقتصادی از طریق کاهش میزان عرضه و تقاضا در سطح بین المللی و ایجاد کسری تراز پرداخت که نشانه ی میزان روابط و درآمدها در سطح بین المللی و به دنبال آن کسری منابع ارزی (اثر درآمدی) و کاهش سطح تولید، سبب کاهش در شاخص کل بورس اوراق بهادار که نشات گرفته از مجموعه فعالیت های صنایع موجود در بورس اوراق بهادار است می شود. مورد مطالعه به صورت روزانه از ۱۳۸۲/۰۴/۱۴ الی ۱۳۹۹/۱۲/۲۷ است. در ابتدا با استفاده از مکانیسم "سرایت بحران" نماینده انتقال بحران "نفت" شناسایی سپس اثر آن را بر شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار (بانک، فراورده های نفتی، کانه فلزی، خودرو) با استفاده از روش MS-VAR مدلسازی شده و با استفاده روش علیت با وجود تغییر رژیم به بررسی علیت نفت بر شاخص های منتخب بورس اوراق بهادار پرداخته شده است که آیا علیت یک طرفه است یا دو طرفه.

در هر دو رژیم (رکود و رونق) شاخص های منتخب تحت تاثیر نوسانات قیمتی نفت قرار گرفتند و مسیر علی با توجه به تغییر رژیم (وضعیت رکود و رونق) از سمت نفت به سمت شاخص

های منتخب بورس اوراق بهادار بوده است. پس با وقوع بحران و افت قیمت دارایی، کشور ایران نیز از اثرات آن بر صنایع مختلف در بورس اوراق بهادار بی تاثیر نبوده است. لازم به ذکر است از آنجایی که نوسانات شاخص صنایع مختلف مورد توجه فعالان بازار سرمایه از جمله سرمایه گذاران خرد، مدیران، سبد گردان ها و... است لذا برای داشتن یک سرمایه گذاری کم ریسک تر بایستی به سبد سرمایه یا پرتفولیو و اعمال تنوع برای پوشش ریسک خود توجه داشته باشید.

فهرست منابع

- (۱) اسگویی برق محمد مهدی، متفکر آزاد محمدعلی، خیابوی اتابک شهباز زاده، ۱۳۹۲، مدلسازی آثار تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار (رهیافت رژیم های مارکوف سوئیچینگ)، تحقیقات مدلسازی اقتصادی، زمستان شماره ۱۴، صفحه ۱۰۰ تا ۱۲۰
- (۲) حسن زاده علی، کیانوند مهران، ۱۳۹۳، اثر شوک های متقارن و نامتقارن نفتی بر شاخص کل قیمتی در بازار بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشکده و بانکی جمهوری اسلامی ایران، دوره ۲۱، شماره ۸ - شماره پیاپی ۸ صفحه ۳۰-۶۱
- (۳) دهقان عبدالحمید، منیر کامیابی، ۱۳۹۸، چگونگی اثر گذاری متغیرهای اقتصادی بر بازدهی شرکت های بورسی در شرایط رونق و رکود بازار سرمایه ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۳، شماره ۴۸، صفحه ۱۴۷ تا ۱۶۶
- (۴) فلاحی فیروز، پورعبداللہان کویچ محسن، بهبودی داود، محسنی زنوزی فخری سادات، تابستان ۱۳۹۲، بررسی اثرات نامتقارن شوک های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، دوره ۲، شماره ۷، صفحه ۱۲۷-۱۰۳
- (۵) فعلی عاطفه، ابراهیمی سید بابک، ۱۳۹۶، بررسی سربز تلاطم قیمت نفت بر بازدهی صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار با رویکرد تغییر رژیم مارکوف و تجزیه واریانس، اقتصاد پولی، مالی (دانش توسعه)، پاییز و زمستان دوره ۲۴، شماره ۱۴، صفحه ۲۰۵ تا ۲۳۶
- (۶) کریمخانی عباس، فراتی مهتاب، رفیعی حمید، ۱۳۸۸، بررسی اثر بحران مالی آمریکا بر اقتصاد و بانکداری در کشور ایران، مرکز مطالعات و برنامه ریزی راهبردی - بانک سپه، چاپ اول، صفحه ۲۸-۳۴
- (۷) کریمی محمد شریف، حیدریان مریم، دهقان جباری آباد شهرام، ۱۳۹۷، تحلیل اثرات سر ریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار در طول مقیاس های چندگانه زمانی، فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۲، شماره ۴۲، صفحه ۲۵ تا ۴۶
- (۸) کریمی مجتبی، صراف فاطمه، امام وردی قدرت اله، باغانی علی، ۱۳۹۸، همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر سرایت بحران مالی، فصلنامه اقتصاد مالی، سال ۱۳، شماره ۴۹، صفحه ۱۰۱ تا ۱۳۰

۹) ممی پور سیاب ، عبدی حدیث ، رافعی میثم ، ۱۳۹۷ ، اثرات شوک های قیمت نفت بر پویایی های انتقال چرخه های تجاری در اقتصاد ایران : مدل مارکوف سوئیچینگ با احتمال انتقال

متغیر ، تحقیقات مدل سازی اقتصادی ، زمستان شماره ۳۴ ، صفحه ۳۱-۷۰

- 10) Arouri Mohamed , Rault C, 2009, "Oil Prices and Stock Markets in GCC Countries: Empirical Evidence from Panel Analysis", International Journal of Finance & Economics, In Press.
- 11) Abassi gholamreza , Shafeghat Mojtaba ,2012 , Comparative study of the effect of oil price fluctuations on the stock market index in oil exporting and importing countries (study of Iran and Germany) , National Conference on Accounting, Financial Management and Investment
- 12) Apergis Nicholas , Miller Stephen ,2009 , Do Structural Oil-Market Shocks Affect Stock Prices?, No 0917, Working Papers, University of Nevada, Las Vegas , Department of Economics
- 13) 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
- 14) Benada Ludek . Effect of crude oil on the Prague Stock Exchange . Procedia - Social and Behavioral Sciences 109 (2014) 1316 – 1321. Departement of Finance, Masaryk University, Lipova 41a, 602 00 Brno, Czech Republi
- 15) B.K. Sahoo,M. Mehdiloozad,K. Tone Cost, revenue and profit efficiency measurement in DEA: Adirectional distance function approach., European Journal of Operational Research 2014
- 16) Basher Syed . Sadorsky Perry .2006. Oil price risk and emerging stock markets. Global Finance Journal, vol. 17, issue 2, 224-251
- 17) Delgado, N. A. B., Delgado, E. B., & Saucedo, E. (2018). The relationship between oil prices, the stock market and the exchange rate: Evidence from Mexico. The North American Journal of Economics and Finance
- 18) Eichengreen Barry & Rose .Andrew K, 1999. "Contagious Currency Crises: Channels of Conveyance," NBER Chapters, in: Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries: Theory, Practice, and Policy Issues, pages 29-56, National Bureau of Economic Research, Inc.
- 19) EICHENGREEN B and MASSON P (1998). Exit strategies: Policy options for countries seeking greater exchange rate flexibility. Occasional Paper No. 168. Washington, DC, IMF.
- 20) El-Sharif, I., Brown, D., Burton, B., Nixon, B., Russell, A., 2005. Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK. Energy Economics 27 (6), 819-830.
- 21) Ebrahimi Sajad ,Abbasi Nejad Hosein , 2013,Effect of oil price on return of Tehran stock market, Economic research and policies, Vol 21, Number 68; 83 – 108
- 22) Faini, Riccardo, Fernando Clavijo, and Abdel Senhadji-Semlali, 1998 "The Fallacy of Composition argument. Is it Relevant for LDCs' Manufactures exports?" European Economic Review. Vol 36: pp. 865-882.

- 23) Feng Guo, A., Chen, Ch. R., & Sophie Huang, Y. (2011). Markets contagion during financial crisis: A regime-switching approach. *International Review of Economics and Finance*, 20, 95-109.
- 24) Foroni, C., Guérin, P., & Marcellino, M. (2017). Explaining the time-varying effects of oil market shocks on US stock returns. *Economics Letters*, 155, 84-88.
- 25) Glick Reuven , Rose Andrew ,1999, Contagion and trade: Why are currency crises regional?,*Journal of International Money and Finance*, vol. 18, issue 4, 603-617
- 26) Hamilton James D. 1994. Time series analysis. *International Journal of Forecasting*, 1995, vol. 11, issue 3, 494-495
- 27) Hosseini-Nasab,E, khezri, M and Rasouli , A, 2011 ,The effect of oil price fluctuations on the stock return in Tehran Stock Exchange: wavelet analysis and Markov switching, *Journal of Economic Studies*, 29, P.31-60
- 28) Jain, M., Kanjilal, K. (2017). "Non-linear dynamics of hot and cold cycles in Indian IPO markets: evidence from Markov regime-switching vector autoregressive model". *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 10(2), 172-190
- 29) Jammazi, R., Aloui, C., 2009. Wavelet Decomposition and Regime Shifts: Assessing the Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Returns. *Energy Policy*
- 30) Kiyotaki, N., & Moore, J. (2002). Balance-sheet contagion. *American Economic Review*, 92, 62-66.
- 31) Kodres, L., & Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion. *Journal of Finance*, 57, 769-800.
- 32) Krugman Paul R. Obstfeld Maurice .c Melitz Marc J .2017. . *International Finance Theory and policy* . section 2. National Income Accounting and the Balance of Payments .44-49
- 33) Krugman Paul,1979, A Model of Balance-of-Payments Crises, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11, No. 3 (Aug., 1979), pp. 311-325 (15 pages)
- 34) Krolzig Hans-Martin, Clements Michael P,1998, A Comparison of the Forecast Performance of Markov-switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP, *The Econometrics Journal* Volume 1, Issue 1 p. 47-75
- 35) Mishkin, F. S. (1995). *Financial Crises in Advanced Economies*. 10nd ed. The Economics of Money Banking and Financial Markets Global.
- 36) Monbet, V., Ailliot, P. (2017). "Sparse vector Markov switching autoregressive models. Application to multivariate time series of temperature". *Computational Statistics & Data Analysis*, 108, 40 -51.
- 37) Maghyreh Aktham , Al-Kandari Ahmad, 2007, Oil prices and stock markets in GCC countries: new evidence from nonlinear cointegration analysis, *Managerial Finance* 33(7):449-460
- 38) Miller J. I. & R. A. Ratti (2009), "Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability and Bubbles", *Energy Economics*, Vol. 3, PP. 559-68
- 39) Park, J. and R.A. Ratti (2008). "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries," *Energy Economics*, 30, 2587-608.
- 40) Reinhart Carmen.M. Kaminsky Graciela l.1999 .The Twin Crises : The Causes of Banking and Balance of payments Problems .The American Review. Vol .89.No 3 .473-500

- 41) Radpour Maysam, Tabrizi abde Hosien , 2012, Measuring and managing market risk: The value-at-risk approach, section one, 23-36
- 42) Roubaud, D., & Arouri, M. (2018). Oil prices, exchange rates and stock markets under uncertainty and regime-switching. Finance Research Letters.
- 43) Sadorsky, P., 2001. Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies. Energy Economics 23 (1), 17-28 .
- 44) Vakili Hosein, 2008, The global financial crisis and the Iranian economy, the world of economy, No 1640, Vol 476401
- 45) Valad khani Abbas . Karunayake Indika . 2009. FINANCIAL CRISES AND INTERNATIONAL STOCK MARKET VOLATILITY TRANSMISSION. Australian Economic Papers . Volume 49, Issue 3. Pages 209-221
- 46) Wei, C. (2003), "Energy the Stock Market and the Putty-Clay Investment Model", American Economic Review, Vol. 93, PP. 311-23.
- 47) Zadeh Far, Y. & Larimi, J. & Faramarzi, R, 2012, The effect of oil price and revenue shocks on the real stock returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange, Journal of Accounting and Auditing Studies, No. 2, First Year, 1-33
- 48) Luo, X., & Qin, S. (2017). Oil price uncertainty and Chinese stock returns: New evidence from the oil volatility index. Finance Research Letters, 20, 29-34.

یادداشت‌ها

¹ Kiyotaki and Moore

² Glitnir Bank of Iceland

³ Kodres and Pritsker

⁴ William Sharp

⁵ Benada

⁶ Sahoo

⁷ Basher & Sadorsky

⁸ Dehgado et al

⁹ Jammazi and Aloui

¹⁰ Roubaud and Arouri

¹¹ Yue-Jun Zhang & Lu Zhang

¹² Luo Qin

¹³ Arouri, Rault

¹⁴ Maghyereh and Alkandari

¹⁵ Foroni

¹⁶ Hamodeh and Choi

¹⁷ Monbet and Ailliot

¹⁸ Jain & Kanjilal

¹⁹ Krolzig

²⁰ White noise

²¹ Smothed and filtered probabliities

²² فصل ۲۲ مراجعه شود (James Hamilton (1994) برای مطالعه بیشتر به کتاب تجزیه و تحلیل سری های زمانی نوشته

²³ DAVIS

²⁴ approximiny upperbound

²⁵ An Bekard

²⁶ Linearity LR-Test