فصلنامــه اقتصاد مالی
دورهٔ ۱۵ / شمارهٔ ۳ (پیاپی ٥٦)/ پائیز ۱٤۰۰
صفحه ۵۹ تا ۸۷
(مقاله علمی)

بررسی اثر مکانیسم انتقال بحران مالی(با تاکید بر بحران مالی سال۲۰۰۸ 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 سال۲۰۰۸ و قیمت نفت) مورد بررسی قرارگرفته است. نماینده اثر این مکانیسم (قیمت نفت عامل شناخته شده درمکانیسم 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) مدلسازی 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.

واژه‌های 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. Hosseyni@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

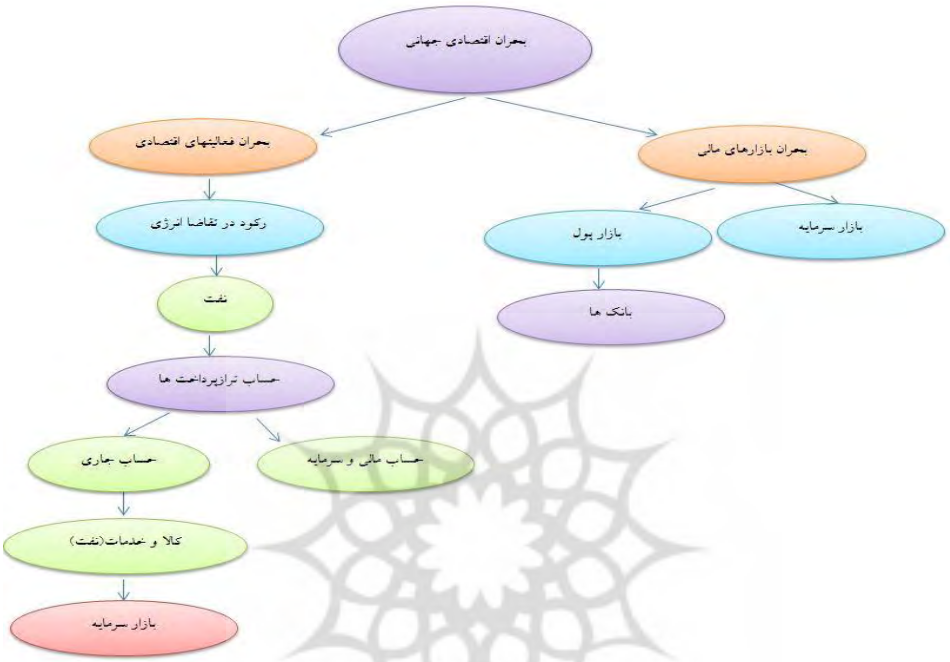
۱- مقدمه

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 فعایت 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 وخدمات شکل گرفت که یکی از آنها نفت است . باتوجه به اهمیت نفت برای ایران از لحاظ وابستگی درآمدی، وابستگی بالای صنایع و بخش های مختلف، بزرگی حجم صادارتی و وارداتی بعلاوه اثر گذاری بر حساب تراز پرداخت ها (حساب جاری) و وابستگی بازارهای مالی (ازآنجایی 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 درآنها 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲- چارچوب نظری

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



نمودار۱ : 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[۲]نتوانست از لاین اعتباری ایمن بانک برادارن 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 کشورهایی 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 گرهای دیگر مالی از جمله نظام بانکی دارند . به بیان دیگر توسعه یافتگی این دو نظام لازم و ملزوم یکدیگر بوده و در کشورهایی که بازار های 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 درهم تندیگی 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 قرارگرفتند. 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. طبیعتًا 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 قیت 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 قرارداشته 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. ضمنا کاهش قیمت نفت سبب خواهد شد کل تولید و استخراج این ماده در برخی مناطق عملا غیر اقتصادی شود . به این ترتیب رکود و کسادی 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 متغییرهای 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 تأثیر 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 فعالیتهای اقتصادی را نشان می دهد. اگر قیمت سهام این اصول بنیادین را نشان دهند قیمت سهام به عنوان شاخص مهم فعالیتهای 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 متسقیم بر بازده قیمتی سهام اثر می گذارد ، قیمت نفت می باشد . نفت به عنوان یک عامل کلیدی نقش مهمی در اقتصاد دارد. اولا 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 (بنادا[5] 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 تورمی 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[6]) .

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 رژیمه پرداختند و از داده های ماهانه سال های ۲۰۰۰ تا۲۰۱۲ 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 (رونق) است . در ژریم 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 اسگویی ، محمد علی متفکر آزاد ، اتابک شهباز زاده خیاوی (۱۳۹۲) به بررسی مدلسازی آثار تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر شاخص قیممت 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 همکارات (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 تا۱۳۸۹ پرداخته اند و به این تنیجه رسیدند که در فاز رکود و روتق 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 سویچینگ با احتمال انتقال متغیر نشان می‌دهد که در همه چهار حالتی که شوک قیمت نفت محاسبه شده است، شوک‌های مثبت در قیمت نفت، احتمال ماندن در رژیم رونق در اقتصاد ایران را افزایش می‌دهد و احتمال خروج از وضعیت رکود و انتقال به رژیم رونق را نیز افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران تحت تاثیر نوسانات و شوک‌های قیمت نفت است. همچنین از مقایسه نسبی ضرایب شوک‌های قیمت نفت در احتمال ماندن در رژیم رونق و انتقال از رژیم رکود به رونق می‌توان استدلال کرد، بروز شوک‌های مثبت در دوره رکود، احتمال گذار یا خروج از رکود را به مقدار بیشتری نسبت به رژیم رونق افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، در اقتصاد ایران شوک‌های قیمت نفت در دوره رکود اثر بیشتری در چرخش وضعیت اقتصادی دارد و احتمال خروج اقتصاد از دوره رکود به مقدار بیشتری افزایش می‌دهد اما در دوره رونق اقتصادی، بروز یک شوک مثبت، احتمال ماندن در دوره رونق را به مقدار کمتری، افزایش می‌دهد.

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-GARCHبرای بررسی این تاثیرات پرداخته است . بر اساس نتایج این مقاله نوسانات قیمت

نفت اثرات پایدارتری را بر شاخص بازار بورس کشور ایران بر جای می گذارد و نقش پررنگ تری رادر بلند مدت بر روند شاخص بازار بورس ایفا می کند.

سجاد ابراهیمی(۱۳۹۲) نحوه اثرگذاری قیمت نفت و نوسانهای قیمت نفت بر بازدهی بورس و نوسانهای بازدهی بورس مورد بررسی قرار می گیرد. 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 ارائه‌شده توسط دیبولد و یلماز (۲۰۱۲) در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته پرداخته شده است. به‌طوری‌که در این تحقیق ابتدا دوره‌های رکود و رونق با نوسانات متفاوت بازار نفت با استفاده از مدل مارکوف سوییچینگ تفکیک‌شده 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 قابل‌توجهی بین بازارها وجود ندارد. نتایج به‌دست‌آمده 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 وسیع-تری 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 کاملا 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 ارزانتر می روند و ثانیاً هزینه شرکتهای تولیدکننده غیرنفتی افزایش خواهد یافت و ریسک و نااطمینانی 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 مکزیک طی دوره زمان ژانویه ۱۹۹۲تا 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 .

روبد و اروری (۲۰۱۸) [۱۰]به بررسی قیمت نفت ، نرخ ارز و بازار سهام تحت عدم اطمینان و رزیم 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 Brentو WTIدر 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 "نسبتا 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 ژیم "به شدت رو به بالا" می

ماند اگر چه اغلب در رژیم"اندکی رو به پایین" قراردارند . در حالی که WTIتمایل دارند در "رژیم نسبتا پایدار" بماند .

لیو وکین [۱۲](۲۰۱۷) به بررسی نااطمینانی قیمت نفت و بازده سهام چین پرداخته است. شاخص نوسانات نفت با استفاده از مدل VAR طی دوره زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ مورد مطالعه قرارگرفته است و نتایج حاکی از آن بوده است که شک قیم 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 قراردادند . تجزیه و تحلیل فرم کاهشی نشان می دهد که نشانه ای از ان 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 اجزاری غیر قابل مشاهدع با مدل ناهمسانی واریانس را گزینی مارکف حساسیت بازده پایدار و ناپایدار بازار سهام شواری همکاری خلیج فارس به نفت را مورد بررسی قرارداد . 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: درکشورها 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 کاراتر 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 . متغیر های 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 ازا لگوی 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 عمو ماً بر اساس دوآماره آکاییک و شوار تز- بیزین تعیین می شود.

۷-۲- مدل مارکوف سوئیچینگ (MARKOV SWITCHING)

منبت و الیوت ۱۷(۲۰۱۷) معتقدند سری های زمانی اقتصادی عموما پویایی های متفاوت موقتی متناوب وابسته به چرخه های تجاری از خود نشان می دهند به همین منظور برای توصیف سری های زمانی که با پویایی های مختلف ترکیب شده اند بایستی از مدل های خود رگرسیون برداری تغییر جهت مارکوف استفاده کرد . به عقیده جین و کانجیلا۱۸ (۲۰۱۷) معمولا تغییرات قابل ملاحظه ای در رفتار داده های سری زمانی که به اندازه کافی طولانی باشد در طول دوره به وقوع می پیوندد بدین معنی که فرض خطی بودن پارامتر اغلب در یک داده سری زمانی طولانی نقض می شود . این تغییرات می تواند از وقایعی مانند شوک فن آوری ، بحران مالی ، تغییر سیاست دولت و یا جنگ ناشی می شود .یکی از معروف ترین مدل های سری زمانی غیر خطی مارکوف سوئیچینگ است که رفتار متغیر ها را در وضعیت اقتصادی گوناگون بررسی می کند . در این روش پارامترهای مدل به متغیر وضعیت St بستگی دارد متغیر St قابل مشاهده نبوده و تنها می توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد . در واقع مدل مارکوف سوئیچینگ ارائه شده توسط همیلتون یک مدل احتمالی است که تغییرات نهادی در متغیر ها را به وسیله یک متغیر تصادفی St به جای یک متغیر کیفی تخمین می زند در این مدل تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده yt را می توان به صورت زیر بیان نمود

معادله ۱:

$$p(y_t|Y_{t-1},s_t)=\begin{cases} f(y_t|Y_{t-1},\theta_1) & if\ s_t=1 \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ f(y_t|Y_{t-1},\theta_n) & if\ s_t=n \end{cases}$$

به طوری که θn بردار پارامترهای مدل در n رژیم مختلف St =1و2, ...,n $Yt-1$ نشانگر مشاهدات $[Yt-j]$ از j=۱ تا∞ است می توان yt را از طریق یک مدل خودرگرسیون برداری با p وقفه (VAR(p)) به صورت فرمول زیر برای یک رژیم معین st بیان کرد

معادله۲:

$$y_t=\nu(s_t)+A_1(s_t)y_{t-1}+\dots+A_p(s_t)y_{t-p}+u_t$$

yt بردار سری زمانی n بعدی، V بردار عرض از مبدا ها، $A1$تاAp ماتریس های هستند که پارامترهای خود توضیح را در بر می گیرد و ut بردار جملات خطاست به گونه ای که $ut\sim\{0,\Sigma(st)\}$ می باشد . در مدل مارکوف سوئیچینگ به وسیله زنجیره مرتبه اول اول مارکفst

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

معادله۳:

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

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

معادله ۴:

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

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:

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

پویایی مدل های خودرگرسیون برداری مارکف سوئیچینگ به متغییر وضعیت St وابسته است . جهت تخمین بردار پارامترهای مدل (θ) از بهینه سازی استفاده می شود این بهینه ساری از احتمالات غیر شرطی قرارگیری در وضعیتj به عنوان مقادیر اولیه استفاده می کند تا لگاریتم احتمال شرطی حداکثر شود (فلاحی 1392) احتمالات غیر شرطی به صورت ذیل تعریف می شود.

معادله ۶:

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

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 علامتI میانگین وابسته به رژیم از علامت Mضرایب خود رگرسیونی وابسته به رژیم از علامت A وبرای 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

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

منبع : کرولزینگ ۱۹۹۸

منبع:یافته‌های پژوهشگر

۷-۳- آزمون علیت گرنجر در مدل های MS

فرض کنید که بخواهیم رابطه علیت بین دو متغیر X_1 وX_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 متغیر ها 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 :

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}s_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}s_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{\tau=1}^{\kappa} \begin{bmatrix} \Phi_{10}^{(\tau)} + \Phi_{11}^{(\tau)}s_{1,t} & \psi_1^{(\tau)}s_{1,t} \\ \psi_2^{(\tau)}s_{2,t} & \Phi_{20}^{(\tau)} + \Phi_{21}^{(\tau)}s_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-\tau} \\ x_{2,t-\tau} \end{bmatrix} + \sum_{\tau=1}^{h} \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(\tau)} + \varphi_{11}^{(\tau)}s_{1,t} \\ \varphi_{20}^{(\tau)} + \varphi_{21}^{(\tau)}s_{2,t} \end{bmatrix} z_{t-\tau} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \qquad t = 1, \dots, T.$$

در مدل فوق St بیانگر متغیر های 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 ۱تا 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 ازپارامترهای $\psi_1^{(1)}$و.....و $\psi_1^{(k)}$ (ضرایب متغییرهای $X_{1,t-\tau}$) غیر صفر باشد x_1 علت گرنجر برای x_2 هست زمانی که ۱= $s_{2,t}$ و علت گرنجری x_2 نیست اگر ۰= $s_{2,t}$ باشد.

۸- یافته های پژوهش

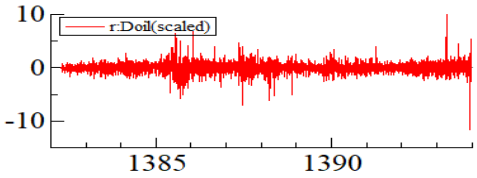
۸-۱- نتایج آزمون ریشه واحد

نتایج آزمون های ریشه واحد KPSSو PP وADF برای همه متغییرهای با یک درجه تفاضل گیری، در سطوح خطای ۰,۰۱، ۰,۰۵ و۰,۱۰ درصد مانا می باشد.

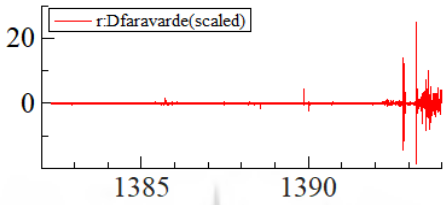
جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد

	بدون روند			با روند			
متغییر	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	توضیحات
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

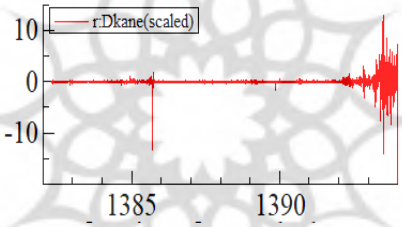
منبع: یافته‌های پژوهشگر



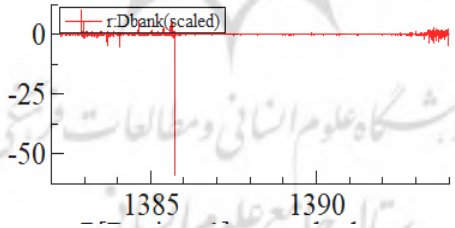
نمودار ۳- روند قیمت نفت اوپک



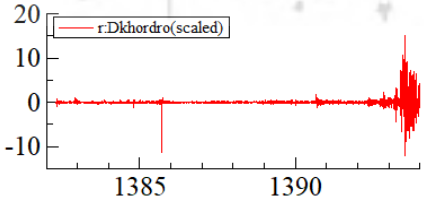
نمودار 4: روند بازدهی شاخص فرآوردههای نفتی



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 اخلال 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

LAG	AIC	SC	HQ
0	۱۰۲,۳۵۸۱	۱۰۲,۳۶۵۶	۱۰۲,۳۶۰۸
1	۷۷,۲۳۲۱۸	۷۷,۲۷۶۹۵	۷۷,۲۴۸۰۰
2	۷۶,۷۲۱۴۸	۷۶,۸۰۳۵۵	۷۶,۷۵۰۴۸
۳	۷۶,۶۳۶۸۵	۷۶,۷۵۶۲۳	۷۶,۶۷۹۰۳
۴	۷۶,۵۲۵۴۷	۷۶,۶۸۲۱۶	۷۶,۵۸۰۸۳
۵	۷۶,۳۹۲۴۹	۷۶,۶۱۱۵۶	۷۶,۴۶۱۰۴
۶	۷۶,۳۷۱۸۳	۷۶,۶۰۳۱۳	۷۶,۴۵۳۵۶
۷	۷۶,۳۳۹۴۳	۷۶,۶۰۸۰۴	۷۶,۴۳۴۳۴
۸	*۷۶,۳۰۵۶۵	*۷۶,۵۸۶۴۸	*۷۶,۴۱۳۷۴

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 آمارهF مقادیری بیشتر از ۵درصد 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 غیرخطی بودن الگوی دادهها

در واقع در این جا می خواهیم ببنیم 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 آزمونLR فرضیه صفر مبنی بر برابر بودن میانگین یا به عبارت دیگر خطی بودن مدل است. H1 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 بکارد[۲۵] : به جای استفاده از مقادیر بحرانی کای دو با درجه آزادی برابر با تعدادمحدودیت 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 حالتهای 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 بپردازیم . 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 متغییر ها می باشد. نتایج مدل فوق در جدول زیر ارائه شده است.

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

		رژیم صفر						رژیم یک					
		متغییر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغییر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغییر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغییر وابسته: شاخص بانک ها	متغییر وابسته: خودرو	وقفه		متغییر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغییر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغییر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغییر وابسته: شاخص بانک ها	متغییر وابسته: خودرو
وقفه	عرض از مبدا	* ۰,۲۴	*۲۳۹۸,۷	*۱۲۱,۴۲۷	*۲,۳۶۰۲	*۱۲۱,۱۸۱	وقفه	عرض از مبدا	*-۰,۴۲	-*۳۱۶۱,۹	*۱۱,۳۹۶۱-	* ۱,۰۴-	* ۲۴۳,۰۷۳-
۱		*0.155	* -3736.3	-*100.905	*0.139	*-77.600	1		*0.16	*-2871.3	-*۱۴۰,۱۰۴	-*۲,۷۵	* ۸۲,۶۹-
۲	قیمت	*-0.11	*1917.	* 40.2770	0.07	*58.1308	2	قیمت	-0.06	* 724.6	* ۴۹,۵۳۰۰	* ۴,۸۶	* ۲۱,۷۲۰
۳	نفت	-0.006	*-1382.3	*17.22	*-0.836	* -44.35	3	نفت	0.027	*-1199.6	-* ۰,۵۱۷۰	*۲,۳۴	*۵۵,۲۷-
4	اوپک	-0.019	*-227.8	* -16.84	*0.36	*-23.065	۴	اوپک	0.003	*-69.65	*۴۶,۹۷۷	* ۹,۷۲	* ۲۴,۳۳
5		0.0005	*705.09	*31.74	*0.465	*7.1298	۵		0.03	*-808.86	*۴۰,۷۲	-*۲,۶۱	*۸,۶۱۰۴

		رژیم صفر						رژیم یک					
		متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: خودرو		متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: خودرو	
۶		-0.01	*301.23	-46.6 *	-0.543 *	*-25.28	6	0.019	*1471.1	-*۳,۳۴۷	۹,۷۸ *	*۲۷,۲۵	
۷		0.02	*1920.0	40.25 *	0.990 *	*45.88	7	0.06	1511.88 *	-۱۲,۹۶ *	-۳,۸۶ *	۶۴,۹۵ *	
۸		-0.006	*1167.2	-19.07*	-0.635 *	*-48.011	8	0.01	*-1995.9	۱۲,۱*	-۱,۸۲*	-۸,۱۲۷*	
۱	شاخص فرآورده های نفتی	3.35	*-0.2753	0.0064*	7.46	0.0026**	1	2.52	*-0.1765	۰,۰۱۱۴۴ *	*۰,۰۰۰۲	۰,۰۰۱۵ *	
۲		۲,۵۲	-۰,۰۷۹۱۶ *	-۰,۰۰۰۲	۱,۶۹۳۳	۰,۰۰۰۸۸	۲	-۳,۴۲	۰,۰۰۲۸۳	۰,۰۰۱۲	۵,۶۹۴	-۰,۰۰۲۸ **	
۳		-1.59	-0.1474*	0.0024**	2.68	-0.00031	۳	-3.83	-0.0552**	0.001	-4.61	-0.0014	
۴		۲,۸۷	-۰,۰۵۴	۰,۰۰۱۸	۳,۳۱۹	-۰,۰۰۳۷	۴	-۷,۰۲	۰,۱۰ *	۰,۰۰۳	-۱,۰۷	-۰,۰۰۱۷	
۵		-2.94	0.012	0.00118	1.672	-0.00292**	۵	-1.60	-0.018	0.0010	-4.911	-0.00364**	
۶		4.67	0.146*	0.0010	2.253	-0.0011	۶	1.77	0.128 *	۰,۰۰۱۰	-1.79	0.00115	
۷		-1.96	-0.032	-0.001	-2.064	-0.00088	۷	-6.46	-0.038	-۰,۰۰۱۳	-1.52	0.003875*	
۸		-5.45	*-0.225	-0.0008	-2.76	-0.00046	8	-4.75	*-0.163	0.001	2.429	0.00164	

منبع:یافته‌های پژوهشگر

**و* به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۱۰٪ و۵٪

		رژیم صفر						رژیم یک					
		متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: خودرو		متغیر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغیر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغیر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغیر وابسته: شاخص بانک ها	متغیر وابسته: خودرو	
۱	شاخص کانه فلزی	1.0001	0.693	0.001 *	-0.001	*0.115	1	-1.541	0.508	0.3116 *	۰,۰۰۳	۰,۰۵۳۸۵ *	
۲		8.47	1.618	0.3116*	-0.001**	-0.0440	2	-1.4	0.735	-0.1500 *	-۰,۰۰۰۴	-۰,۰۶۰۳	
۳		-1.9	0.3266	0.112*	0.003	-0.1251*	3	4.4	-1.31	-0.019	۰,۰۰۱	-۰,۰۲۴۲	
۴		1.2	1.513	-0.025	-0.0007	0.1383*	4	-1.4	4.04	0.0994	۱,۶۴-	-۰,۰۱۶۶	
۵		1.32	-0.881**	-0.023	-9.55	-0.0303	5	2.67	0.619	0.048	۰,۰۰۰۶	۰,۰۶۳۰ *	
۶		-1.26	-1.069	0.031	-0.0007	0.08713 *	6	-3.15	-1.793 *	-0.040	-۰,۰۰۴ *	۰,۰۰۱۸۴	
۷		-9.32	-1.558*	-0.027	0.0014	0.0108	7	8.00	-0.9654	-0.098	۰,۰۰۲۰	۰,۰۲۹۳۸۳	
۸		1.010	-1.256	-0.043	-0.002	*0.10216	8	-1.252	-1.3330 *	-0.0210	-۰,۰۰۲	-۰,۰۶۲۵ *	
۱	شاخص بانک ها	-1.05**	30.106*	-0.46	-0.030	-1.35*	1	.0004	-21.1 *	-1.90*	۰,۱۸۱*	-۱,۴۴۳۸ *	
۲		-0.0001	9.67 *	0.894 *	0.0171	0.272	2	-0.0002	3.1137 *	0.997**	-۰,۰۲۶	-۰,۰۰۴۶	
۳		-0.0001	6.784*	0.69 *	0.005	0.1515	3	-0.00015	-1.37 *	-0.34	۰,۰۲۴	-۱,۲۵۳۴	
۴		-0.0002	-5.3499*	0.059	0.0032	-1.236 *	4	0.00021	-2.419 *	-3.99	۰,۰۵۲۸	۱,۱۸۳	
۵		-0.0006	22.95*	-0.141	0.011	0.279	5	0.0010	4.083 *	-0.082	۰,۲۰۲۹	۱,۸۶۰ *	

		رژیم صفر							رژیم یک					
		متغییر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغییر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغییر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغییر وابسته: شاخص بانک ها	متغییر وابسته: خودرو			متغییر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغییر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغییر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغییر وابسته: شاخص بانک ها	متغییر وابسته: خودرو
۶		-4.13	* 3.253	-0.10	0.0075	*-0.669	6		-0.0003	* -5.690	0.13	۰,۰۹۱۴	۰,۶۶۵
۷		-5.78	*-5.69	0.299	-0.0025	*0.5311	7		-0.0002	* -16.0	1.01	-۰,۰۰۲**	-۰,۴۰۷
۸		0.0002	* -10.78	-0.339	-0.006	-0.324	8		3.089	* -10.21	-0.514	۰,۰۱۸	-۰,۳۱۳۶

منبع:یا فته‌های پژوهشگر

**و* به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۱۰٪ و۵٪

		رژیم صفر							رژیم یک					
		متغییر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغییر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغییر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغییر وابسته: شاخص بانک ها	متغییر وابسته: خودرو			متغییر وابسته: قیمت نفت اوپک	متغییر وابسته: شاخص فرآورده های نفتی	متغییر وابسته: شاخص کانه فلزی	متغییر وابسته: شاخص بانک ها	متغییر وابسته: خودرو
۱	خودرو	-1.57	*-10.78	*0.291	* 0.0115	*0.3101	1	خودرو	-3.04	* 8.8142	*0.373	*۰,۰۰۹۸	*۰,۳۷۶
۲		-1.92	* 2.424	*-0.14	-0.0010	*-0.0910	2		-5.52	0.7280	-0.088**	۰,۰۰۱۱	-۰,۰۴۵۳۷
۳		5.87	0.78818	*-0.236	-0.0013	*0.1529	3		2.29	* 2.022	-0.014	0.00069	* 0.1615
۴		7.80	1.23	0.048	-0.00065	*0.3567	4		-4.69	* 3.95	*-0.16	-0.0029	* 0.3323
۵		-1.31	*3.304	0.12	-0.002	-0.042	5		-1.74	0.291	-0.005	-0.0024	-0.100*
۶		1.09	-0.81	0.082	0.0018	0.1392	6		-9.75	* -3.425	-0.0297	-0.00208	-0.0209
۷		1.84	* 4.0137	*-0.11	-0.00182	*-0.167	7		8.92	*2.5046	*-0.13	-0.00044	-0.034
۸		-1.619	*4.7603	0.0705	0.00038	0.04637	8		2.88	*4.398	۰,۰۵۶	0.00134	-0.0310

منبع:یا فته‌های پژوهشگر

و به ترتیب سطوح معناداری در سطح ۱۰٪ و۵٪

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

منبع:یا فته‌های پژوهشگر

ادامه جدول ۷: نتایج مجموع ضرایب مدل

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

منبع:یا فته‌های پژوهشگر

جدول ۸: نتایج ماتریس واریانس

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

منبع:یا فته‌های 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 تولید ی 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 وقع 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 سایرکشورهای نفت خیر به نفت وابسته است.

در نتیجه شناسایی عواملی که بر عرضه و تقاضا آن کالای اساسی موثر است بسیار حائزاهمیت 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 گذارو یا تامین کننده منابع مالی می باشند، همانند بانک، بیمه ، موسسات سرمایه گذازی 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 نشانده 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 ۱۳۹۹/۱۲/۲۷است . 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 روشMS-VAR مدلسازی شده و با استفاده روش علیت با وجود تغیر 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 تاثیرنبوده 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱) اسگویی برق محمد مهدی، متفکر آزاد محمدعلی، خیاوی 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 ۱۰۰تا۱۲۰

۲) حسن زاده علی، کیانوند مهران،۱۳۹۳، اثر شوک‌های 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، پورعبادلهان کویچ محسن ،بهبودی داود، محسنی زنوزی فخری سادات ، تابستان۱۳۹۲، بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، دوره۲ ،شماره۷ ،صفحه۱۲۷-۱۰۳

۵) فعلی عاطفه ، ابراهیمی سید بابک،۱۳۹۶، بررسی سریز 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 تا۲۳۶

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 ، سال۱۲ ، 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 مدلسازی اقتصادی ، زمستان شماره۳۴ ، 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 ofEconomics 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 JournalVolume 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) Maghyereh 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 underuncertainty 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 . Volume49, Issue3. 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] Jammaziand 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 probablitiies
[۲۲]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