فصلنامه روند، سال بیست و دوم، شماره ۷۲، زمستان۱۳۹۴، صفحات ۱۲۷-۱۰۵

بررسی اثرات نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر روی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران (با استفاده از مدل MS-EGARCH)

دکتر ابراهیم عباسی،* دکتر منیژه هادی نژاد ** جعفر کریمی ***

چکیده

در این مطالعه نقش نوسانات قیمت نفت درتوضیح رفتار بازده بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار گرفته است. روش تجربی این پژوهش مبتنی بر مدل MS-EGARCH(1,1) دو رژیمه است. نتایج مشاهدات وابستگی بالایی را از بازده بازار سهام به تغییرات رژیم نشان می‌دهد. بر اساس نتایج، برآورد رژیم صفر مرتبط با رژیم با واریانس و میانگین پایین (رکود) و رژیم یک مرتبط با واریانس و میانگین بالا (رونق) است. در رژیم صفر، شوک‌های قیمت نفت اثر منفی بر بازده سهام دارند، گفتنی‌است تنها در رژیم یک، نوسانات قیمت نفت بر سطح میانگین بازده سهام اثر مثبت و معناداری دارد؛ بنابراین، یافته‌های این پژوهش اثرات نامتقارن نفت خام بر روی بازده سهام در دو رژیم رکود و رونق را نشان‌می‌دهد.

واژگان کلیـــــدی: شوک‌های نفت، بورس اوراق بهادار تهران،راه گزینی مارکف، انتقال رژیم

طبقه‌بندی JEL: C68، D12، D21، D58، Q41،Q43.

*استادیار دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز abbassiebrahim@yahoo.com

**استادیار دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز manijheh_hadinejhad@yahoo.com

***کارشناس ارشد اقتصاد Jafar_karimii@yahoo.com

۱. مقدمه

طبق نظریه رهبری عرضه[1](پاتریک،[2]۱۹۶۶)، در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، توسعه مالی محرک و موتور رشد اقتصادی است؛ به این ترتیب که تأسیس و افزایش نهادها و بازارهای مالی به افزایش عرضه خدمات مالی و به دنبال آن موجب افزایش رشد حقیقی اقتصاد منجر می‌شود. این کار توسط حرکت منابع کمیاب از پس‌اندازکنندگان کوچک به سرمایه‌گذاری‌های بزرگ صورت می‌پذیرد. همچنین، نتایج مطالعات گلداسمیت (۱۹۶۹)، مک‌کینون[3] (۱۹۷۳)، شاو (۱۹۷۳)، فرای[4] (۱۹۸۵)، کینگ و لوین[5] (۱۹۷۳)، حاکی از تأیید نظریه پاتریک مبنی بر تأثیر مثبت و علی توسعه مالی بر رشد اقتصادی دارد. تجارب کشورهای مختلف و مطالعات تجربی متعدد در این زمینه نیز بیان‌کننده این واقعیت است که توسعه بخش مالی اثر خالص و مثبتی بر پس‌انداز، تشکیل سرمایه و رشد اقتصادی دارد. از یک سوی، بر اساس مطالعات صورت‌گرفته، در سال‌های اخیر تعدادی از مطالعات تجربی بر روی تغییر رفتار یا شکست ساختاری در متغیرهای اقتصاد کلان تمرکز یافته‌اند. بحران‌های اقتصادی و بروز جنگ از عواملی هستند که موجب تغییر در فرایند پویای سری‌های زمانی مالی و انگیزه استفاده از مدل‌های تغییر رژیم می‌شوند. همیلتون (۱۹۸۹) یک مدل راه‌گزینی مارکف برای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی، به وسیله نشان‌دادن تغییرات گسسته در میانگین بین رژیم‌های رشد بالا و پایین، به منظور رفع عیب موجود در فرایندهای خطی معرفی کرد. بر این اساس، در این مطالعه سعی‌شده از مدل‌های تغییر رژیم برای ارائه مدلی به‌منظور بررسی نحوه اثرگذاری بازارهای خارجی بر بورس اوراق بهادار تهران استفاده شود. این مطالعه از دو جنبه از مطالعات گذشته متمایز است؛ اول اینکه اثر پویای شوک بازار نفت بر روی رفتار بازده بازار سهام، با استفاده از یک مدل MS-EGARCH دو رژیمه مشخص شده و ثانیاً یک مدل EGARCH در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته که امکان استفاده از تغییرات زمانی و نبود تقارن در

1. Supply Leading
2. Patrick
3.Mackinon
4. Fry
5. King and Levine

واریانس شرطی را در نوسانات بازار سهام فراهم می‌کند.[1] این مقاله در ۵ بخش تنظیم شده است. در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم پیشینه پژوهش، در بخش چهارم روش‌شناسی و برآورد مدل و در بخش پنجم جمع‌بندی و خلاصه‌ای از یافته‌های پژوهش ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

طبق نظریه‌های اقتصادی تغییر در قیمت نفت خام از طریق دو کانال عرضه و تقاضا روی اقتصاد اثر می‌گذارد. تأثیر طرف عرضه می‌تواند گویای این مسأله باشد که نفت ماده اولیه بسیاری از تولیدات است. بنابراین، افزایش قیمت نفت تقاضا برای نفت را کاهش می‌دهد. طرف تقاضا نیز از طریق مصرف و سرمایه‌گذاری بر روی اقتصاد تأثیر می‌گذارد. مصرف به واسطه رابطه مثبت خود با درآمد قابل تصرف، به صورت غیرمستقیم از تغییرات قیمت نفت تأثیر می‌پذیرد. با افزایش قیمت نفت شاهد یک انتقال درآمد از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده هستیم، از این رو، مصرف در کشورهای واردکننده نفت کاهش می‌یابد. همچنین، افزایش قیمت نفت از طریق افزایش هزینه شرکت‌ها تأثیر معکوسی روی سرمایه‌گذاری می‌گذارد. علاوه بر تأثیراتی که تغییر در قیمت نفت خام از طریق عرضه و تقاضا به همراه دارد، از طریق نرخ ارز و تورم نیز بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد.

تحلیل ارتباط میان تغییر در قیمت انرژی و اقتصاد، کمی پیچیده است. وقتی که قیمت نفت افزایش پیدا می‌کند، خانوارها و بنگاه‌هایی که از فرآورده‌های نفتی (از جمله بنزین و گازوییل) استفاده می‌کنند، مصرف خود را طوری تعیین می‌کنند که مقدار کمتری از درآمد قابل تصرف خود را صرف فرآورده‌های نفتی کنند. از سوی دیگر، کشورهای تولیدکننده نفت نیز اثر مثبت ثروت را از طریق درآمد حاصل از فروش نفت تجربه می‌کنند.[2]

قیمت دارایی در بازار سهام با توجه به اطلاعات در مورد چشم‌انداز آینده و همچنین شرایط کنونی اقتصاد پیشروی شرکت‌ها تعیین می‌شود. به‌طور کلی، اگر چه تغییر در قیمت نفت خام عامل مهمی برای نوسان در قیمت سهام در نظر گرفته می‌شود، اما در بین اقتصاددانان یک نتیجه کلی مبنی

1. Aloui and Jammazi.(2009).
2. Kiliaan.(2009).

بر رابطه بین قیمت سهام و قیمت نفت وجود ندارد. در بخش سوم نتایج پژوهش‌های خارجی و داخلی مرتبط بررسی شده است.

۳. پیشینه پژوهش

جونس و کال[۱] (۱۹۹۶)، سادروسکی[۲] (۱۹۹۹) و سنر[۳] (۲۰۰۱) ارتباط منفی را بین بازده بازار سهام و شوک‌های قیمت نفت در سهام آمریکا را به دست آورده‌اند؛ در حالی که چن و همکاران[۴] (۱۹۸۶) و هانگ و همکاران[۵] (۱۹۹۶) قادر به تعیین ارتباط معناداری بین دو متغیر پیش‌گفته در این اقتصاد نشدند.

الوی و همکاران[۶] (۲۰۰۸)، با استفاده از روش‌های تک متغیره[۷] و چند متغیره،[۸] به این نتیجه دست یافته‌اند که تغییر در قیمت نفت خام، به صورت معناداری بازده بازار سهام شش کشور توسعه‌یافته را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر اساس مطالعه پارک و راتی[۹] (۲۰۰۸)، شوک‌های قیمت نفت اثر معناداری بر روی بازده بازار سهام انگلیس و سیزده کشور اروپایی واردکننده نفت خام بر جای می‌گذارد.

بتلینگمیر[۱۰](۲۰۰۵)، افزایش بزرگ در قیمت نفت و ریسک جنگ، اثر نامتقارنی را بر روی رفتار قیمت سهام در انگلستان به جای می‌گذارند.

کیلان و پارک[۱۱] (۲۰۰۷) گزارش کردند که تنها افزایش قیمت نفت ایجادشده به علت تقاضای احتیاطی نفت، به صورت منفی قیمت سهام فرانسه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. میلر و راتی[۱۲] (۲۰۰۹)، با استفاده از یک مدل تصحیح خطا (ECM)[۱۳] دریافتند که ارتباط منفی بلندمدت بین شاخص بازده

---

1. Jones and Kaul
2.Sadorsky
3. Ciner
4. Chen, et al
5.Huang, et al
6.Aloui, et al
7. Multivariate
8. Univariate
9. Park and Ratti
10 Bittlingmayer
11. Kilian and Park
12. Miller and Ratti
13. Vector Error Correction Model

بازار سهام و افزایش در قیمت نفت در بازار سهام آمریکا وجود دارد، آنها استدلال نمودند این رابطه می‌تواند، به علت وجود حباب قیمت نفت در اواخر قرن گذشته بوده است.

جامازی و آلوی[1] (۲۰۰۹)، با استفاده از برآورد مدل MS-VAR توسعه داده شده با سری‌های فیلترشده موجک، به تعیین رفتار نوسانات بازار سهام پرداخته‌اند. بر اساس نتایج آنها، شوک‌های قیمت نفت، فاز رکود بازار سهام را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند (بجز برای ژاپن). به علاوه شوک‌های قیمت نفت به صورت موقت بازده بازار سهام را در فاز رونق و معتدل بازار سهام کاهش می‌دهد. این ارتباط منفی پیش از دوره ۱۹۹۹ مشخص‌تر به نظر می‌رسد.

آلوی و جمازی[2] (۲۰۱۰)، با استفاده از یک مدل MS-EGARCH دو رژیمه ارتباط بین نوسانات بازار نفت و قیمت سهام را برای کشورهای فرانسه، انگلیس و ژاپن، برای دوره ۱۹۸۹-۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج آن‌ها، افزایش قیمت نفت تأثیر معناداری را بر روی هر دوی نوسانات بازده سهام و احتمال انتقال در سراسر رژیم‌ها به جای می‌گذارد. در مورد اثرات شوک‌های نفت بر روی پویایی بازار سهام، باید توجه داشت که ادبیات تجربی بر روی مدل‌های MS-GARCH، MS-AR و MS-EGARCH محدود شده است.

هامودہ و چوی[3] (۲۰۰۷)، با استفاده از یک مدل اجزای غیرقابل مشاهده[4] با مدل ناهمسانی واریانس راه‌گزینی مارکف،[5] حساسیت بازده پایدار[6] و ناپایدار[7] بازار سهام شورای همکاری خلیج فارس[8] به نفت را مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج آن‌ها، بازار نفت نقش مهمی را در توضیح رفتار بازار سهام کشورهای یادشده بازی می‌کند؛ طبق یافته‌های مطالعه یادشده، بازده بازار سهام کشورهای یادشده مسیر حرکت یکسانی دارند. به طور خلاصه می‌توان گفت که تغییرات رژیم در رفتار

1. Jammaziand Aloui
2. Aloui and Jammazi
3. Hammoudeh and Choi
4. Unobserved-component
5. Markov-switching heteroskedasticity
6. Permanent
7. Transitory
8. Gulf Cooperation Council

بازار سهام اثبات شده است، این امر ما را به بررسی بود یا نبود تغییرات رژیم در بازار سهام ایران و نقش عوامل برونزا در تعیین مسیر حرکت بازده سهام در ایران تشویق می‌کند.

در مطالعات داخلی، صمدی و همکاران (۱۳۸۶)، با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ و مدل اقتصادسنجی گارچ، به بررسی شاخص‌های قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. براساس نتایج آن‌ها، تأثیر شاخص قیمت جهانی طلا بر شاخص قیمت سهام بورس تهران، نسبت به تأثیر شاخص قیمت جهانی نفت بیشتر است؛ به طوری که نتایج نشان‌دهنده اثر منفی شاخص قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت سهام بورس تهران دارد.

۴. روش‌شناسی و برآورد مدل

۴-۱. مدل GARCH نمائی راه‌گزینی مارکوف (MS-EGARCH)

یک مدل EGARCH (1,1) معرفی شده توسط نلسون[1] (۱۹۹۱) به صورت رابطه ۱ و ۲ برای y_t تعریف می‌شود:

$$y_t = f(x_t;\vartheta) + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_t) \quad (۱)$$

$$ln(h_t) = \omega_0 + \varphi\left[\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \beta\, ln(h_{t-1}) + \delta\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (۲)$$

در رابطه ۱، $f(x_t;\vartheta)$ میانگین شرطی، x_t یک بردار از M متغیر توضیحی است که ممکن است شامل $y_t's'$ وقفه باشد، φ یک بردار $(M\times1)$ از پارامتر، I_{t-1} مجموعه اطلاعاتی است که شامل تمام اطلاعات در دسترس در زمان $(t-1)$ بوده و در نهایت ε_t عبارت خطاست. هنگامی که طبق رابطه ۲، واریانس شرطی از یک فرآیند EGARCH(1,1) پیروی می‌کند، D عموماً از توزیع t معرفی شده به وسیله برولسلو[2] (۱۹۸۷) تبعیت می‌نماید.[3] h_t به عنوان واریانس شرطی برآوردشده، اکیداً مثبت بوده و

1. Nelson
2. Bollerslev

۳. به علت اینکه در روش راه گزینی مارکف شوک‌ها مثبت و منفی در نظر گرفته می‌شوند؛ در نتیجه نیاز به یک توزیع متقارن مانند z و t است. از سوی دیگر، چون واریانس و میانگین جامعه مورد بررسی در پژوهش‌های مختلف مجهول است، لازم است از توزیع t استفاده شود.

و نیازی به محدودیت‌های غیر منفی استفاده شده در برآورد مدل GARCH نـدارد. رابطـه ۲، یـک اثـر نامتقارن اخبار منفی را بر روی واریانس نشان می‌دهد. بر اساس نظر بلک[1] (۱۹۷۶) و نلسـون (۱۹۹۱)، نوسانات بازار سهم به وسیله افزایش و کاهش قیمت سهام نامتقـارن تحـت تـأثیر قـرار مـی‌گیـرد. اثـر نامتقارن در نوسانات به وسیله ضریب γ تفسیر می‌شود، به حساب آوردن این ضریب برای رفع مشـکل مدل‌های GARCH به وسیله لاماورکس و لاستراپس[2] (۱۹۹۰) معرفی شد. طبق مطالعـه آنهـا، درجـه بالاتر ثبات نشان داده شده به وسیله فرآیند GARCH استاندارد، ممکن است در صورت وجود شکست ساختاری تقلبی و اشتباه باشد. همیلتون و ساسمل[3] (۱۹۹۴)، با به‌کار بسـتن مـدل ARCH راه‌گزینـی مارکف (SWARCH) برای داده‌های هفتگی بازده سهام انگلیس، مشاهدات قوی را از تغییرات رژیم در فرآیند ARCH تأیید کردند. افزون بر این، آن‌ها ادعا کردند که بـه حسـاب آوردن تغییـرات رژیـم، بـه کاهش قابل ملاحظه در درجه پایداری نوسانات جزء خطا منجر می‌شـود. بـر ایـن اسـاس، همیلتـون و ساسمل (۱۹۹۴) در چارچوب مدل تغییرات رژیم، تابع واریانس شـرطی را بـا فـرض واریـانس شـرطی وابسته به وضعیت‌های اقتصاد اصلاح کردند. بر اساس نظر هنری (۲۰۰۹)، مـدل MS-EGARCH(1,1) اولیه می‌تواند به صورت رابطه‌های ۳ و ۴ اصلاح شود:

$$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t}) \quad (۳)$$

$$ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \, ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \quad (۴)$$

بر خلاف مدل SWARCH، مدل MS-EGARCH تضمین می‌کند که واریانس شرطی، بـدون اسـتفاده از قید غیرمنفی، مثبت باشد. با فرض وجـود دو رژیـم، رژیـم‌هـا بـه وسـیله متغیـر پنهـان نشـان داده می‌شوند، به طوری که S_t وابسته به وضعیت اقتصـاد بـوده کـه در دوره‌هـای رکـود مقـدار صـفر و در دوره‌های رونق مقدار یک را اختیار می‌کند. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله یک فرایند مـارکف مرتبـه اول معرفی شده به وسیله همیلتون (۱۹۸۹) کنترل می‌شود و به صورت رابطه ۵ است:

1. Black
2. Lamoureaux and Lastrappes
3. Hamilton and Susmel

$$\begin{aligned} P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) &= 1 - p_{11} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) &= 1 - p_{00} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned} \quad (۵)$$

در رابطه ۵، رژیم رایج s_t به رژیم دوره گذشته s_{t-1} وابسته است؛ به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند، نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است. طبق نظر همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، کای[1] (۱۹۹۴) و هنری (۲۰۰۹)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، شکل تابعی آنها به صورت رابطه ۶ است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \quad and \quad p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1+e(\partial_0)} \quad (۶)$$

بر اساس نظر همیلتون (۱۹۸۹) و گری (۱۹۹۵)، مدل MS-EGARCH می‌تواند با استفاده از تکنیک‌های حداکثر راست‌نمایی[2] برآورد شود. همان‌طور که ذکر شد، بر عکس مدل‌های MS-GARCH، مدل انتخاب شده در این پژوهش، به علت اینکه واریانس شرطی به شوک‌های گذشته، حال و وضعیت گذشته اقتصاد وابسته است، در تسخیر رژیم وابسته به اثر،[3] ثبات[4] و پاسخ نامتقارن به یک شوک کاملاً انعطاف‌پذیر است.[5]

در تحلیل این پژوهش مانند مطالعه هنری (۲۰۰۹)، متغیر اطلاعات شوک‌های بازار نفت بوده که نه تنها میانگین و واریانس بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بلکه بر روی احتمالات انتقال رژیم نیز مؤثر است. بر این اساس، مدل MS-EGARCH(1,1) به صورت رابطه‌های ۷ و ۸ بازنویسی می‌شود:

$$y_t = \mu_{it} + \eta_i x_{t-1} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t}) \quad (۸)$$

$$ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \, ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \lambda_i x_{t-1} \quad (۹)$$

در رابطه‌های ۸ و ۹، x_{t-1} تغییرات قیمت نفت در دوره $t-1$ است.

1. Cai
2. Maximum Likelihood
3. Impact
4. Persistence
5. Henry. (2009)

۴-۲. داده‌های پژوهش

در این مقاله از داده‌های ماهانه[۱] قیمت نفت[۲] و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)[۳]در سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۲ با استفاده از نرم‌افزار TSM استفاده شده است. این متغیرها به ترتیب از بانک مرکزی و صندوق بین‌المللی پول تهیه شده‌اند. تغییرات قیمت نفت هر دوره نسبت به دوره پیشین، به عنوان شوک قیمت نفت در نظر گرفته شده است؛ به علاوه با استفاده از رابطه ۱۰، لگاریتم نسبت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در هر دوره نسبت به دوره پیشین در صد ضرب‌شده و به عنوان بازده سهام ماهانه بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شده است.[۴]

$$r_t = 100 \times ln\left(\frac{TEPIX_t}{TEPIX_{t-1}}\right) \qquad (۱۰)$$

تشخیص تعداد رژیم‌های مدل‌های مارکوف از طریق آزمون نرخ راست‌نمایی عمومی[۵] یا آزمون والد[۶] به به این دلیل که توزیع مجانب‌شان[۷] غیراستاندارد است، امکان‌پذیر نیست. برای حل این مشکل از آزمون نرخ راست‌نمایی معرفی شده به وسیله گارسیا و پرون[۸] (۱۹۹۶) استفاده شده است. بر این اساس، فرض صفر نبود تغییر در نوسانات بازده سهام به وسیله یک فرآیند EGARCH(1,1) (یک رژیمه) در مقابل یک ساختار MS-EGARCH که شامل تغییر در نوسانات بازده سهام است (دو رژیمه) مورد آزمون قرار گرفته است. گفتنی است که میانگین و واریانس به صورت جداگانه برآورد شده است. با استفاده از مقادیر بحرانی آکائیک[۹] (۱۹۷۴)، حنان کوئین[۱۰] (۱۹۷۹) رتبه خودرگرسیون در تابع میانگین، صفر تعیین‌شده و

---

۱. برای محاسبه داده‌های ماهانه میانگین روزهای کاری بازار نفت و بازار بورس اوراق بهادار تهران در یک ماه استفاده شده است.

۲. چون در این پژوهش، هدف بررسی نوسانات قیمت نفت بر شاخص بورس اوراق بهادار بوده و از طرفی به علت برونزا بودن قیمت نفت تنها عاملی که موجب نوسان در درآمدهای نفتی به صورت غیر برنامه‌ریزی می‌شود، از متغیر قیمت نفت استفاده شده است. گفتنی‌است به علت تحریم‌های پی در پی نمی‌توان بر روی ثبات حجم صادرات نفتی برنامه‌ریزی کرد.

3. Tehran Exchange Price Index
4. Aloui and Jammazi . (2008).
5. Usual Likelihood Ratio
6. Wald Tests
7.Asymptotic Distributions
8. Garcia and Perron
9. Akaike
10. Hannan and Quinn

برای تابع واریانس مدلEGARCH(1,1) سری بازده سهام را خوب توصیف می‌کند. آماره آزمون LR به وسیله رابطه $LR=2|\ln L_{MS\text{-}EGARCH}-\ln L_{EGARCH}|$ تعیین‌شده و ارزش بحرانی مبتنی بر ارزشP داویس[1] (۱۹۸۷) است که به وسیله گارسیا و پرون پیشنهاد شده است. نتایج در جدول ۱ قابل مشاهده است. بر اساس نتایج جدول ۱، آزمون نرخ راست‌نمایی مدل MS با احتمالات انتقال ثابت شده و شامل دو رژیم، بالاتر از مدل EGARCH(1,1) برای بازده بازار سهام است. بنابراین، قادر به رد فرض صفر مبنی بر نبود تغییر در رژیم با سطح معناداری ۱ درصد هستیم. بنابراین، روشن است که نتایج قوی از تغییر رژیم در نوسانات بازار سهام وجود دارد؛ در نتیجه، نوسانات بازار سهام به وسیله مدل MS-EGARCH دو رژیمه بهتر توصیف می‌شود. این نتایج با نتایج مطالعات هنری[2] (۲۰۰۹) و آلوی و جمازی (۲۰۰۹) سازگار است[3].

جدول ۱. آزمون LR بررسی حال خطی‌بودن بازده بازده سهام

	lnL	LR
EGARCH(1,1) خطی	۲۴۹/۸۶	$\chi^2 = 20.06^{***}$
MS-EGARCH(1,1)	۲۶۰/۱۶	

***: در سطح ۱ درصد معنادار است.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

۴-۳. مدل MS-EGARCH با احتمالات انتقال ثابت‌شده

در این بخش نتایج برآورد مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره[4] با احتمالات انتقال ثابت‌شده، برای بازار بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است. تمام پارامترها در توابع میانگین و واریانس وابسته به رژیم بوده (اجازه داده شده است که در رژیم‌های مختلف تغییر کنند). از ویژگی‌های مدل‌های تغییر

1. Davies
2. Henry
۳. گفتنی‌است، الوی و جمازی (۲۰۰۹)، خضری (۱۳۹۱)، مهرآرا (۱۳۹۰)، رسولی (۱۳۹۲) در پژوهش خود از آزمون LR برای آزمودن یک یا دو رژیم استفاده کرده‌اند. همچنین، قابل ذکر است مدل‌های غیرخطی حالت عمومی‌تری از مدل‌ها بوده که مدل‌های خطی را نیز در بر می‌گیرند.
4. Univariate

رژیم، بررسی هم‌زمان اثرات عدم تقارن[1] و اثرات ARCH در مدل است. ویژگی دیگر مدل‌های تغییر رژیم، در نظر گرفتن عواملی است که قابل مشاهده نیستند؛ اما بر وقوع رژیم‌های مختلف تأثیرگذارند. پس از برآورد مدل، ضرایب اثرات عدم تقارن δ_1 بی‌معنی تشخیص داده شد؛[2] بر این اساس؛ نتایج برآورد با حذف ضرایب اثرات نامتقارن در جدول ۲، قابل مشاهده است.

1. Asymmetry Effects

۲. گفتنی‌است، تغییرات رژیم ارتباطی با تأثیرات نامتقارن ارتباطی ندارد. بدین معنی که اثرات متغیر شوک نفت بر بازده سهام می‌تواند در دو رژیم قرار داشته باشد؛ اما تأثیرات در هر دو رژیم متقارن باشد (هر دو تأثیر مثبت یا منفی).

جدول ۲. نتایج برآورد مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره بازده سهام

$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t})$ $\ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left\| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right\| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}}$	
μ_0	-۰/۰۰۴۱۵ t= -۰/۷۷۲ prob=(۰/۳۴)
μ_1	۰/۰۳۲۹ t= ۸/۳۴*** prob=(۰۰۰۰)
ω_0	۷/۲۹۷ t= ۴/۶۸*** prob=(۰۰۰۰)
ω_1	۸/۹۶ t= ۱۹/۰۲*** prob=(۰۰۰۰)
ϕ_0	۰/۹۴۷۸ t= ۱۸/۸۱*** prob=(۰۰۰۰)
ϕ_1	۰/۹۰۴۴ t= ۱۲/۴۹*** prob=(۰۰۰۰)
β_0	۰/۹۶۶ t= ۱۰/۵۹** (۰۰۰۰)
β_1	۱/۳۰۴ t= ۵/۶۸*** prob=(۰۰۰۰)
θ_0	-۳/۲۸ t= ۳/۰۹*** prob=(۰۰۰۰)
∂_0	۳/۷۸ t= ۳/۴۸*** prob=(۰/۰۰۰)
p_{00}	۰/۹۶۳۸
p_{11}	۰/۹۷۷۷
Log-likelihood	۲۶۰/۱۶

*** در سطح ۱ درصد معنادار است.

** در سطح ۵ درصد معنادار است.

* در سطح ۱۰ درصد معنادار است.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

هر یک از دو رژیم تشخیص داده شده برای بازده بازار سهام تفسیر اقتصادی مشخصی دارد، برای این اساس شرح نتایج برآورد که در جدول ۲ ارائه شده، به شرح زیر است:

۱. بر اساس نتایج برآورد دو نوع از رژیم، وضعیت رکود[1] با بازده انتظاری پایین و نوسان پایین و رژیم دوم، وضعیت رونق[2] با بازده انتظاری بالا و نوسان بالا تشخیص داده شد. بر اساس نتایج، جمله ثابت میانگین و واریانس شرطی رژیم یک بالاتر از رژیم صفر است. میانگین بازدهی در طول وضعیت رکود (μ_0) برای هر ماه ۰/۰۰۴۱۵- برآوردشده و به صورت معناداری متفاوت از صفر است، به علاوه در رژیم یک، مقدار آن (μ_1) به ۰/۰۳۲۹ افزایش یافته است.

۲. به منظور تشخیص اینکه کدام رژیم پایدارتر است، نیاز به تفسیر احتمالات برآورد شده است. بر اساس نتایج برآورد احتمالات انتقال p_{00} و p_{11}، هر دو برای بازده سهام کاملاً معنادارند.[3] بر اساس نتایج احتمالات، ماندن در رژیم صفر (p_{00} در حدود ۰/۹۶۳۸ است) کوچکتر از احتمال ماندن در رژیم یک (p_{11} در حدود ۰/۹۷۷۷است) و بزرگی مقدار آنها دلالت بر این دارد که تنها یک حادثه شدید می‌تواند بازده سهام یا سری نوسانات بازده سهام بورس اوراق بهادار را از رژیم یک به رژیم صفر انتقال دهد و برعکس.[4]

۳. پارامترهای β_0 و β_1 مدل EGARCH، که پایداری در واریانس شرطی را تسخیر می‌کند، برای بازده سهام معنادار است. همان‌طور که ذکر شد، ضرایب اثرات نامتقارن δ_1 و δ_0 بازده بازار سهام بی‌معنا بوده و از مدل حذف شده است، بی‌معنابودن این ضرایب نشان می‌دهد که بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران به صورت متقارن به تغییرات مثبت و منفی واکنش نشان می‌دهد.

۴. مزیت دیگر مدل‌های مارکوف این است که احتمالات رژیم‌های شرطی در رژیم صفر و یک را در زمان t فراهم می‌کند. در ادبیات مدل‌های تغییر رژیم برآوردشده، دو احتمال شرطی متفاوت

---

1. Recession
2. Expansion

۳. منظور از معناداری احتمال‌های هر رژیم تفاوت آنها از احتمال ۰/۵ است.

۴. با توجه به اینکه سطح احتمال وقوع هر رژیم بسیار بالاست، امکان تغییر در احتمال‌های هر رژیم بسیار پایین است. به همین دلیل از روش TVMS برای محاسبه تغییرات احتمال‌ها در طی زمان کاربرد ندارد.

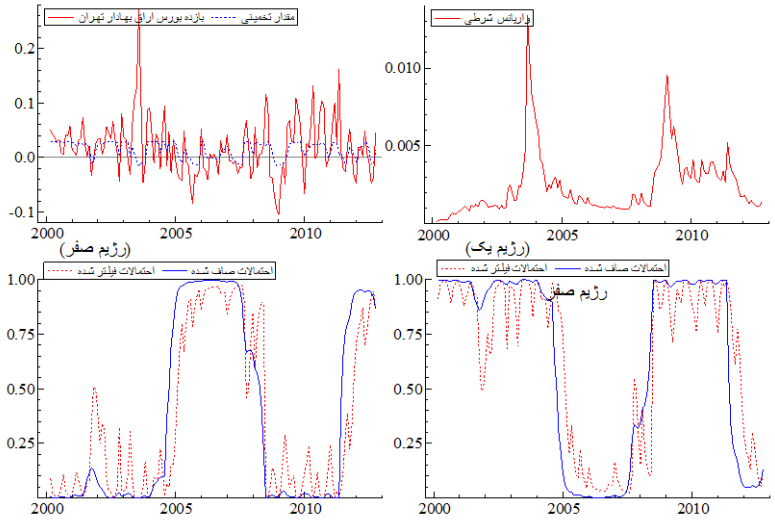
مورد توجه است. احتمالات فیلترشده[1] که بیشتر در زمان پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد و احتمالات صاف‌شده[2] که بیشتر به منظور تصمیم‌گیری در زمانی که تغییرات رژیم رخ می‌دهد، مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ به طوری که احتمالات فیلترشده مبتنی بر اطلاعات موجود در زمان t بوده ($Pr[S_t=1/\Phi_{t-1}]$) و احتمالات صاف‌شده که مبتنی بر نمونه کامل هستند ($Pr[S_t=1/\Phi_t]$)، به‌طوری که احتمالات صاف‌شده به منظور درک بیشتر تفسیر اقتصادی که با استفاده از پارامترهای برآوردشده ایجاد شده، سودمند است.[3]

به‌منظور تفسیر بهتر دو رژیم، در نمودار ۱، احتمالات صاف‌شده برای مدل MS-EGARCH(1,1) با دو رژیم بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است. به منظور آنالیز فازهای نوسانات، در مقاله آلوی و جمازی (۲۰۰۹)، یک رکود (رونق) در زمان t، هنگامی‌که احتمالات شرطی در رژیم صفر (یا یک) بالاتر از ۵۰ درصد (پایین‌تر از ۵۰ درصد) هستند تفسیر شده، به‌طوری که:

- اقتصاد در رژیم صفر خواهد بود هنگامی‌که $P_i(s_t=0)>0.5$.
- اقتصاد در رژیم یک خواهد بود هنگامی‌که $P_i(s_t=1)<0.5$.[4]

1. Filter Probability
2. Smoothed Probability
3. Aloui and Jommazi. (2009).
4. Ibid

نمودار ۱. احتمالات صاف‌شده و فیلترشده مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره بازده سهام



مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

بر اساس نمودار ۱، هر چه احتمال وقوع رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیکتر باشد، احتمال قرار گرفتن بازده بازار سهام در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است.

به علاوه نمودار ۱، نشان می‌دهد که واریانس در بین دو رژیم، مطابق با وضعیت واریانس بالا و میانگین بالا (یا فاز رونق) و وضعیت واریانس پایین و بازده پایین (یا فاز رکود) تغییر می‌کند.[۱]

۴-۳. اثر شوک‌های بازار نفت خام و رفتار نوسانات بازده سهام در رژیم‌های رکود و رونق

در این بخش، متغیر شوک نفت را در تابع میانگین و واریانس مدل MS-EGARCH وارد می‌کنیم. هدف اصلی این است که بررسی شود، آیا شوک‌های قیمت نفت به بازده سهام مرتبط است و آیا می‌تواند تغییرات رفتاری در بازده سهام را توضیح دهد یا خیر؟ برای این منظور مدل MS-EGARCH

۱. گفتنی‌است، در هر دوره‌ای که احتمال وقوع رژیم کمتر از ۰/۵ باشد، در آن دوره اقتصاد در رژیم صفر خواهد بود و در هر دوره‌ای که احتمال وقوع رژیم بیش از ۰/۵ باشد، اقتصاد در رژیم یک خواهد بود. شکست ساختاری در زمان‌هایی رخ داده است که احتمال دو دوره متوالی یکی بیش از ۰/۵ و یکی کمتر از ۰/۵ باشد. به بیان دیگر، اگر در این دوره در رژیم صفر بوده‌ایم، در دوره آینده در رژیم یک باشیم و یا برعکس.

با احتمالات انتقال ثابت‌شده،[1] بسط داده شده است. به منظور تعیین اینکه شوک‌های قیمت نفت بر روی بازده بازار سهام تأثیرگذار است یا خیر، ارزش راست‌نمایی دو مدل در حالت بود یا نبود شوک نفت مورد مقایسه قرار گرفته است.

جدول ۳. آزمون LR بررسی تأثیر یا نبود تأثیر متغیر وقفه اول شوک قیمت نفت بر روی بازده سهام

	lnL	LR
MS-EGARCH(1,1) یک متغیره	۲۶۰/۱۶	$\chi^2 = 24.02^{***}$
MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه اول متغیر قیمت نفت	۲۷۲/۱۷۱	

*** در سطح ۱ درصد معنادار است.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

نتایج آزمون آشکار می‌کند که مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول متغیر شوک نفت و احتمالات انتقال ثابت‌شده، نرخ راست‌نمایی بالاتری در مقایسه به مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره دارد و مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود. این یافته‌ها مشاهداتی را مبنی بر اثرگذاری معنادار شوک‌های نفت خام بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران فراهم می‌کند. در جدول ۴، نتایج برآورد مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال ثابت‌شده، محاسبه شده است. شایان ذکر است که به علت معنادار نبودن شوک بازار نفت در مدل واریانس شرطی، از آن حذف شده است.

1. Fixed Transition Probabilities

جدول ۴. نتایج برآورد مدل*MS-EGARCH(1,1) *با شمول وقفه اول متغیر شوک قیمت نفت

$y_t = \mu_{it} + \eta_i x_{t-1} + \varepsilon_t \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t})$ $\ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}}\right\rvert - \sqrt{2/\pi}\right] + \beta_i \ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \lambda_i x_{t-1}$	
μ_0	۰/۰۰۱۶ ۰/۱۱
μ_1	۰/۰۲۸۷ ۲/۵۳۶**
η_0	-۰/۰۰۴۱ -۵/۴۹***
η_1	۰/۰۰۲۲** ۱/۸۵*
ω_0	۷/۰۹ ۱۵/۴۱***
ω_1	۸/۶ ۱۴/۸۷***
φ_0	-۱/۰۷۵ -۷/۲۴***
φ_1	۰/۹۴ ۳۵/۶۷***
β_0	-۱/۳۴ -۷/۰۲***
β_1	۱/۲۴ ۱۴/۱۸***
θ_0	-۰/۰۶۲ ۴/۱۲***
∂_0	-۱/۱۰۴ -۳/۵۲۵***
p_{00}	۰/۴۸۴
p_{11}	۰/۷۵
Log-likelihood	۲۷۲/۱۷

*** در سطح ۱٪ معنادار است.

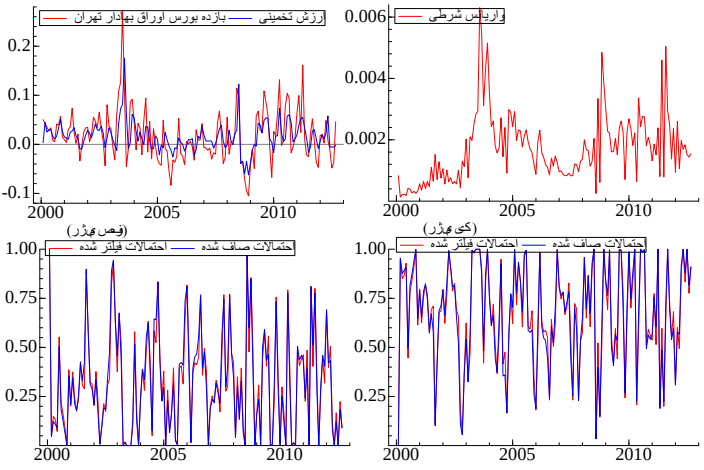
** در سطح ۵٪ معنادار است.

* در سطح ۱۰٪ معنادار است.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

نتایج برآورد برای مدل صفر مرتبط با رژیم واریانس و میانگین پایین و رژیم یک مرتبط با واریانس و میانگین بالاست. بر اساس نتایج جدول ۴، ضرایب برآوردشده شوک نفت به صورت معناداری متفاوت از صفر است. این اثرات در رژیم صفر منفی و در رژیم یک مثبت است. بر اساس نتایج برآورد در رژیم میانگین و واریانس پایین (رژیم رکود)، شوک‌های قیمت نفت اثر منفی[۱] بر میانگین بازده سهام داشته $(\eta_0 = -0.0041)$، اما در رژیم میانگین و واریانس بالا (رژیم رونق)، بر سطح میانگین بازده سهام اثر مثبت و معناداری بر بازده سهام دارد $(\eta_1 = 0.0022)$. این نتایج نشان‌دهنده اثرات نامتقارن نفت خام بر روی بازده سهام در دو رژیم رکود و رونق آن است. در نمودار ۲، احتمالات صاف‌شده برای مدل MS-EGARCH(1,1) با دو رژیم بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران و شمول وقفه اول متغیر قیمت نفت ارائه شده است.

نمودار ۲. احتمالات صاف‌شده برای مدل MS-EGARCH(1,1) با دو رژیم بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران و شمول وقفه اول متغیر قیمت نفت



مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

۱. حجم نقدینگی افزایش‌یافته به علت افزایش درآمدهای نفتی به علت پدیده بیماری هلندی در اقتصاد کشور موجب جریان یافتن نقدینگی به این بازارها شده است که این امر با افزایش تقاضا در این بخش موجب افزایش شدید تورم می‌شود و مزیت نسبی که به علت افزایش درآمدهای نفتی به‌دست آمده با افزایش تورم کاهش خواهد یافت.

بر اساس نمودار ۲، هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیکتر باشد، احتمال قرارگرفتن بازده بازار سهام در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. به علاوه شکل ۲ نشان می‌دهد که واریانس در بین دو رژیم، مطابق با وضعیت میانگین و واریانس پایین (رژیم رکود) و وضعیت میانگین و واریانس بالا (رژیم رونق) تغییر می‌کند.

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، نقش نوسانات بازار نفت در توضیح رفتار بازار سهام، با استفاده ازداده‌های ماهانه سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ بررسی شده است. روش تجربی این پژوهش، مبتنی بر مدل MS-EGARCH(1,1) دو رژیمه است. با توجه به اینکه مدل MS-EGARCH(1,1) توانایی بررسی تغییرات رژیم را در بازار سهام دارد، در تحقیق حاضر از این مدل بهره گرفته شده است. نتایج پژوهش با شمول متغیر نوسانات قیمت نفت، به شرح زیر است:

مدل MS-EGARCH(1,1) ارائه‌شده با راه‌گزینی در میانگین و واریانس، یک تقریب آماری بهتری را در داده‌ها نشان می‌دهد. نتایج مشاهداتی قوی را از وابستگی بازده بازار سهام به تغییرات رژیم نشان می‌دهد. رژیم اول مرتبط با رژیم واریانس و میانگین پایین بوده و رژیم دوم مرتبط با واریانس و میانگین بالاست.

ضرایب برآوردشده شوک نفت به صورت معناداری متفاوت از صفر است. این اثرات در رژیم صفر منفی و در رژیم یک مثبت است. بر اساس نتایج برآورد در رژیم میانگین و واریانس پایین (رژیم رکود)، شوک‌های قیمت نفت، اثر منفی بر میانگین بازده سهام می‌گذارد $(\eta_0 = -0.0041)$، اما در رژیم میانگین و واریانس بالا (رژیم رونق)، متغیر قیمت نفت بر سطح میانگین بازده سهام اثر مثبت و معناداری می‌گذارد $(\eta_1 = 0.0021)$. این نتایج نشان‌دهنده اثرات نامتقارن نفت خام بر روی بازده سهام در دو رژیم رکود و رونق است.

پرسشی که مطرح می‌شود، این است که در صورت پذیرش تأثیر معنادار افزایش قیمت نفت، دلیل تغییر نحوه تأثیرگذاری تغییرات قیمت نفت بر بازده بازار سهام در این دوره چه بوده است؟ به عنوان تحلیلی منطقی برای پاسخ به این پرسش، افزایش فزاینده بازده سرمایه‌گذاری در بخش زمین و

مسکن به علت افزایش قیمت آن پس از سال ۱۳۸۵، همچنین ثبات نسبی عرضه آن می‌توان دریافت دلیل اصلی رکود بازار سهام در این دوره بالابودن بازدهی سرمایه‌ای مسکن است، بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش قیمت نفت با افزایش بیشتر بازدهی اقتصادی در دارایی‌های رقیب دارایی‌های مالی (مانند زمین و مسکن) در این دوره، به انتقال سرمایه از بازار سهام به این بخش‌ها منجر شده است، به‌طوری که اثرات مثبت افزایش قیمت نفت در افزایش سرمایه پولی در دسترس مردم (به عنوان مثال به علت افزایش وام‌های اعطایی یا سیاست‌های مالی انبساطی)، با افزایش بیشتر بازدهی در دارایی‌های رقیب به علت تقاضای سوداگری در این دارایی‌ها،[۱] روند خروج سرمایه از بازار سهام و انتقال آن به بخش‌های رقیب را افزایش داده است. در مطالعات آتی می‌توان به بررسی سیاست‌های مختلف بر بازده بازار سهام و بازار دارایی‌های رقیب به‌صورت هم‌زمان پرداخت.

۱. شاکری. (۱۳۸۸). ص ۷۸۰.

منابع

- ختایی، محمود؛ شاه حسینی، سمیه و مولانا، سید حامد. (۱۳۸۶). بررسی اثر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۷(۳): صص ۱۲۹-۱۰۳.
- سرزعیم، علی. (۱۳۸۶). بررسی اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی در یک مدل VAR. فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال۴(۱۲): صص ۵۱-۲۷.
- صمدی، سعید؛ شیرانی‌فخر، زهره و داورزاده، مهتاب. (۱۳۸۶). بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل‌سازی و پیش‌بینی). فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)، ۴(۲): صص ۵۱-۲۵.
- عباسی‌نژاد، حسین. (۱۳۸۵). تحلیل اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از جدول داده-ستانده. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، (۳۸): صص ۲۵-۱.
- فخرحسینی، سیدفخرالدین و شهابی، علی. (۱۳۸۷). بررسی اثر توسعه بازار بورس بر رشد اقتصادی در ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی "علوم اقتصادی"، ۷(۲۴): صص۹۶-۸۱.
- متوسلی، محمود و فولادی، معصومه. (۱۳۸۵). بررسی آثار افزایش قیمت جهانی نفت بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال در ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌ای. مجله تحقیقات اقتصادی، -(۷۶). صص ۷۶-۵۱.
- مهر آرا، محسن و نیکی اسکویی، کامران. (۱۳۸۵). تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی. پژوهشنامه بازرگانی، (۴۰): صص ۶۳-۳۲.
- شاکری، عباس، ۱۳۸۸، اقتصاد کلان، جلد دوم، نشر پارس نویسا.

- Aydemir, O., Demirhan, E. (2009). The Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Turkey. International Research Journal of Finance and Economics 23, PP 207–215.
- Blanchard, O.J., Gali, J. (2007) .The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are 2000s so Different from the 1970s? National Bureau of Economic Research. Working Paper 13368.

- Branson, W.H. (1983). Macroeconomic determinants of real exchange risk. In: Herring, R.J. (Ed.), Managing Foreign Exchange Risk. Cambridge University Press, Cambridge.
- Chen, N.F., Roll, R., Ross, S.A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. Journal of Business 59, PP 383–403.
- Cifter, A., Ozun, A. (2007). Multiscale Systematic Risk: An Application on ISE 30, MPRA Paper 2484, University Library of Munich: Germany.
- Ciner, C. (2001). Energy Shocks and Financial Markets: Nonlinear linkages. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics 5, PP 203–212.
- Clements, M.P., Krolzig, H.M. (1998). A Comparison of the Forecast Performance of Markov-switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP. Econo-metrics Journal1, C47–C75.
- Corden, W. M., Neary, J. P. (1982). Booming Sector and De-industrialisation in a Small Open Economy. The Economic Journal, 92, PP 829-831.
- Hamilton, J.D. (1988). Rational-Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: an Investigation of the Term Structure of Interest Rates. Journal of Economic Dynamics and Control 12, PP 385–423.
- Kutty, G. (2010). The Relationship Between Exchange rates and Stock Prices: the Case of Mexico. North American Journal of Finance and Banking Research 4, PP 1–12.
- Matsuyama, K. (1992). Agricultural Productivity, Comparative Advantage and Economic Growth. Journal of Economic Theory, 1992. P 58.
- Rasiah, R., Shari, I. (2001). Market, government and Malaysia's New Economic Policy. Cambridge Journal of Economics, 25.
- Raymond, J.E., Rich, R.W. (1997). Oil and the macroeconomy: a Markov State– witching approach. Journal of Money, Credit and Banking 29, PP193–213.
- Watson, M.W. (1986). Univariatedetrending Methods with Stochastic Trends. Journal of Monetary Economics 18, PP 49–75.
- Yang, S.Y., Doong, S.C. (2004). Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries. International Journal of Business and Economics 3, PP 139–153.

- Yau, H.Y., Nieh, C.C. (2009). Testing for Cointegration with Threshold Effect between Stock Prices and Exchange Rates in Japan and Taiwan. Japan and World Economy 21, PP 292–300.
- Younger, S.D. (1992). Aid and the Dutch Disease: Macroeconomics Management when Everybody Loves you. World Development, Vol. 20 (11).
- Zhao, H. (2010). Dynamic Relationship between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China. Research in International Business and Finance 24, PP 103–112.