Archive of SID

فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هشتم / شماره‌ی ۲۹/ تابستان ۱۳۹۰/ صفحات ۶۰- ۳۱

تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازده‌ی سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه‌گزینی مارکف

سید ابراهیم حسینی نسب*

دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، hoseinie@modares.ac.ir

محسن خضری

دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، khezri@modares.ac.ir

احمد رسولی

دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، ahmad.rasoli1364@gmail.com

تاریخ دریافت: ۸۹/۵/۲۰ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۶

چکیده

با توجه به تأثیر گسترده نوسانات قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران و اهمیت بازارهای مالی در رشد و توسعه اقتصادی، در این مقاله اثر شوک‌های بازار نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران، در دوره فروردین ماه سال ۱۳۷۶ تا مرداد ماه سال ۱۳۸۹ بررسی شده است؛ به طوریکه به منظور بررسی دقیق اثرات فوق، از روش آنالیز موجک (به منظور نویز زدایی سری زمانی) و روش خود رگرسیون برداری راه‌گزینی مارکف (MS-VAR) استفاده شده است. بر اساس نتایج مقاله، در فاز رکود و رونق بازده بازار سهام با نوسانات شدید و فاز رونق بازده بازار سهام با نوسانات ملایم، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام مثبت است؛ به علاوه در فاز رکود بازده بازار سهام با نوسانات ملایم، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام منفی می‌باشد به طوری که افزایش قیمت نفت به عنوان عامل تداوم رکود در بورس اوراق بهادار تهران عمل کرده است. یافته‌های تجربی مقاله فوق، دلالت‌های مفیدی را برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذارانی که نیازمند تشخیص اثرات دقیق تغییرات قیمت نفت بر روی بازده سهام هستند فراهم می‌کند.

طبقه بندی JEL : E32 ، Q41، G14

کلید واژه: آنالیز موجک، شوک‌های نفت، انتقال رژیم، بورس اوراق بهادار تهران

---

* نویسنده‌ی مسئول

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

اهمیت بررسی اثر شوک‌های بازار نفت بر روی اقتصاد ایران، به عنوان دومین تولیدکننده در میان سازمان کشورهای صادر کننده‌ی نفت خام ((OPEC (2009)[1])، به دلیل حجم وسیع درآمد صادرات و بودجه‌ی سالیانه‌ی دولت از صادرات نفت می‌باشد، به طوری که شوک بازارهای نفت جهانی، می‌تواند اثری زیادی بر روی کل ساختار اقتصادی ایران به جای بگذارد (خیرخواهان و شرکاء، ۱۳۸۲؛ گسکری و همکاران، ۱۳۸۳؛ عباسی‌نژاد، ۱۳۸۵؛ مهر آرا و نیکی اسکویی، ۱۳۸۵، متوسلی و فولادی؛ ۱۳۸۵؛ ختایی و همکاران، ۱۳۸۶؛ عباسیان و همکاران، ۱۳۸۶؛ شکیبایی و همکاران، ۱۳۸۷).

لازمه‌ی یک حرکت به سوی توسعه‌ی اقتصادی پایدار، به دست آوردن منابع لازم برای مجموعه‌ی فعالیت‌های اقتصادی، با تجهیز منابع پس‌انداز موجود در اقتصاد ملی می‌باشد؛ تصمیمات سرمایه‌گذاری بر طبق معیار توبین در بازارهای سهام انجام می گیرد، به طوری که نوسانات موجود در بازار فوق، بر روی تخصیص منابع و توزیع درآمد نقش برجسته‌ای دارد (شاکری عباس، اقتصاد کلان، جلد دوم)؛ بنابراین بازارهای مالی و به طور مشخص بورس اوراق بهادار، بر توسعه و رشد کشورهای توسعه یافته (کینگ و لوین[2]، ۱۹۹۳؛ روسوء و واچل[3]،۲۰۰۰) و در حال توسعه (فخر حسینی و شهابی، ۱۳۸۷) تأثیر معنی‌داری دارد.

با توجه به تأثیر گسترده‌ی نوسانات قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران، کارائی سیاست‌های مانع در برابر اثرات منفی نوسانات قیمت نفت بر روی بورس اوراق بهادار کشور و عکس‌العمل سرمایه‌گذارانی که نیازمند درک اثرات دقیق تغییرات قیمت نفت بر روی بازده‌ی سهام هستند، نیازمند شناخت دقیق نحوه‌ی تأثیرگذاری نوسانات قیمت نفت بر بازار فوق است.

در مطالعاتی که از مدل‌های خطی برای بررسی اثرات شوک‌های قیمت نفت بر روی بازده‌ی سهام استفاده شده، رابطه‌ی دقیقی بین متغیرهای فوق تعیین نشده است، به طوری که آلوی و جمازی[4] (۲۰۰۹) و جمازی و آلوی (۲۰۰۹)، در بررسی دوباره، با استناد به نتایج تحقیق بلانچارد و گالی[5] (۲۰۰۷) و کلگنی و مانرا[6](۲۰۰۹)، مبنی بر

1- Organization of Petroleum Exporting Countries (OPEC).
2- King and Levine.
3- Rousseau and Wachtel.
4- Aloui and Jammazi.
5- Blanchard and Gali.
6- Cologni and Manera.

www.SID.ir

Archive of SID

تغییر اثرات نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد کشورهای آمریکا و کشورهای G7، روش راه گزینی مارکف را به منظور بررسی اثرات شوک‌های بازار نفت بر بازده‌ی بازار سهام مورد استفاده قرار داده‌اند؛ براساس نتایج مطالعه‌ی آن‌ها، مدل‌های فوق با در نظر گرفتن تأثیر عدم تقارن[1] سری‌های زمانی (شامل شکست‌های ساختاری)، نتایج نسبتاً دقیقی را از اثرات شوک‌های نفت بر بازده‌ی بازار سهام تعیین می‌کنند؛ بر این اساس در این تحقیق نیز تلاش شد است که بر اساس یک مدل تک متغیره‌ی مدل اتورگرسیون برداری راه گزینی مارکف (MS-VAR)[2]، که توسط کرولزیگ[3] (۱۹۹۷) معرفی شده است، به بررسی غیر خطی اثرات تغییرات قیمت نفت بر بازده‌ی سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شود.

با داشتن سطح نویزهای[4] بالا در سری‌های زمانی مالی، مدل‌های به کار گرفته شده ممکن است نتایج تخمین و پیش‌بینی‌های ضعیف و اشتباهی را ارائه کنند (جنسای و سلکک[5]، ۲۰۰۲). بر این اساس، در این تحقیق با به کارگیری روش موجک[6]، به نویززایی نویززایی داده‌های قیمت نفت خام پرداخته شده است، به طوری که به منظور بررسی اثر نویزهای سری زمانی قیمت نفت بر روی ارتباط دینامیک بین متغیرهای مدل، به تخمین ارتباط دینامیک سری‌ها نویز زدایی شده و نویز دار (سری اصلی) داده‌های شوک قیمت نفت و بازده‌ی بازار سهام پرداخته شده است.

مقاله‌ی فوق در پنج بخش تدوین شده است، در بخش دوم پیشینه‌ی تحقیق مطالعات انجام گرفته ارائه شده است، در بخش سوم، روش شناسی تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش چهارم به مدل‌سازی سری بازده‌ی سهام بورس اوراق بهادار تهران در رژیم‌های متفاوت و به نحوه‌ی اثرگذاری نوسانات قیمت نفت در هر رژیم بر بازده‌ی بازار سهام پرداخته شده است و در نهایت در بخش پنج، نتیجه گیری مقاله ارائه شده است.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

در زمینه‌ی نقش قیمت نفت در تعیین قیمت سهام، مطالعات تجربی اندکی انجام شده است، مطالعات انجام گرفته در این زمینه در جهت پاسخ‌گویی به چگونگی تأثیر

1- Asymmetry.
2- Markov Switching Vector Autoregressive.
3- Krolzig.
4- Noise.
5- Gençay and Selçuk.
6- Wavelet.

www.SID.ir

Archive of SID

نوسانات قیمت نفت بر روی بازده‌ی بازار سهام برآمده‌اند. در ادبیات تجربی، مطالعات قدیم جونس و کال[۱] (۱۹۹۶)، سادروسکی[۲] (۱۹۹۹) و سنر[۳] (۲۰۰۱)، ارتباط منفی را بین بازده‌ی بازار سهام و شوک‌های قیمت نفت به دست آورده‌اند در حالی که چن و همکاران[۴] (۱۹۸۶) و هانگ و همکاران[۵] (۱۹۹۶)، قادر به تعیین ارتباطی معنی‌دار بین دو متغیر فوق نشده‌اند؛ بر اساس مطالعه‌ی آن‌ها[۶] (۲۰۰۳)، امکان کاهش قیمت سهام بعد از بحران نفت ۱۹۷۳، به علت افزایش قیمت نفت بسیار محتمل به نظر می‌رسد. چندین مطالعه‌ی جدید نیز وجود ارتباط بین این دو متغیر را مورد تأیید قرار داده‌اند؛ الوی و همکاران[۷] (۲۰۰۸)، با استفاده از روش‌های تک متغیر[۸] و چند متغیر[۹]، به این نتیجه دست یافته‌اند که تغییر در قیمت نفت خام، به صورت معنی داری بازده‌ی بازار سهام شش کشور توسعه یافته را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر اساس مطالعه‌ی پارک و راتی[۱۰] (۲۰۰۸)، شوک‌های قیمت نفت اثر معنی‌داری بر روی بازده‌ی بازار سهام انگلیس و سیزده کشور اروپایی وارد کننده‌ی نفت خام بر جای می‌گذارد. براساس نتایج مطالعه‌ی بتلینگمیر[۱۱] (۲۰۰۵)، افزایش بزرگ در قیمت نفت و ریسک جنگ، اثر نامتقارنی را بر روی رفتار قیمت سهام به جای می‌گذارند. کیلان و پارک[۱۲] (۲۰۰۷)، گزارش کرده‌اند که تنها افزایش قیمت نفت ایجاد شده به علت تقاضای احتیاطی نفت، به صورت منفی قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. میلر و راتی[۱۳] (۲۰۰۹)، با استفاده از یک مدل تصحیح خطا (ECM)[۱۴] دریافتند که ارتباط منفی بلندمدت شاخص بازده‌ی بازار سهام و افزایش در قیمت نفت، به نظر می‌رسد که پس از سال ۱۹۹۹ از بین رفته است، آن‌ها استدلال کردند که این تغییر در دهه‌ی اخیر، به علت وجود حباب قیمت نفت در اواخر قرن گذشته بوده است. جامازی و الوی (۲۰۰۹)، با استفاده از تخمین مدل MS-VAR توسعه داده شده با به کارگیری سری‌های فیلتر شده‌ی

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

www.SID.ir

Archive of SID

موجک، به تعیین رفتار نوسانات بازار سهام پرداخته‌اند، براساس نتایج آن‌ها شوک‌ها قیمت نفت، فاز رکود بازار سهام را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند (به جز برای ژاپن)، به علاوه شوک‌های قیمت نفت به صورت موقت بازده‌ی بازار سهام را در فاز رونق و معتدل بازار سهام کاهش می‌دهند. این ارتباط منفی قبل از دوره‌ی ۱۹۹۹ مشخص‌تر به نظر می‌رسد.

در مطالعات داخلی، صمدی و همکاران (۱۳۸۶)، با استفاده از داده‌های ماهیانه‌ی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ و مدل اقتصادسنجی گارچ، به بررسی شاخص‌های قیمت جهانی طلا و نفت بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. بر اساس 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 نشان دهنده‌ی اثر منفی شاخص قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت سهام بورس تهران است.

۳- روش شناسی تحقیق

در این مقاله از داده‌های ماهیانه‌ی قیمت نفت و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)[1] در دوره‌ی اسفند ۱۳۷۶ تا مرداد ۱۳۸۸ استفاده شده است. متغیرهای متغیرهای فوق به ترتیب از بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار تهران تهیه شده‌اند. تغییرات قیمت نفت هر دوره نسبت به دوره‌ی قبل، به عنوان شوک قیمت نفت در نظر گرفته شده است، به علاوه با استفاده از رابطه‌ی (۱)، لگاریتم نسبت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در هر دوره نسبت به دوره‌ی قبل، در صد ضرب شده و به عنوان بازده‌ی سهام بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شده است (الوی و جمازی، ۲۰۰۸).

$$r_t = 100 \times \ln\left(\frac{TEPIX_t}{TEPIX_{t-1}}\right) \qquad (۱)$$

آنالیز موجک

آنالیز موجک قادر به تجزیه‌ی سری‌های زمانی، در مقیاس‌های زمانی مختلف می‌باشد (این و همکاران[2]، ۲۰۰۸)؛ به طوری که با تحلیل‌های فرکانس زمانی، کاربردهای فراوانی را در مدل‌سازی سری‌های زمانی اقتصادی و مالی فراهم آورده

1- Tehran Exchange Price Index.
2- In et al.

www.SID.ir

Archive of SID

(جنسای و همکاران[۱]، ۲۰۰۲) و به صورت گسترده در سری‌های زمانی غیر ایستا به کار بسته شده است (ناسون و ون ساچس[۲]، ۱۹۹۹). در آنالیز موجک، سیگنال به صورت ترکیب خطی از توابع موجک نشان داده می‌شود (سفتر و همکاران[۳]، ۲۰۰۷، ۲۰۰۸)، به طوری که بر اساس طول داده‌ها، دو موج اصلی موجک ها وجود دارد: اولین موج، تبدیل موجک پیوسته (CWT[۴])، که برای کار با سری‌های زمانی تعریف شده بر روی محور حقیقی کامل طراحی شده است؛ موجک دوم، تبدیل موجک گسسته (DWT[۵]) می‌باشد که در جداسازی سری داده در اجزای فرکانس متفاوت، به منظور آزمایش عمق سری داده مطالعه می‌شود (کونلون و همکاران[۶]، ۲۰۰۸). موجک‌ها دو نوع هستند، موجک پدر[۷] (ϕ) و موجک مادر[۸] (ψ)، به طوری که:

$$\int \psi(t)dt=0 \quad , \quad \int \phi(t)dt=1 \qquad (۲)$$

قسمت‌های صاف و با فرکانس کم یک سیگنال با استفاده از موجک پدر نشان داده شده و موجک مادر، به منظور نشان دادن قسمت‌های پرجزئیات با فرکانس بالا استفاده می‌شوند. موجک‌های پدر و مادر، به ترتیب به صورت رابطه‌ی (۳) و (۴) نشان داده می‌شوند:

$$\phi_{j,k}(t)=2^{-\frac{j}{2}}\phi(\frac{t-2^jk}{2^j}) \qquad (۳)$$

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\psi(\frac{t-2^jk}{2^j}) \qquad (۴)$$

توابع موجک تقریب زننده $\phi_{j,k}(t)$ و $\psi_{j,k}(t)$، نسخه‌های ترجمه شده و مقیاس‌بندی شده‌ی ϕ و ψ هستند؛ که در آن 2^j فاکتور مقیاس یا اتساع می‌باشد. عادی‌ترین موجک‌های استفاده شده، موجک‌های متعامد[۹]، مانند هار[۱۰]، سیملتس[۱۱] و دابچیس[۱۲] می‌باشند (فرناندز[۱]، ۲۰۰۶). تخمین سری موجک متعامد به یک سیگنال $f(t)$، به صورت رابطه‌ی (۵) به دست می‌آید:

1- Gençay and et al.
2- Nason and Von Sachs.
3- Cifter et al.
4- Continuous Wavelet Transform.
5- Discrete Wavelet Transform.
6- Conlon et al.
7- Father Wavelets.
8- Mother Wavelets.
9- Orthogonal.
10- Haar.
11- Symmelets.
12- Daubechies.

www.SID.ir

Archive of SID

$$f_j(t)=\sum_k S_{J,k}\phi_{J,k}+\sum_k d_{J,k}\psi_{J,k}(t)+...+\sum_k d_{J,k}\psi_{J,k}(t) \quad (۵)$$

در این رابطه‌ی (۵)، J تعداد مقیاس‌های چند تحلیلی و k دامنه‌ای از یک تا تعداد ضرایب در اجزاء متناظر می‌باشد. رابطه‌ی (۶) و (۷)، ضرایب جزئیات[۲] $(d_{j,k},\dots,d_{l,k})$، نوسانات فرکانس بالاتر و انحرافات مقیاس ریز روند[۳] را نشان می‌دهند؛ به علاوه ضرایب $S_{J,k}$، ضرایب صاف بوده و روند را می‌گیرند.

$$d_{j,k}=\int \psi_{j,k}(t)f(t)dt; \qquad j=1,\dots,J \quad (۶)$$

$$S_{J,k}=\int \phi_{J,k}(t)f(t)dt \quad (۷)$$

تقریب سری موجک از یک سیگنال اصلی $f(t)$، به صورت رابطه‌ی (۸)، از بخش‌های سیگنال جزئیات و سیگنال صاف تشکیل شده است:

$$f(t)\approx S_J(t)+D_J(t)+D_{J-1}(t)+...+D_1(t) \quad (۸)$$

عبارات موجود در رابطه‌ی (۸)، یک تجزیه‌ی سیگنال در اجزای سیگنال متعامد $S_J(t), D_J(t), D_{J-1}(t), D_1(t)$ را در مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. تخمین رابطه‌ی (۸)، یک تجزیه‌ی چند تحلیله (MRD[۴]) نامیده می‌شود، بنابراین هر نقطه می‌تواند به عنوان مجموعه‌ای از جزئیات موجک و سطح صاف موجک، بر روی مقیاس‌های زمانی مختلف تجزیه شود. هنگامی که که سری زمانی در J مقیاس تجزیه می‌شود، اگر داده‌های به صورت ماهیانه باشند، مقیاس موجک به این صورت است که مقیاس یک، نوساناتی $(D_1(t))$ با دینامیک ۲ تا ۴ ماهه، مقیاس دو، نوساناتی $(D_2(t))$ با دینامیک ۴ تا ۸ ماهه، مقیاس سه، نوساناتی $(D_3(t))$ با دینامیک ۸ تا ۱۶ ماهه و ... و مقیاس J، نوساناتی $(D_J(t))$ با دینامیک 2^J تا 3^J ماهه را نشان می دهند، به طوری که پس از کسر نوسانات در J مقیاس مختلف از سری زمانی اصلی، سری $S_J(t)$ به دست آمده، نوسانات سری زمانی مذکور را در دینامیک‌های بالاتر از 3^J روزه نشان می‌دهد و در حقیقت نشان دهنده‌ی روند سری زمانی می‌باشد.

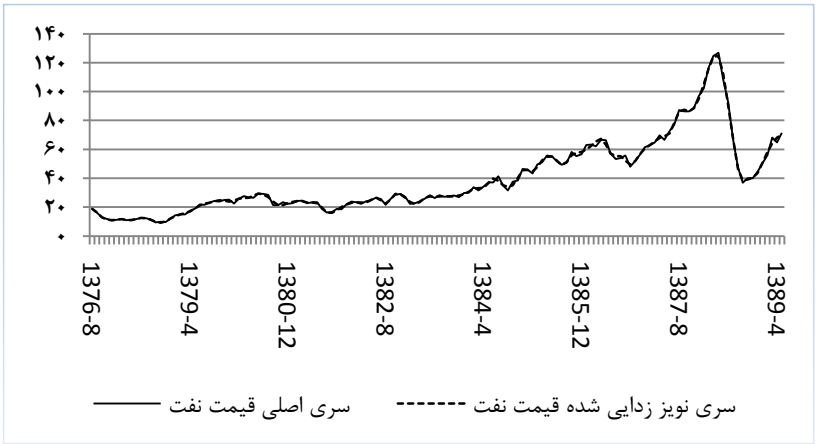
1- Fernandez.
2- Detail.
3- Trend.
4- Multi-Resolution Decomposition.

www.SID.ir

Archive of SID

نویز زدایی

بر طبق نظر میترا[1] (۲۰۰۶)، با توجه به این‌که مقیاس‌های زمانی کوچک موجک، به وسیله‌ی نویزها آلوده هستند، در آنالیز روابط تعادلی بلندمدت در میان متغیرهای اقتصادی، می‌توان توجه را به محتویات فرکانس[2] پایین سری‌های زمانی، با نادیده گرفتن تغییرات فرکانس بالا که ممکن است سری‌ها را منحرف کنند، معطوف کرد. محتوای فرکانس پایین، بدون کاهش سیمای اساسی سری اصلی، قادر به تسخیر ارتباط دینامیک بلندمدت صحیح در میان سری‌های اقتصاد کلان مورد بررسی می‌باشند. روش استفاده شده برای نویز زدایی در این تحقیق، بر اساس روش پوپلا و همکاران[3] (۲۰۰۴) و میترا (۲۰۰۶)، شامل حذف اجزای فرکانس بالا (مقیاس‌های زمانی پایین) از سری اصلی می‌باشد، به طوری‌که پس از تجزیه‌ی سری زمانی در مقیاس‌های زمانی مختلف، مقیاس‌هایی با اجزای تصادفی $D_1(t)$ (با دینامیک ۲ تا ۴ ماه) از سری اصلی حذف شده تا سری نویز زدایی شده به دست آید. شکل (۱)، سری زمانی نویز زدایی شده و اصلی قیمت نفت را نشان می‌دهد؛ به علاوه در شکل (۲)، تغییرات سری زمانی نویز زدایی شده و اصلی قیمت نفت، به عنوان شاخص نوسانات قیمت نفت در سری زمانی نویز زدایی شده و اصلی، نشان داده شده است.



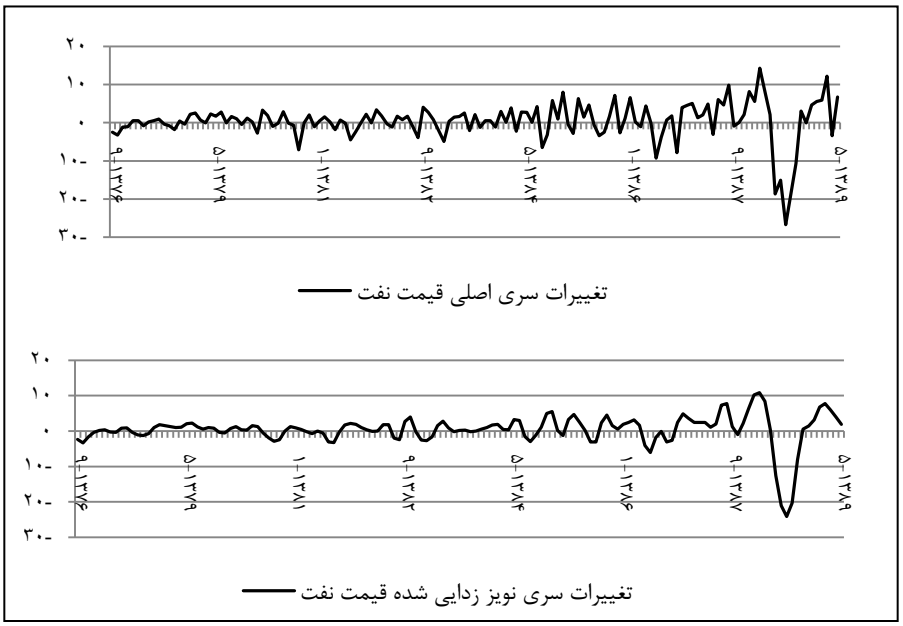
مأخذ: محاسبات محقق

شکل ۱- سری زمانی نویز زدایی شده و اصلی قیمت نفت ایران (بر حسب دلار)

1- Mitra.
2- Frequency.
3- Popoola et al.

www.SID.ir

Archive of SID



مأخذ: محاسبات محقق

شکل ۲- نوسانات قیمت نفت در سری زمانی نویز زدایی شده و اصلی (بر حسب دلار)

براساس جدول (۱)، میانگین و واریانس سری اصلی و نویززدایی شده‌ی قیمت نفت تفاوت جزئی با هم دارد، به طوری‌که میانگین سری اصلی قیمت نفت به اندازه‌ی ۰/۰۵ درصد و واریانس آن اندازه‌ی ۲/۵ درصد از سری نویززدایی شده متفاوت است، به علاوه میانگین تغییرات سری اصلی قیمت نفت به اندازه‌ی ۰/۰۴ درصد و واریانس آن اندازه‌ی ۱۷/۱ درصد از سری نویززدایی شده متفاوت است، نتایج نشان می‌دهد که با وجود ثبات نسبی میانگین سری‌ها، سطح نوسانات آن‌ها پس از نویززدایی کاهش یافته است.

جدول ۱- آماره‌های توصیفی سری‌های اصلی و نویززدایی شده

	سری اصلی قیمت نفت	سری نویززدایی شده قیمت نفت	تغییرات سری اصلی قیمت نفت	تغییرات سری نویززدایی شده‌ی قیمت نفت
میانگین	۳۹/۴۴	۳۹/۶۴	۰/۴۲	۰/۴۱
واریانس	۶۴۰/۱۲	۶۳۷/۷۳	۲۵/۶۵	۲۱/۸۹

مأخذ: محاسبات محقق

www.SID.ir

Archive of SID

بر اساس جدول (۲)، از آزمون ریشه‌ی واحد[1] دیکی فولر تعمیم یافته[2] (ADF) به منظور بررسی پایایی نوسانات قیمت نفت و تغییرات آن، قبل و بعد از نویززدایی استفاده شده است.

جدول ۲- نتایج آزمون ADF بر روی سطح سری‌ها

حالت‌های رگرسیون	آماره‌ی محاسباتی			
	سری اصلی قیمت نفت	سری نویززدایی شده قیمت نفت	تغییرات سری اصلی قیمت نفت	تغییرات سری نویززدایی شده قیمت نفت
بدون عرض از مبدأ و روند	-۰/۴۷	۰/۵۱	-۵/۵***	-۳/۹۱***
با عرض از مبدأ	-۱/۹۲	-۱/۰۵	-۵/۷۶***	-۴/۶۳***
با عرض از مبدأ و روند	-۴/۴۸***	-۳/۹۴***	-۵/۷۴***	-۴/۷۱***

***: در سطح یک درصد پایا

مأخذ: محاسبات محقق

بر اساس جدول (۲)، وضعیت پایایی سری‌های زمانی پس از نویزدایی تغییر نکرده است.

روش راه‌گزینی مارکف

به تازگی تعدادی از مدل‌های تجربی، ارتباط بین مفهوم تغییر در ادوار تجاری و تغییر در رژیم را تأیید کرده‌اند (کرولزیگ، ۱۹۹۷؛ کلمنتس و کرولزیگ[3]، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۰؛ دیبلود و رادیبوسچ[4]، ۱۹۹۶؛ کیم و نلسون[5]، ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹). مزیت اصلی فرایندهای تغییر در رژیم، توانایی آن‌ها در دستگیری حوادث غیرخطی، به منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی، به خوبی شرایط پایایی ماندگار در سری‌های زمانی اقتصادی می‌باشد (دیبولد، ۱۹۸۶؛ همیلتون و ساسمل، ۱۹۹۴). به منظور بررسی نحوه‌ی اثرگذاری شوک‌های قیمت نفت بر روی بازده‌ی سهام بورس اوراق بهادار تهران، ابتدا در مدل راه‌گزینی مارکف فرض می‌شود که انحراف بازده‌ی بازار سهام (r_t) از میانگینش، از فرآیند اتورگرسیون مرتبه‌ی p رابطه‌ی (۹) پیروی می‌کند.

1- Unit Root Test.
2- Augmented Dickey-Fuller (ADF).
3- Clements and Krolzig.
4- Diebold and Rudebusch.
5- Kim and Nelson .

www.SID.ir

Archive of SID

$$q_{s}-(R_S)<`_0\left(q_{s-0}-\left(R_{s-0}\right)\right)*_{\text{ll}}*`_o\left(q_{s-o}-\left(R_{s-o}\right)\right)*_s \qquad (۹)$$

فرض شده است که میانگین فرآیند (μ)، به یک متغیر پنهان S_t وابسته می‌باشد، به طوری‌که خطاهای مستقل ε_t، با میانگین صفر و واریانس ثابت δ^2، به صورت یکسان توزیع شده‌اند؛ این وابستگی دلالت بر این دارد که رژیم‌های متفاوت با توزیع شرطی بازده‌ی بازار سهام، به هم وابسته هستند. متغیر پنهان S_t، وضعیت سیکل‌های تجاری را نشان می‌دهد. پارامترهای خودرگرسیون رابطه‌ی (۱)، می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۱۰)، تابعی از وضعیت S_t در زنجیره‌ی مارکف باشد:

$$q_{s}<b(R_S)*`_0(R_S)q_{s-0}*_{\text{ll}}*`_o(R_S)q_{s-o}*_s \qquad (۱۰)$$

اگر S_t یکی از M ارزش متفاوت نماینده‌ی به وسیله‌ی عدد صحیح $1,2,3,\dots,M$ را بگیرد، رابطه‌ی (۱۰) ترکیبی از M مدل خود رگرسیون را نشان می‌دهد. در یک مورد دو رژیمی، مدل (۱۰) وضعیت رکود (هنگامی که $S_t = 1$) را به خوبی وضعیت رونق (هنگامی که $S_t = 2$) در متغیر بازده‌ی بازار سهام نشان می‌دهد، بنابراین یک بازده‌ی بازار سهام در حالت رکود می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۱۱) نشان داده شود:

$$q_{s}<b_0*`_{00}q_{s-0}*_{\text{ll}}*`_{o0}q_{s-o}*\varepsilon_s \qquad (۱۱)$$

در حالی که اگر بازده‌ی بازار سهام در حال رونق باشد، به صورت رابطه‌ی (۱۲) مدل‌سازی می‌شود:

$$r_t=c_2+a_{12}r_{t-1}+\dots+a_{p2}r_{t-p}+\varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

پارامترهای فرآیند شرطی، به یک رژیم که فرض شده است تصادفی و غیر قابل مشاهده باشد، وابسته هستند، بنابراین به منظور تشریح کامل فرآیند خلق داده، تشریح فرمول‌بندی فرآیند خلق رژیم لازم می‌باشد. در مدل راه‌گزینی مارکف، فرآیند خلق رژیم، یک زنجیره‌ی مارکف با تعداد محدودی از وضعیت‌ها، که به وسیله‌ی احتمالات انتقال رابطه‌ی (۱۳) تعریف شده‌اند، می‌باشد:

$$O_{\text{li}}<O\text{r}\boxed{\text{zo}}'R_s<i\left|R_{s-0}<\text{h}(+\quad\sum_{i<0}^{L}o_{\text{li}}\right. \qquad (۱۳)$$

به صورت دقیق‌تر برای $\forall i,j=1,2,3,\dots,M$، فرض شده است که S_t از یک فرآیند مارکف M وضعیته، با یک ماتریس انتقال غیر قابل تقلیل رابطه‌ی (۱۴) تبعیت می‌کند:

$$P=\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \qquad (۱۴)$$

www.SID.ir

Archive of SID

در رابطه‌ی فوق، $p_{iM} = 1 - p_{i1} - \cdots - p_{i,M-1}$ برای $i = 1,2,3,\ldots,M$ می‌باشد.

تعیین مدل اثر شوک‌های نفت بر روی بازده‌ی بازار سهام

این بخش در جهت پاسخ‌گویی به این سئوال که آیا قیمت نفت بر روی بازده‌ی بازار سهام اثرگذار است یا خیر، می‌باشد. ارتباط دینامیکی بین تغییرات قیمت نفت و بازده‌ی بازار سهام، به وسیله‌ی اضافه کردن ضرایب وقفه دار شده‌ی متغیر شوک قیمت نفت به مدل خود رگرسیون برداری راه‌گزینی مارکف r_t کشف می‌شود. در ابتدا یک بسط از رابطه‌ی (۹)، که به وسیله‌ی کرولزیگ (۱۹۹۷) به عنوان مدل میانگین راه‌گزینی مارکف (MSM)[1] معرف شده‌ی است، به صورت رابطه‌ی (۱۵) و (۱۶) تخمین زده می‌شود:

$$q_s-\mu(R_s)<\sum_{h<0}^{o} `_h\left(q_{s-h}-\mu\left(R_{s-h}\right)\right) * \sum_{i<0}^{p} \gamma_i nlk_{s-i} * \varepsilon_s \qquad (۱۵)$$

$$_s\} HC' / +(\qquad (۱۶)$$

در رابطه‌ی (۱۵)، oil_t تغییرات قیمت نفت (به عنوان نماینده شوک‌های قیمت نفت) می‌باشد. هم‌چنین S_t یک متغیر پنهان است که وضعیت سیکل تجاری را نشان می‌دهد. مدل جمله‌ی ثابت راه‌گزینی مارکف (MSI)[2] به صورت رابطه‌ی (۱۷) و (۱۶) می‌باشد:

$$r_t=c(S_t)+\sum_{i=1}^{p} a_i(r_{t-i}) + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j oil_{t-j} +\varepsilon_t \qquad (۱۷)$$

رابطه‌ی (۱۷) دلالت بر این دارد که یک تغییر در جمله‌ی ثابت $c(S_t)$، یک تعدیل صاف از بازده‌ی بازار سهام پس از تغییر در رژیم می‌باشد. توجه شود که مدل MSI، با فرض واریانس همسان رابطه‌ی (۱۷) می‌باشد؛ به علاوه مدل‌های (۱۵)- (۱۶) و (۱۷)- (۱۶)، می‌توانند در دو جهت کلی زیر تعمیم داده شوند:

۱- به این دلیل که نوسانات بازده‌ی بازار سهام در حالت رکود، عموماً متفاوت از حالت رونق اقتصادی می‌باشد، با بسط مدل‌های تک متغیره، می‌توان یک واریانس متغیر رژیمی عبارت اختلال، به صورت رابطه‌ی (۱۸) در مدل‌های فوق ترکیب کرد:

$$\varepsilon_s\} HC' / -\delta^{1}' R_s((\qquad (۱۸)$$

1- Markov Switching Mean.
2- Markov Switching Intercept.

www.SID.ir

Archive of SID

روابـط (۱۵)- (۱۸)، مـدل‌هـای ناهمسـانی واریـانس میـانگین راه‌گزینـی مـارکف (MSMH)[1] و روابط (۱۷)-(۱۸)، مدل‌های ناهمسانی واریانس جمله‌ی ثابـت راه گزینـی مارکف (MSIH)[2] تعریف می‌شوند.

۲- اگر بخش خودرگرسیون مـدل‌هـای MSI و MSM تـابعی از متغیـر وضـعیت S_t باشد، به صورت رابطه‌ی (۱۹)-(۱۶) و (۲۰)-(۱۶)، به عنوان مدل‌هـای خـود رگرسـیون جمله‌ی ثابت راه‌گزینی مارکف (MSIA)[3] و خود رگرسیون میـانگین راه‌گزینـی مـارکف (MSMA)[4] شناخته می‌شود:

$$r_t=c(S_t)+\sum_{i=1}^{p} a_i(r_{t-i}) + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j(S_t)oil_{t-j} +\varepsilon_t \qquad (۱۹)$$

$$r_t-\mu(S_t)=\sum_{i=1}^{p} a_i\left(r_{t-i}-\mu\left(S_{t-i}\right)\right) + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j(S_t)oil_{t-j} +\varepsilon_t \qquad (۲۰)$$

به علاوه روابط (۱۹)- (۱۸) و (۲۰)- (۱۸)، به ترتیب مدل‌هـای ناهمسـانی واریـانس خودرگرسـیون جملـه‌ی ثابـت راه‌گزینـی مـارکف (MSIAH)[5] و ناهمسـانی واریـانس خودرگرسیون میانگین راه گزینی مارکف (MSMAH)[6] تعریف می‌شوند.

روش تخمـین حـداکثر راسـت نمـایی (ML)[7] روابـط فـوق، براسـاس الگـوریتم حداکثرسازی انتظار (EM)[8] می‌باشـد (همیلتـون، ۱۹۸۹). بـه عنـوان یـک محصـول از مرحلـه‌ی تخمـین، احتمـالات صـاف شـده‌ی مرحلـه‌ی i، از $P(S_t = j|Y_T, \dots, Y_1, h)$, $i = 1, \dots, K$ حاصل خواهند شد. از سویی احتمالات انتقال، مـدت انتظـاری رژیـم j را توسط فرمول $D_j = (1 - p_{jj})^1\ i = 1, \dots, K$ محاسبه می‌کنند؛ به طوری‌که به وسیله‌ی تخصیص مشاهده‌ی t بازده‌ی بازار سهام در رژیم m، با بالاترین احتمال صاف شده، یـک طبقه‌بندی مبتنی بر مدل از رژیم متفاوت بازده‌ی بازار سهام تولید می‌شـود. (همیلتـون، ۱۹۹۸)

استراتژی انتخاب مدل

روش تجربی انتخاب مدل‌های راه‌گزینی مارکف، به شرح زیر اسـت (کلگنـی و مـانرا، ۲۰۰۹):

1- Markov Switching Mean Heteroskedastic.
2- Markov Switching Intercept Heteroskedastic.
3- Markov Switching Intercept Autoregressive.
4- Markov Switching Mean Autoregressive.
5- Markov switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic.
6- Markov switching Mean Autoregressive Heteroskedastic.
7- Maximum likelihood.
8- Expectation-Maximization.

www.SID.ir

Archive of SID

- مرحله‌ی اول، تست بررسی حالت غیرخطی در داده‌ها می‌باشد. در آنالیز این تحقیق، از تست توسعه داده شده توسط آنج و بکرت[1] (۱۹۹۸) استفاده شده است؛ برای این منظور فرض وجود مدل خطی در برابر مدل راه گزینی مارکف، با استفاده از تست نرخ راست نمایی (LR)[2] پیشنهاد شده به وسیله‌ی گارسیا و پرون[3] (۱۹۹۶)، بررسی شده است. در تست فوق، فرض صفر (که در آن تغییر رژیم وجود ندارد)، تقریباً به صورت توزیع خی دو ($\chi^2(q)$) توزیع شده است که در آن q، تعداد پارامترهای محدودیتی می‌باشد که تحت فرض صفر تعریف نشده‌اند.

- مرحله‌ی دوم، چگونگی تعیین تعداد رژیم‌ها و جملات خودرگرسیون لازم جهت مدل‌سازی فرآیند می‌باشد. پسراداسکی و سپاگنولو[4] (۲۰۰۳)، پیشنهاد کردند که از ضوابط اطلاعات آکائیک (ACI)[5] برای این منظور استفاده شود. آزمایشات مونت کارلو نشان داد که روش انتخاب بر اساس ACI (که به اصطلاح روش سه بخشی نامیده می‌شود)، عموماً در تعیین تعداد صحیح رژیم‌ها و جملات خود رگرسیون مؤفق می‌باشد. بر این اساس از معیار آکائیک (AIC)[6] به منظور تعیین تعداد رژیم‌ها، رتبه‌ی اتورگرسیون p و رتبه‌ی فرآیند راه‌گزینی مارکف q استفاده می‌شود. برای این منظور، یک بار تشخیص بهینه در داخل یک نوع خاص از مدل راه‌گزینی مارکف (که در بخش قبل توضیح داده شد) به دست آمده و سپس، انواع مختلف مدل‌های انتخاب شده با هم مقایسه می‌شود. در نهایت مدل‌های با بهترین معیار AIC، بر اساس معیارهایی به شرح زیر با هم مقایسه و مدل بهینه انتخاب می‌شود:

- ✓ ارزش تابع لگاریتم راست نمایی (lnL)[7]
- ✓ ارزش میانگین یا جمله‌ی ثابت تخمین زده شده در رژیم‌های اقتصادی متفاوت
- ✓ ارتباط بین احتمالات راه‌گزینی رژیم و اصول اقتصاد کلان.

معیار آخر از اهمیت خاصی برخوردار است، به عنوان مثال در صورتی که رکود بازار سهام کوتاه‌مدت‌تر از حالت رونق باشد، احتمال یک رژیم بازده‌ی بازار سهام پایین باید کوچک‌تر از رژیم بازده‌ی بازار سهام بالا باشد.

1- Ang and Bekaert.
2- likelihood ratio.
3- Garcia and Perron.
4- Psaradakis and Spagnolo.
5- Akaike Information Criterion.
6- Akaike Information Criterion.
7- log-likelihood.

www.SID.ir

Archive of SID

۴- تجزیه و تحلیل نتایج

در این بخش ابتدا نتایج بر اساس مدل راه گزینی مارکف تک متغیره برآورد می گردد و سپس آثار شوک های نفتی مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد.

مدل راه گزینی مارکف تک متغیره

آنالیز به وسیله‌ی آزمایش خاصیت آماری مدل راه‌گزینی مارکف بازده‌ی بازار سهام شروع می‌شود؛ در ابتدا لازم است تعداد رژیم‌ها و جملات خودرگرسیون سری بازده‌ی بازار سهام تعیین شود. پس از محاسبه‌ی معیار AIC در انواع مدل‌های راه‌گزینی مارکف مدل‌های دو، سه و چهار رژیمه، همه‌ی مدل‌ها راه‌گزینی مارکف سه رژیمه معیارهای AIC پایین‌تری دارند، بر این اساس معیارهای AIC مربوطه برای انواع مختلف مدل‌های راه‌گزینی مارکف سه رژیمه، جهت انتخاب مدل بهینه در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳- تعیین نوع مدل راه‌گزینی مارکف و تعداد جملات خود رگرسیون در رژیم مرتبه‌ی سه

	معیار **AIC**			
	تعداد جملات خود رگرسیون			
	یک	دو	سه	چهار
MSM-AR	۵/۲۱	۵/۲۲	۵/۲۷	۵/۳۱
MSMH-AR	۵/۲۹	۵/۲۷	۵/۳	۵/۳۲
MSMA-AR	۵/۸۱	۵/۸۷	۵/۹۲	۵/۹۷
MSMAH-AR	۵/۸۴	۵/۸۹	۵/۹۵	۶
MSI-AR	۵/۲۴	۵/۲۶	۵/۲۵	۵/۲۴
MSIH-AR	۵/۲۹	۵/۲۷	۵/۳	۵/۳۳
MSIA-AR	۵/۲۱	۵/۲	۵/۱۷	۵/۱۸
MSIAH-AR	۵/۲۶	۵/۲۳	۵/۲۹	۵/۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج ارائه شده، مدل خود رگرسیون جمله‌ی ثابت راه‌گزینی مارکف سه رژیمه با رتبه خودرگرسیون چهار ((MSIA(3)-AR(3)) دارای کم‌ترین معیار AIC بوده و به عنوان مدل‌های بهینه انتخاب می‌شوند. نتایج تخمین مدل MSIA(3)-AR(3) در جدول (۴) ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴- نتایج حاصل از تخمین مدل MSIA(3)-AR(3)

	مدل MSIA(3)-AR(3)					
lnL	-۳۳۲/۵۱					
AIC	=۵/۱۷					
	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۳	
	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t
جمله‌ی ثابت (رژیم ۱)	-۰/۸۱	-۲/۶۸**				
جمله‌ی ثابت (رژیم ۲)			۲/۰۳	۳/۹۷***		
جمله‌ی ثابت (رژیم ۳)					۳/۱۹	۲/۲۶**
AR(1)	۰/۸۱	۵/۸۵***	۰/۳	۲/۹۱***	۰/۹۹	۳/۳۷***
AR(2)	۰/۰۲۵	۰/۱۵	-۰/۵۳	-۳/۷***	۰/۳۱	۰/۵۵
AR(3)	-۰/۲۴	-۲/۰۵**	۰/۳۵	۳/۷***	-۰/۵۴	-۲/۱۷**
انحراف معیار		۲/۲۰۷۱				

*** : در سطح ۱٪ معنی‌دار است
** : در سطح ۵٪ معنی‌دار است
مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج تخمین، هر سه ضریب جمله‌ی ثابت مربوط به سه رژیم مدل MSIA(3)-AR(3) در سطح معنی‌داری قرار دارند، بر این اساس تغییرات ساختاری، هنگام مدل‌سازی فرآیند سری بازده‌ی بازار سهام باید در نظر گرفته شود. در جدول (۵)، تست بررسی حالت خطی بودن بازده‌ی بازار سهام ارائه شده است. بر اساس تست نرخ راست نمایی، $LR = 2 \times \left|\ln L_{MSIA(3)-AR(3)} - \ln L_{linear\ VAR}\right|$ می‌باشد.

جدول ۵- تست LR بررسی حال خطی بودن سری بازده‌ی بازار سهام

	lnL	LR
AR(3) خطی	-۳۶۵/۰۳	$\chi^2(8) = 65.04^{***}$
MSIA(3)-AR(3)	-۳۳۲/۵۱	

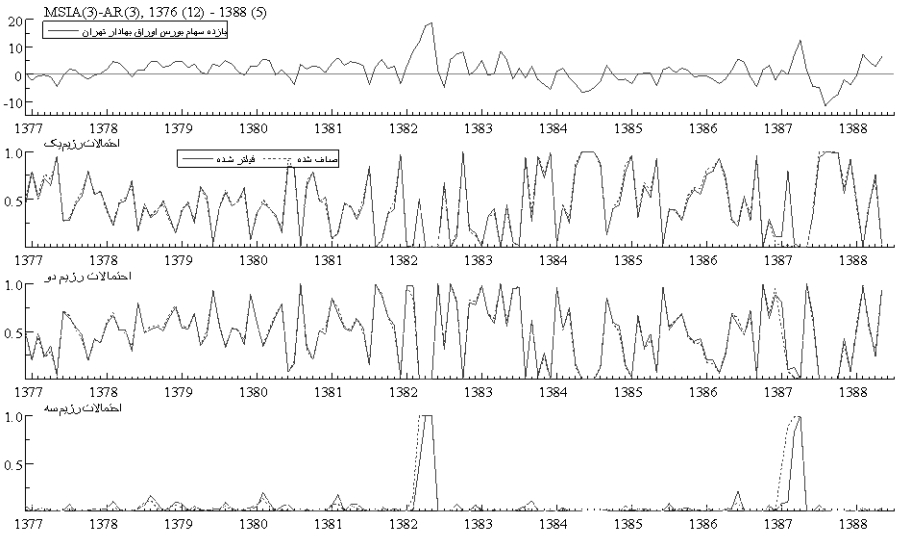
***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.
مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۵)، آماره‌ی χ^2 محاسباتی در سطح ۱٪ معنی‌دار بوده و فرض حالت خطی بودن سری زمانی بازده‌ی بازار سهام رد می‌شود، بنابراین بر اساس نتایج مدل، یک طبقه‌بندی در سه رژیم مشاهده شده، به منظور مدل‌سازی سری

www.SID.ir

Archive of SID

بازده‌ی بازار سهام باید در نظر گرفته می‌شود. به منظور بررسی قدرت مدل‌های فوق در توضیح دوره‌های رکود و رونق بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران، در شکل (۳)، احتمالات انتقال در سه رژیم مدل فوق ارائه شده است.



مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۳- احتمال انتقال رژیم در مدل MSIA(3)-AR(3)

بر اساس شکل (۳)، هرچه احتمال رژیم در یک دوره‌ی زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن بازده‌ی بازار سهام در آن رژیم، در آن دوره‌ی زمانی بیش‌تر است. براساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده‌ی مدل MSIA(3)-AR(3)، رژیم یک فازهای رکود در بازده‌ی بازار سهام، رژیم دو فازهای رونق و رژیم سه فازهای رونق شدید در بازده‌ی سهام بورس اوراق بهادار تهران را تسخیر می‌کنند؛ همان‌طور که مشاهده می شود مدل فوق قادر به تسخیر فازهای رکود شدید (مهر ماه ۱۳۸۷ تا اسفند ۱۳۸۷) نمی‌باشد.

اثرات شوک‌های نفت

در این بخش به منظور بررسی نقش شوک‌های نفت در تحلیل فازهای رکود و رونق بازده‌ی بورس اوراق بهادار تهران، مدل راه گزینی مارکف تخمین زننده شده بازده‌ی

www.SID.ir

Archive of SID

بازار سهام، با شمول شوک‌های قیمت نفت بسط داده شده است. به منظـور بررسـی اثـر شوک‌های نفت در افزایش دقت مدل‌های MS، در جدول (۶)، با اسـتفاده از تسـت LR، به بررسی معنی‌داری شمول وقفه‌های متغیر برون‌زای تغییرات قیمت نفت (سری اصـلی و نویز زدایی شده قیمت نفت) در مدل MSIA(3)-AR(3) پرداخته شده است.

جدول ۶- بررسی معنی‌داری شمول وقفه‌های متغیر برون‌زای تغییرات قیمت نفت در مدل MSIA(3)-AR(3)

		تعداد وقفه‌های متغیر تغییرات قیمت نفت							
	مدل اولیه	بدون وقفه		یک		دو		سه	
	lnL	lnL	$\chi^2(1)$	lnL	$\chi^2(1)$	lnL	$\chi^2(2)$	lnL	$\chi^2(3)$
سری اصلی قیمت نفت	-۳۳۲/۵	-۳۳۰/۷	۳/۶*	-۳۲۹/۷	۵/۶*	-۳۲۹/۵	۶*	-۳۲۴/۷	۱۵/۶*
سری نویز زدایی شده‌ی قیمت نفت	-۳۳۲/۵	-۳۲۸/۸	۷/۴*	-۳۲۱/۳	۲۲/۴*	-۳۱۴/۸	۳۵/۴*	-۳۱۶/۸	۳۱/۴*

* : در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج تست LR، شمول وقفه‌های تغییرات قیمت نفت (اصلی و نویز زدایـی شده) در مدل MSIA(3)-AR(3)، منجر به بهبـود معنـی‌دار lnL مـدل بـرآوردی شـده است، بنابراین نوسانات قیمت نفت تأثیر معنی‌داری بر سری بازده‌ی بازار سهام دارنـد؛ از سویی شمول وقفه‌های سری نویز زدایی شده‌ی تغییرات قیمت نفت، بهبود معنی‌دارتری را در مدل برآوردی ایجاد می‌کنند.

در ادامه، مدل MSIA(3)-AR(3) با شمول وقفه‌های تغییرات قیمت نفت، بسط داده شده است. به منظور تعیین تعداد وقفه‌هـای متغیـر بـرون‌زای مـدل نیـز از معیـار AIC استفاده شده است، مقدار معیـار AIC مـدل بسـط داده شـده‌ی MSIA(3)-AR(3)، بـا شمول وقفه‌های متفاوت تغییرات قیمت نفت، در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷- مقدار معیار AIC مدل بسط داده شده در وقفه‌های متفاوت تغییرات قیمت نفت

	تعداد وقفه‌های متغیر تغییرات قیمت نفت				
	مدل اولیه	بدون وقفه	یک	دو	سه
سری اصلی قیمت نفت	-۳۳۲/۵	۵/۰۶	۵/۰۷	۵/۰۹	۵/۰۸
سری نویز زدایی شده‌ی قیمت نفت	-۳۳۲/۵	۵/۰۸	۵/۰۶	۴/۹۹	۵/۰۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

بر اساس نتایج جدول (۷)، هماهنگ با نتایج حاصل از تست LR، شمول دو وقفه از متغیر تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده در مدل، نسبت به مدل‌های دیگر دارای معیار AIC پایین‌تری بوده و به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌شود. در جدول (۸)، نتایج حاصل از برآورد مدل MSIA(3)-AR(3) بسط داده شده با دو وقفه از متغیر برون‌زای تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده (MSIA(3)-ARX(3)) ارائه شده است.

جدول ۸- نتایج حاصل از تخمین مدل‌های MSIA(3)-ARX(3)

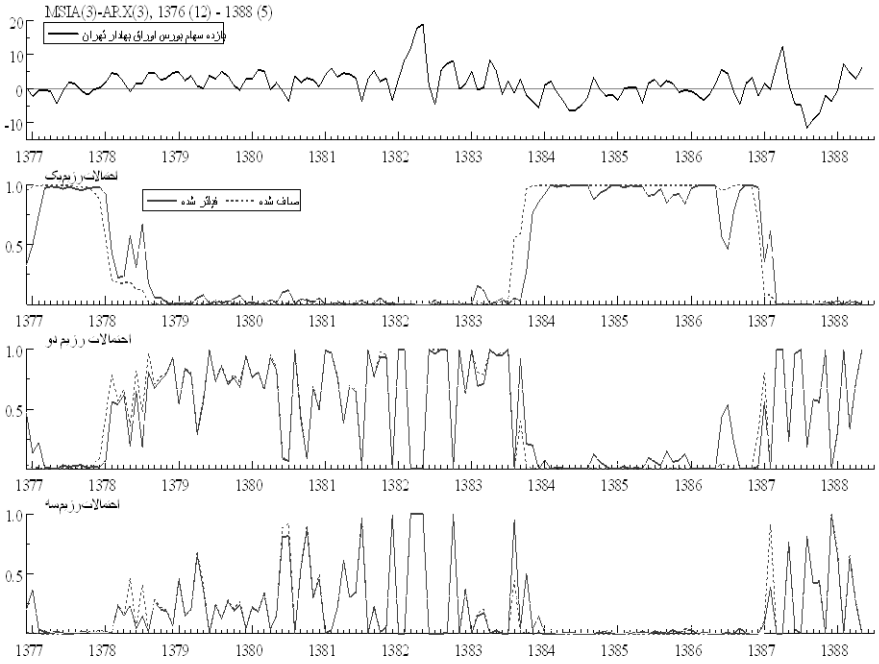
	مدل **MSIA(3)-AR(3)**					
lnL	-۳۱۴/۸					
AIC	=۴/۹۹					
تست بررسی حالت خطی LR	$X^2(۴)=۸۹۸^{***}$					
	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۳	
	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t	ضریب	آماره‌ی t
جمله‌ی ثابت (رژیم ۱)	-۰/۳۷	-۲/۰۱				
جمله‌ی ثابت (رژیم ۲)			۲/۰۶	۶/۲۵		
جمله‌ی ثابت (رژیم ۳)					۲/۷۸	۲/۹۴***
AR(1)	۰/۴۹	۳/۰۲***	۰/۲۲	۲/۶**	۱/۰۹	۶/۱۷***
AR(2)	-۰/۱۶	-۰/۹۸	-۰/۶۲	-۷/۲***	۰/۳۸	۱/۸۴**
AR(3)	-۰/۰۹۹	۱/۷*	۰/۲۳	۲/۷***	-۰/۱۶	-۱/۳
oil_t	۰/۰۴۵	۰/۲۸	۰/۱۹	۰/۹۱	۰/۹	۳/۶***
oil_{t-1}	-۰/۳۷	-۲/۰۱**	-۰/۲۷	-۰/۹	-۰/۵۷	-۱/۲۷
oil_{t-2}	۰/۲۱	۱/۲	۰/۷۳	۴/۰۲***	-۰/۱۵	-۰/۵۱
انحراف معیار	*۱/۸۸۳۹*					

*** : در سطح ۱٪ معنی‌دار است، ** : در سطح ۵٪ معنی‌دار است، * : در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است
مأخذ: محاسبات تحقیق

قبل از بررسی چگونگی اثرگذاری متغیر برون‌زای تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده (oil_t) بر بازده‌ی سهام بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از مدل MSIA(3)-ARX(3)، به تحلیل فازهای رکود و رونق بازده‌ی سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است؛ به منظور بررسی قدرت مدل فوق در توضیح دوره‌های رکود و رونق بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران، در شکل (۴)، احتمالات انتقال در رژیم‌های تعیین شده توسط مدل فوق ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID



مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۴- احتمال انتقال رژیم در مدل MSIA(3)-ARX(3)

بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده‌ی مدل MSIA(3)-ARX(3)، رژیم یک فازهای رکود در بازده‌ی بازار سهام، رژیم دو فازهای رونق و رژیم سه فازهای رکود و رونق شدید در بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران را تسخیر می‌کنند. در مقایسه با شکل (۳)، مشاهده می‌شود که با شمول دو وقفه از متغیر برون‌زای تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده در مدل اولیه، مدل MSIA(3)-ARX(3) قادر به تسخیر فازهای رکود و رونق با دقت بیش‌تری شده است؛ نتیجه‌ی فوق نقش تأثیرگذار متغیر تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده در تعیین فازهای رکود و رونق بازار بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج تخمین مدل MSIA(3)-ARX(3)، تعداد مشاهدات انتظاری، احتمالات انباشته (که احتمال بقاء هر رژیم را نشان می‌دهد) و مدت تداوم هر رژیم، در جدول (۹) ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۸- تعداد مشاهدات انتظاری و احتمالات انباشته و مدت تداوم هر رژیم

	MSIA(3)-ARX(3)		
	تعداد مشاهدات	احتمالات انباشته	مدت تداوم
رژیم ۱	۵۴/۳	۰/۲۸۲	۲۴/۷۸
رژیم ۲	۵۸/۳	۰/۴۹۸	۲/۹۷
رژیم ۳	۲۵/۵	۰/۲۲	۱/۴۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج جدول (۹)، رژیم غالب اقتصادی در بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران، رژیم دوم (فاز رونق) می‌باشد، به طوری که به احتمال ۰/۴۹۸، بازده‌ی بورس اوراق بهادار تهران در فازهای رونق قرار خواهد داشت؛ به علاوه فاز رکود با احتمال ۰/۲۸۲ و فاز رکود و رونق شدید با احتمال ۰/۲۲، دیگر فازهای اقتصادی بازده‌ی بورس اوراق بهادار تهران را تشکیل می‌دهند.

مدت تداوم فاز رکود به مدت ۲۴/۷۸ ماه، پایداری فازهای رکود در بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد، به طوری که در مقایسه با آن، فازهای رونق با تداوم ۲/۹۷ ماه و فازهای رکود و رونق شدید با تداوم ۱/۴۱ ماه، زودگذر تلقی می‌شوند. به عنوان نتیجه‌ای دیگر از تخمین مدل MSIA(3)-ARX(3)، در جدول (۱۰)، ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر ارائه شده است.

جدول ۱۰- ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۹۵۹	۰/۰۴	۰/۰۰۰۳
رژیم ۲	۰/۰۲۱	۰/۶۶۴	۰/۳۱۵
رژیم ۳	۰/۰۰۴	۰/۷۰۸	۰/۲۸۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۱۰)، احتمالات انتقال $\text{Prob}(s_t = 1|s_{t-1} = 1) = 0.959$، $\text{Prob}(s_t = 2|s_{t-1} = 2) = 0.664$ و $\text{Prob}(s_t = 3|s_{t-1} = 3) = 0.228$، نشان دهنده‌ی پایایی رژیم های مختلف بازده‌ی بازار سهام می‌باشد؛ پایاتر بودن رژیم یک نسبت به رژیم‌های دیگر، احتمال حضور عدم تقارن مهم در فازهای رکود و رونق بازده‌ی بازار سهام را

www.SID.ir

Archive of SID

پیشنهاد می‌کند. به علاوه پس از فازهای رکود و رونق شدید در بازده‌ی بازار سهام، به احتمال ۰/۷۰۸، بازده‌ی بازار سهام وارد فاز رونق و پس از فاز رونق در بازده‌ی بازار سهام، به احتمال ۰/۳۱۵، بازده بازار سهام وارد فاز رکود و رونق شدید خواهد شد؛ نتایج فوق نشان دهنده‌ی بزرگ بودن احتمال انتقال، تنها از رژیم سه به دو (و برعکس) می باشد، به طوری‌که به احتمال بسیار ضعیف بازده‌ی بازار سهام وارد دوره‌ی رکود خواهد شد (به احتمال ۰/۰۲۱ از رژیم دو و به احتمال ۰/۰۰۴ از رژیم سه)، اما در صورت قرار گرفتن در فاز رکود، فاز فوق بسیار پایا خواهد بود و احتمال انتقال از آن به فازهای دیگر بسیار کم است (به احتمال ۰/۰۴ به رژیم دو و به احتمال ۰/۰۰۰۳ به رژیم سه).

با توجه به نتایج تخمین مدل MSIA(3)-ARX(3) در جدول (۸)، بر اساس تست نرخ راست نمایی ارائه شده، $\chi^2(14) = 89.8^{***}$ بوده و در مدل بسط داده شده نیز فرض وجود حالت خطی بودن بازده‌ی بازار سهام در سطح ۱٪ درصد رد می‌شود. ضرایب متغیر برون‌زای تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده، تأثیر متفاوت متغیر فوق را بر بازده‌ی بازار سهام در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد، به طوری‌که در رژیم یک، یک واحد افزایش در متغیر برون‌زای فوق، پس از یک وقفه تأخیر منجر به کاهش معنی‌دار بازده‌ی بازار سهام به اندازه‌ی ۰/۳۷- خواهد شد؛ اما در رژیم دو، یک واحد افزایش در تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده، پس از دو وقفه منجر به افزیش معنی‌دار بازده‌ی بازار سهام به اندازه‌ی ۰/۷۳ و در رژیم سه، یک واحد افزایش در تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده، در همان دوره ، منجر به افزایش معنی‌دار بازده‌ی بازار سهام به اندازه‌ی ۰/۹ خواهد شد. با توجه به نتایج جدول (۹)، بازده‌ی بازار سهام به احتمال ۰/۷۱۸، در رژیم دو یا سه خواهد بود، بنابراین به احتمال ۰/۷۱۸، تأثیر تغییرات قیمت نفت بر بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران مثبت است؛ تأثیر مثبت فوق، به احتمال ۰/۴۹۸ پس از دو دوره‌ی وقفه (رژیم دو) و به احتمال ۰/۲۲ در همان دوره (رژیم سه) بر بازده‌ی بازار سهام آشکار خواهد شد، به طوری‌که در حالت دوم، اثر مثبت فوق بر بازده‌ی بازار سهام قوی‌تر است، اما نتایج تخمین مدل MSIA(3)-ARX(3) در رژیم یک (که با توجه به شکل (۴)، در حقیقت رکود بازار سهام در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷ را تسخیر کرده است، تفسیر متفاوتی از نحوه‌ی تأثیر تغییرات قیمت نفت بر بازده‌ی بازار سهام ارائه می‌کند، به طوری‌که با احتمال ۰/۲۸۲، تغییرات قیمت نفت پس از یک

www.SID.ir

Archive of SID

وقفه‌ی تأخیر، منجر به کاهش معنی‌دار بازده‌ی بازار سهام خواهد شد؛ بنابراین براساس نتایج مدل MSIA(3)-ARX(3)، پس از قرار گرفتن بازده‌ی بازار سهام در رژیم سه، افزایش قیمت نفت با اثری منفی، به عنوان عامل تداوم رکود عمل کرده است. در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷، قیمت نفت تقریبا روند صعودی را طی کرده است، به طوری‌که مدت تداوم بالای رژیم سه، به علت افزایش مداوم قیمت نفت در این دوره بوده است.

سئوالی که در این‌جا پیش می‌آید این است که در صورت قبول تأثیر معنی‌دار افزایش قیمت نفت در تداوم رکود بازده‌ی سهام بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷، دلیل تغییر نحوه‌ی تأثیرگذاری تغییرات قیمت نفت بر بازده‌ی بازار سهام در این دوره چه بوده است؟ بررسی دقیق سئوال فوق می‌تواند چارچوب مطالعات آتی قرار گیرد، ولی به عنوان تحلیلی منطقی برای جواب این سئوال، افزایش فزاینده‌ی بازده‌ی سرمایه‌گذاری در بخش زمین و مسکن به علت افزایش قیمت آن پس از سال ۱۳۸۵، به علت ثبات نسبی عرضه‌ی آن، مبین اضافه تقاضای موجود در این بخش بوده است، از سویی با مشاهده‌ی تقاضا برای سهام در فاصله‌ی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷، می‌توان دریافت که مشکل کمبود تقاضا برای سهام عرضه شده، دلیل اصلی رکود بازار سهام در این دوره می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که افزایش قیمت نفت با افزایش بیش‌تر بازدهی اقتصادی در دارایی‌ها رقیب دارایی‌های مالی (مانند زمین و مسکن) در این دوره، منجر به انتقال سرمایه از بازار سهام به این بخش‌ها شده است، به طوری که اثرات مثبت افزایش قیمت نفت در افزایش سرمایه‌ی 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 (شاکری، اقتصاد کلان، جلد دوم)، روند خروج سرمایه از بازار سهام و انتقال آن به بخش‌های رقیب را افزایش داده است. در مطالعات آتی می‌توان به بررسی سیاست‌های اعمال شده در فازهای متفاوت بازده‌ی بازار سهام و اثرات آن بر بازده‌ی بازار سهام و بازار دارایی‌های رقیب آن پرداخت.

www.SID.ir

Archive of SID

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

سرمایه‌گذاران به عنوان یک استراتژی کاهش ریسک، پرتوفولیوهای گوناگونی را نگه داری می‌کنند، آنالیز ارتباط بین قیمت نفت و قیمت سهام، برای تصمیم پرتوفوی بهینه برای سرمایه‌گذاران و نحوه‌ی اعمال سیاست‌هایی که در جهت رونق بازار فوق باشد، بسیار با اهمیت است. در این مقاله، با به کارگیری آنالیز موجک و روش خود رگرسیون برداری راه‌گزینی مارکف (MS-VAR)، اثر شوک‌های نفت بر روی بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های ماهیانه‌ی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۹، مورد بررسی قرار گرفته است. این روش شامل تخمین مدل MS-VAR تک متغیر، با به کارگیری سری‌های فیلتر شده‌ی موجک قیمت نفت، به منظور تعیین رفتار نوسانات بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران و اثرات متغیر برون‌زای تغییرات قیمت نفت بر آن می‌باشد. بر این اساس نتایجی به شرح زیر در این تحقیق حاصل شده است:

۱- بر اساس تست نرخ راست نمایی (LR) و معیار آکائیک (AIC)، مدل خودرگرسیون جمله‌ی ثابت راه‌گزینی مارکف سه رژیمه با رتبه‌ی خودرگرسیون چهار و دو وقفه‌ی متغیر برون‌زای تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده ((MSIA(3)-ARX(3)) دارای کم‌ترین معیار AIC بوده و به عنوان مدل‌های بهینه انتخاب شده است. نتایج، نشان‌دهنده‌ی حالت غیر خطی سری زمانی بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

۲- بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده‌ی مدل MSIA(3)-ARX(3)، رژیم یک فازهای رکود در بازده‌ی بازار سهام، رژیم دو فازهای رونق و رژیم سه فازهای رکود و رونق شدید در بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران را تسخیر می‌کنند.

۳- احتمالات انتقال محاسبه شده، نشان دهنده‌ی پایایی رژیم‌های مختلف بازده‌ی بازار سهام می‌باشد؛ پایاتر بودن رژیم یک نسبت به رژیم‌های دیگر، احتمال حضور عدم تقارن مهم در فازهای رکود و رونق بورس اوراق بهادار تهران را پیشنهاد می‌کند.

۴- ضرایب متغیر برون‌زای تغییرات قیمت نفت نویز زدایی شده، تأثیر متفاوت متغیر فوق را بر بازده‌ی بازار سهام در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد، بازده‌ی بازار سهام به احتمال ۰/۷۱۸، در رژیم دو یا سه خواهد بود، بنابراین به احتمال ۰/۷۱۸، تأثیر تغییرات قیمت نفت بر بازده‌ی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران مثبت است؛ تأثیر مثبت فوق، به احتمال ۰/۴۹۸ پس از دو دوره‌ی وقفه (رژیم دو) و به احتمال ۰/۲۲ در همان دوره

www.SID.ir

Archive of SID

(رژیم سه) بر بازده‌ی بازار سهام آشکار خواهد شد، به طوری که در حالت دوم، اثر مثبت فوق بر بازده‌ی بازار سهام قوی‌تر است، اما نتایج تخمین مدل MSIA(3)-ARX(3) در رژیم سه (رکود بازار سهام در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷)، تفسیر متفاوتی را از نحوه‌ی تأثیر تغییرات قیمت نفت بر بازده‌ی بازار سهام ارائه می‌کند، به طوری که با احتمال ۰/۲۸۲، تغییرات قیمت نفت پس از یک وقفه‌ی تأخیر، منجر به کاهش معنی‌دار بازده‌ی بازار سهام خواهد شد؛ بنابراین بر اساس نتایج مدل MSIA(3)-ARX(3)، پس از قرار گرفتن بازده‌ی بازار سهام در رژیم سه، افزایش قیمت نفت با اثری منفی، به عنوان عامل تداوم رکود عمل کرده است. در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷، قیمت نفت تقریباً روند صعودی را طی کرده است، به طوری که مدت تداوم و پایایی بالای رژیم سه، به علت افزایش مداوم قیمت نفت در این دوره بوده است.

۵- پیشنهاد می‌شود که در دوره‌های رکود با تداوم بلندمدت در بازار سهام، در صورتی که مقارن با افزایش مداوم قیمت جهانی نفت خام باشد، با تغییر سیاست‌های کلان اقتصادی، از ورود اثرات انبساطی حاصل از افزایش فوق به اقتصاد جلوگیری شود تا افزایش قیمت نفت، به عنوان عامل تداوم رکود بازده‌ی بازار سهام حذف و بازار سهام از حالت رکود خارج شود. افزایش درآمدهای نفتی به صندوق ذخیره‌ی ارزی، به عنوان گزینه‌ی پیشنهادی برای غلبه بر رکود مطرح می‌شود.

فهرست منابع

خیرخواهان، جعفر و برادران شرکا، حمید رضا. (۱۳۸۲). رونق نفتی و نرخ پس‌انداز در کشورهای اوپک. فصل نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، (۱۶): ۱۳۲-۱۰۱.

ختایی، محمود و شاه حسینی، سمیه و مولانا، سید حامد. (۱۳۸۶). بررسی اثر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران. پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی، ۷(۳): ۱۳۰-۱۰۳.

شاکری، عباس، نظری‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان، تهران، پارس نویسا، (۱۳۸۷) ش.

شکیبایی، علیرضا و افلاطونی، عباس و نیکبخت، لیلی . (۱۳۸۷). بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت در کشورهای عضو اوپک. دانش و توسعه، ۱۵(۲۵): ۸۵-۶۷.

www.SID.ir

Archive of SID

صمدی، سعید و شیرانی‌فخر، زهره و داورزاده، مهتاب. (۱۳۸۶). بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش‌بینی). فصل‌نامه‌ی اقتصاد مقداری (فصل‌نامه‌ی بررسی‌های اقتصادی)، ۴(۲): ۲۵-۵۱.

عباسیان، عزت الله و مرادپور اولادی، مهدی و عباسیون، وحید. (۱۳۸۶). تأثیر عدم اطمینان قیمت نفت بر بخش‌های صنعت، خدمات و مسکن. فصل نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، ۶(۲): ۱۲۱-۱۰۹.

عباسی‌نژاد، حسین. (۱۳۸۵). تحلیل اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از جدول داده-ستانده. فصلنامه‌ی ی پژوهش نامه بازرگانی، (۳۸): ۱-۲۵.

فخر حسینی، سید فخرالدین و شهابی، علی. (۱۳۸۷). بررسی اثر توسعه‌ی بازار بورس بر رشد اقتصادی در ایران. پژوهش نامه علوم انسانی و اجتماعی "علوم اقتصادی"، ۷(۲۴): ۸۱-۹۶.

گسکری، ریحانه و اقبالی، علیرضا و حلافی، حمید رضا. (۱۳۸۳). بی‌ثباتی صادرات نفت و رشد اقتصادی در ایران. فصل نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۷(۲۴): ۷۷-۹۴.

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. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، (۷۶). ۷۶-۵۱.

مهر آرا، محسن و نیکی اسکویی، کامران. ۱۳۸۵. تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی. پژوهش نامه‌ی بازرگانی، (۴۰): ۶۳-۳۲.

Aloui, C., Jammazi, R.(2009) "The Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Shifts Behavior: A Regimes Witching Approach" Energy Economics 31(5), pp.789–799.

Aloui, C., Jammazy, R., Dhakhlaoui, I. (2008) "Crude Oil Volatility and Stock Market Returns" Journal of Energy Markets 1, pp.69–96.

Ang, A.G., Bekaert, G. (1998) "Regime Switches in Interest Rates" Stanford University. Research p. 1486.

www.SID.ir

Archive of SID

Bernanke, B.S., Gertler, M., Watson, M. (1997) "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks" Brookings Papers on Economic Activity 1, pp.91–142.

Bittlingmayer, G., (2005). "Oil and Stocks: Is it War Risk?" Working Paper Series, University of Kansas.

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.

Cifter, A. and Ozun, A., (2007). Multiscale Systematic Risk: An Application on ISE 30, MPRA Paper 2484, University Library of Munich: Germany.

Cifter, A. and Ozun, A., (2008), "A Signal Processing Model for Time Series Analysis: The Effect of International F/X Markets on Domestic Currencies Using Wavelet Networks", International Review of Electrical Engineering. 3, pp.580-591.

Ciner, C., (2001). Energy Shocks and Financial Markets: Nonlinear linkages. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics 5, pp.203–212.

Chen, N.F., Roll, R., Ross, S.A., (1986). Economic Forces and the Stock Market. Journal of Business 59, pp.383–403.

Conlon, T., Crane, M. and Ruskin, H. J., (2008). Wavelet Multiscale Analysis for Hedge Funds: Scaling and Strategies. Physica A. 387, pp. 5197-5204.

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.

Clements, M.P., Krolzig, H.M., 2000. Modeling Business Cycle Features using Switching Regimes Models. Discussion Paper, Institute of Economics and Statistics Oxford.

Cologni, A., Manera, M., 2008. Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries. Energy Economics 38, 856–888.

Cologni, A., Manera, M., 2009. The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for G7 Countries. Economic Modelling 26, 1–29.

Diebold, F.X., (1986). "Modeling the Persistence of Conditional Variance: a Comment". Econometric Reviews 5, pp. 51–56.

Diebold, F.X., Rudebusch, G.D., (1996). "Measuring Business Cycles: a Modern Perspective". Review of Economics and Statistics 78, 67–77.

www.SID.ir

Archive of SID

Fernandez, V., (2006), "The CAPM and Value at Risk at Different Time-Scales". International Review of Financial Analysis, 15, pp. 203-219.

Garcia, R., Perron, P., (1996). "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts". Review of Economics and Statistics 78, pp.111–125.

Gençay, R., Selçuk, F. and Whitcher, B., (2002), "An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics", Academic Press, San Diego.

Hamilton, J.D., (1983). "Oil and the Macroeconomy since World War II". Journal of Political Economy 91, 228–248.

Hamilton, J.D., (1985). "Historical Causes of Post War Oil Shocks and Recessions". The Energy Journal l6, pp.97–116.

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.

Hamilton, J.D., Herrera, A.M., (2004). "Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy: Comment". Journal of Money, Credit and Banking 36 (2), pp. 265–286.

Huang, R.D., Masulis, R.W., Stoll, H.R., (1996). "Energy Shocks and Financial Markets". Journal of Futures Markets 16, pp.1–27.

In, F., Kim, S., Marisetty, V. and Faff, R., (2008), "Analysing the Performance of Managed Funds Using the Wavelet Multiscaling Method", Review of Quantitative Finance and Accounting. 31, pp. 55-70.

Jammazi, R., Aloui, C., (2009). "Wavelet Decomposition and Regime Shifts: Assessing the Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Returns". Energy Policy.

Jones, C., Kaul, G., (1996). "Oil and Stock Markets". Journal of Finance 51, pp.453–491.

Kandil, M., Mirzaie, I.A., (2003). "The Effects of Dollar Appreciation on Sectoral Labor Market Adjustments: Theory and Evidence". Quarterly Review of Economics and Finance 43, pp.89–117.

Kilian, L., Park, C., (2007). "The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market". Centre for Economic Policy Research Discussion P. 6166.

Kim, C.J., Nelson, C.R., (1998). Business Cycles Turning Points, A New Coincident Index and Tests of Duration Dependence based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching. Review of Economics and Statistics80, pp.188–201.

www.SID.ir

Archive of SID

Kim, C.J., Nelson, C.R., (1999). In: State-Space Models with Regime Switching. Massachussetts Institute of Technology Press, Cambridge.

King, R .G .and R., Leine. (1993a) ."Finance and Growth :Schumpeter Might Be Right" .Quarterly Journal of Economics, 108 (3): pp.717–737.

King, R.G .and R .Leine. (1993b) ."Finance, Entrepreneurship and Growth". Journal of Monetary Economics, 32 (3): pp.513–542.

Krolzig, H.M., (1997). Markov Switching Vector Autoregressions: Modeling, Statistical Inference and Application to Business Cycles Analysis. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Volume 454. Springer, Berlin (out of print).

Miller, J.I., Ratti, R.A., (2009). Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability, and Bubbles. Energy Economics 31, pp.559–568.

Mitra, S., (2006). A Wavelet Filtering Based Bnalysis of Macroeconomic Indicators: the Indian evidence. Applied Mathematics and Computation175, pp.1055–1079.

Mork, K.A., (1989). Oil Shocks and the Macroeconomy when Prices Go up and down: an Extension of Hamilton's Results. Journal of Political Economy 97, pp. 740–744.

Nason, G.P., Von Sachs, R., (1999). "Wavelets in Time Series Analysis". Philosophical Transactions of the Royal Society of LondonA357, pp. 2511–2526.

Park, J., Ratti, R.A., (2008). "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries". Energy Economics 30, pp.2587–2608.

Popoola, A., Ahmad, S., Ahmad, K., (2004). A Fuzzy-Wavelet Method for Analyzing Non-Stationary Time Series. In: Proceeding of the Fifth International Conference on Recent Advances in Soft Computing 2004, Nottingham, United Kingdom, pp. 231–236.

Psaradakis, Z., Spagnolo, N., (2003). On the Determination of the Number of Regimes in Markov–Switching Autoregressive Models. Journal of Time Series Analysis 24, pp.237–252.

Rousseau, P., and P., Wachtel. (2000) ."Equity Markets and Growth :Cross-Country Eidence on Timing and Outcomes 1980–1995" .Journal of Banking and Finance, 24 (12): pp.1933–1957.

Sadorsky, P., (1999). "Oil Price Shocks and Stock Market Activity". Energy Economics 21, pp.449–469.

www.SID.ir

Archive of SID

Tatom, J., (1988). Are the Macroeconomic Effects of Oil Price Changes Symmetric? Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy 28, pp.325–368.

Wei, C., (2003). "Energy, the stock market, and the putty-clay investment model". American Economic Review 93(1), pp.311–323.

www.SID.ir