دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال هجدهم، شمارهٔ۲، پاییز و زمستان ۱۳۹۰

بررسی کارایی بازار نفت (مطالعه موردی اوپک)

شهرام فتاحی[۱]
استادیار اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه
معصومه ترکمان احمدی
دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد همدان

چکیده

در این مقاله، فرضیه گام تصادفی[۲] و کارایی بازار نفت اوپک مورد بررسی قرار گرفته است. فرضیه گام تصادفی بیان می‌کند که قیمت‌ها دارای ماهیت کاملاً تصادفی هستند به گونه‌ای که فاقد حافظه می باشند. در نسخه ضعیف این فرضیه تغییرات قیمت به‌طور تصادفی رخ می‌دهند و بر این اساس رفتار گام تصادفی قیمت‌ها معمولاً به عنوان اساس آزمون کارایی نسخه ضعیف مورد استفاده قرار می‌گیرد.
به‌منظور بررسی فرضیه گام تصادفی و کارایی بازار نفت اوپک از آزمون‌های نسبت واریانس یگانه لو و مکینلی[۳](LOMAC) و چندگانه چاو و دنینگ[۴](CD) استفاده شده است. بدین جهت از شاخص قیمت‌های نقدی[۵] نفت خام اوپک در بازه زمانی ۱۹۹۷:۱:۳ تا ۲۰۱۰:۹:۲۴ و سه زیر دوره انتخابی بهره جستیم.
نتایج حاکی از آن بود که هر چند کارایی در کل دوره مورد بررسی برقرار نمی‌باشد ولی دارای روندی رو به افزایش بوده است. همچنین با استفاده از روش پنجره متحرک وجود یک روند متغیر با زمان در نمودار خودهمبستگی‌های بازده‌های شاخص قیمت نفت در کل دوره تشخیص داده شد.

واژه‌های کلیدی: اوپک، آزمون نسبت واریانس یگانه لو و مکینلی، آزمون نسبت واریانس چندگانه

---

* - (نویسنده مسئول): sfattahi@razi.ac.ir
تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۰/۵/۲۰

۲.Random walk
۳.Lo & Mackinlay single variance ratio test
۴.Chow & Denning multiple variance ratio test
۵.Spot Prices
۶. Moving Window Method

چاو و دنینگ، روش پنجره متحرک، روند متغیر با زمان

طبقه‌بندی JEL: C۱۲, C۲۲, G۱

Analysis of Oil Market Efficiency (the Case of OPEC)

Shahram Fattahi
Assistant Professor of Razi University
Masoomeh Torkaman Ahmadi
Graduate Student in Islamic Azad University, Hamedan Branch

Abstract

In this paper, the random walk hypothesis and the OPEC oil market efficiency have been examined. The random walk hypothesis states that prices are completely stochastic in nature so that they have 'no memory'. In its weak-form, changes in prices occur stochastically and, as a result, the random walk behavior of prices is usually used to test the weak-form efficiency.

In order to study the random walk hypothesis and the OPEC oil market efficiency, Lo & Mackinlay single variance ratio test (LOMAC) and Chow & Denning multiple variance ratio test (CD) have been utilized. Accordingly, we employed the index of OPEC oil spot prices for the period of ۳rd January ۱۹۹۷ to ۲۴th September ۲۰۱۰ and three selected subsamples.

The results indicated that although the efficiency does not hold for the whole period, there is an increasing trend. Furthermore, using the moving window method, a time-varying trend has been detected in the graph of returns autocorrelations of the oil price index for the whole period.

Keywords: OPEC, Lo and Mackinlay Single Variance Ratio Test, Chow and Denning Multiple Variance Ratio Test, Moving Window Method, Time-Varying Trend

JEL: C۱۲, C۲۲, G۱

۱. مقدمه

نفت خام از مهم‌ترین کالاهایی در جهان است که مصرف آن در حدود ۷۵ میلیون بشکه در روز می‌باشد و دارای بیش از هشتاد هزار نوع مشتقات است که همگی در ساخت کالاهای مورد نیاز استفاده می‌شوند(Tabak & Cajueiro,۲۰۰۷). این کالا که مهم‌ترین نقش آن تأمین بیش از

۸۵ درصد درآمدهای ارزی کشورهای دارنده آن است از زمان انقلاب صنعتی تاکنون به عنوان مهم‌ترین منبع سوخت به‌کار گرفته شده و با وجود نیروهای دیگر همچون نیروهای هسته‌ای و نیروهای خورشیدی و باد هنوز از نقش برجسته‌ای در گرداندن چرخ‌های صنعتی جهان برخوردار است. علاوه بر این موارد، نفت همواره به عنوان یک کالای اقتصادی- سیاسی نقش مهمی را در تحولات جهان ایفا کرده که منجر شده این کالا سیاسی‌ترین و در عین‌حال کلیدی‌ترین کالای دنیای مدرن امروزی نام بگیرد و به قول برخی محققان هنوز تأثیری برابر با پیشرفت‌های علوم کامپیوتری دارد.

بحث کارایی بازار عموماً در قالب فرضیه گام تصادفی بررسی می‌شود. منظور از کارایی که اولین بار توسط شخصی به‌نام فاما[۱] در بازارهای مالی مطرح شد، انعکاس سریع و کامل اطلاعات تازه منتشرشده در قیمت‌ها می‌باشد. بر مبنای مجموعه اطلاعات به‌کار رفته در بیان فاما سه شکل از کارایی بازار به طریق زیر بیان شده‌اند:

۱. [۲]شکل ضعیف کارایی: در این شکل مجموعه اطلاعاتی که بر قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد صرفاً مربوط به اطلاعات دوره‌های گذشته است.

۲. [۳]شکل نیمه‌قوی کارایی: در این شکل از کارایی، مجموعه اطلاعات موجود شامل تمامی اطلاعات عمومی است.

۳. [۴]شکل قوی کارایی: در این شکل از بازار کارا، قیمت‌ها بازتاب همه اطلاعات اعم از عمومی و محرمانه هستند (Milionis,۲۰۰۷).

با وجود مطالعات فراوانی که در طول دهه‌های اخیر به‌ویژه چهار دهه پیش در زمینه کارایی بازار سهام انجام شده توجه کمی به بررسی کارایی سایر بازارها به‌ویژه بازار نفت صورت گرفته است. بدین‌جهت، در این مقاله تلاش شده است که با تمرکز بر اوپک به‌عنوان یکی از بزرگترین سازمان‌های تولیدکننده و صادرکننده نفت، کارایی بازار نفت اوپک در سطح ضعیف بررسی

۱.Fama,۱۹۶۵

۲.weak form efficiency

۳.semi-strong form efficiency

۴.strong form efficiency

شود. لازم به ذکر است که در این مقاله به بررسی فرضیه گام تصادفی با استفاده از دو آزمون نسبت واریانس که تا کنون مورد بررسی قرار نگرفته‌اند، پرداخته و سعی می‌شود با استفاده از روش پنجره متحرک یک روند متغیر با زمان در نمودار خود همبستگی‌های مرتبه اول بازده‌های قیمت نفت به دست آمد. در این مقاله بعد از بیان مقدمه، کلیات پژوهش در قسمت دوم بیان خواهد شد. در قسمت سوم نتایج تجربی ناشی از آزمون‌های به کار گرفته شده ارائه خواهد شد و قسمت چهارم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص داده می شود.

۲. تاریخچه اوپک

اوپک یک کارتل نفتی است که با هدف وحدت بخشیدن و هماهنگ کردن سیاست‌های نفتی کشورهای عضو تشکیل شده است. اوپک مخفف نام انگلیسی سازمان کشورهای صادرکننده نفت[1] است که در کنفرانسی که در طی روزهای ۱۰ تا ۱۴ سپتامبر سال ۱۹۶۰ در بغداد با حضور نمایندگان مربوط به پنج عضو مؤسس یعنی ایران، عراق، عربستان، کویت و ونزوئلا تشکیل گردید بنیان گذاشته شد. بر اساس آمار و ارقام جهانی، طی سال‌های دهه ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ اوپک تولید بیش از ۶۰ درصد نفت جهان را در اختیار داشته است، اما به‌علت شوک‌های نفتی و افزایش قیمت نفت در دهه ۱۹۷۰ و تلاش مصرف‌کنندگان برای کاهش اتکای خود به نفت و تشکیل آژانس بین‌المللی انرژی، اوپک به تدریج قدرت تولید خود را به نفع دیگر بازیگران یعنی کشورهای غیر اوپک از دست داد. سهم این سازمان در سال ۱۹۸۱ به ۴۰ درصد و در سال ۱۹۸۸ به ۳۰/۷ درصد کل تولید جهانی نفت رسید. سهم اوپک در سال ۲۰۰۰، ۳۸/۵ درصد بوده است و پیش‌بینی می‌شود که این سهم در پایان سال ۲۰۱۰ به ۴۲/۶ درصد و در سال ۲۰۲۰ به ۴۶/۷ درصد افزایش یابد. تحلیلگران دلیل این افزایش احتمالی سهم را خارج شدن از رکود اقتصاد جهانی و افزایش تقاضای نفت در بازار بیان می‌کنند.

یکی از مهم‌ترین ارزش‌های کارایی بازار نفت تعیین قیمت عادلانه و کسب سود معقول و عادی خواهد بود، زیرا به علت عدم امکان پیش‌بینی تغییرات آتی قیمت‌ها امکان به‌دست آوردن

۱.Organization of Petroleum Exporting Countries

بازده غیر عادی منتفی خواهد شد که این مقوله یکی از مهم‌ترین اهداف سازمان اوپک است و در اساسنامه آن نیز ذکر شده است. هماهنگی و یکپارچه‌سازی سیاست‌های کشورهای عضو و تعیین بهترین راه برای تأمین منافع جمعی یا فردی آنها، طراحی شیوه‌هایی برای تضمین ثبات نفت بین-المللی به منظور از بین بردن نوسانات مضر و غیر ضروری، عنایت و توجه ویژه به قیمت نفت و توجه خاص به ضرورت فراهم کردن درآمد ثابت برای کشورهای تولیدکننده نفت، تأمین نفت کشورهای مصرف‌کننده به‌صورت کارآمد، فرآهم آوردن بازده مناسب برای آنهایی که در صنعت نفت سرمایه‌گذاری می‌کنند از مهم‌ترین بخش‌های اساسنامه این سازمان هستند.

۳. پیشینه تحقیق

کارایی بازار نفت موضوع بسیار جالبی است که علاوه بر محققان در سطوح دانشگاهی مورد توجه دولتمردان، تولیدکنندگان عمده فروش، مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران نیز می-باشد(Ramirez et al,۲۰۱۰). بر این اساس در سال‌های اخیر توجه ویژه‌ای به بررسی مبحث کارایی بازارهای نفتی وست تگزاس اینترمدییت (WTI) و برنت صورت گرفته است که منجر شده محققان از روش‌های مختلف همچون نمای هورست[۱]، ریشه واحد[۲]، شبکه‌های عصبی[۳]، آزمون‌های نسبت واریانس و بررسی ساختارهای متغیر با زمان به‌ویژه در ضرایب خود همبستگی به بررسی کارایی بازار بپردازند. بحث کارایی در قالب فرضیه‌ای به‌نام گام تصادفی توسط فاما در بازارهای مالی مطرح شد و بیان می‌دارد که تغییرات قیمت سهام تصادفی بوده و امکان پیش‌بینی آنها وجود ندارد. با توصیف و بیان دقیق گام تصادفی توسط فاما روش‌هایی که چارتیست‌ها[۴] و یا نظریه‌پردازان تحلیل تکنیکی و بنیادی در زمینه پیش‌بینی قیمت سهام به کار می‌بردند کاملاً بدون ارزش و مذبوحانه تلقی می‌شد. مفهومی که فاما بیان کرد این بود که با برقراری فرضیه گام

۱.Hurst exponent

۲.Unit root

۳.Neural network

۴.chartists

تصادفی، بازار سهام در سطح ضعیف کارا خواهد بود.

لو و مکینلی، آزمون جدیدی را در زمینه آزمودن گام تصادفی و در نتیجه بررسی کارایی در سطح ضعیف ابداع کردند که نام آن را آزمون نسبت واریانس نهادند. آن‌ها بعد از بیان آزمون نسبت واریانس، آماره آن، اثبات روابط و قضایای مرتبط با این آزمون، از دو شاخص آمکس و نایس در فاصله ۶ سپتامبر ۱۹۶۲ تا ۲۶ دسامبر ۱۹۸۵ به صورت هفتگی استفاده کرده و گام تصادفی را با تأکید بر آزمون نسبت واریانس بررسی نمودند. آنها اظهار داشتند اگر نسبت واریانس محاسبه شده برای تمامی دوره‌ها، کوچکتر از یک باشد رفتار بازگشت به میانگین در سری مورد نظر مشاهده می‌شود در حالی که اگر نسبت واریانس بزرگتر از یک باشد رفتار روندی در سری قابل رؤیت است، در هر دو صورت کارایی بازار در سطح ضعیف رد خواهد شد (Lo & Mackinlay,۱۹۸۸).

چاو و دنینگ با بررسی مجدد آزمون نسبت واریانس LOMAC متوجه شدند که در صورت عدم کنترل اندازه این آزمون، احتمال وقوع خطای نوع اول یعنی رد اشتباه فرضیه صفر افزایش خواهد یافت. بدین‌منظور آنها با گسترش و اصلاح آزمون نسبت واریانس LOMAC فرآیندی را ایجاد کردند که امکان مقایسه چند منظوره بین نسبت‌های واریانس تخمین‌زده شده با عدد یک را فراهم می‌آورد. این آزمون با نام آزمون نسبت واریانس چندگانه چاو و دنینگ یا به اختصار آزمون CD مشهور شد(Chow & Denning,۱۹۹۳) .

کیم و مسلویک کارایی بازار نفت WTI و برنت را با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس در فاصله ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۴ بررسی نمودند. نتایج آنها نشان‌دهنده برقراری گام تصادفی و در نتیجه کارایی بازار در سطح ضعیف برای قیمت‌های نقدی[۱] و عدم کارایی در قیمت‌های آتی بودند. محققان دلیل این عدم کارایی را وجود همبستگی سریالی، بازگشت به میانگین و یا شکست ساختاری در بازار مذکور دانستند (Kim & Maslyuk,۲۰۰۵) .

تاباک و کوجیرو کارایی بازارهای نفت برنت و WTI را از طریق بررسی وجود یک ساختار متغیر با زمان در سری‌های زمانی بررسی نمودند و دریافتند که کارایی بازار WTI نسبت به برنت

۱.Spot Prices

در طول زمان افزایش یافته است(Tabak & Cajueiro,۲۰۰۷) .

ایتو و سوگیوما برای بررسی کارایی یا عدم کارایی بازار از بررسی وجود ضرائب خودهمبستگی متغیر با زمان در بازار استفاده نمودند که ایده این کار به مطالعه انجام شده توسط لو در سال ۲۰۰۴ باز می‌گشت. این روش وجود یک ساختار متغیر با زمان را در ضرائب خود همبستگی بازدهی‌ها از طریق روش پنجره متحرک بررسی می‌کند؛ در واقع ضرائب خود همبستگی بازدهی‌ها که با زمان تغییر می‌کردند به‌عنوان یک جانشین خوب از عدم کارایی بازار معرفی شدند (Ito & Sugiyama,۲۰۰۹) .

وانگ و لیو مطالعه صورت گرفته توسط تاباک و کوجیرو را گسترش دادند و با به‌کاربردن روش‌هایی همچون پنجره متحرک دریافتند که بازار WTI در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت دارای عملکردی است که عموماً به سمت کارایی حرکت می‌نماید(Wang & Liu,۲۰۰۹) .

لیو و وانگ با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس به بررسی کارایی بازار در سطح ضعیف برای داده‌های قیمت نقدی و آتی اتحادیه اروپا در فاصله ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ پرداختند. این محققان نتیجه گرفتند که کارایی در بازار مذکور برقرار بوده و در طول زمان نیز افزایش یافته است، این افزایش کارایی بعد از توافق ۲۶ ام آوریل ۲۰۰۶ به‌صورت بیشتری مشاهده شده است.

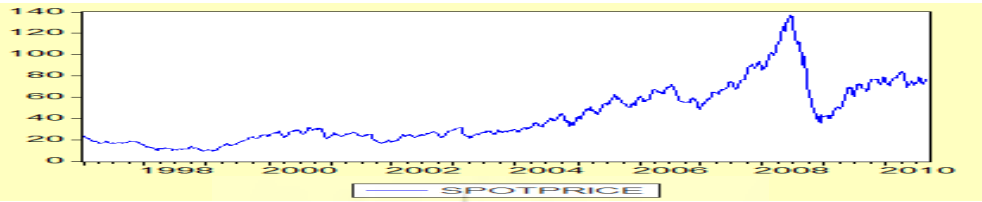
چارلز و دارنی کارایی بازارهای نفت برنت و WTI را در فاصله (۲۰۰۸-۱۹۸۲) با آزمون نسبت واریانس بررسی نمودند و دریافتند که در بازار نفت برنت گام تصادفی و در نتیجه کارایی بازار در سطح ضعیف برقرار است درحالی‌که بازار نفت WTI در برخی زیردوره‌ها ناکارا می‌باشد. لازم به‌ذکر است این دو محقق در همین سال کارایی بازار سهام چین را با استفاده از آزمون مذکور بررسی نمودند که نتیجه حاکی از عدم کارایی بازار بود(Charles & Darne,۲۰۰۹).

همانه‌طور که ملاحظه شد مطالعات انجام شده در زمینه بررسی کارایی بازار نفت به‌ویژه با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس مبحث جدیدی است که با وجود آنکه در بازارهای سهام دنیا بسیار مورد استفاده بوده دارای سابقه بسیار کمی در بازارهای نفت است، از این‌رو در این مطالعه تلاش شده است که کارایی یکی از بازارهای مهم نفتی در سطح جهان یعنی اوپک که کمتر مورد توجه بوده بررسی گردد. زیرا اوپک با تولید ۳۲۰۷۷/۱ هزار بشکه در روز در سال ۲۰۰۷ تولیدکننده قدرتمندی است که می‌تواند با تصمیمات و فعالیت‌های خود بازار نفت را تحت تأثیر قرار دهد (Asgharzadeh,۲۰۰۸).

۴. داده‌های پژوهش و آماره‌های توصیفی مربوط

به منظور بررسی کارایی بازار نفت از شاخص هفتگی قیمت‌های نقدی نفت خام اوپک در بازه زمانی ۱۹۹۷:۱:۳تا ۲۰۱۰:۹:۲۴ استفاده می‌شود. این شاخص که توسط سایت مدیریت اطلاعات انرژی ایالات متحده (EIA)[۱] محاسبه می‌شود یک میانگین غیر وزنی از قیمت‌های بسته شدن نقدی نقدی روزانه محصول داده شده (در اینجا قیمت نفت خام کشورهای عضو) در طی یک دوره مشخص است.

نمودار(۱): .سری زمانی شاخص قیمت های نقدی نفت خام اوپک



مأخذ: محاسبات محقق

نمودار فوق روند تغییرات شاخص قیمت را در فاصله سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۰ نشان می‌دهد. در این فاصله حوادث مهمی اتفاق افتاده‌اند که از آن جمله می‌توان به حادثه ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱ و حمله آمریکا به عراق در سال ۲۰۰۳ اشاره داشت. از طرفی یک رشد نمایی در شاخص قیمت‌ها در فاصله سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ مشاهده می‌شود که منجر شد ظرف کمتر از هشت سال قیمت نفت بیش از ۶ برابر شود. یکی از دلایل این افزایش، تقاضای زیاد انرژی از سوی چین به دلیل رشد سریع اقتصادی این کشور بود(Ramirez et al,۲۰۱۰). بعد از این رشد سریع، قیمت‌ها شروع به کاهش نمودند که دلایل آن می‌تواند بحران اقتصادی و مالی موجود در جهان باشد. این مسئله از روی نمودار نیز کاملاً مشهود است. با پیروی از لو و مکینلی (۱۹۸۸)، به جای استفاده از شاخص قیمت‌ها به عنوان داده‌های اصلی تحقیق، از لگاریتم شاخص قیمت‌ها استفاده می‌شود.

---

۱. U.S Energy Information Administration

آماره‌های توصیفی داده‌های این تحقیق در جدول ارائه شده‌اند:

۵. روش تحقیق

۵-۱. بررسی کارایی بازار با روش پنجره متحرک

یک روش برای بررسی کارایی یا عدم کارایی بازار، بررسی وجود ضرائب خود همبستگی متغیر با زمان در بازار است و همان‌طور که پیشتر گفته شد توسط ایتو و سوگیوما در سال ۲۰۰۹ استفاده شد. این روش وجود یک ساختار متغیر با زمان را در ضرائب خود همبستگی بازدهی‌های لگاریتمی از طریق روش پنجره متحرک بررسی می‌کند، در واقع ضرائب خود همبستگی بازدهی‌ها که با زمان تغییر می‌کنند به‌عنوان یک جانشین خوب از عدم کارایی بازار معرفی می‌شوند.

جدول(۱): آماره‌های توصیفی لگاریتم شاخص قیمت‌های نقدی نفت خام اوپک

تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	انحراف استاندارد	مینیمم	ماکزیمم	چولگی	کشیدگی
۷۱۴	۳/۵۳۶	۳/۴۰۱	۰/۶۴۱	۲/۲۴۱	۴/۹۲۱	۰/۰۲۱	۲/۰۵۷

مأخذ: محاسبات محقق

محاسبه بازده لگاریتمی از طریق فرمول $R_t = Ln(P_t) - Ln(P_{t-1})$ انجام شد که R_t بازدهی در زمان t، $Ln(P_t)$ و $Ln(P_{t-1})$ به ترتیب لگاریتم قیمت‌ها در زمان t و t-۱ هستند. اگر $(r_1, r_2, \dots . r_T)$ دنباله‌ای از بازده‌ها باشند، هنگامی که از روش پنجره متحرک استفاده می‌شود T- w+۱ زیرنمونه، $\tau = w, \dots , T$ $(r_{\tau-w+1}, \dots . r_\tau)$ به‌وجود می‌آیند که در آنها w اندازه عرض پنجره[۱] است. در این روش پنجره متحرک به هر زیر نمونه از داده‌های روزانه بازده اعمال شده و ضرائب خود همبستگی مرتبه اول محاسبه می‌کنیم. بعد از رسم نمودار ضرائب خود همبستگی، درصورتی‌که یک ساختار متغیر با زمان در نمودار ملاحظه شود نتیجه گرفته می-

۱.Window Width

شود که در بازار عدم کارایی وجود دارد.

۵-۲. بررسی کارایی بازار بر مبنای فرضیه گام تصادفی

فرضیه گام تصادفی دارای سه فرم زیر است. (Fattahi,۲۰۰۶).

گام تصادفی نوع اول: قوی‌ترین نسخه این فرضیه که در آن جملات اخلال دارای توزیع یکنواخت و مستقل هستند و که در آن دنباله قیمت‌ها از معادله رگرسیونی زیر تبعیت می‌کنند:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IID(0,\sigma^2) \qquad (۱)$$

با محاسبه میانگین و واریانس شرطی رابطه شماره (۱) که توابعی از زمان هستند درخواهیم یافت که در صورت وارد شدن شوک به قیمت‌ها، قیمت‌ها به مسیر قبلی خود باز نمی‌گردند و شوک‌های وارده اثری دائمی خواهند داشت.

گام تصادفی نوع دوم: در این نسخه جملات اخلال دارای توزیع مستقل ولی غیر یکنواخت می‌باشند. در این مورد، واریانس ناهمسانی غیر شرطی در جملات اخلال برقرار می‌باشد. از آنجا که آزمودن استقلال بدون فرض توزیع یکنواخت دشوار می‌باشد، محققان از آزمون‌های تجربی همچون قاعده فیلتر یا تحلیل تکنیکی که در این زمینه وجود دارند استفاده می‌کنند.

گام تصادفی نوع سوم: ضعیف‌ترین نسخه این فرضیه که دارای ویژگی واریانس ناهمسانی شرطی است. در این شکل از گام تصادفی برای تمامی مقادیر k که مخالف صفر هستند $cov(c_t, c_{t-k}) = 0$. به طوری که برای برخی از مقادیر k، $cov(c_t^2, c^2_{t-k}) \neq 0$ می‌باشد.

قسمت بعدی به بررسی نحوه آزمون گام تصادفی نوع اول و سوم می‌پردازد.

۵-۳. آزمون نسبت واریانس یگانه LOMAC

بر خلاف آنچه که آزمون مشخصی برای بررسی گام تصادفی نوع دوم وجود ندارد، روشی برای آزمودن گام تصادفی نوع اول و سوم ابداع گردید که با نام آزمون نسبت واریانس LOMAC معروف شد. این آزمون در سال ۱۹۸۸ توسط لو و مکینلی معرفی شد و آماره آن برای مقیاس زمانی q به صورت معادله شماره۲ محاسبه شده است، r_t بازده سهام در دوره t است:

$$VR(q) = \frac{var(r_t(q)}{qvar(r_t(1))} \quad (۲)$$

حال از روش لو و مکینلی برای تخمین واریانس تبعیت می‌شود، آنها نسبت واریانس را به صورت زیر بیان نمودند:

$$VR(q) = \frac{\sigma_c^2(q)}{\sigma_a^2} \quad (۳)$$

$\sigma_c^2(q)$ واریانس q دوره‌ای نااریب و σ_a^2 واریانس یک دوره‌ای نااریب هستند که با استفاده از فرمول‌های زیر قابل تخمین می‌باشند (در این روابط،P ها معرف لگاریتم قیمت‌ها هستند):

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1}\sum_{k=1}^{nq}(p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (۴)$$

$$\hat{\sigma}_c^2(q) = \frac{1}{m}\sum_{k=q}^{nq}(p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu})^2 \quad (۵)$$

$$m = q(nq - q + 1)(1 - \frac{q}{nq}) \quad (۶)$$

$$\hat{\mu} = \frac{(p_{nq} - p_0)}{nq} \quad (۷)$$

لو و مکینلی ثابت کردند که آماره نسبت واریانس LOMAC دارای توزیع نرمال استاندارد به شرح زیر است:

$$z(q) = [VR(q) - 1]/\sqrt{\hat{\phi}(q)} \quad (۸)$$

$$\hat{\phi}(q) = [2(2q-1)(q-1)]/[3q(nq)] \quad (۹)$$

آماره آزمون $z(q)$ دارای توزیع نرمال استاندارد به طور مجانبی تحت فرض واریانس همسانی[۱] بازدهی‌هاست که این آماره برای آزمودن گام تصادفی نوع اول به‌کار برده می‌شود. همان‌گونه که تغییرپذیری بازدهی‌ها طی زمان تغییر می‌کند و از حالت نرمال استاندارد منحرف

۱.Asymptotically Standard Normal Distribution Under the Assumption of Homoscedasticity

می‌شود، آماره آزمون نرمال استاندارد مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی[۱]، $z^*(q)$ خواهد بود که برای آزمودن نسخه سوم گام تصادفی استفاده می‌گردد و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$z^*(q) = [VR(q) - 1] / \sqrt{\hat{\theta}(q)} \qquad (۱۰)$$

$$\hat{\theta}(q) = \sum_{k=1}^{q-1} \left(\frac{2(q-k)}{q}\right)^2 \hat{\delta}(k) \qquad (۱۱)$$

$$\hat{\delta}(k) = \frac{\left[nq \sum_{j=k+1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2 (p_{j-1} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2\right]}{\left[\sum_{j=1}^{nq} (p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2\right]^2} \qquad (۱۲)$$

برای برقراری فرضیه گام تصادفی بایستی نسبت واریانس هر دوره نزدیک به ۱ باشد. اگر نسبت واریانس به طور معنی‌داری از ۱ بیشتر باشد، رفتار روندی در سری زمانی قابل تشخیص است، در حالی که اگر نسبت واریانس به طور معنی داری کمتر از ۱ باشد رفتار بازگشت به میانگین شناسایی می شود. در هر یک از این دو حالت، فرضیه صفر در آزمون نسبت واریانس LOMAC، یعنی برقراری گام تصادفی رد خواهد شد.

۵-۴. آزمون نسبت واریانس چندگانه چاو و دنینگ (CD)

از آنجاکه فرضیه گام تصادفی مستلزم آن است که نسبت‌های واریانس برای تمامی مقادیر qهای انتخابی برابر یک باشند، یک روش معمول برای آزمون چنین فرضیه‌ای، مقایسه چندگانه و همزمان بین نسبت‌های واریانس تخمین زده شده با عدد یک برای تمامی مقیاس‌های زمانی q خواهد بود، $M_r(q) \equiv VR(q) - 1 = 0$ لازم به ذکر است که عدم توجه به ماهیت مشترک این فرضیه به استنباط‌های غلط در زمینه رد یا برقراری گام تصادفی منجر خواهد شد. از این‌رو، برای حل این مشکل چاو و دنینگ آزمون نسبت واریانس چندگانه[۲] (MVR) را پیشنهاد نمودند. هسته مرکزی این آزمون نسبت واریانس چندگانه بر مبنای رابطه زیر که توسط سیداک[۳] در سال ۱۹۶۷

۲.Heteroscedasticity Robust Standard Normal Test Statistic

۱.Multiple Variance Ratio (MVR)

۲.Sidak

بیان شده بود، قرار دارد:

$$\Pr\left[\max(|z_1|,\dots,|z_m|) \le Z_{\alpha^*/2}\right] \ge (1-\alpha) \quad (۱۳)$$

$$\alpha^* = 1-(1-\alpha)^{1/m} \quad (۱۴)$$

دنباله $\{z_i\}$ ها مستقل و دارای توزیع نرمال استاندارد هستند، این دنباله همان آماره‌های استاندارد شده تحت فرض واریانس همسانی می‌باشد که در آزمون LOMAC محاسبه شده بود. هاچبرگ[۱] با استفاده از رابطه به‌دست آمده توسط سیداک ثابت کرد زمانی‌که $\{z_i\}$ ها همبسته هستند، نابرابری (۱۳) به صورت نابرابری (۱۵) در می‌آید:

$$\Pr[\max(|z_1|,\dots,|z_m|) \le SMM(\alpha;m;N)] \ge (1-\alpha) \quad (۱۵)$$

$SMM(\alpha;m;N)$[۲] مقداری است که دارای توزیع مدول‌های حداکثر استیودنت با m پارامتر و N (اندازه نمونه) درجه آزادی است، که در این حالت α سمت راست به جای مقادیر بحرانی توزیع نرمال استاندارد مورد استفاده قرار می‌گیرد. نابرابری هاچبرگ در حالت مجانبی یعنی وقتی N به سمت بی‌نهایت می‌رود با نابرابری سیداک برابر خواهد شد، یعنی:

$$\lim_{T\to\infty} SMM(\alpha;M;\infty) = Z_{\alpha^*/2} \quad (۱۶)$$

چاو و دنینگ اندازه آزمون MVR را از طریق مقایسه مقدار حداکثر قدرمطلق مقادیر z با مقدار بحرانی SMM کنترل کردند که مقادیر بحرانی SMM از رابطه (۱۶) به‌دست می‌آیند. این دو محقق بیان داشتند در صورت عدم کنترل آزمون LOMAC به شیوه فوق احتمال خطای نوع اول یعنی رد اشتباه فرضیه صفر افزایش خواهد یافت. در اصل آزمون چاو و دنینگ دارای طراحی محافظه‌کارانه‌ای است (یعنی، مقادیر بحرانی بزرگتر هستند) و دارای قدرتی مساوی و یا بیشتر از آزمون‌های ریشه واحد مرسوم در برابر فرضیه مقابل AR(۱) است. علاوه براین، آزمون MVR در برابر بیشتر اشکال واریانس ناهمسانی و غیر نرمال بودن جملات خطای تصادفی، مقاوم می‌باشد (Schindler,۲۰۱۰).بنابراین، یک فاصله اطمینان با توجه به سطح خطای α برای مقدار بیشینه z_1

۱.Studentized Maximum Modulus (SMM)

۳.Hochberg

به صورت زیر خواهد بود:

$$z_1^*(q) \pm \mathrm{SMM}(\alpha; m; \infty) \quad (۱۷)$$

$$z_1^*(q) = \max|z(q_i)| \quad (۱۸)$$

رد گام تصادفی تحت واریانس همسانی می‌تواند ناشی از وجود واریانس ناهمسانی و یا خود همبستگی در سری موردنظر باشد. اگر گام تصادفی تحت واریانس ناهمسانی نیز رد شود، شواهد وجود خود همبستگی در سری داده‌ها به صورت بیشتری تقویت خواهد شد. با این وجود، خود همبستگی مرتبه اول می‌تواند بر این اساس تخمین زده شود که $M_r(q)$ به طور مجانبی مساوی با مجموع وزنی ضرائب خود همبستگی تخمین زده شده است یعنی:

$$\widehat{\mathrm{MR}}_q = \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \hat{\rho}(k) \quad (۱۹)$$

که برای q=۲

$$\widehat{MR}(2) \equiv \widehat{VR}(2) - 1 = \hat{\rho}(1) \quad (۲۰)$$

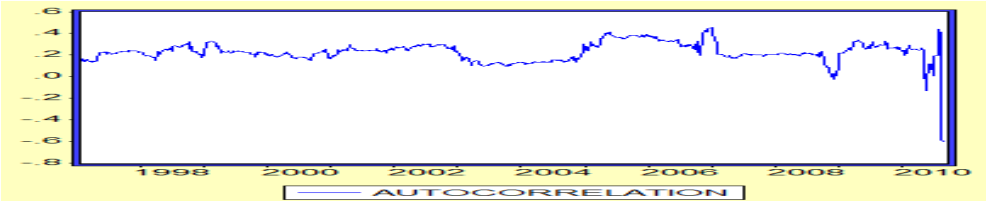
لازم به ذکر است تمامی موارد بیان شده در زمینه آزمون چندگانه CD برای آماره‌های نرمال استاندارد مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی یعنی $z^*(q)$ ها نیز برقرار می‌باشند.

۶. نتایج تجربی پژوهش

۶-۱. بررسی کارایی بازار با روش پنجره متحرک

این روش برای سری بازده‌های لگاریتمی شاخص قیمت‌های اوپک که شامل ۷۱۳ مشاهده است به‌کار می‌رود. عرض پنجره برابر عدد ۱۰۰ در نظر گرفته شده و روش پنجره متحرک بر هر زیر نمونه اعمال می‌شود. سپس ضرائب خود همبستگی هر یک محاسبه نموده که نمودار مربوطه به صورت زیر خواهد بود.

نمودار(۲): ضرائب خود همبستگی سری بازده‌های شاخص قیمت هفتگی اوپک



مأخذ : محاسبات محقق

نمودار(۲) معرف آن است که ضرائب خودهمبستگی بازده‌های شاخص قیمت نفت اوپک به - صورت تقریبی یک ساختار متغیر با زمان را در بازار ارائه می‌دهند و این امر در سال‌های اخیر به - صورت چشمگیری مشاهده می‌شود. بنابراین کارایی بازار طبق گفته لو (۲۰۰۴) در کل بازه مورد بررسی تأیید نمی‌گردد اما این بدان معنا نیست که در تمامی زیر بازه‌های موجود نیز کارایی برقرار نمی‌باشد. بدین‌منظور لازم است که کارایی بازار علاوه بر کل فاصله زمانی در نظرگرفته شده در چند زیر بازه به‌ویژه در سال‌های اخیر نیز بررسی شود. بنابراین در قسمت بعد با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس علاوه بر کل دوره در نظر گرفته شده از سه زیر نمونه نیز استفاده می‌شود.

۶-۲. نتایج تجربی آزمون‌های نسبت واریانس LOMAC و CD

نتایج مربوط به آزمون LOMAC برای شاخص قیمت نفت اوپک در کل دوره در نظر گرفته شده و سه زیر دوره آن در جدول شماره (۲) ارائه شده‌اند. برای انتخاب دو زیر دوره اول با توجه به حمله آمریکا به عراق در سال ۲۰۰۳ کل دوره در نظرگرفته شده بر اساس حادثه مذکور به دو قسمت تقسیم می‌شود. زیرا تحولات عراق و اعمال نفوذ آمریکا بر این کشور و منطقه خاورمیانه از جنبه‌های مختلف بر بازار نفت تأثیر گذاشت (Emami Meibodi,۲۰۰۳). زیردوره سوم نیز با توجه به بحران مالی و اقتصادی موجود در جهان به‌ویژه در ۳ سال پیش که منجر به کاهش شدید قیمت‌های نفت خام شد، انتخاب می‌گردد.جدول شماره (۲) مربوط به نسبت‌های واریانس ۲، ۴، ۶، ۸ و ۱۰ روزه می‌باشد که در آن اقدام به محاسبه آماره نسبت واریانس و آماره‌های $z(q)$ و $z^*(q)$ برای پنج مضرب مختلف ۲ با افق‌های زمانی کوتاه‌مدت شده است.

با توجه به جدول بالا، فرضیه گام تصادفی در صورتی رد خواهد شد که آماره‌های آزمون

محاسبه شده برای تمامی مقادیر q بامعنی باشند؛ یعنی مقادیر آماره‌های نرمال استاندارد شده از مقدار آماره بحرانی در سطح خطای ۵ درصد، یعنی ۱/۹۶ بزرگتر باشند. برای کل دوره، تمامی آماره‌های $z(q)$ در افق‌های زمانی درنظرگرفته شده معنی‌دار هستند، در نتیجه فرضیه گام تصادفی تحت فرض همسانی واریانس‌ها رد خواهد شد. با بررسی سه زیر دوره نیز متوجه می‌شویم که نتیجه حاصل برای کل دوره نمونه مجدداً برای هر یک از زیردوره‌ها تأیید می‌گردد. رد گام تصادفی در این‌حالت می‌تواند ناشی از وجود واریانس ناهمسانی یا همبستگی در سری‌های مورد نظر باشد. بدین منظور گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد، برای ۴ دوره ذکر شده فرضیه گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی در ۵ افق زمانی در نظرگرفته شده تأیید می‌شود ولی برای ۴ افق زمانی در کل دوره و ۱ افق زمانی در زیردوره سوم نتیجه فوق برقرار نمی‌باشد. با رد گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی در افق‌های زمانی مذکور، شواهد وجود رفتار روندی و در نتیجه وجود خودهمبستگی در سری قیمت‌های نفت تقویت خواهد شد که افزایش نسبت‌های واریانس با افزایش فواصل زمانی به‌ویژه در کل دوره در نظر گرفته شده خود گواهی بر درستی این ادعا می‌باشد. در این‌گونه موارد لازم است از آزمون قوی‌تری در زمینه بررسی گام تصادفی همچون آزمون نسبت واریانس چندگانه CDاستفاده گردد تا با اطمینان بیشتری در زمینه رد یا قبولی گام تصادفی نظر داده شود.

جدول (۲): مقادیر محاسبه شده VR(q)، $z(q)$ و $z^*(q)$

		q=۲	q=۴	q=۶	q=۸	q=۱۰
کل دوره (۱۹۹۷/۱/۳-۲۰۱۰/۹/۲۴)	VR(q)	۱.۲۴۵	۱.۴۶۴	۱.۵۸۴	۱.۶۴۴	۱.۶۸۷
	$z(q)$	*۶.۶۲۱	*۶.۶۲۷	*۶.۳۴۷	*۵.۸۵۴	*۵.۴۵۲
	$z^*(q)$	*۲.۱۶۸	*۲.۱۸۸	*۲.۰۹۳	*۱.۹۷۵	۱.۸۰۷
زیردوره اول (۱۹۹۷/۱/۳-۲۰۰۳/۳/۱۴)	VR(q)	۱.۲۵۱	۱.۴۸۲	۱.۵۵۸	۱.۵۰۲	۱.۴۴۴
	$z(q)$	*۴.۵۶۳	*۴.۶۷۹	*۴.۱۰۲	*۳.۰۷۹	*۲.۳۷۴
	$z^*(q)$	۱.۵۳۰	۱.۵۷۵	۱.۳۷۴	۱.۰۵۰	.۸۰۷
زیردوره دوم (۲۰۰۳/۳/۲۱ -۲۰۱۰/۹/۲۴)	VR(q)	۱.۲۱۲	۱.۴۴۸	۱.۶۰۹	۱.۷۵۱	۱.۹۰۸
	$z(q)$	*۴.۲۴	*۴.۷۶۵	*۴.۸۷۲	*۵.۰۰۶	*۵.۳۰۹
	$z^*(q)$	۱.۳۵۰	۱.۵۱۸	۱.۵۶۱	۱.۶۳۹	۱.۷۱۹
زیردوره سوم	VR(q)	۱.۲۲۷	۱.۵۶۲	۱.۸۶۱	۲.۱۷۲	۲.۵۲۰

(۲۰۰۷/۱/۵-۲۰۱۰/۹/۲۴)	$z(q)$	*۳.۱۹۷	*۴.۲۲۵	*۴.۸۶۴	*۵.۵۵۴	*۶.۳۰۷
	$z^*(q)$	.۹۸۲	۱.۳۰۰	۱.۵۰۷	۱.۷۴۶	*۱.۹۷۷

* نشان‌دهنده معنی‌دار بودن آماره موردنظر در سطح خطای ۵٪ است. سطر اول مقادیر محاسبه شده مربوط به آماره‌های آزمون نسبت واریانس، سطر دوم و سوم نیز به‌ترتیب مقادیر محاسبه شده آماره‌های $z(q)$ و به $z^*(q)$ هستند.

مأخذ : محاسبات محقق

در آزمون نسبت واریانس چندگانه CD و به منظور کنترل کردن اندازه این آزمون، به جای مقایسه آماره‌های $z(q)$ و $z^*(q)$ با مقدار بحرانی در سطح پنج درصد خطا یعنی ۱/۹۶ مقدار حداکثر قدرمطلق این آماره‌ها برای هر مجموعه از آزمون‌های نسبت واریانس با مقدار بحرانی SMM[1] مقایسه می‌شود. مقدار حداکثر آماره‌های مذکور در جدول (۳) ارائه شده‌اند:

جدول (۳): حداکثر مقدار قدرمطلق $z(q)$ و $z^*(q)$ها

	بیشینه قدرمطلق $z(q)$ ها	بیشینه قدرمطلق $z^*(q)$ ها
کل دوره	*۶.۳۴۷	۲.۱۸۸
زیردوره اول	*۴.۶۷۹	۱.۵۷۵
زیردوره دوم	*۵.۳۰۹	۱.۷۱۹
زیردوره سوم	*۶.۳۰۷	۱.۹۷۷

* نشان‌دهنده معنی‌دار بودن آماره مورد نظر

مأخذ : محاسبات محقق

برای کل دوره در نظر گرفته شده مقدار بیشینه قدرمطلق آماره‌های آزمون $z(q)$، ۶/۳۴۷ است که با توجه به مقدار بحرانی SMM معنی‌دار می‌باشد، بنابراین گام تصادفی تحت واریانس همسانی رد خواهد شد. با توجه به آماره‌های $z^*(q)$ و در نظر گرفتن مقدار حداکثر قدرمطلق آنها یعنی ۲/۱۸۸ درمی‌یابیم که این مقدار در مقایسه با عدد ۲/۵۶۹ معنی‌دار نیست، در نتیجه گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی که بر طبق آزمون نسبت واریانس LOMAC برای کل

۱.از آنجا که تعداد نسبت‌های واریانس یعنی m، ۵ و تعداد مشاهدات در کل دوره در نظر گرفته شده یعنی T، ۷۱۴ است مقدار بحرانی SMM در این حالت تقریباً ۲/۵۶۹ خواهد بود.

دوره و در تمامی افق‌های زمانی وضعیت یکسانی نداشت بر اساس آزمون نسبت واریانس چندگانه CD مورد تأیید واقع می‌شود. به عبارت دیگر با استفاده از آزمون CD احتمال خطای نوع اول یعنی رد اشتباه فرضیه صفر کاهش یافته است. با توجه به جدول (۳) در می‌یابیم که بر اساس آزمون چندگانه CD، فرضیه گام تصادفی تحت واریانس همسانی برای زیردوره‌های اول، دوم و سوم رد می‌شود زیرا مقدار حداکثر قدرمطلق آماره $z(q)$ برای قیمت‌های دوره‌های ذکر شده از مقدار بحرانی SMM بزرگتر می‌باشند، اما برای آماره $z^*(q)$ در زیردوره‌های اول، دوم و سوم گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی رد نمی‌شود. این نتایج نشان می‌دهد رد فرضیه صفر گام تصادفی ممکن است به علت وجود واریانس ناهمسانی باشد و می‌توان نتیجه‌گیری کرد با وجود آنکه کارایی بازار نفت اوپک در کل دوره مورد بررسی برقرار نمی‌باشد ولی دارای روندی رو به افزایش است. چنین نتایجی پیش از این در برخی مطالعات بازار سهام نیز دیده شده است (Chung,۲۰۰۶).

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش، کارایی بازار اوپک مورد بررسی قرار گرفت. طبق گفته فاما بازاری کاراست که در آن اطلاعات جدیدالورود به سرعت بر روی قیمت‌ها تأثیر بگذارند، براین اساس نبایستی همبستگی معنی‌داری بین تغییرات در زمان گذشته با زمان حال وجود داشته باشد. یکی از راه‌های بررسی کارایی بازار، آزمون برقراری گام تصادفی است. این فرضیه بیان می‌کند که قیمت‌ها دارای ماهیت کاملاً تصادفی هستند به گونه‌ای که فاقد حافظه می باشند. در این مقاله فرضیه گام تصادفی با استفاده از دو آزمون نسبت واریانس LOMAC و CD مورد بررسی قرار گرفت و با استفاده از روش پنجره متحرک یک روند متغیر با زمان در نمودار خودهمبستگی‌های بازدهی‌های شاخص قیمت نفت اوپک استخراج گردید. نتایج حاکی از آن بودند که هر چند کارایی در کل دوره مورد بررسی برقرار نمی‌باشد ولی در برخی زیر بازه‌های آن به‌ویژه تا قبل از حمله آمریکا به عراق رو به افزایش بوده است. این نتایج سازگار با برخی تحقیقات قبلی انجام شده است.

References:

۱- Asgharzadeh, S. (۲۰۰۸), **"Proposing an Econometric Model for OPEC Oil Production and Exports Rationing",** ***Journal of Energy Economics Studies****, No. ۱۶, pp. ۱۱۱-۱۳۰ (in Persian).*

۲- Charles, A. & Darne, O.(۲۰۰۹),**"The Efficiency of the Crude Oil Markets: Evidence From Variance Ratio Tests",** *Energy Policy* ۳۷,*pp.* ٤۲٦۷-٤۲۷۲.

۳- Charles, A. & Darne, O.(۲۰۰۹),**"The Random Walk Hypothesis for Chinese Stock Markets : Evidence From Variance Ratio Tests",** *Economic Systems* ۳۳, *pp.* ۱۱۷-۱۲٦.

٤- Charles, A. & Darne, O.(۲۰۰۹),**"Variance Ratio Tests of Random Walk: An Overview",** *Journal of Economic Surveys,Vol.* ۲۳, *No.* ۳,*pp.* ٥۰۳-٥۲۷.

٥- Chow, K.V. & Denning, K.C.(۱۹۹۳),**"A Simple Multiple Variance Ratio Test",** *Journal of Econometrics* ٥۸, *pp.* ۳۸٥-٤۰۱.

٦- Chung, H.Yu.(۲۰۰٦),**"Testing Weak-form Efficiency of The Chinese Stock Market",** *Master's Thesis,* ***Lappeenranta University of Technology.***

۷- Dong, L.W & Freng, P.H.(۲۰۰۹),**"Weak-Form Market Efficiency Test of Oil Markets Based on Generalized Spectrum Method",** *Management Science and Engineering,pp.* ۱٦۹۱-۱٦۹٥.

۸- Emami Maybodi, A. (۲۰۰۳), **"The Impact of Iraq Current Crisis on Oil Market and OPEC",** *Institute for International Energy Studies Monthly Bulletin: July ۲۰۰۳ (in Persian).*

۹- Fama, E.F. (۱۹٦٥),**"The Behavior of Stock Market Price ",***The Journal of Business,pp.* ۳٤-۱۰٥.

۱۰- Fama, E.F.(۱۹۷۰),**"Efficient Capital Market :A Review of Theory and Empirical Work",** *The Journal of Finance,No* ۲,*pp,* ۳۸۳-٤۱۷.

۱۱- Fattahi, Sh.(۲۰۰٦),**"Weak-Form Efficiency in the German Stock Market",** **٥th Annual International Conference**, *'FindEcon'***.**

۱۲- Ito, M. & Sugiyama, Sh.(۲۰۰۹),**"Measuring the Degree of Time Varying Market Inefficiency",** *Economics Letters* ۱۰۳,*pp.* ٦۲-٦٤.

۱۳- Kim, p & Maslyuk, S.(۲۰۰٥),**"Testing Oil Market Efficiency Evidence From Multiple Variance Ratio Tests",** *Financial Modeling Workshop, University of ULM.*

۱٤- Lo, A.W. & Mackinlay, A.C.(۱۹۸۸),**"Stock Market Prices Do Not Follow Random Walk: Evidence From a Simple Specification Test",** *Review of Financial Studies,Vo* ۱,*pp.* ٤۱-٦٦.

۱٥- Lo, A.W.(۲۰۰٤),**"The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency From an Evolutionary Perspective",** *Research Support From the MIT Laboratory for Financial Engineering***.**

۱٦- Lu, W & Wang, W.(۲۰۱۰),**"Weak-Form Efficiency of European Emission Trading Scheme-Evidence From Variance Ratio Tests",** *International Journal of Green Economics* ۲,pp.۱۸۳-۱۹٦.

۱۷- Milionis, A.E.(۲۰۰۷),**"Efficient Capital Markets: A Statistical Definition and Comments",** *Statistics & Probability Letters,* ۷۷,*pp.* ٦۰۷-٦۱۳.

۱۸- Ramirez, J.A. & Alvarez, J. & Solis, **R.(۲۰۱۰),"Crude Oil Market Efficiency and Modeling: Insights from the ,Multiscaling Autocorrelation Pattern",** *Energy Economics ۳۲,pp. ۹۹۳-۱۰۰۰.*
۱۹- Schindler, F.(۲۰۱۰),"**Market Efficiency in the Emerging Securitized Real Estate Markets",** *Centre for European Economic Research,pp. ۱-۳۲.*
۲۰- Wang, Y & Liu, L.(۲۰۰۹)**,"Is WTI Crude Oil Market Becoming Weakly Efficient Over Time? New Evidence From Multiscale Analysis Based on Detrended Fluctutation Analysis",** *Energy Economics,pp. ۱-٦.*
۲۱- Whang, Y.J. & Kim, J.(۲۰۰۳),"**A Multiple Variance Ratio Test Using Subsampling",** *Economic Letters, ۷۹,pp. ۲۲۵-۲۳۰.*
۲۲- Wright, j.h.(۲۰۰۰),**"Alternative Variance Ratio Tests Using Rank and Signs",** *Journal of Business and Economic Statistic ۱۸,pp. ۱-۹.*

Received: ۶ Mar ۲۰۱۱

Accepted: ۱۱ Aug ۲۰۱۱

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی