فصل‌نامهٔ مطالعات اقتصاد انرژی / سال ششم / شمارهٔ ۲۲/ پاییز ۱۳۸۸/ صفحات ۲۷-۱

بررسی رابطه‌ی علّیت بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در بازارهای آمریکا و اروپا

سیّد احمدرضا جلالی نائینی
استادیار مؤسسه‌ی مدیریت و تحقیقات برنامه‌ریزی ajalali@imps.ac.ir

غلامرضا کشاورز حداد
استادیار دانشکده‌ی مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف g.k.haddad@sharif.edu

روح الله اسکندری زنجانی
کارشناس ارشد مؤسسه‌ی مطالعات بین المللی انرژی econ.esr@gmail.com

مهرزاد زمانی
کارشناس ارشد مؤسسه‌ی مطالعات بین المللی انرژی mehrzad_zamani@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۵/۱۸ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۰/۳

چکیده

نفت‌خام نهاده‌ی اصلی پالایشگاه‌ها در تولید فرآورده‌های نفتی است و تغییرات قیمت آن تأثیر زیادی بر قیمت فرآورده‌ها می‌گذارد، بنابراین ارتباط تنگاتنگی بین بازار نفت‌خام و بازار فرآورده‌های نفتی وجود دارد و اطلاعات قیمتی بین این دو بازار جابه‌جا می‌شود. در ادبیات اقتصادی مطالعات زیادی برای بررسی تعامل بین تغییرات قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی و آزمون رابطه‌ی علی بین قیمت‌ها انجام شده است. نتایج این مطالعات بر اساس آزمون رابطه‌ی علّیت خطی و مدل‌های تصحیح خطای برداری، بیانگر جهت علّیت از طرف قیمت نفت‌خام به سمت قیمت فرآورده‌های نفتی است. در این مقاله در چارچوب مکانیسم انتقال اطلاعات بین بازار نفت‌خام و بازار فرآورده‌ها، رابطه‌ی علّی پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت VECM و تودا یاماموتو بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در سطح میانگین در دو بازار آمریکا و اروپا بررسی می‌شود. برای انجام این مطالعه از اطلاعات هفتگی برای قیمت‌های تک‌محموله و آتی یک‌ماهه‌ی نفت‌خام WTI، برنت، بنزین و گازوئیل در بازارهای آمریکا و اروپا استفاده شده است. نتایج تحقیق در سطح میانگین قیمت‌ها نتایج مطالعات قبلی مبنی بر وجود علّیت بلندمدت از طرف قیمت نفت‌خام به قیمت فرآورده‌ها را برای دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۸۷، تأیید می‌کند. به دنبال کاهش قابل توجه در ذخیره سازی بنزین در آمریکا در سال ۲۰۰۳ و گازوئیل در اروپا در سال ۲۰۰۴، نتایج مطالعه بیانگر وجود تغییر ساختاری در بازار است، به‌طوری‌که جهت علّیت بلندمدت در بازار اروپا برعکس شده و از طرف قیمت گازوئیل به سمت قیمت نفت‌خام برنت می‌باشد، بنابراین در این دو بازار جریان انتقال اطلاعات از طرف بازار نفت‌خام به سمت بازار فرآورده‌هاست.

طبقه بندی JEL: C22, G14, Q49

کلید واژه: بازار نفت و فرآورده‌های نفتی، علّیت در قیمت‌ها؛ مدل تصحیح خطای برداری، آزمون علّیت تودا - یاماموتو

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

بازار نفت‌خام و بازار فرآورده‌های نفتی از دو طریق ارتباط تنگاتنگی با هم دیگر دارند، از یک‌سو نفت‌خام اصلی‌ترین نهاده پالایشگاه‌هاست و لذا تغییرات قیمت آن بر قیمت فرآورده‌ها به‌عنوان ستانده، پالایشگاه‌ها تأثیر قابل توجهی دارد و از سوی دیگر نفت‌خام تنها به‌صورت فرآورده‌های نفتی قابل استفاده بوده و تقاضای فرآورده تعیین‌کننده‌ی تقاضا برای نفت‌خام است، بنابراین بین این دو بازار ارتباط زیادی وجود دارد و لذا انتظار می‌رود اطلاعات ایجاد شده از طریق داد و ستد در هر یک از این دو بازار، یکی از عوامل مؤثر در تعیین عرضه و تقاضا و بنابراین قیمت در بازار دیگر باشد (جلالی- نائینی و اسکندری[1]، ۲۰۰۹). بررسی رابطه بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در تحلیل بازار از نظر علامت‌دهی[2] و عکس‌العمل قیمت‌ها حائز اهمیت است و در ادبیات اقتصادی مطالعات زیادی جهت بررسی تعامل بین تغییرات قیمت نفت‌خام و تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی انجام شده است. در شمار زیادی از مطالعات انجام شده به منظور بررسی برای انتقال اطلاعات بین بازارها و آزمون برای علّیت بین قیمت‌ها از مدل‌های VAR[3] و VECM[4] استفاده شده است.

در سال ۲۰۰۷، بیش از ۵۰ درصد فرآورده‌های پالایشی جهان را آمریکا و اروپا مصرف کرده[5] و دو شاخص تعیین‌کننده قیمت‌های نفت‌خام و فرآورده‌های نفتی جهان، یعنی قیمت نفت‌خام WTI، قیمت نفت‌خام برنت، قیمت بنزین و قیمت گازوئیل که در آمریکا و اروپا معامله می‌شوند، متعلق به این دو منطقه بوده و بررسی رابطه‌ی بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در این دو بازار انحراف کمی از سایر مناطق جهان دارد.

هدف تحقیق، آزمون جریان انتقال اطلاعات بین دو بازار نفت‌خام و فرآورده‌های نفتی است. در بخش دوم، ادبیات تحقیق و در بخش سوم، توضیح داده‌ها ارائه شده است. نتایج تحقیق، در قالب مدل‌های VECM، رابطه‌ی علّی پویا بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در سطح میانگین بین بازار نفت‌خام و بازار فرآورده در بخش

1- Jalali-Naini and Eskandari.
2- Signaling.
3- Vector Autoregressive.
4- Vector Error Correction Model.
5- BP (2008).

Archive of SID

www.SID.ir

چهارم آورده شده است. در ادامه‌ی این بخش برای تقویت نتایج مدل VECM، از روش آزمون علّیت تودا- یاماموتو[1](۱۹۹۵) نیز استفاده شده است. سرانجام در بخش پنجم، نتیجه گیری پژوهش ارائه می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

قیمت در بازارهای حراج[2] به صورت تعادل پیوسته[3] است، به‌طوری‌که در هرلحظه اطلاعات عرضه و تقاضا در این بازارها وارد شده و قیمت تعادلی به‌دست می‌آید. بررسی رابطه‌ی پویا بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌ها در دو دهه‌ی اخیر، بخش قابل توجهی از مطالعات در حیطه‌ی اقتصاد انرژی را به خود اختصاص داده است. تمرکز این مطالعات با توجه به زمینه‌های زیر متفاوت است:

نوع مدل استفاده شده، دوره‌ی زمانی، نوع داده‌ها، بازار مورد مطالعه و زنجیره‌ی تولید - توزیع.

بررسی رابطه‌ی بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی به‌دنبال بحران خلیج‌فارس (سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۹۰) و نوسان شدید قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌ها با هدف بررسی عکس‌العمل قیمت‌ها انجام شد. نتایج این مطالعات، برداشت عمومی[4] مبنی بر عکس‌العمل نامتقارن[5] قیمت بنزین به نوسانات قیمت نفت‌خام را در بازار آمریکا آمریکا و اروپا تأیید کردند، ولی در بررسی‌های بعدی برای بازارهای دیگر نتایج متفاوتی به‌دست آمد.

اولین مطالعه توسط بیکن[6](۱۹۹۱) جهت بررسی عکس‌العمل متفاوت قیمت‌های بنزین، به افزایش و کاهش قیمت‌های نفت‌خام انجام شد. این مطالعه برای بازار بنزین انگلستان و دوره‌ی زمانی ۱۹۸۹-۱۹۸۲ انجام شد. نتیجه‌ی این مطالعه نشان داد که انتقال کامل افزایش قیمت نفت‌خام به بنزین سریع‌تر از حالت کاهش قیمت است.

1- Toda and Yamamoto.
2- Outcry Markets.
3- Continuous Equilibrium.
4- Public seems.
5- Asymmetric.
6- Bacon.

Archive of SID

www.SID.ir

منینگ[1](۱۹۹۱) نیز بازار بنزین انگلستان را با یک مدل ECM برای دوره‌ی ۱۹۸۸-۱۹۷۳ بررسی کرده و عدم‌تقارن ضعیفی را پیدا کرد.

کارنبروک[2](۱۹۹۱)، اولین مطالعه را برای بازار آمریکا با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره‌ی ۱۹۹۰-۱۹۸۳ انجام داد و با به‌کارگیری یک مدل تأخیری توزیع شده[3] نشان داد که انتقال افزایش قیمت‌های عمده‌فروشی به مصرف‌کننده، سریع‌تر از کاهش قیمت‌هاست.

مطالعه‌ی رفتار قیمت‌های بنزین در ایالات‌متحده توسط دافی- دنو[4](۱۹۹۶) نیز انجام شد و آن‌ها به‌طور خاص با استفاده از داده‌های هفتگی برای دوره‌ی ۱۹۹۳-۱۹۸۹، در بخش پایین‌دستی ارتباط بین قیمت بنزین عمده فروشی و خرده‌فروشی را بررسی کردند. نتیجه‌ی مطالعه، عدم‌تقارن پایدار و قوی و تعدیل کامل در مورد افزایش قیمت در برابر تعدیل ناقص برای کاهش قیمت‌ها را نشان داد.

مطالعه‌ی بورن‌اشتین و همکاران[5](۱۹۹۷)، قابل توجه‌ترین مطالعه بوده است که بازار بازار بنزین آمریکا را برای دوره‌ی ۱۹۹۲-۱۹۸۶، با استفاده از داده‌های هفتگی و با استفاده از یک مدل ECM بررسی کردند. نتایج مطالعه‌ی برداشت عمومی مبنی بر عکس‌العمل سریع‌تر قیمت‌های بنزین به افزایش قیمت‌های نفت در برابر کاهش قیمت‌ها را تأیید کرد. بالک و همکاران[6](۱۹۹۸)، مطالعه‌ی بورن‌اشتین و همکاران را با استفاده از سه مدل VAR، ECM و یک مدل عمومی برای اطلاعات هفتگی دوره‌ی ۱۹۹۷- ۱۹۸۷ توسعه دادند. آن‌ها نتیجه گرفتند که در تمام موارد منشأ شوک از بالادستی به پایین‌دستی بوده و عدم‌تقارن در همه‌ی مدل‌ها مشاهده شد، اما شدت عدم‌تقارن در مدل ECM چندین برابر بیش‌تر از مدل VAR است. گودبی و همکاران[7](۲۰۰۰)، اولین مطالعه را برای بازار بنزین کانادا انجام دادند. آن‌ها بر اساس داده‌های هفتگی و مدل ECM، عدم‌تقارن را برای دوره‌ی ۱۹۹۶-۱۹۹۰ مشاهده کردند.

1- Manning.
2- Karrenbrock.
3- Distributed lags model.
4- Duffy-Deno.
5- Borenstein et al.
6- Balke et al.
7- Godby et al.

Archive of SID

www.SID.ir

جانسون[1](۲۰۰۲)، از یک روش ECM نامتقارن برای بررسی عکس‌العمل قیمت خرده‌فروشی نسبت به تغییر در قیمت‌های عمده فروشی در ۱۵ شهر ایالات متحده آمریکا استفاده کرد. در این مطالعه از داده‌های هفتگی در دوره‌ی ۱۹۹۸-۱۹۹۶ استفاده شد و نتایج از وجود عکس‌العمل نامتقارن در قیمت‌های بنزین حمایت کرد. جانسون، دلیل وجود عدم تقارن در عکس‌العمل را با تئوری جستجو[2] توضیح داد، به‌طوری‌که با افزایش قیمت بنزین، مصرف‌کنندگان انگیزه‌ی کافی برای جستجوی قیمت در سایر فروشندگان را پیدا می‌کنند، ولی زمانی‌که قیمت کاهش می‌یابد، مصرف‌کنندگان از قیمت سایر خرده‌فروشان بی‌خبرند و لذا کاهش قیمت بنزین در عکس‌العمل به کاهش قیمت نفت‌خام با تأخیر و کندی انجام می‌گیرد.

اشچه و همکاران[3](۲۰۰۳)، در چارچوب مدل چند متغیره VECM و داده‌های ماهانه ماهانه برای دوره‌ی ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۲، رابطه‌ی بین قیمت نفت‌خام برنت و چهار فرآورده‌ی اصلی در بازار اروپا (گازوئیل، نفتا[4]، نفت‌سفید[5] و نفت کوره سنگین[6]) را بررسی کردند. کردند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده به‌جز سوخت کوره‌ی سنگین، رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد. هم‌چنین رابطه‌ی بلندمدتی بین قیمت‌های گازوئیل، نفت‌سفید و نفتا در این بازار مشاهده شد.

بچمیایر- گریفین[7](۲۰۰۳)، برای اولین بار از داده‌های روزانه استفاده کردند. آن‌ها با با استفاده از یک روش هم‌جمعی دومرحله‌ای انگل- گرنجر، نشانه‌ای مبنی بر عدم‌تقارن برای بازار عمده‌فروشی آمریکا در دوره‌ی ۱۹۹۸-۱۹۸۵ پیدا نکردند. بر خلاف بورن‌اشتین و همکاران (۱۹۹۷)، که ادعا کرده بودند عکس‌العمل در قیمت‌های بنزین نسبت به افزایش قیمت‌های نفت‌خام، سریع‌تر از زمانی است که قیمت‌ها کاهش می‌یابد. در این مطالعه با استفاده از یک مدل ECM و داده‌های روزانه، نشانه‌ای مبنی بر عدم‌تقارن در عکس‌العمل قیمت‌های بنزین پیدا نشد. یکی از دلایل اصلی اختلاف در نتایج، نوع اطلاعات بود که در یکی روزانه و در دیگری هفتگی بود.

1- Johnson.
2- Search Theory.
3- Frank Asche et all.
4- Naphtha.
5- Kerosene.
6- Heavy Fuel Oil.
7- Bachmeier and Griffin.

Archive of SID

www.SID.ir

رادچنکو[1]، در سال‌های اخیر (a۲۰۰۵، b) بیش‌ترین مطالعات را برای بررسی عدم‌تقارن در عکس‌العمل قیمت بنزین به تلاطم قیمت نفت‌خام انجام داد. رادچنکو (a۲۰۰۵)، چسبندگی قیمت‌های بنزین را با یک مدل مارکوف‌سوئیچینگ۲ و استفاده از اطلاعات هفتگی برای سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۹۱ در آمریکا بررسی کرد. او در این مطالعه نشان داد که عکس‌العمل قیمت‌های بنزین به تغییرات پیش‌بینی شده تفاوت معنی‌داری با تغییرات پیش‌بینی نشده در قیمت‌های نفت‌خام دارد. مطالعه‌ی رادچنکو (b۲۰۰۵)، از قابل توجه‌ترین مطالعات در بررسی عکس‌العمل قیمت بنزین به تلاطم قیمت نفت‌خام است. در این مطالعه درجه‌ی عدم تقارن عکس‌العمل قیمت‌های بنزین در برابر تلاطم قیمت نفتی با استفاده از چندین مدل و چندین دوره‌ی زمانی بررسی شد. نتایج همه‌ی مدل‌ها نشان داد که درجه‌ی عدم‌تقارن در قیمت‌های بنزین با افزایش تلاطم در قیمت‌های نفت‌خام کاهش می‌یابد. در این مطالعه از مدل‌های VAR[3]؛ ECM؛ GARCH؛ PAM[4] ؛ IRF[5] استفاده شده است. رادچنکو (b۲۰۰۵)، تنها مطالعه‌ای بود که عکس‌العمل قیمت بنزین را در مقابل تلاطم قیمت نفت‌خام بررسی کرد. دلیل ارائه شده برای عکس‌العمل نامتقارن قیمت بنزین، وجود رقابت ناقص بین خرده فروش‌ها بود، که از تئوری انحصار چند جانبه حمایت می‌کرد.

کافمن- لاسکوفسکی[6](۲۰۰۵)، بازار آمریکا را با استفاده از داده‌های ماهانه برای دوره‌ی ۲۰۰۲-۱۹۸۶ و یک مدل ECM نامتقارن بررسی کردند. در این بررسی نشان داده شد که نرخ بهره‌برداری[7] و سطح ذخیره‌سازی‌ها عامل ایجاد عدم‌تقارن بین قیمت نفت‌خام و بنزین است و عدم‌تقارن بین قیمت نفت‌خام و قیمت نفت حرارتی‌خانگی[8]، احتمالا به‌دلیل ساختار بازار و نوع رابطه‌ی بین خرده‌فروش‌ها[9] و مصرف‌کنندگان می‌باشد.

1- Radchenko.
2- Markov-switching model.
3- Vector Autoregressive.
4- Partial Adjustment Model –PAM.
5- Impulse Response Functions-IRF.
6- Kaufmann and Laskowski.
7- Utilization rates.
8- Home Heating Oil.
9- Retailer.

Archive of SID

www.SID.ir

گراسو- مانرا[1](۲۰۰۵)، به تأثیر انتخاب مدل‌های مختلف بر نتایج عدم‌تقارن بین قیمت‌های بنزین و نفت‌خام پرداخته‌اند. آن‌ها مقایسه‌ی دقیقی بین سه مدل رایج ECM نامتقارن[2]، ECM آستانه‌ای خودرگرسیونی[3] و ECM با آستانه‌ی هم‌جمعی[4] انجام انجام دادند. در این مطالعه از داده‌های ماهانه برای پنج کشور فرانسه، انگلستان، ایتالیا، اسپانیا و آلمان استفاده شد و در همه‌ی مدل‌ها شواهدی از رفتار نامتقارن در عکس‌العمل قیمت‌های بنزین به تغییرات کوتاه‌مدت در قیمت‌های نفت‌خام وجود داشت، ولی برای تغییرات بلندمدت نتایج دقیقی مشاهده نشد.

دنی- فرور[5](۲۰۰۶)، با استفاده از داده‌های هفتگی رابطه میان نوسانات قیمت نفت‌خام و قیمت شش فرآورده را در بازار اروپا در چهارچوب مدل ECM برای دوره‌ی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ بررسی کرده و نشان دادندکه قیمت نفت‌خام برنت نسبت به قیمت هر شش فرآورده‌ی برون‌زا ضعیف است. در این مطالعه با در نظر گرفتن حاشیه‌ی سود پالایشگاه‌ها مشاهده شد که این متغیر بر عدم تقارن عکس‌العمل قیمت بنزین به تغییرات قیمت نفت‌خام اثر معنی‌دار و مهمی دارد.

سرانجام ابوصدرا - رادچنکو[6] (۲۰۰۶)، با استفاده از مدل ECM و داده‌های ماهانه برای دوره‌ی ۲۰۰۳- ۱۹۸۳ بازار بنزین آمریکا را بررسی کردند. در این مطالعه به‌طورهم‌زمان نقش حاشیه‌ی سود بنزین[7] و تلاطم قیمت نفت‌خام بر عکس‌العمل نامتقارن قیمت بنزین شد. نتیجه‌ی مطالعه نشان داد که در یک مدل با وجود حاشیه‌ی سود بنزین و تلاطم قیمت نفت، حاشیه‌ی سود بنزین معنی‌داری بیش‌تری نسبت به تلاطم قیمت نفت‌خام دارد.

در جدول (۱)، خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده براساس نوع مدل، دوره‌ی زمانی، نوع داده‌ها، بازار مورد مطالعه، مرحله‌ی تولید- توزیع و نتیجه‌ی مطالعه آمده است. در

1- Grasso and Manera.
2- Asymmetric ECM.
3- Autoregressive Threshold ECM.
4- ECM with Threshold Cointegration.
5- Denni and Frewer.
6- Abosedra and Radchenko.
7- Gasoline Margins.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱ – خلاصه‌ی مطالعات انجام شده در رابطه با وجود عدم‌تقارن میان قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌ها

مطالعه	مدل	منطقه‌ی مورد بررسی	دوره‌ی زمانی	نوع داده‌ها	عدم تقارن
بیکن(۱۹۹۱)	QQAM	انگلستان	۱۹۸۲-۱۹۸۹	دو هفتگی	وجود دارد
منینگ (۱۹۹۱)	ECM	انگلستان	۱۹۷۳-۱۹۸۸	ماهانه	وجود دارد
نورمن-شین[1] (۱۹۹۱)	تفاضل مرتبه‌ی اول	آمریکا	۱۹۸۲-۱۹۹۰	ماهانه	وجود ندارد
کارن بروک (۱۹۹۱)	تعدیل خطی	انگلستان	۱۹۸۳-۱۹۹۰	ماهانه	وجود دارد
کیرچ گاسنر-کابلر[2](۱۹۹۲)	ECM	آلمان	۱۹۷۲-۱۹۸۹	ماهانه	وجود دارد(۱۹۷۰) وجود ندارد (۱۹۸۰)
دافی- دنو (۱۹۹۶)	تفاضل مرتبه‌ی اول	آمریکا	۱۹۸۹-۱۹۹۳	هفتگی	وجود دارد
بورن اشتین و همکاران (۱۹۹۷)	ECM	آمریکا	۱۹۸۶-۱۹۹۲	هفتگی-دو هفتگی	وجود دارد
بالک و همکاران(۱۹۹۸)	ARDL ECM	آمریکا	۱۹۸۷-۱۹۹۷	هفتگی	وجود ندارد (ARDL) وجود دارد (ECM)
ریلی- وایت[3](۱۹۹۸)	ECM	انگلستان	۱۹۸۲-۱۹۹۵	ماهانه	وجود دارد
آکارکا-آندریاناکو[4](۱۹۹۸)	تعدیل خطی	آمریکا	۱۹۷۶-۱۹۹۶	ماهانه	-
گودبی و همکاران (۲۰۰۰)	ECM آستانه‌ای	کانادا	۱۹۹۰-۱۹۹۶	هفتگی	وجود ندارد
آسپلاند و همکاران[5](۲۰۰۰)	ECM	سوئیس	۱۹۸۰-۱۹۹۶	روزانه-ماهانه	-
بورن اشتین- شپرد[6](۲۰۰۲)	PAM/VAR	آمریکا	۱۹۸۵-۱۹۹۵	روزانه	وجود دارد
اکرت[7] (۲۰۰۲)	ECM	کانادا	۱۹۸۹-۱۹۹۴	هفتگی	وجود دارد
جانسون (۲۰۰۲)	ECM	آمریکا	۱۹۹۶-۱۹۹۸	هفتگی	وجود دارد
سالاس[8] (۲۰۰۲)	PAM VECM	فیلیپین	۱۹۹۹-۲۰۰۲	هفتگی	وجود دارد
پچمیا یر- گریفین (۲۰۰۳)	ECM	آمریکا	۱۹۸۵-۱۹۹۸	روزانه	وجود ندارد

1- Norman and Shin.
2- Kirchga¨ ssner and Ku¨bler.
3- Reilly and Witt.
4- Akarca and Andrianacos.
5- Asplund et al.
6- Borenstein and Shepard.
7- Eckert.
8- Salas.

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعه	مدل	منطقه‌ی مورد بررسی	دوره‌ی زمانی	نوع داده‌ها	عدم تقارن
بتندورف و همکاران (۲۰۰۳)[1]	ECM	هلند	۲۰۰۱-۱۹۹۶	هفتگی	-
گالئوتی و همکاران (۲۰۰۳)[2]	ECM	فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و انگلستان	۲۰۰۰-۱۹۸۵	ماهانه	وجود دارد
دیویس و همیلتون (۲۰۰۴)[3]	مدل دینامیک ساختاری و لوجیت نامتقارن	آمریکا	۱۹۹۱-۱۹۸۹	روزانه	وجود دارد
رادچنکو (a۲۰۰۵)	مدل سوئیچینگ- مارکو	آمریکا	۲۰۰۲-۱۹۹۱	هفتگی	وجود دارد
رادچنکو(b۲۰۰۵)	VAR/PAR	آمریکا	۲۰۰۳-۱۹۹۱	هفتگی	وجود دارد
کافمن- لاسکوفسکی(۲۰۰۵)	ECM	آمریکا	۲۰۰۲-۱۹۸۶	ماهانه	وجود دارد
ابوصدرا -رادچنکو (۲۰۰۶)	VAR/ECM	آمریکا	۲۰۰۳- ۱۹۸۳	ماهانه	وجود دارد

مأخذ: گراسو- مانرا (۲۰۰۵) و سایر مطالعات.

مطالعات انجام شده عمدتا رفتار قیمت بنزین و نحوه‌ی انتقال تغییرات قیمت نفت‌خام به قیمت بنزین در بازارهای خرده‌فروشی[4] و در مطالعات اندکی رابطه‌ی متقابل بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌ها بررسی شده است. نتایج مطالعات انجام گرفته نشان می‌دهدکه همواره ارتباط علّی بلندمدت میان قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی از طرف قیمت نفت‌خام بوده و قیمت فرآورده‌ها عکس‌العمل نامتقارن در برابر تغییرات قیمت نفت‌خام دارد. در مطالعات انجام شده عمدتا تنها تأثیر قیمت نفت‌خام بر قیمت بنزین بررسی شده و نشان داده شده است که همواره علّیت از طرف قیمت نفت‌خام به قیمت فرآورده‌های نفتی است. از سویی بخش زیادی از مطالعات در رابطه با قیمت نفت‌خام و فرآورده برای آزمون عکس‌العمل نامتقارن قیمت فرآورده‌ها بوده و عمدتا نیز برای بنزین انجام گرفته است و نزدیک به دو سوم مطالعات وجود عدم‌تقارن در عکس‌العمل قیمت‌های بنزین به تغییرات قیمت نفت‌خام را تأیید کرده‌اند. در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴، با کاهش شدید ذخیره‌سازی فرآورده‌های نفتی در آمریکا و اروپا و

1- Bettendorf et al.
2- Galeotti et al.
3- Davis and Hamilton.
4- Retailer.

Archive of SID

www.SID.ir

ایجاد مشکل در طرف عرضه، بازار فرآورده در مقابل فشار تقاضا نتوانسته تعدیل مقداری[۱] انجام دهد و لذا تعدیل قیمتی[۲] به سمت افزایش قیمت فرآورده‌ها انجام گرفته و به‌دنبال افزایش قیمت فرآورده‌ها، جو روانی در بازار در جهت افزایش قیمت نفت‌خام ایجاد شده است. بنابراین انتظار می‌رود در سال‌های اخیر تغییرات قیمت فرآورده‌ها بر تغییرات قیمت نفت‌خام تأثیرگذار باشد. در این مطالعه با بررسی رابطه‌ی علّیت بلندمدت و کوتاه‌مدت بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی، ادعای تغییر ساختار در بازار بعد از کاهش در ذخیره سازی‌های بنزین و گازوئیل در آمریکا و اروپا مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۳- داده‌های تحقیق

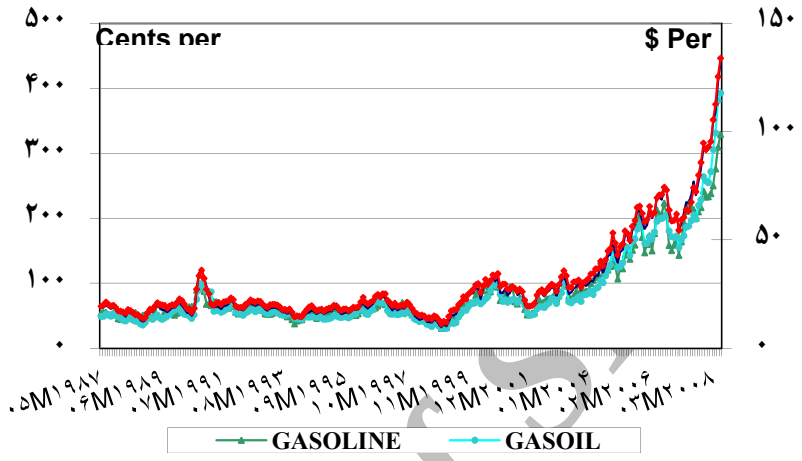
تحلیل‌ها بر اساس اطلاعات هفتگی دو شاخص قیمت برای نفت‌خام و دو شاخص قیمت برای فرآورده‌های نفتی در فاصله‌ی زمانی می۱۹۸۷ تا جولای ۲۰۰۸ انجام می‌گیرد. برای بازار آمریکا از شاخص قیمت تک‌محموله‌ی نفت‌خام WTI[۳] و شاخص قیمت تک‌محموله‌ی بنزین نیویورک[۴] و برای بازار اروپا از شاخص قیمت تک‌محموله‌ی نفت‌خام برنت[۵] و شاخص قیمت تک‌محموله‌ی گازوئیل روتردام[۶] استفاده شده است. در نمودار (۱)، روند زمانی قیمت‌های WTI، برنت، بنزین و گازوئیل نشان داده شده است.

با توجه به هفتگی بودن داده‌ها، برای بررسی مانائی بر مبنای ریشه‌ی واحد کسری[۷] کسری[۷] توسعه یافته شده توسط گویک و پورتر- هوداک[۸] (۱۹۸۳)، حافظه‌ی بلندمدت[۹] بلندمدت[۹] سری‌های زمانی آزمون می‌شود. این آزمون یک روش شبه غیرپارامتریک[۱۰] بوده و در نرم‌افزار S-plus[۱۱] برای تمامی داده‌ها بررسی می‌شود. نتایج (جدول۲) نشان می‌دهد.

1- Quantitative Adjustment.
2- Price Adjustment.
3- Cushing, OK WTI Spot Price FOB (Dollars per Barrel).
4- New York Harbor Reformulated RBOB Regular Gasoline Spot Price(Cents per Gallon).
5- Europe Brent Spot Price FOB (Dollars per Barrel).
6- Rotterdam (ARA) Gasoil Spot Price FOB (Cents per Gallon).
7- Fractional.
8- Geweke and Porter-Hudak.
9- Long memory.
10- Semi-nonparametric.
11- S-Plus, Zivot and Wang (2003).

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۱- روند زمانی قیمت فرآورده‌ها و قیمت نفت‌خام از می ۱۹۸۷ تا می ۲۰۰۸

مأخذ: اداره‌ی اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۰۹

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد کسری

نام متغیر	آماره‌ی d	نتیجه آزمون	نام متغیر	آماره‌ی d	نتیجه‌ی آزمون	نام متغیر	آماره‌ی d	نتیجه آزمون
WTI	۱، ۰۶	نامانا	LWTI	۱، ۰۶	نامانا	DLWTI	-۰، ۳	مانا
GASOLINE	۰، ۸۹	نامانا	LGASOLINE	۰، ۹۸	نامانا	DLGASOLINE	-۰، ۳	مانا
GASOIL	۱، ۰۹	نامانا	LGASOIL	۱، ۱۲	نامانا	DLGASOIL	-۰، ۲	مانا
BRENT	۱، ۰۳	نامانا	LBRENT	۱، ۰۲	نامانا	DLBRENT	-۰، ۳	مانا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

که تمامی قیمت‌ها در سطح، نامانا بوده، ولی برای تفاضل اول مانا هستند و لذا از تفاضل لگاریتمی استفاده می‌شود. اگر آماره‌ی d نزدیک به ۱ باشد، نشان‌دهنده‌ی وجود ریشه‌ی واحد کسری و نامانائی سری زمانی است.

۴- نتایج

همان‌طورکه در بخش دوم توضیح داده شد، نتایج مطالعات قبلی بیانگر جهت علّیت از طرف قیمت نفت‌خام به سمت قیمت فرآورده‌های نفتی است. در این بخش با استفاده

Archive of SID
www.SID.ir

از مدل تصحیح خطای برداری، جهت علّیت بین قیمت نفت‌خام WTI و بنزین برای بازار آمریکا و قیمت نفت‌خام برنت و گازوئیل برای اروپا در دو دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۷ و ۲۰۰۸-۲۰۰۳ مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در ابتدا به‌منظور بررسی تعداد بردارهای هم‌جمعی[1]، از پروسه‌ی حداکثر درستنمائی یوهانسون[2] (۱۹۸۸) (JML) استفاده شده است. همان‌طور که در جدول (۳) نشان داده شده است، آزمون حداکثر مقدار ویژه[3] و آزمون اثر[4] در مقدار بحرانی ۹۵ درصد، فرضیه‌ی عدم وجود هم‌جمعی را رد می‌کند و حداکثر یک بردار هم‌جمعی وجود دارد. نتایج آزمون‌ها برای تمامی قیمت‌ها، در هر دو گروه بیانگر وجود علّیت حداقل از یک طرف بین قیمت‌های نفت‌خام و فرآورده‌های نفتی است.

وجود هم‌جمعی میان متغیرها اجازه‌ی استفاده از مدل تصحیح خطای برداری را می‌دهد. هم‌چون مطالعات قبلی (سالاس ۲۰۰۲، هامودہ و همکاران[5] ۲۰۰۳، راو[6] ۲۰۰۸، ۲۰۰۸، جلالی نائینی و اسکندری[7] ۲۰۰۹)، از تخمین مدل تصحیح خطای برداری یوهانسون و یوسیلیوس[8](۱۹۹۰) جهت تعیین برای علّیت بین قیمت WTI، بنزین، برنت و گازوئیل در دوره‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۷ و ۲۰۰۸-۲۰۰۳ استفاده می‌شود. در حالت کلی مدل تصحیح خطای برداری به شکل ذیل بیان می‌شود:

$$\Delta Z_t = \mu + \sum_{i=1}^{P-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

به طوری‌که Z_t یک بردار $n \times 1$ و $I(1)$، Γ_i و Π ماتریس‌های ضرایب $n \times n$ بوده و بیانگر تعدیل کوتاه‌مدت و بلندمدت در تغییرات در بردار Z_t هستند. ε_t یک بردار $n \times 1$ و جمله‌ی خطای معادله‌ی رگرسیون بوده و μ یک بردار $n \times 1$ و بیانگر ضرایب ثابت است.

1- Co-integrating vectors.
2- Johansen.
3- Maximal eigenvalue tests.
4- Trace tests
5- Hammoudeh et al.
6- Rao.
7- Jalali-Naini nad Eskandari.
8- Johansen and Juselius.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳- نتایج آزمون حداکثر درستنمائی یوهانسون

فرضیه‌ی عدم وجود بردار هم‌جمعی	مقدار بحرانی ۵٪	آماره	مقادیر ویژه	گروه‌ها
کل دوره: می ۱۹۸۷ تا جولای ۲۰۰۸				
۱. آزمون بر اساس اثر ماتریس تصادفی				
None *	۲۰, ۲۶۱۸۴	۶۹, ۳۴۴۱۱	۰, ۰۵۹۳۴۶	گروه ۱
At most 1	۹, ۱۶۴۵۴۶	۱, ۸۰۱۳۴۴	۰, ۰۰۱۶۳۰	P_{WTI} , $P_{Gasoline}$
None *	۲۰, ۲۶۱۸۴	۶۸, ۱۲۳۵۱	۰, ۰۵۸۶۸۴	گروه ۲
At most 1	۹, ۱۶۴۵۴۶	۱, ۳۵۷۴۱۴	۰, ۰۰۱۲۲۹	P_{Brent} , P_{Gasoil}
۲. آزمون براساس حداکثر مقدار ویژه‌ی ماتریس تصادفی				
None *	۱۵, ۸۹۲۱۰	۶۷, ۵۴۲۷۷	۰, ۰۵۹۳۴۶	گروه ۱
At most 1	۹, ۱۶۴۵۴۶	۱, ۸۰۱۳۴۴	۰, ۰۰۱۶۳۰	P_{WTI} ,$P_{Gasoline}$
None *	۱۵, ۸۹۲۱۰	۶۶, ۷۶۶۰۹	۰, ۰۵۸۶۸۴	گروه ۲
At most 1	۹, ۱۶۴۵۴۶	۱, ۳۵۷۴۱۴	۰, ۰۰۱۲۲۹	P_{Brent} , P_{Gasoil}
دوره‌ی دوم: ژانویه ۲۰۰۴ تا جولای ۲۰۰۸				
۱. آزمون بر اساس اثر ماتریس تصادفی				
None *	-۲۰, ۲۶۱۸۴	-۲۸, ۹۶۹۸۴	-۰, ۰۹۵۰۷۵	گروه ۱
At most 1	-۹, ۱۶۴۵۴۶	-٤, ۹۹۳۱٤۰	-۰, ۰۲۰۵۹۰	P_{WTI} , $P_{Gasoline}$
None *	-۲۵, ۸۷۲۱۱	-۳۲, ۹۶۸۲۶	-۰, ۱۱۳۲۵۰	گروه ۲
At most 1	-۱۲, ۵۱۷۹۸	-٤, ۱۲۲۲۶۶	-۰, ۰۱۷۰۲۹	P_{Brent} , P_{Gasoil}
۲. آزمون براساس حداکثر مقدار ویژه‌ی ماتریس تصادفی				
None *	-۱۵, ۸۹۲۱۰	-۲۳, ۹۷۶۷۰	-۰, ۰۹۵۰۷۵	گروه۱
At most 1	-۹, ۱۶۴۵۴۶	-٤, ۹۹۳۱٤۰	-۰, ۰۲۰۵۹۰	P_{WTI} ,$P_{Gasoline}$
None *	-۱۹, ۳۸۷۰٤	-۲۸, ۸٤۵۹۹	-۰, ۱۱۳۲۵۰	گروه ۲
At most 1	-۱۲, ۵۱۷۹۸	-٤, ۱۲۲۲۶۶	-۰, ۰۱۷۰۲۹	P_{Brent} , P_{Gasoil}

نکات: (۱) علامت * بیانگر رد فرضیه در سطح معنی‌داری ۵٪

(۲) همه‌ی متغیرها در سطح لگاریتم هستند.

مأخذ: جلالی نایینی و اسکندری (۲۰۰۹)

Archive of SID

www.SID.ir

از معیار AIC[1] و آماره‌های تشخیصی[2] برای انتخاب مدل‌های بهینه استفاده شده است. بر اساس آزمون LR[3]، مقدار وقفه‌ی بهینه برای کل دوره‌ی ۳ و برای دوره‌ی دوم ۲ به‌دست آمد. مدل تصحیح خطای برداری بهینه تخمین زده شده برای قیمت‌های نفت‌خام و فرآورده‌های نفتی در معادلات (۲) و (۳) نشان داده شده‌اند.

$$\Delta PC_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{n}\beta_{1i}\Delta PC_{t-1} + \sum_{i=1}^{n}\gamma_{1i}\Delta PR_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{1i} + \lambda_1\varepsilon_{t-1} \quad (۲)$$

$$\Delta PR_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{n}\beta_{2i}\Delta PR_{t-1} + \sum_{i=1}^{n}\gamma_{2i}\Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{2i} + \lambda_2\varepsilon_{t-1} \quad (۳)$$

در معادلات فوق ΔPC، نماد لگاریتم - تفاضلی قیمت نفت‌خام و ΔPP نماد لگاریتم- تفاضلی قیمت فرآورده است، ε_{t-1}، u_{t-1} بیانگر مکانسیم تصحیح خطای با وقفه هستند، و d_{1i}، d_{2i} متغیر های مجازی‌اند. معادله‌ی (۲) برای آزمون وجود اثر علی از طرف قیمت فرآورده به سمت قیمت نفت‌خام است و معادله‌ی (۳) حالت عکس را نشان می‌دهد. در معادلات (۲) و (۳) فرضیه‌های $H_0: \lambda_1 = 0$ و $H_0: \lambda_2 = 0$ جهت علّیت بلندمدت بین قیمت نفت‌خام و فرآورده‌های نفتی را آزمون می‌کند. رد این فرضیه‌ها بیانگر وجود رابطه‌ی علی بین قیمت‌هاست. به‌منظور بررسی جهت علّیت کوتاه‌مدت با استفاده از آزمون والد[4]، فرضیه‌ی عدم وجود رابطه‌ی علّی، یعنی فرضیه‌ی $\gamma_{1i} = 0$, $\gamma_{2i} = 0$ را آزمون می‌کنیم، رد هر یک از این دو قید بیانگر وجود رابطه‌ی علّی کوتاه‌مدت از بازار نفت خام به بازار فرآورده و یا بالعکس است.

بر اساس آمار اداره‌ی اطلاعات انرژی آمریکا، نفت‌خام، نهاده‌ی اصلی پالایشگاه‌ها در تولید فرآورده‌های نفتی بوده و هزینه‌ی سایر نهاده‌ها (نیروی انسانی، کاتالیست‌ها، حمل و نقل، بازاریابی، هزینه‌های محیط‌زیست و مالیات) تقریبا ثابت و تغییرات قیمت نفت‌خام عامل اصلی در تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی است. [5] از سویی بازار نفت‌خام، نفت‌خام، جهانی بوده و قیمت‌گذاری آن در سطح جهانی انجام می‌شود، در حالی‌که بازار

1- Akaike information criteria (AIC) .
2- Diagnostic statistics.
3- Likelihood ratio (LR).
4- Wald test.
۵- برای مثال در مورد بنزین در بازار آمریکا در ماه می ۲۰۰۹ سهم نفت خام در قیمت خرده فروشی بنزین ۶۶ درصد و سهم هزینه‌های پالایشی تنها ۱۸ درصد. اطلاعات بیشتر در سایت اداره اطلاعات انرژی آمریکا وجود دارد. http://tonto.eia.doe.gov/oog/info/gdu/gasdiesel.asp.

Archive of SID

www.SID.ir

فرآورده پویایی کم‌تری دارد و چون هزینه‌ی حمل و نقل آن‌ها نسبتا" بالاتر از نفت خام است و نیز وجود مسایل تکنولوژیکی، محدودیت های پالایشی و ویژگی های خاص بنزین مصرفی برای برخی از مناطق (مثل کالیفرنیا)، وابستگی قیمت‌گذاری فرآورده‌ها به شرایط بازارهای محلی بیش‌تر است. [۱] نتایج تمام مطالعات قبلی نشان داده‌اند که علّیت از قیمت نفت‌خام به قیمت فرآورده‌های نفتی می‌باشد، لذا تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت‌خام است.

نتایج تخمین مدل VECM برای کل دوره از می ۱۹۸۷ تا جولای ۲۰۰۸ برای دو گروه قیمت WTI - بنزین و برنت - گازوئیل به ترتیب در جداول (۴) و (۵) نشان داده

جدول ۴- نتایج تخمین مدل VECM بین قیمت نفت‌خام WTI و قیمت بنزین در فاصله‌ی زمانی می ۱۹۸۷ تا جولای ۲۰۰۸

	متغیر وابسته: $\Delta P(WTI)$			متغیر وابسته: $\Delta P(Gasoline)$	
متغیرها	ضریب	t-value		ضریب	t-value
ε_{t-1}	-۰, ۰۲۲٤	-۱, ٥٦٥		۰, ۰۹۲۱***	**٥, ٥٢٤**
$\Delta P_{WTI}(-1)$	۰, ۰۷۲۰*	۱, ۸۰۹		-۰, ۰۱۹٦	-۰, ٤٢٣
$\Delta P_{WTI}(-2)$	-۰, ۱۱٦۲***	-۲, ۹۳٦		-۰, ۰۷۱۹	-۱, ٥٦۲
$\Delta P_{WTI}(-3)$	۰, ۰۲۷٥	۰, ٦۹۳		۰, ۰۰٦٦	۰, ۱٤۳
$\Delta P_{Gasoline}(-1)$	۰, ۰۳۱۲	۰, ۹۳٦		۰, ۱۳۸٤***	۳, ٥٦۷
$\Delta P_{Gasoline}(-2)$	۰, ۰٤٦۹*	۱, ۸۸٥		۰, ۰۸٦۹**	۲, ۲۳٤
$\Delta P_{Gasoline}(-3)$	۰, ۰٤۱۱	۱, ٦۹۹		۰, ۰۸٥۷**	۲, ۲۰۲
Dum	۰, ۰۲۳۷	۰, ٥۸۸		۰, ۳۷۲٥***	۷, ۹۲۰
Log likelihood	٤۰۷۳, ٦۰۹		Skewness	۸۱, ۱۸۹٥۳***	
Akaike information criteria	-۷, ۳٥٥٥۹۲		Kurtosis	٦۰٦, ٤٥۳۸***	
Schwarz criteria	-۷, ۲۷۸٤٤۰		Normality	٦۸۷, ٦٤۳۳***	
Portmanteau test (up to 12 lags)	۷٦, ۷۲۱۳۰***		White test	۲۰۸, ۱۱۲۸***	

نکات: (۱) Δ بیانگر عملگر لگاریتم- تفاضل اول است. (۲)، اصطلاح dum در مدل، بیانگر متغیر مجازی برای شوک در قیمت بنزین در تاریخ دوم سپتامبر ۲۰۰۵ است.

* بیانگر معنی‌داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۱۰ ٪ ** بیانگر معنی داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۵ ٪ *** بیانگر معنی داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۱ ٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱- برای توضیحات بیشتر در باره این نکات رجوع کنید به Honarvar (2009). از یکی از داورین ناشناس این مقاله به‌دلیل توجه دادن نویسندگان به این نکات و معرفی این مقاله تشکر می‌کنیم.

Archive of SID
www.SID.ir

شده است. در بلندمدت و در سطح معنی‌داری ۱٪ تنها رابطه‌ی علّی بلندمدت از طرف قیمت نفت‌خام به سمت قیمت فرآورده‌های نفتی وجود دارد. در کوتاه‌مدت نیز تنها در سطح معنی‌داری ۱۰٪ جهت علّیت از طرف قیمت فرآورده‌های نفتی وجود است.

بنابراین فرضیه‌ی تأثیر بلندمدت قیمت نفت‌خام بر تغییرات قیمت فرآورده‌ها در هر دو بازار تأیید می‌شود و از سویی فرضیه‌ی تأثیرات کوتاه‌مدت تغییرات قیمت فرآورده بر تغییرات کوتاه‌مدت قیمت نفت‌خام نیز تأیید می‌شود، اما جهت علّیت کوتاه مدت از نفت خام به بنزین تأیید نمی‌شود.

جدول ۵- نتایج تخمین مدل VECM بین قیمت نفت‌خام برنت و قیمت گازوئیل در فاصله زمانی می ۱۹۸۷ تا جولای ۲۰۰۸

	متغیر وابسته: $\Delta P(Brent)$			متغیر وابسته: $\Delta P(Gasoil)$	
متغیرها	ضریب	t-value		ضریب	t-value
ε_{t-1}	-۰, ۰۱۲۷	-۰, ۶۸۵		۰, ۰۸۵۷***	۵, ۰۱۴
$\Delta P_{Brent}(-1)$	۰, ۱۸۸۰***	۴, ۱۱۳		-۰, ۰۱۰۶	-۰, ۲۵۲
$\Delta P_{Brent}(-2)$	-۰, ۰۴۴۰	-۰, ۹۵۴		-۰, ۰۰۸۴	-۰, ۱۹۷
$\Delta P_{Brent}(-3)$	۰, ۰۰۵۹	۰, ۱۲۹		-۰, ۰۳۳۰	-۰, ۷۸۴
$\Delta P_{Gasoil}(-1)$	-۰, ۰۲۰۲	-۰, ۴۱۶		۰, ۲۱۰۹***	۴, ۷۱۷
$\Delta P_{Gasoil}(-2)$	۰, ۰۵۴۳	۱, ۰۹۶		-۰, ۰۰۵۲	-۰, ۱۱۳
$\Delta P_{Gasoil}(-3)$	۰, ۰۹۸۴**	۲, ۰۱۷		۰, ۰۶۲۷۷	۱, ۴۰۱
Log likelihood	۴۴۵۸, ۸۳۷		Skewness	۶۱, ۸۵۰۵۸a, b, *	
Akaike information criteria	-۸, ۲۷۱۰۱۳		Kurtosis	۱۴۳۱, ۲۷۳۹a, b, *	
Schwarz criteria	-۸, ۱۶۶۷۰۷		Normality	۱۴۹۲, ۱۲۴۴a, b, *	
Portmanteau test (up to 12 lags)	۵۳, ۳۰۸۸۹a, *		White test	۵۹۱, ۴۳۶۸a, c, *	

نکات: مطابق جدول بالا

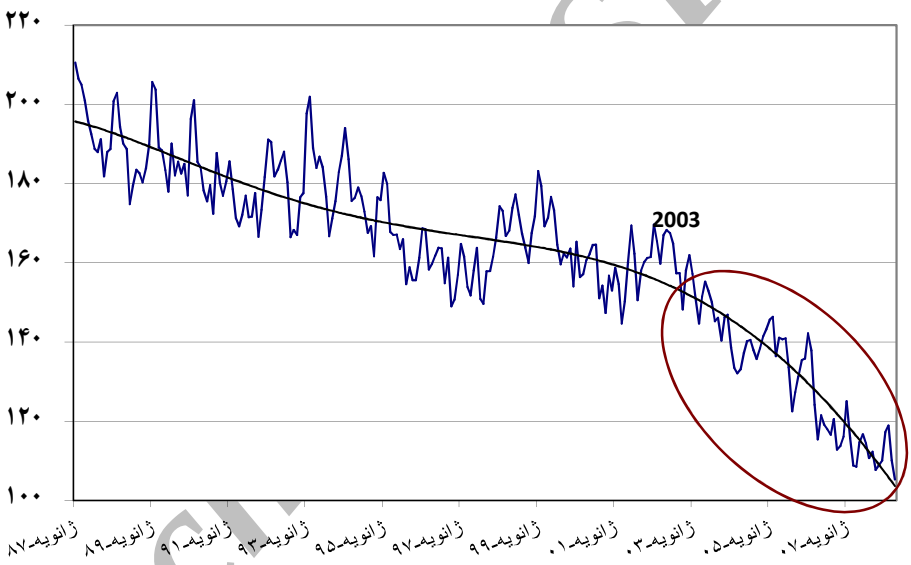
مأخذ: یافته‌های تحقیق

بازار فرآورده‌های نفتی در آمریکا و اروپا بعد از سال ۲۰۰۳ دچار مشکل شد و به‌طور خاص بازار بنزین و گازوئیل با توجه به کاهش شدید ذخیره‌سازی‌ها در آمریکا و اروپا در

Archive of SID

www.SID.ir

تنگنا[1] قرار گرفت، نمودار(۲)، ذخیره‌سازی‌های بنزین در آمریکا را نشان می‌دهد که بیانگر کاهش شدید بعد از سال ۲۰۰۳ است. کاهش شدید ذخیره‌سازی فرآورده‌های نفتی در آمریکا و اروپا و ایجاد مشکل در طرف عرضه، بازار فرآورده در مقابل فشار تقاضا نمی‌تواند تعدیل مقداری انجام دهد و لذا تعدیل قیمتی به سمت افزایش قیمت فرآورده‌ها انجام می‌گیرد. به‌دنبال افزایش قیمت فرآورده‌ها، جو روانی در بازار در جهت افزایش قیمت نفت‌خام ایجاد می‌شود، بنابراین انتظار می‌رود با توجه به فشار روانی ایجاد شده در بازار، ساختار علّی از طرف قیمت نفت‌خام به قیمت فرآورده در سال‌هائی که بازار در تنگنا قرار گرفته است، دچار تغییر ساختاری شده باشد.



نمودار ۲- ذخیره‌سازی‌های بنزین در آمریکا در دوره می ۱۹۸۷ تا می ۲۰۰۸ (میلیون بشکه)

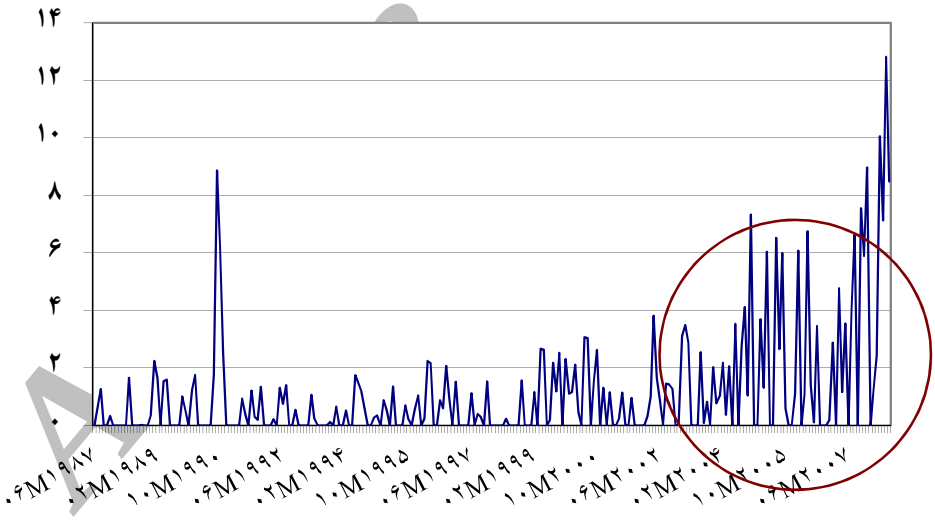
مأخذ: اداره‌ی اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۰۹

قبل از بررسی نتایج برآورد مدل‌ها برای دوره‌ی ۲۰۰۸-۲۰۰۳، ابتدا روند تغییر قیمت‌ها را به‌طور نموداری بررسی کرده و در ادامه نتایج برآورد مدل‌ها تحلیل می‌شود. نمودارهای (۳) و (۴) فقط برای کمک کردن به درک تغییر جهت علّیت در بازار نفت در سال‌های اخیر نشان داده است و در ادامه مسئله با مدل‌های اقتصادسنجی به‌طور

1- Tight.

Archive of SID
www.SID.ir

دقیق‌تر بررسی خواهد شد. نمودار(۳)، نشان‌دهنده‌ی تغییرات مثبت (افزایش) قیمت نفت‌خام WTI هم‌زمان با تغییرات مثبت حداقل قیمت یکی از فرآورده‌های نفتی است و نمودار(۴)، بیانگر تغییرات مثبت قیمت نفت در حالتی‌که حداقل، قیمت یکی از فرآورده‌های نفتی بدون تغییر بوده یا تغییرات منفی داشته است. نمودارها به‌خوبی نشان می‌دهند که روند زمانی تغییرات قیمت بعد از سال۲۰۰۳ تغییر یافته، به‌طوری‌که فشردگی (با بیضی نشان داده شده) تغییرات قیمت در نمودار (۳) بعد از سال ۲۰۰۳ به بعد، خیلی بیش‌تر از فشردگی تغییرات قیمت در نمودار(۴) است. نمودارها نشان می‌دهند که تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی تأثیر قابل توجهی بر تغییرات قیمت نفت‌خام دارند و قیمت نفت‌خام بعد از سال ۲۰۰۳ مستقل از تغییرات قیمت فرآورده‌ها نبوده و وقتی قیمت نفت‌خام تغییر می‌کند، قیمت فرآورده‌ها نیز تغییر داشته است و در موارد اندکی قیمت فرآورده‌ها تغییر نکرده، ولی قیمت نفت‌خام متغیر بوده است. دقیقا همین حالت در بازار اروپا و بین روند تغییرات قیمت نفت‌خام برنت و گازوئیل وجود دارد (نمودار ۵).

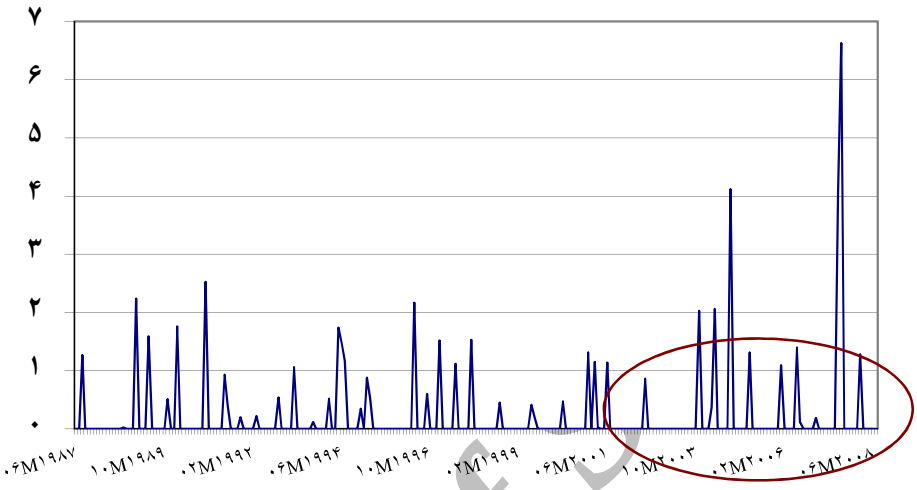


نمودار۳- تغییرات مثبت قیمت نفت‌خام WTI، هم‌زمان با تغییرات مثبت قیمت حداقل یکی از فرآورده‌های نفتی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

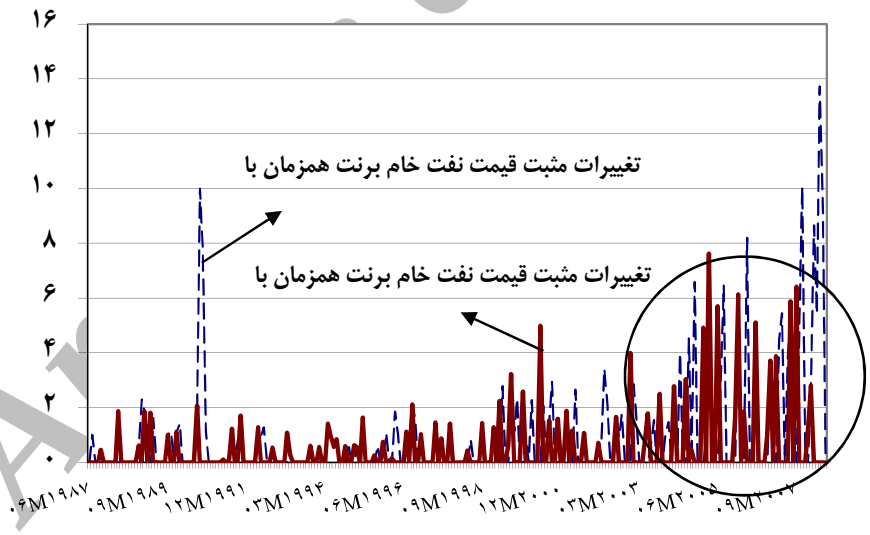
Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۴- تغییرات مثبت قیمت نفت‌خام WTI هم‌زمان با عدم تغییر یا تغییرات منفی قیمت حداقل یکی از فرآورده‌های نفتی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۵- تغییرات مثبت قیمت نفت‌خام، برنت هم‌زمان با تغییرات مثبت و عدم تغییر یا تغییرات منفی قیمت حداقل یکی از فرآورده‌های نفتی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

براساس نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل VECM برای دوره‌ی ژانویه ۲۰۰۴ تا جولای ۲۰۰۸ (جداول ۶ و ۷)، علّیت بلندمدت در بازار آمریکا هم‌چون دوره‌ی ۲۰۰۸-۱۹۸۷ از طرف قیمت نفت خام به سمت قیمت فرآورده است و لذا تغییر ساختار، در عکس العمل به کاهش ذخیره سازی بنزین نقشی نداشته است. در بازار اروپا جهت علّیت بلندمدت بین قیمت نفت‌خام و فرآورده‌ی گازوئیل کاملا تغییر کرده و برخلاف دوره‌ی اصلی در این دوره جهت علّیت بلندمدت از طرف قیمت گازوئیل به سمت قیمت برنت است، بنابراین به‌دنبال کاهش شدید ذخیره‌سازی گازوئیل در اروپا در سال ۲۰۰۴ رابطه‌ی علّی بین قیمت‌ها تغییر کرده و بازار نفت‌خام و فرآورده در اروپا دچار تغییر ساختاری شده و تأثیر بلندمدت قیمت نفت‌خام بر قیمت فرآورده‌ها که در

جدول ۶- نتایج تخمین مدل VECM بین قیمت نفت‌خام WTI و قیمت بنزین در دوره‌ی ژانویه ۲۰۰۴ تا جولای ۲۰۰۸

	متغیر وابسته: $\Delta P(WTI)$			متغیر وابسته: $\Delta P(Gasoline)$	
متغیرها	ضریب	t-value		ضریب	t-value
ε_{t-1}	-۰, ۰۱۵۲	-۰, ۷۴۲		۰, ۰۷۷۶***	**۲, ۶۹۷**
ΔP_{WTI}(-1)	۰, ۲۱۹۶**	۲, ۴۸۲		۰, ۱۳۰۳	۱, ۰۴۸
ΔP_{WTI}(-2)	-۰, ۱۶۹۷**	-۱, ۹۴۰		-۰, ۱۱۷۴	-۰, ۹۵۶
$\Delta P_{Gasoline}$(-1)	-۰, ۰۲۲۲	-۰, ۳۸۹		۰, ۰۲۰۹	۰, ۲۶۰
$\Delta P_{Gasoline}$(-2)	۰, ۰۷۸۶	۱, ۳۸۹		۰, ۰۷۹۷	۱, ۰۰۳
Dum	۰, ۰۲۳۹	۰, ۶۸۵		۰, ۳۷۴۶***	۷, ۶۳۶
Log likelihood	۹۵۴, ۶۰۹		Skewness	۵, ۸۸۹۵۳***	
Akaike information criteria	-۷, ۸۵۵۵۹۲		Kurtosis	۶, ۳۳۳۸***	
Schwarz criteria	-۷, ۶۷۸۴۴۰		Normality	۱۲, ۲۱۳۳***	
Portmanteau test (up to 12 lags)	۴۸, ۳۲۱۳۰***		White test	۱۶۵, ۱۱۲۸***	

نکات: (۱) Δ، بیانگر عملگر لگاریتم- تفاضل اول است. (۲)، اصطلاح dum در مدل بیانگر متغیر مجازی برای شوک در قیمت بنزین در تاریخ دوم سپتامبر ۲۰۰۵ است.

* بیانگر معنی داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۱۰ ٪ ** بیانگر معنی داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۵٪ *** بیانگر معنی داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۱ ٪

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۷- نتایج تخمین مدل VECM بین قیمت نفت‌خام برنت و قیمت گازوئیل در دوره‌ی ژانویه ۲۰۰۴ تا جولای ۲۰۰۸

	متغیر وابسته: $\Delta P(WTI)$			متغیر وابسته: $\Delta P(Gasoline)$	
ضریب	t-value	t-value		ضریب	t-value
ε_{t-1}	-۰, ۱۷۵۸***	-۲, ۶۷۱		۰, ۰۲۱۵	۰, ۳۲۹
ΔP_{Brent}(-1)	۰, ۲۰۴۳*	۱, ۷۶۷		-۰, ۰۶۲۷	-۰, ۵۴۶
ΔPBrent(-2)	۰, ۱۴۱۸	۱, ۱۸۹		۰, ۱۷۶۸	۱, ۴۹۱
ΔP_{Gasoil}(-1)	۰, ۰۵۸۰	۰, ۵۰۳		۰, ۲۱۰۹**	۲, ۱۶۰
ΔP_{Gasoil}(-2)	-۰, ۱۲۰۹	-۱, ۰۳۴		-۰, ۲۲۱۳*	-۱, ۹۰۵
Constant	۰, ۰۰۴۱*	۱, ۷۴۹		۰, ۰۰۵۲**	۲, ۲۱۷
Log likelihood	۱۰۷۸, ۸۳۷		Skewness	۵, ۲۸۰۵۸***	
Akaike information criteria	-۸, ۸۷۱۰۱۳		Kurtosis	۴, ۹۷۳۹***	
Schwarz criteria	-۸, ۶۶۶۷۰۷		Normality	۱۰, ۱۲۴۴***	
Portmanteau test (up to 12 lags)	۳۸, ۳۰۸۸۹***		White test	۶۴, ۴۳۶۸***	

نکات: مطابق جدول بالا

تمام مطالعات قبلی بر وجود آن تأکید می‌شد، برعکس شده است. از نظر علّیت کوتاه‌مدت نیز بعد از سال ۲۰۰۳ هیچ‌گونه رابطه‌ای بین قیمت‌ها مشاهده نشد.

آزمون علّیت تودا و یاماموتو

در ادامه به‌منظور تقویت نتایج به‌دست آمده از مدل VECM، از روش علّیت تودا و یاماموتو(۱۹۹۵) استفاده شده است. تودا و یاماموتو از روش تخمین یک مدل خودررگرسیون برداری(VAR) تعدیل یافته برای بررسی رابطه‌ی علّیت بلندمدت گرنجری استفاده کرده‌اند. بر اساس استدلال آنان این روش حتی در شرایط وجود ریشه‌ی واحد و یک رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه‌ی (k) مدل خودرگرسیون برداری و سپس درجه‌ی مانائی

Archive of SID

www.SID.ir

ماکزیمم[1] (d_{max}) تعیین شده و یک مدل خودرگرسیون برداری با تعداد وقفه‌های (k+dmax)، تشکیل داد. لازم به‌ذکر است که فرآیند انتخاب وقفه‌ی زمانی، وقتی معتبر خواهد بود که k>dmax باشد. پس اگر مدل دو متغیره‌ی زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم ۲=k+dmax باشد، خواهیم داشت:

الگوی (۴)
$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

که در آن، $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$، بردار جملات اختلال و از نوع نوفه‌ی سفید[2] است.

به منظور بررسی رابطه‌ی علّیت از آزمون والد برای ضرایب برآورد شده با تعداد وقفه‌ی K استفاده می‌شود. در این الگو برای آزمودن این مطلب که x_2 علت گرنجری x_1 نیست، فرضیه‌ی صفر $\alpha_{12}^{(1)} = 0$ می‌باشد. به همین ترتیب جهت آزمون علّیت بلندمدت از طرف x_1 بر x_2، فرضیه‌ی صفر $\alpha_{21}^{(1)} = 0$ را آزمون می‌کنیم و عدم رد فرضیه‌ی صفر به معنای عدم وجود علّیت از طرف x_1 به x_2 است. زاپاتا و رامبالدی[3] (۱۹۹۷)، بیان می‌کنند که مزیت این روش این است‌که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های هم‌جمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و فقط اطلاع از رتبه‌ی مدل خودرگرسیون برداری و درجه‌ی مانائی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند.

جداول (۸) و (۹)، نتایج آزمون علّیت تودا و یاماموتو در دوره‌ی زمانی را نشان می‌دهد که با نتایج مدل VECM هم‌خوانی دارد، به‌طوری‌که رابطه‌ی علّی در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۷ از طرف قیمت نفت‌خام WTI و برنت به قیمت فرآورده، معنی‌دار است. در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳-۲۰۰۸، نتایج آزمون تودا - یاماموتو بیانگر وجود رابطه‌ی علّی از طرف قیمت گازوئیل به قیمت نفت‌خام برنت در سطح معنی داری ۹۰٪ در بازار

1- Maximum Order of Integration.
2- White Noise.
3- Zapata and Rambaldi.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۸- نتایج آزمون تودا و یاماموتو بین قیمت نفت‌خام WTI و قیمت بنزین در دو دوره‌ی زمانی

متغیر توضیحی: قیمت تک‌محموله‌ی بنزین متغیر وابسته: قیمت تک‌محموله‌ی نفت‌خام WTI			متغیر توضیحی: قیمت تک‌محموله‌ی نفت‌خام WTI متغیر وابسته: قیمت تک‌محموله‌ی بنزین		
دوره‌ی زمانی	آماره والد	p-value	دوره‌ی زمانی	آماره‌ی والد	p-value
می ۱۹۸۷-جولای ۲۰۰۸	٦, ۲٤۸	۰, ۱۰۰	می ۱۹۸۷-جولای ۲۰۰۸	۲٤, ۵۵	۰, ۰۰۰***
می ۲۰۰۳-جولای ۲۰۰۸	۰, ٦۳٦	۰, ۷۲۷	می ۲۰۰۳-جولای ۲۰۰۸	۱٤, ٦۰۷	۰, ۰۸۲*

* بیانگر معنی داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۱۰ ٪
*** بیانگر معنی داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۱ ٪
مأخذ: یافته‌های تحقیق

اروپا بوده و در بازار آمریکا نیز هم‌چون نتایج مدل VECM، رابطه‌ی علّی از طرف قیمت نفت‌خام به بنزین معنی‌دار است.

جدول ۹- نتایج آزمون تودا و یاماموتو بین قیمت نفت‌خام برنت و قیمت گازوئیل در دو دوره‌ی زمانی

متغیر توضیحی: قیمت تک‌محموله‌ی گازوئیل متغیر وابسته: قیمت تک‌محموله‌ی نفت‌خام برنت			متغیر توضیحی: قیمت تک‌محموله‌ی نفت‌خام برنت متغیر وابسته: قیمت تک‌محموله‌ی گازوئیل		
دوره‌ی زمانی	آماره‌ی والد	p-value	دوره‌ی زمانی	آماره‌ی والد	p-value
می ۱۹۸۷-جولای ۲۰۰۸	۳, ٦۹	۰, ۲۹۷	می ۱۹۸۷-جولای ۲۰۰۸	۲٦, ۳۱۲	۰, ۰۰۰***
می ۲۰۰۳-جولای ۲۰۰۸	۱۸, ۰۹٦	۰, ۰٦۷*	می ۲۰۰۳-جولای ۲۰۰۸	٤, ٤۱٦	۰, ۲۱۹

* بیانگر معنی داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۱۰ ٪
*** بیانگر معنی داری آماری پارامتر در سطح معنی داری ۱ ٪
مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

ارتباط تنگاتنگی بین بازار نفت‌خام و بازار فرآورده‌های نفتی وجود دارد، به طوری‌که تغییرات قیمت نفت‌خام تأثیر معنی‌داری بر تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی دارد. در ادبیات اقتصادی مطالعات زیادی جهت بررسی تعامل بین تغییرات قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی و آزمون رابطه‌ی علّی بین قیمت‌ها انجام شده است. نتایج این مطالعات بیانگر جهت علّیت از طرف قیمت نفت‌خام به سمت قیمت فرآورده‌های نفتی

Archive of SID
www.SID.ir

است. در این مطالعه رابطه‌ی علّی بین قیمت نفت‌خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در دو بازار آمریکا و اروپا بر اساس مدل‌های تصحیح خطای برداری و روش علّیت تودا-یاماموتو بررسی شده است. از اطلاعات هفتگی برای قیمت‌های نفت‌خام WTI، برنت، بنزین و گازوئیل در بازارهای آمریکا و اروپا جهت انجام این مطالعه استفاده شده است. نتایج تحقیق بین قیمت‌ها، نتایج مطالعات قبلی مبنی بر وجود علّیت بلندمدت از طرف قیمت نفت‌خام به قیمت فرآورده‌ها را برای دوره‌ی بلندمدت ۲۰۰۸-۱۹۸۷، تأیید می‌کند. به دنبال کاهش قابل توجه در ذخیره سازی بنزین در آمریکا و اروپا و ایجاد مشکل در طرف عرضه، بازار فرآورده‌ی مواجه با محدودیت عرضه در مقابل فشار تقاضا قرار گرفت و بعضا" زمینه‌ی روانی / انتظاری کوتاه مدت ایجاد شده در بازار به افزایش قیمت نفت‌خام کمک کرد. نتایج مطالعه بیانگر وجود تغییر ساختاری در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۳ در بازار است و به‌نظر می‌رسد که در این دوره جهت علّیت بلندمدت در بازار اروپا برعکس شده و از طرف قیمت گازوئیل به سمت قیمت نفت‌خام برنت بوده است.

تقدیر و تشکر

نویسندگان از همکاری صمیمانه مؤسسه‌ی مطالعات بین‌المللی انرژی در تدوین این مطالعه قدردانی می‌کنند.

فهرست منابع

Abosadra, S. , Radchenko, S. , 2006. New evidence on the asymmetry in gasolin price: volatility versus margin? OPEC Review XXX (3), 125-150.

Akarca, A. T. , Andrianacos, D. , 1998. The relationship between crude oil and gasoline prices. International Advances in Economic Research 4, 282–288.

Asche, F. , Gjølberg, O. , Völker, T. , 2003. Price relationships in the petroleum market: an analysis of crude oil and refined product prices. Energy Economics 25(3), 289-301

Asplund, M. , Eriksson, Friberg, R. , 2000. Price adjustment by a gasoline retail chain. Scandinavian Journal of Economics 102, 101–121.

Bachmeier, L. J. , Griffin, James M. , 2003. New evidence on asymmetric gasoline price responses. Review of Economics and Statistics 85 (3), 772-776.

Archive of SID

www.SID.ir

Bacon, Robert W. (1991), "Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of U. K. Retail Gasoline Prices to Cost Changes," Energy Economics 13 (July): 211–18.

Balke, N. S. , Brown, S. P. A. , Yu¨ cel, M. K. , 1998. Crude oil and gasoline Enders, W. , Granger, prices: an asymmetric relationship? Federal Reserve Bank of Dallas adjustment with an example Economic Review, First Quarter, pp. 2–11.

Bettendorf, L. , van der Geest, S. A. , Varkevisser, M. , 2003. Price asymmetries in the Dutch retail gasoline market. Energy Economics 25, 669–689.

Borenstein, S. , Shepard, A. , 2002. Sticky prices, inventories, and market power in wholesale gasoline markets. Rand Journal of Economics 33, 116-139.

Borenstein, S. , Cameron, A. C. , Gilbert, R. , 1997. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? The Quarterly Journal of Economics 112 305– 339.

British Petroleum, BP Statistical Review of World Energy, June 2008.

Davis, M. C. , and Hamilton, J. D. , 2004. Why are prices sticky? The dynamics of wholesale gasoline prices. Journal of Money, Credit and Banking 36, 17–37.

Denni, M. , and Frewer G. , 2006. new evidence on the relationship between crude oil and petroleum product prices. Universitá Degli Studi Roma Tre.

Duffy-Deno, K. T. , 1996. Retail price asymmetries in local gasoline markets. Energy Economics 18, 81–92.

Eckert, A. , 2002. Retail price cycles and response asymmetry. Canadian Journal of Economics 35, 52–77.

Energy Information Administration, US, Energy Department, 2009. http://tonto. eia. doe. gov/oog/info/gdu/gasdiesel. asp.

Galeotti, M. , Lanza, A. , Manera, M. , 2003. Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets. Energy Economics 25, 175–190.

Geweke, J. , and Porter-Hudak, S. (1983). "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", Journal of Time Series Analysis, 4, 221-237.

Godby, R. , Lintner, A. M. , Stengos, T. , Wandschneider, B. , 2000. Testing for asymmetric pricing in the Canadian retail gasoline market. Energy Economics 22, 349– 368.

Grasso, M. , Manera, M. 2007. Asymmetric error correction models for the oil–gasoline price relationship. Energy Policy 1(35), 156-177

Archive of SID

www.SID.ir

Hammoudeh, C. , Li, H. , Jeon, B. , 2003. Causality and volatility spillovers petroleum prices of WTI, gasoline and heating oil in different locations. The North American Journal of Economics and Finance 14, 89-114.

Honarvar, A. (2009). "Asymmetry in retail gasoline and crude oil price movements in the United States: An application of a hidden cointegration technique. " 35 (3), 395. 402.

Jalali-Naini, A. H. and R. Eskandari, 2009. "Causality in the Mean and Variance between Crude Oil and Refined Products Prices in the US and European Markets. " Working Paper, IIES.

Johnson, R. N. , 2002. Search costs, lags and prices at the pump. Review of Industrial Organization 20, 33–50.

Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control 12, Issues 2-3, June-September 1988, Pages 231-254.

Johansen, S. , Juselius, K. , 1990. Maximum likelihood estimation and inference on Cointegration: with applications to the demand for money. Oxf. Bull. Econ. Stat. 52, 169–210.

Karrenbrock, J. D. , 1991. The behavior of retail gasoline prices: symmetric or not? Federal Reserve Bank of St. Louis 73, 19– 29.

Kaufmann, R. K. , Laskowski, C. , 2005. Causes for an asymmetric relation between t price of crude oil and refined petroleum products. Energy Policy 33, 1587– 1596.

Kirchgässner, G. , Kübler, K. , 1992. Symmetric or asymmetric price adjustments in the oil market: an empirical analysis of the relations between international and domestic prices in the Federal Republic of Germany, 1972–89. Energy Economics 14, 171–185.

Manning, D. N. , 1991. Petrol prices, oil price rises and oil price falls: some evidence for the UK since 1972. Applied Economics 23, 1535–1541.

Norman, Donald A. , and David Shin (1991), "Price Adjustment in Gasoline and Heating Oil Markets," American Petroleum Institute Research Study, No. 060 (Washington, D. C. , August)

Radchenko, S. , 2005a. Lags in the response of gasoline prices to changes in crude oil prices: The role of short-term and long-term shocks. Energy Economics 27 (2005) 573– 602.

Radchenko, S. , 2005b. Oil price volatility and the asymmetric response of gasoline prices to oil price increases and decreases. Energy Economics 27, 708-730.

Rao, Gyaneshwar, 2008. The Relationship between Crude and Refined Product Market: The Case of Singapore Gasoline Market using MOPS Data. University of the South Pacific.

Archive of SID

www.SID.ir

Reilly, B. , Witt, R. , 1998. Petrol price asymmetries revisited. Energy Economics 20, 297–308.

Salas, J. M. I. S. , 2002. Asymmetric price adjustments and a deregulated gasoline market. Philippine Review of Economics 39, 38–71.

Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. Journal of Econometrics, No. 66, PP. 225-250.

Zapata, Hector O & Rambaldi, Alicia N, 1997. "Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Department of Economics, University of Oxford, vol. 59(2), pages 285-98, May.

Zivot, E. , Wang, J. , 2003. Modeling financial time series with s-plus. Springer.

Archive of SID

www.SID.ir