

فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی / سال ششم / شماره ۲۲ / پاییز ۱۳۸۸ / صفحات ۱-۲۷

بررسی رابطه‌ی علیت بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در بازارهای آمریکا و اروپا

سید احمد رضا 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 بین‌المللی انرژی econ.esr@gmail.com

مهرداد زمانی

کارشناس ارشد مؤسسه‌ی مطالعات بین‌المللی انرژی mehrzad_zamani@yahoo.com

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

چکیده

نفت خام نهاده‌ی اصلی پالایشگاه‌ها در تولید فرآورده‌های نفتی است و تغییرات قیمت آن تأثیر زیادی بر قیمت فرآورده‌ها می‌گذارد، بنابراین ارتباط تنگاتنگی بین بازار نفت خام 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 نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی و آزمون رابطه‌ی علی بین قیمت‌ها انجام شده است. نتایج این مطالعات بر اساس آزمون رابطه‌ی علیت خطی و مدل‌های تصحیح خطای برداری، بیانگر جهت علیت از طرف قیمت نفت خام به سمت قیمت فرآورده‌های نفتی است. در این مقاله در چارچوب مکانیسم انتقال اطلاعات بین بازار نفت خام و بازار فرآورده‌ها، رابطه‌ی علی پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت VECM و تودا یاماموتو بین قیمت نفت خام 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 نفت خام 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 علیت بلندمدت از طرف قیمت نفت خام 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 علیت بلندمدت در بازار اروپا برعکس شده و از طرف قیمت گازوئیل به سمت قیمت نفت خام برنت می‌باشد، بنابراین در این دو بازار جریان انتقال اطلاعات از طرف بازار نفت خام به سمت بازار فرآورده‌هاست.

طبقه بندی JEL: C22, G14, Q49

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

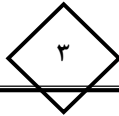
۱- مقدمه

بازار نفت خام و بازار فرآورده‌های نفتی از دو طریق ارتباط تنگاتنگی با هم دیگر دارند، از یکسو نفت خام اصلی‌ترین نهاده پالایشگاه‌هاست و لذا تغییرات قیمت آن بر قیمت فرآورده‌ها به‌عنوان ستانده، پالایشگاه‌ها تأثیر قابل توجهی دارد و از سوی دیگر نفت خام تنها به‌صورت فرآورده‌های نفتی قابل استفاده بوده و تقاضای فرآورده تعیین‌کننده‌ی تقاضا برای نفت خام 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^۱، ۲۰۰۹). بررسی رابطه بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در تحلیل بازار از نظر علامت‌دهی^۲ و عکس‌العمل قیمت‌ها حائز اهمیت است و در ادبیات اقتصادی مطالعات زیادی جهت بررسی تعامل بین تغییرات قیمت نفت خام 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 علیت بین قیمت‌ها از مدل‌های VAR^۳ و VECM^۴ استفاده شده است.

در سال ۲۰۰۷، بیش از ۵۰ درصد فرآورده‌های پالایشی جهان را آمریکا و اروپا مصرف کرده^۵ و دو شاخص تعیین‌کننده قیمت‌های نفت خام و فرآورده‌های نفتی جهان، یعنی قیمت نفت خام WTI، قیمت نفت خام برنت، قیمت بنزین و قیمت گازوئیل که در آمریکا و اروپا معامله می‌شوند، متعلق به این دو منطقه بوده و بررسی رابطه‌ی بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در این دو بازار انحراف کمی از سایر مناطق جهان دارد.

هدف تحقیق، آزمون جریان انتقال اطلاعات بین دو بازار نفت خام 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 علی پویا بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در سطح میانگین بین بازار نفت خام و بازار فرآورده در بخش

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



بررسی رابطه‌ی علیت بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی ...

چهارم آورده شده است. در ادامه‌ی این بخش برای تقویت نتایج مدل VECM، از روش آزمون علیت تودا- یاماموتو^۱ (۱۹۹۵) نیز استفاده شده است. سرانجام در بخش پنجم، نتیجه گیری پژوهش ارائه می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

قیمت در بازارهای حراج^۲ به صورت تعادل پیوسته^۳ است، به طوری که در هر لحظه اطلاعات عرضه و تقاضا در این بازارها وارد شده و قیمت تعادلی به دست می‌آید. بررسی رابطه‌ی پویا بین قیمت نفت خام 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 نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی به دنبال بحران خلیج فارس (سال‌های ۱۹۹۱-۱۹۹۰) و نوسان شدید قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌ها با هدف بررسی عکس‌العمل قیمت‌ها انجام شد. نتایج این مطالعات، برداشت عمومی^۴ مبنی بر عکس‌العمل نامتقارن^۵ قیمت بنزین به نوسانات قیمت نفت خام را در بازار آمریکا آمریکا و اروپا تأیید کردند، ولی در بررسی‌های بعدی برای بازارهای دیگر نتایج متفاوتی به دست آمد.

اولین مطالعه توسط بیکن^۶ (۱۹۹۱) جهت بررسی عکس‌العمل متفاوت قیمت‌های بنزین، به افزایش و کاهش قیمت‌های نفت خام 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 نفت خام 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.

منینگ^۱ (۱۹۹۱) نیز بازار بنزین انگلستان را با یک مدل ECM برای دوره‌ی ۱۹۷۳-۱۹۸۸ بررسی کرده و عدم تقارن ضعیفی را پیدا کرد. کارنبروک^۲ (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^۳ نشان داد که انتقال افزایش قیمت‌های عمده‌فروشی به مصرف‌کننده، سریع‌تر از کاهش قیمت‌هاست.

مطالعه‌ی رفتار قیمت‌های بنزین در ایالات متحده توسط دافی-دنو^۴ (۱۹۹۶) نیز انجام شد و آن‌ها به‌طور خاص با استفاده از داده‌های هفتگی برای دوره‌ی ۱۹۹۳-۱۹۸۹، در بخش پایین‌دستی ارتباط بین قیمت بنزین عمده‌فروشی و خرده‌فروشی را بررسی کردند. نتیجه‌ی مطالعه، عدم تقارن پایدار و قوی و تعدیل کامل در مورد افزایش قیمت در برابر تعدیل ناقص برای کاهش قیمت‌ها را نشان داد.

مطالعه‌ی بورن‌اشتین و همکاران^۵ (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^۶ (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 عدم تقارن در همه‌ی مدل‌ها مشاهده شد، اما شدت عدم تقارن در مدل ECM چندین برابر بیش‌تر از مدل VAR است. گودبی و همکاران^۷ (۲۰۰۰)، اولین مطالعه را برای بازار بنزین کانادا انجام دادند. آن‌ها بر اساس داده‌های هفتگی و مدل ECM، عدم تقارن 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.

جانسون^۱ (۲۰۰۲)، از یک روش ECM نامتقارن برای بررسی عکس‌العمل قیمت خرده‌فروشی نسبت به تغییر در قیمت‌های عمده‌فروشی 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^۲ توضیح داد، به طوری که با افزایش قیمت بنزین، مصرف‌کنندگان انگیزه‌ی کافی برای جستجوی قیمت در سایر فروشندگان را پیدا می‌کنند، ولی زمانی که قیمت کاهش می‌یابد، مصرف‌کنندگان از قیمت سایر خرده‌فروشان بی‌خبرند و لذا کاهش قیمت بنزین در عکس‌العمل به کاهش قیمت نفت خام با تأخیر و کندی انجام می‌گیرد.

اشچه و همکاران^۳ (۲۰۰۳)، در چارچوب مدل چند متغیره VECM و داده‌های ماهانه ماهانه برای دوره‌ی ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۲، رابطه‌ی بین قیمت نفت خام برنت و چهار فرآورده‌ی اصلی در بازار اروپا (گازوئیل، نفتا^۴، نفت سفید^۵ و نفت کوره سنگین^۶) را بررسی کردند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد که بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده به جز سوخت کوره‌ی سنگین، رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد. همچنین رابطه‌ی بلندمدتی بین قیمت‌های گازوئیل، نفت سفید و نفتا در این بازار مشاهده شد.

بچمیایر-گریفین^۷ (۲۰۰۳)، برای اولین بار از داده‌های روزانه استفاده کردند. آن‌ها با استفاده از یک روش هم‌جمعی دومرحله‌ای انگل-گرنجر، نشانه‌ای مبنی بر عدم تقارن 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 نفت خام، سریع‌تر از زمانی است که قیمت‌ها کاهش می‌یابد. در این مطالعه با استفاده از یک مدل ECM و داده‌های روزانه، نشانه‌ای مبنی بر عدم تقارن 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.

رادچنکو^۱، در سال‌های اخیر (۲۰۰۵a، b) بیش‌ترین مطالعات را برای بررسی عدم‌تقارن در عکس‌العمل قیمت بنزین به تلاطم قیمت نفت‌خام انجام داد. رادچنکو (۲۰۰۵a)، چسبندگی قیمت‌های بنزین را با یک مدل مارکوف سوئیچینگ^۲ 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 (۲۰۰۵b)، از قابل‌توجه‌ترین مطالعات در بررسی عکس‌العمل قیمت بنزین به تلاطم قیمت نفت‌خام است. در این مطالعه درجه‌ی عدم‌تقارن 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^۳؛ ECM؛ PAM؛ GARCH^۴؛ IRF^۵ استفاده شده است. رادچنکو (۲۰۰۵b)، 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 خرده‌فروش‌ها بود، که از تئوری انحصار چند جانبه حمایت می‌کرد.

کافمن - لاسکوفسکی^۶ (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^۷ و سطح ذخیره‌سازی‌ها عامل ایجاد عدم‌تقارن بین قیمت نفت‌خام و بنزین است و عدم‌تقارن بین قیمت نفت‌خام و قیمت نفت حرارتی‌خانگی^۸، احتمالاً به دلیل ساختار بازار و نوع رابطه‌ی بین خرده‌فروش‌ها^۹ 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.

گراسو-مانرا^۱ (۲۰۰۵)، به تأثیر انتخاب مدل‌های مختلف بر نتایج عدم‌تقارن بین قیمت‌های بنزین و نفت خام پرداخته‌اند. آن‌ها مقایسه‌ی دقیقی بین سه مدل رایج ECM نامتقارن^۲، ECM آستانه‌ای خودرگرسیون^۳ و ECM با آستانه‌ی هم‌جمعی^۴ 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 نفت خام وجود داشت، ولی برای تغییرات بلندمدت نتایج دقیقی مشاهده نشد.

دنی-فرور^۵ (۲۰۰۶)، با استفاده از داده‌های هفتگی رابطه میان نوسانات قیمت نفت خام و قیمت شش فرآورده را در بازار اروپا در چهارچوب مدل ECM برای دوره‌ی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵ بررسی کرده و نشان دادند که قیمت نفت خام 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 نفت خام اثر معنی‌دار و مهمی دارد.

سرانجام ابوسدرا - رادچنکو^۶ (۲۰۰۶)، با استفاده از مدل ECM و داده‌های ماهانه برای دوره‌ی ۲۰۰۳-۱۹۸۳ بازار بنزین آمریکا را بررسی کردند. در این مطالعه به‌طور هم‌زمان نقش حاشیه‌ی سود بنزین^۷ و تلاطم قیمت نفت خام 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 نفت خام 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.

جدول ۱ - خلاصه‌ی مطالعات انجام شده در رابطه با وجود عدم تقارن میان قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌ها

مطالعه	مدل	منطقه‌ی مورد بررسی	دوره‌ی زمانی	نوع داده‌ها	عدم تقارن
بیکن (۱۹۹۱)	QQAM	انگلستان	۱۹۸۲-۱۹۸۹	دو هفتگی	وجود دارد
میننگ (۱۹۹۱)	ECM	انگلستان	۱۹۷۳-۱۹۸۸	ماهانه	وجود دارد
نورمن-شین ^۱ (۱۹۹۱)	تفاضل مرتبه‌ی اول	آمریکا	۱۹۸۲-۱۹۹۰	ماهانه	وجود ندارد
کارن بروک (۱۹۹۱)	تعدیل خطی	انگلستان	۱۹۸۳-۱۹۹۰	ماهانه	وجود دارد
کیرج گاسنر - کابلر ^۲ (۱۹۹۲)	ECM	آلمان	۱۹۷۲-۱۹۸۹	ماهانه	وجود دارد (۱۹۷۰) وجود ندارد (۱۹۸۰)
دافی - دنو (۱۹۹۶)	تفاضل مرتبه‌ی اول	آمریکا	۱۹۸۹-۱۹۹۲	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 ^۳ (۱۹۹۸)	ECM	انگلستان	۱۹۸۲-۱۹۹۵	ماهانه	وجود دارد
آکارکا - آندریاناکو (۱۹۹۸) ^۴	تعدیل خطی	آمریکا	۱۹۷۶-۱۹۹۶	ماهانه	-
گودبی و همکاران (۲۰۰۰)	ECM آستانه‌ای	کانادا	۱۹۹۰-۱۹۹۶	هفتگی	وجود ندارد
آسپلاند و همکاران (۲۰۰۰) ^۵	ECM	سوئیس	۱۹۸۰-۱۹۹۶	روزانه-ماهانه	-
بورن اشتین - شپرد (۲۰۰۲) ^۶	PAM/VAR	آمریکا	۱۹۸۵-۱۹۹۵	روزانه	وجود دارد
اکرت ^۷ (۲۰۰۲)	ECM	کانادا	۱۹۸۹-۱۹۹۴	هفتگی	وجود دارد
جانسون (۲۰۰۲)	ECM	آمریکا	۱۹۹۶-۱۹۹۸	هفتگی	وجود دارد
سالاس ^۸ (۲۰۰۲)	PAM VECM	فیلیپین	۱۹۹۹-۲۰۰۲	هفتگی	وجود دارد
بچمیا بر - گریفین (۲۰۰۳)	ECM	آمریکا	۱۹۸۵-۱۹۹۸	روزانه	وجود ندارد

- 1- Norman and Shin.
- 2- Kirchgassner and Kußbler.
- 3- Reilly and Witt.
- 4- Akarca and Andrianacos.
- 5- Asplund et al.
- 6- Borenstein and Shepard.
- 7- Eckert.
- 8- Salas.

مطالعه	مدل	منطقه‌ی مورد بررسی	دوره‌ی زمانی	نوع داده‌ها	عدم تقارن
بتندورف و همکاران ^۱ (۲۰۰۳)	ECM	هلند	۱۹۹۶-۲۰۰۱	هفتگی	-
گالتوتی و همکاران ^۲ (۲۰۰۳)	ECM	فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و انگلستان	۱۹۸۵-۲۰۰۰	ماهانه	وجود دارد
دیویس و همیلتون ^۳ (۲۰۰۴)	مدل دینامیک ساختاری و لوجیت نامتقارن	آمریکا	۱۹۸۹-۱۹۹۱	روزانه	وجود دارد
رادچنکو (۲۰۰۵) (a)	مدل سوئیچینگ-مارکو	آمریکا	۱۹۹۱-۲۰۰۲	هفتگی	وجود دارد
رادچنکو (۲۰۰۵) (b)	VAR/PAR	آمریکا	۱۹۹۱-۲۰۰۲	هفتگی	وجود دارد
کافمن- لاسکوفسکی (۲۰۰۵)	ECM	آمریکا	۱۹۸۶-۲۰۰۲	ماهانه	وجود دارد
ابو صدرا-رادچنکو (۲۰۰۶)	VAR/ECM	آمریکا	۱۹۸۳-۲۰۰۳	ماهانه	وجود دارد

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

مطالعات انجام شده عمدتاً رفتار قیمت بنزین و نحوه‌ی انتقال تغییرات قیمت نفت خام به قیمت بنزین در بازارهای خرده‌فروشی^۴ و در مطالعات اندکی رابطه‌ی متقابل بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌ها بررسی شده است. نتایج مطالعات انجام گرفته نشان می‌دهد که همواره ارتباط علی بلندمدت میان قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی از طرف قیمت نفت خام بوده و قیمت فرآورده‌ها عکس‌العمل نامتقارن در برابر تغییرات قیمت نفت خام دارد. در مطالعات انجام شده عمدتاً تنها تأثیر قیمت نفت خام بر قیمت بنزین بررسی شده و نشان داده شده است که همواره علیت از طرف قیمت نفت خام به قیمت فرآورده‌های نفتی است. از سویی بخش زیادی از مطالعات در رابطه با قیمت نفت خام و فرآورده برای آزمون عکس‌العمل نامتقارن قیمت فرآورده‌ها بوده و عمدتاً نیز برای بنزین انجام گرفته است و نزدیک به دو سوم مطالعات وجود عدم تقارن در عکس‌العمل قیمت‌های بنزین به تغییرات قیمت نفت خام را تأیید کرده‌اند. در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴، با کاهش شدید ذخیره‌سازی فرآورده‌های نفتی در آمریکا و اروپا و

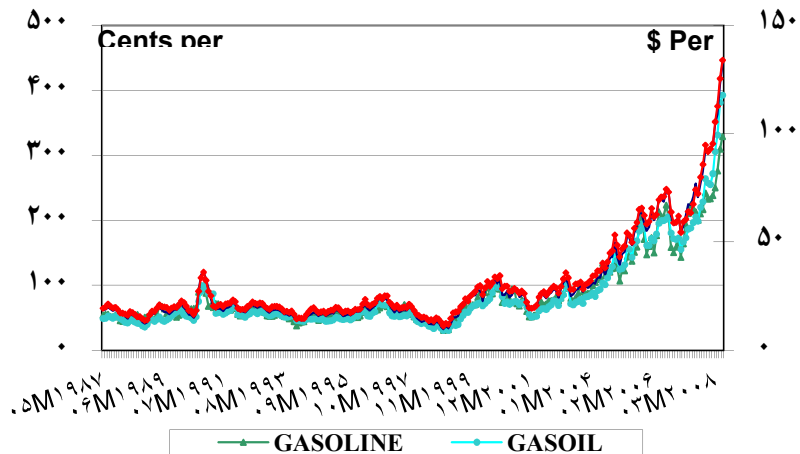
- 1- Bettendorf et al.
- 2- Galeotti et al.
- 3- Davis and Hamilton.
- 4- Retailer.

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 به دنبال افزایش قیمت فرآورده‌ها، جو روانی در بازار در جهت افزایش قیمت نفت خام ایجاد شده است. بنابراین انتظار می‌رود در سال‌های اخیر تغییرات قیمت فرآورده‌ها بر تغییرات قیمت نفت خام تأثیرگذار باشد. در این مطالعه با بررسی رابطه‌ی علیت بلندمدت و کوتاه‌مدت بین قیمت نفت خام 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 نفت خام و دو شاخص قیمت برای فرآورده‌های نفتی در فاصله‌ی زمانی می‌۱۹۸۷ تا جولای ۲۰۰۸ انجام می‌گیرد. برای بازار آمریکا از شاخص قیمت تک‌محموله‌ی نفت خام WTI^۳ و شاخص قیمت تک‌محموله‌ی بنزین نیویورک^۴ و برای بازار اروپا از شاخص قیمت تک‌محموله‌ی نفت خام 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 گوپک 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 (جدول ۲) 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).



نمودار ۱- روند زمانی قیمت فرآورده‌ها و قیمت نفت خام 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	نتیجه 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

همان‌طور که در بخش دوم توضیح داده شد، نتایج مطالعات قبلی بیانگر جهت علیت از طرف قیمت نفت خام به سمت قیمت فرآورده‌های نفتی است. در این بخش با استفاده

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

در ابتدا به منظور بررسی تعداد بردارهای هم‌جمعی^۱، از پروسه‌ی حداکثر درست‌نمایی یوهانسون^۲ (۱۹۸۸) (JML) استفاده شده است. همان‌طور که در جدول (۳) نشان داده شده است، آزمون حداکثر مقدار ویژه^۳ و آزمون اثر^۴ 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 علیت حداقل از یک طرف بین قیمت‌های نفت خام و فرآورده‌های نفتی است.

وجود هم‌جمعی میان متغیرها اجازه‌ی استفاده از مدل تصحیح خطای برداری را می‌دهد. هم‌چون مطالعات قبلی (سالاس ۲۰۰۲، هاموده و همکاران^۵ ۲۰۰۳، راو^۶ ۲۰۰۸، ۲۰۰۸، جلالی نائینی و اسکندری^۷ ۲۰۰۹)، از تخمین مدل تصحیح خطای برداری یوهانسون و یوسیلیوس^۸ (۱۹۹۰) جهت تعیین برای علیت 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:

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

به طوری که 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.

جدول ۳- نتایج آزمون حداکثر درستنمایی بوهانسون

گروه‌ها	مقادیر ویژه	آماره	مقدار بحرانی ۵٪	فرضیه‌ی عدم وجود بردار هم‌جمعی
کل دوره: می ۱۹۸۷ تا جولای ۲۰۰۸				
۱. آزمون بر اساس اثر ماتریس تصادفی				
گروه ۱ $P_{WTI}, P_{Gasoline}$	۰, ۰۵۹۳۴۶	۶۹, ۳۴۴۱۱	۲۰, ۲۶۱۸۴	None *
	۰, ۰۰۱۶۳۰	۱, ۸۰۱۳۴۴	۹, ۱۶۴۵۴۶	At most 1
گروه ۲ P_{Brent}, P_{Gasoil}	۰, ۰۵۸۶۸۴	۶۸, ۱۲۳۵۱	۲۰, ۲۶۱۸۴	None *
	۰, ۰۰۱۲۲۹	۱, ۳۵۷۴۱۴	۹, ۱۶۴۵۴۶	At most 1
۲. آزمون بر اساس حداکثر مقدار ویژه‌ی ماتریس تصادفی				
گروه ۱ $P_{WTI}, P_{Gasoline}$	۰, ۰۵۹۳۴۶	۶۷, ۵۴۲۷۷	۱۵, ۸۹۲۱۰	None *
	۰, ۰۰۱۶۳۰	۱, ۸۰۱۳۴۴	۹, ۱۶۴۵۴۶	At most 1
گروه ۲ P_{Brent}, P_{Gasoil}	۰, ۰۵۸۶۸۴	۶۶, ۷۶۶۰۹	۱۵, ۸۹۲۱۰	None *
	۰, ۰۰۱۲۲۹	۱, ۳۵۷۴۱۴	۹, ۱۶۴۵۴۶	At most 1
دوره‌ی دوم: ژانویه ۲۰۰۴ تا جولای ۲۰۰۸				
۱. آزمون بر اساس اثر ماتریس تصادفی				
گروه ۱ $P_{WTI}, P_{Gasoline}$	-۰, ۰۹۵۰۷۵	-۲۸, ۹۶۹۸۴	-۲۰, ۲۶۱۸۴	None *
	-۰, ۰۲۰۵۹۰	-۴, ۹۹۳۱۴۰	-۹, ۱۶۴۵۴۶	At most 1
گروه ۲ P_{Brent}, P_{Gasoil}	-۰, ۱۱۳۲۵۰	-۳۲, ۹۶۸۲۶	-۲۵, ۸۷۲۱۱	None *
	-۰, ۰۱۷۰۲۹	-۴, ۱۲۲۲۶۶	-۱۲, ۵۱۷۹۸	At most 1
۲. آزمون بر اساس حداکثر مقدار ویژه‌ی ماتریس تصادفی				
گروه ۱ $P_{WTI}, P_{Gasoline}$	-۰, ۰۹۵۰۷۵	-۲۳, ۹۷۶۷۰	-۱۵, ۸۹۲۱۰	None *
	-۰, ۰۲۰۵۹۰	-۴, ۹۹۳۱۴۰	-۹, ۱۶۴۵۴۶	At most 1
گروه ۲ P_{Brent}, P_{Gasoil}	-۰, ۱۱۳۲۵۰	-۲۸, ۸۴۵۹۹	-۱۹, ۳۸۷۰۴	None *
	-۰, ۰۱۷۰۲۹	-۴, ۱۲۲۲۶۶	-۱۲, ۵۱۷۹۸	At most 1

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

(۲) همه‌ی متغیرها در سطح لگاریتم هستند.

مأخذ: جلالی نایینی و اسکندری (۲۰۰۹)

از معیار AIC^۱ و آماره‌های تشخیصی^۲ برای انتخاب مدل‌های بهینه استفاده شده است. بر اساس آزمون LR^۳، مقدار وقفه‌ی بهینه برای کل دوره‌ی ۳ و برای دوره‌ی دوم ۲ به دست آمد. مدل تصحیح خطای برداری بهینه تخمین زده شده برای قیمت‌های نفت خام و فرآورده‌های نفتی در معادلات (۲) و (۳) نشان داده شده‌اند.

$$\Delta PC_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} \Delta PR_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{1i} + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} \quad (2)$$

$$\Delta PR_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta PR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{2i} \Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_{2i} + \lambda_2 \varepsilon_{t-1} \quad (3)$$

در معادلات فوق ΔPC ، نماد لگاریتم - تفاضلی قیمت نفت خام 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} متغیرهای مجازی‌اند. معادله‌ی (۲) برای آزمون وجود اثر علی از طرف قیمت فرآورده به سمت قیمت نفت خام 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 علیت بلندمدت بین قیمت نفت خام و فرآورده‌های نفتی را آزمون می‌کند. رد این فرضیه‌ها بیانگر وجود رابطه‌ی علی بین قیمت‌هاست. به منظور بررسی جهت علیت کوتاه‌مدت با استفاده از آزمون والد^۴، فرضیه‌ی عدم وجود رابطه‌ی علی، یعنی فرضیه‌ی $\gamma_{1i} = 0$ ، $\gamma_{2i} = 0$ را آزمون می‌کنیم، رد هر یک از این دو قید بیانگر وجود رابطه‌ی علی کوتاه‌مدت از بازار نفت خام به بازار فرآورده و یا بالعکس است.

بر اساس آمار اداره‌ی اطلاعات انرژی آمریکا، نفت خام، نهاده‌ی اصلی پالایشگاه‌ها در تولید فرآورده‌های نفتی بوده و هزینه‌ی سایر نهاده‌ها (نیروی انسانی، کاتالیست‌ها، حمل و نقل، بازاریابی، هزینه‌های محیط‌زیست و مالیات) تقریباً ثابت و تغییرات قیمت نفت خام عامل اصلی در تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی است.^۵ از سویی بازار نفت خام، نفت خام، جهانی بوده و قیمت‌گذاری آن در سطح جهانی انجام می‌شود، در حالی که 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>.

فرآورده پویایی کم‌تری دارد و چون هزینه‌ی حمل و نقل آن‌ها نسبتاً بالاتر از نفت خام است و نیز وجود مسایل تکنولوژیکی، محدودیت‌های پالایشی و ویژگی‌های 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 علیت از قیمت نفت خام به قیمت فرآورده‌های نفتی می‌باشد، لذا تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت خام 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 نفت خام WTI و قیمت بنزین در فاصله‌ی زمانی می ۱۹۸۷ تا جولای ۲۰۰۸

متغیرها	متغیر وابسته: $\Delta P(WTI)$		متغیر وابسته: $\Delta P(Gasoline)$	
	ضریب	t-value	ضریب	t-value
ε_{t-1}	-۰,۰۲۲۴	-۱,۰۶۵	۰,۰۹۲۱***	۵,۰۵۲۴
$\Delta P_{WTI}(-1)$	۰,۰۷۲۰*	۱,۸۰۹	-۰,۰۱۹۶	-۰,۴۲۳
$\Delta P_{WTI}(-2)$	-۰,۱۱۶۲***	-۲,۹۳۶	-۰,۰۷۱۹	-۱,۰۶۲
$\Delta P_{WTI}(-3)$	۰,۰۲۷۵	۰,۶۹۳	۰,۰۰۶۶	۰,۱۴۳
$\Delta P_{Gasoline}(-1)$	۰,۰۳۱۲	۰,۹۳۶	۰,۱۳۸۴***	۳,۰۶۷
$\Delta P_{Gasoline}(-2)$	۰,۰۴۶۹*	۱,۸۸۵	۰,۰۸۶۹**	۲,۲۳۴
$\Delta P_{Gasoline}(-3)$	۰,۰۴۱۱	۱,۶۹۹	۰,۰۸۵۷**	۲,۲۰۲
Dum	۰,۰۲۳۷	۰,۵۸۸	۰,۳۷۲۵***	۷,۹۲۰
Log likelihood	۴۰۷۳,۶۰۹		Skewness	۸۱,۱۸۹۵۳***
Akaike information criteria	-۷,۳۵۵۵۹۲		Kurtosis	۶۰۶,۴۵۳۸***
Schwarz criteria	-۷,۲۷۸۴۴۰		Normality	۶۸۷,۶۴۳۳***
Portmanteau test (up to 12 lags)	۷۶,۷۲۱۳۰***		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 معنی‌داری ۱۰٪. ** بیانگر معنی‌داری آماری پارامتر در سطح معنی‌داری ۵٪. *** بیانگر معنی‌داری آماری پارامتر در سطح معنی‌داری 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.

شده است. در بلندمدت و در سطح معنی‌داری ۱٪ تنها رابطه‌ی علی بلندمدت از طرف قیمت نفت خام به سمت قیمت فرآورده‌های نفتی وجود دارد. در کوتاه‌مدت نیز تنها در سطح معنی‌داری ۱۰٪ جهت علیت از طرف قیمت فرآورده‌های نفتی وجود است. بنابراین فرضیه‌ی تأثیر بلندمدت قیمت نفت خام بر تغییرات قیمت فرآورده‌ها در هر دو بازار تأیید می‌شود و از سویی فرضیه‌ی تأثیرات کوتاه‌مدت تغییرات قیمت فرآورده بر تغییرات کوتاه‌مدت قیمت نفت خام نیز تأیید می‌شود، اما جهت علیت کوتاه مدت از نفت خام به بنزین تأیید نمی‌شود.

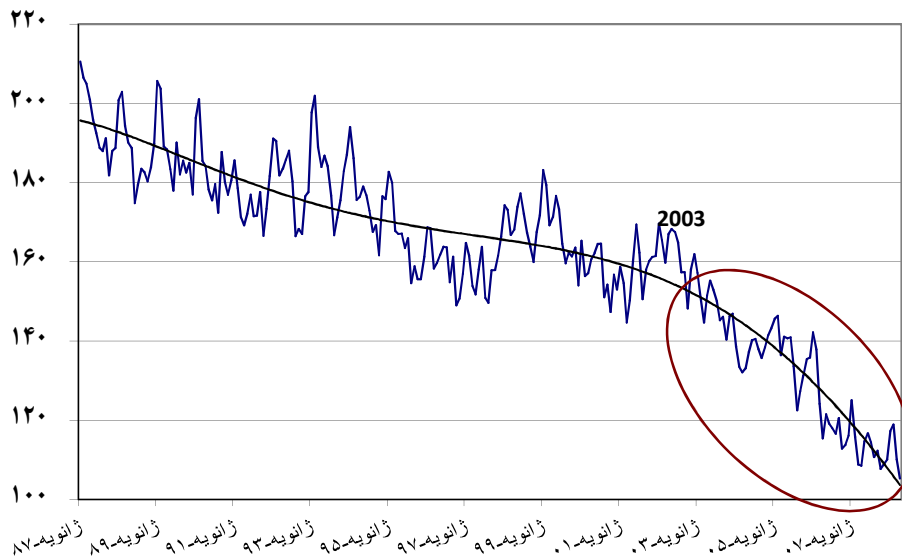
جدول ۵- نتایج تخمین مدل VECM بین قیمت نفت خام برنت و قیمت گازوئیل در فاصله زمانی می ۱۹۸۷ تا جولای ۲۰۰۸

متغیرها	متغیر وابسته: $\Delta P(Brent)$		متغیر وابسته: $\Delta P(Gasoil)$	
	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
$\Delta P_{Gasoi}(-1)$	-۰,۰۲۰۲	-۰,۴۱۶	۰,۲۱۰۹***	۴,۷۱۷
$\Delta P_{Gasoi}(-2)$	۰,۰۵۴۳	۱,۰۹۶	-۰,۰۰۵۲	-۰,۱۱۳
$\Delta P_{Gasoi}(-3)$	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

تنگنا^۱ 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. به دنبال افزایش قیمت فرآورده‌ها، جو روانی در بازار در جهت افزایش قیمت نفت خام ایجاد می‌شود، بنابراین انتظار می‌رود با توجه به فشار روانی ایجاد شده در بازار، ساختار علی از طرف قیمت نفت خام به قیمت فرآورده در سال‌هایی که بازار در تنگنا قرار گرفته است، دچار تغییر ساختاری شده باشد.



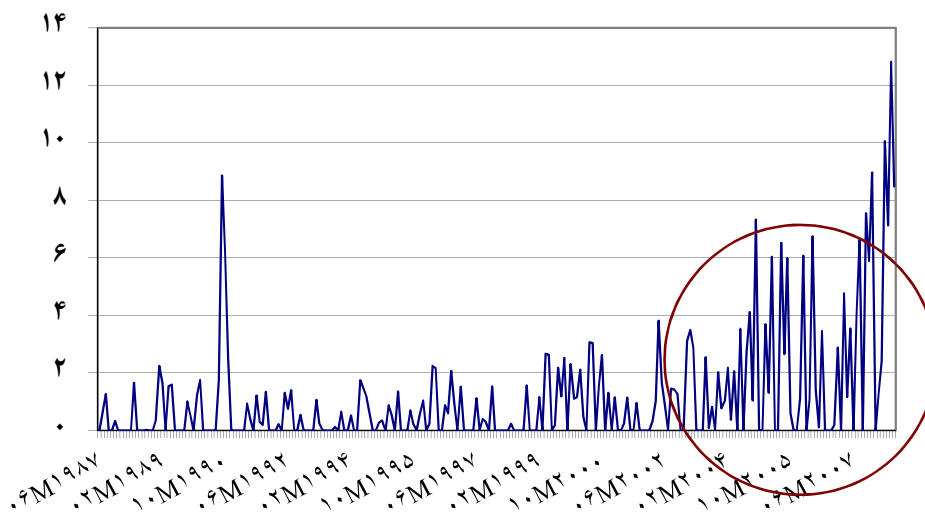
نمودار ۲- ذخیره‌سازی‌های بنزین در آمریکا در دوره می ۱۹۸۷ تا می ۲۰۰۸ (میلیون بشکه)

مأخذ: اداره‌ی اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۰۹

قبل از بررسی نتایج برآورد مدل‌ها برای دوره‌ی ۲۰۰۳-۲۰۰۸، 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 علیت در بازار نفت در سال‌های اخیر نشان داده است و در ادامه مسئله با مدل‌های اقتصادسنجی به‌طور

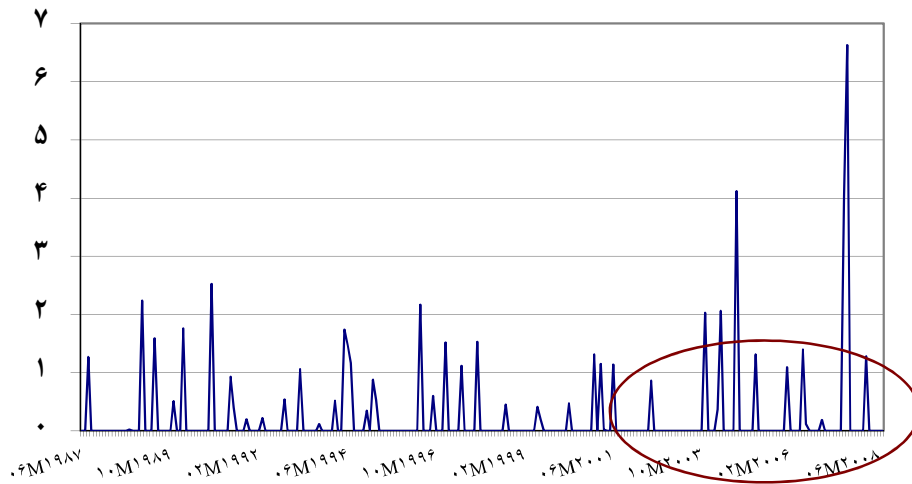
1- Tight.

دقیق‌تر بررسی خواهد شد. نمودار (۳)، نشان‌دهنده‌ی تغییرات مثبت (افزایش) قیمت نفت خام WTI هم‌زمان با تغییرات مثبت حداقل قیمت یکی از فرآورده‌های نفتی است و نمودار (۴)، بیانگر تغییرات مثبت قیمت نفت در حالی که 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 سال ۲۰۰۳ 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 نفت خام دارند و قیمت نفت خام بعد از سال ۲۰۰۳ مستقل از تغییرات قیمت فرآورده‌ها نبوده و وقتی قیمت نفت خام تغییر می‌کند، قیمت فرآورده‌ها نیز تغییر داشته است و در موارد اندکی قیمت فرآورده‌ها تغییر نکرده، ولی قیمت نفت خام متغیر بوده است. دقیقاً همین حالت در بازار اروپا و بین روند تغییرات قیمت نفت خام برنت و گازوئیل وجود دارد (نمودار ۵).



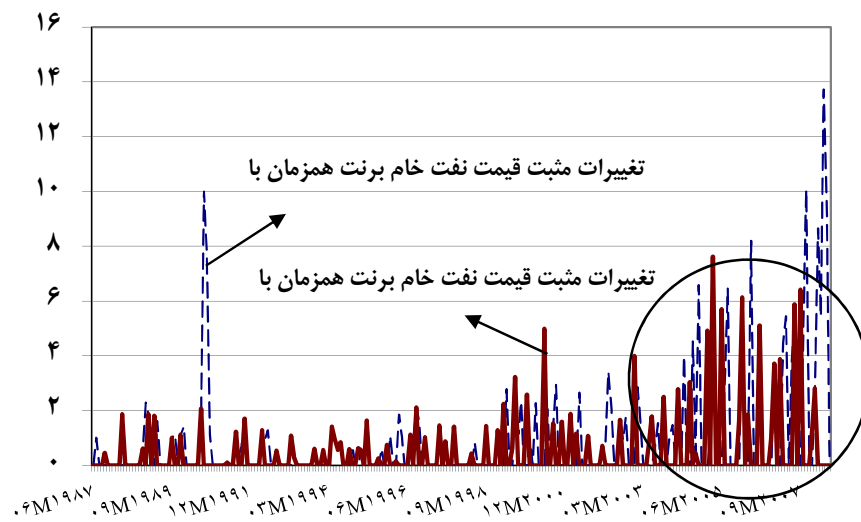
نمودار ۳- تغییرات مثبت قیمت نفت خام WTI، هم‌زمان با تغییرات مثبت قیمت حداقل یکی از فرآورده‌های نفتی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



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

مأخذ: یافته‌های تحقیق



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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج به دست آمده از تخمین مدل VECM برای دوره‌ی ژانویه ۲۰۰۴ تا جولای ۲۰۰۸ (جداول ۶ و ۷)، علیت 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 علیت بلندمدت بین قیمت نفت خام و فرآورده‌ی گازوئیل کاملاً تغییر کرده و برخلاف دوره‌ی اصلی در این دوره جهت علیت بلندمدت از طرف قیمت گازوئیل به سمت قیمت برنت است، بنابراین به دنبال کاهش شدید ذخیره‌سازی گازوئیل در اروپا در سال ۲۰۰۴ رابطه‌ی علی بین قیمت‌ها تغییر کرده و بازار نفت خام و فرآورده در اروپا دچار تغییر ساختاری شده و تأثیر بلندمدت قیمت نفت خام بر قیمت فرآورده‌ها که در

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

متغیر وابسته:	متغیر وابسته:		متغیر وابسته:	متغیر وابسته:	
	$\Delta P(WTI)$			$\Delta P(Gasoline)$	
متغیرها	ضریب	t-value	ضریب	t-value	
ε_{t-1}	-۰, ۰۱۵۲	-۰, ۷۴۲	۰, ۰۷۷۶***	۲, ۹۹۷	
$\Delta P_{WTI}(-1)$	۰, ۲۱۹۶***	۲, ۴۸۲	۰, ۱۳۰۳	۱, ۰۴۸	
$\Delta P_{WTI}(-2)$	-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٪.

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

متغیر وابسته:	متغیر وابسته:		ضریب	t-value
	$\Delta P(WTI)$			
ضریب	t-value	t-value	ضریب	t-value
ε_{t-1}	-۰, ۱۷۵۸***	-۲, ۶۷۱	۰, ۰۲۱۵	۰, ۳۲۹
$\Delta P_{Brent}(-1)$	۰, ۲۰۴۳*	۱, ۷۶۷	-۰, ۰۶۲۷	-۰, ۵۴۶
$\Delta PBrent(-2)$	۰, ۱۴۱۸	۱, ۱۸۹	۰, ۱۷۶۸	۱, ۴۹۱
$\Delta P_{Gasoil}(-1)$	۰, ۰۵۸۰	۰, ۵۰۳	۰, ۲۱۰۹**	۲, ۱۶۰
$\Delta P_{Gasoil}(-2)$	-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 علیت کوتاه‌مدت نیز بعد از سال ۲۰۰۳ هیچ‌گونه رابطه‌ای بین قیمت‌ها مشاهده نشد.

آزمون علیت تودا و یاماموتو

در ادامه به‌منظور تقویت نتایج به‌دست آمده از مدل VECM، از روش علیت تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) استفاده شده است. تودا و یاماموتو از روش تخمین یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) تعدیل یافته برای بررسی رابطه‌ی علیت 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

ماکزیمم^۱ (d_{\max}) تعیین شده و یک مدل خودرگرسیون برداری با تعداد وقفه‌های ($k+d_{\max}$)، تشکیل داد. لازم به ذکر است که فرآیند انتخاب وقفه‌ی زمانی، وقتی معتبر خواهد بود که $k > d_{\max}$ باشد. پس اگر مدل دو متغیره‌ی زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم $k+d_{\max}=2$ باشد، خواهیم داشت:

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

که در آن، بردار جملات اختلال و از نوع نوفه‌ی سفید^۲ است.

به منظور بررسی رابطه‌ی علیت از آزمون والد برای ضرایب برآورد شده با تعداد وقفه‌ی K استفاده می‌شود. در این الگو برای آزمون این مطلب که x_2 علت گرنجری x_1 نیست، فرضیه‌ی صفر $\alpha_{12}^{(1)} = 0$ می‌باشد. به همین ترتیب جهت آزمون علیت 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 علیت از طرف x_1 به x_2 است. زاپاتا و رامبالدی^۳ (۱۹۹۷)، بیان می‌کنند که مزیت این روش این است که 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 علیت تودا و یاماموتو در دوره‌ی زمانی را نشان می‌دهد که با نتایج مدل VECM هم‌خوانی دارد، به طوری که رابطه‌ی علی در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۷ از طرف قیمت نفت خام WTI و برنت به قیمت فرآورده، معنی‌دار است. در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳-۲۰۰۸، نتایج آزمون تودا - یاماموتو بیانگر وجود رابطه‌ی علی از طرف قیمت گازوئیل به قیمت نفت خام برنت در سطح معنی داری ۹۰٪ در بازار

1- Maximum Order of Integration.

2- White Noise.

3- Zapata and Rambaldi.

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

متغیر توضیحی: قیمت تک‌محموله‌ی نفت خام WTI			متغیر توضیحی: قیمت تک‌محموله‌ی بنزین		
متغیر وابسته: قیمت تک‌محموله‌ی بنزین			متغیر وابسته: قیمت تک‌محموله‌ی نفت خام WTI		
p-value	آماره‌ی والد	دوره‌ی زمانی	p-value	آماره‌ی والد	دوره‌ی زمانی
۰, ۰۰۰***	۲۴, ۵۵	می ۱۹۸۷-جولای ۲۰۰۸	۰, ۱۰۰	۶, ۲۴۸	می ۱۹۸۷-جولای ۲۰۰۸
۰, ۰۸۲*	۱۴, ۶۰۷	می ۲۰۰۳-جولای ۲۰۰۸	۰, ۷۲۷	۰, ۶۳۶	می ۲۰۰۳-جولای ۲۰۰۸

* 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 علی از طرف قیمت نفت خام به بنزین معنی دار است.

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

متغیر توضیحی: قیمت تک‌محموله‌ی نفت خام برنت			متغیر توضیحی: قیمت تک‌محموله‌ی گازوئیل		
متغیر وابسته: قیمت تک‌محموله‌ی گازوئیل			متغیر وابسته: قیمت تک‌محموله‌ی نفت خام برنت		
p-value	آماره‌ی والد	دوره‌ی زمانی	p-value	آماره‌ی والد	دوره‌ی زمانی
۰, ۰۰۰***	۲۶, ۳۱۲	می ۱۹۸۷-جولای ۲۰۰۸	۰, ۲۹۷	۳, ۶۹	می ۱۹۸۷-جولای ۲۰۰۸
۰, ۲۱۹	۴, ۴۱۶	می ۲۰۰۳-جولای ۲۰۰۸	۰, ۰۶۷*	۱۸, ۰۹۶	می ۲۰۰۳-جولای ۲۰۰۸

* 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 نفت خام و بازار فرآورده‌های نفتی وجود دارد، به طوری که تغییرات قیمت نفت خام تأثیر معنی‌داری بر تغییرات قیمت فرآورده‌های نفتی دارد. در ادبیات اقتصادی مطالعات زیادی جهت بررسی تعامل بین تغییرات قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی و آزمون رابطه‌ی علی بین قیمت‌ها انجام شده است. نتایج این مطالعات بیانگر جهت علیت از طرف قیمت نفت خام به سمت قیمت فرآورده‌های نفتی

است. در این مطالعه رابطه‌ی علی بین قیمت نفت خام و قیمت فرآورده‌های نفتی در دو بازار آمریکا و اروپا بر اساس مدل‌های تصحیح خطای برداری و روش علیت تودا-یاماموتو بررسی شده است. از اطلاعات هفتگی برای قیمت‌های نفت خام 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 علیت بلندمدت از طرف قیمت نفت خام 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 بعضاً "زمینه‌ی روانی / انتظاری کوتاه مدت ایجاد شده در بازار به افزایش قیمت نفت خام کمک کرد. نتایج مطالعه بیانگر وجود تغییر ساختاری در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳-۲۰۰۸ در بازار است و به نظر می‌رسد که در این دوره جهت علیت بلندمدت در بازار اروپا برعکس شده و از طرف قیمت گازوئیل به سمت قیمت نفت خام 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 gasoline 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. , Gjøølberg, 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.

- 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. , Varkevissier, 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. *Università 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

- 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 the 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.

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.