بررسی شکاف قیمت نفت خام برنت و گازوئیل با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی، شبکه‌های عصبی و تبدیل موجک

مهدی ذوالفقاری[1]، محمد نجارفیروزجایی[2]، بهاره عریانی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۸/۲۵

چکیده

هدف این مقاله بررسی عوامل مؤثر بر شکاف قیمتی و آزمون اصل تقارن میان قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل است. در این مسیر، از قیمت نفت خام برنت و قیمت گازوئیل ۶ کشور اروپایی و نوسانات هفتگی نرخ برابری یورو در مقابل دلار در دوره‌ی زمانی ۱/۱/۱۹۹۹ـ ۲۵/۸/۲۰۱۱ و مدل خطی (داده‌های تابلویی) و مدل‌های غیر خطی(شبکه عصبی مصنوعی و تبدیل موجک) استفاده شده‌است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که اگرچه طبق مدل‌های خطی و غیرخطی متغیرهای مذکور تأثیر چندانی در نوسانات کوتاه‌مدت شکاف قیمتی ندارند، طبق مدل‌های غیر خطی، این متغیرها حدود ۹۲ درصد از نوسانات بلندمدت شکاف قیمتی را توضیح می‌دهند. بر اساس نتایج حاصل از مدل‌های خطی و غیر خطی، اصل تقارن در نوسانات کوتاه‌مدت قیمت نفت خام پذیرفته می‌شود، اما این امر در مورد نوسانات بلندمدت مصداق ندارد.

واژگان کلیدی: نفت خام، گازوئیل، مدل داده‌های تابلویی، شبکه عصبی مصنوعی و تبدیل موجک.

JEL : *C23،C45*

---

۱. دانشجوی دکتری دانشگاه تربیت مدرس تهران، Email: Zolfaghari_mahdi@yahoo.com.

۲. مشاور معاون امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی ودارایی و مدرس دانشگاه، Email: M_najjarf@yahoo.com.

۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه بوعلی‌سینا همدان و عضو هیأت علمی(مربی) مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی (نویسنده مسئول)، Email: B_oryani2004@yahoo.com.

۱. مقدمه

نفت خام، نهادهٔ اصلی مورد استفاده در پالایشگاه‌ها برای تولید فراورده‌های نفتی است، به این ترتیب تغییرات قیمت آن، قیمت‌فراورده‌های نفتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. علاوه بر این، با توجه به آنکه در صنایع و سایر بخش‌های اقتصادی از فراورده‌های نفتی (به‌عنوان نهادهٔ انرژی) استفاده می‌شود، تقاضای این فراورده‌ها، میزان تقاضای نفت خام و در نتیجه قیمت آن را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؛ لذا، بررسی ارتباط قیمتی میان نفت خام و فراورده‌های آن در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت و فراورده‌های آن حائز اهمیت است.

بکن[1] در این میان، با توجه به آنکه ایران از یک سو صادرکننده نفت خام و فراورده‌های نفتی (نظیر نفت کوره) است و از سوی دیگر واردکننده‌ی برخی ازفراورده‌های نفتی (همچون گازوئیل) می‌باشد، بررسی رابطهٔ نوسانات قیمت نفت خام و فراورده‌های آن جهت تحلیل بازار نفت و مدیریت ارزی بخش نفت اهمیتی مضاعف می‌یابد.

هدف مقاله‌ی حاضر بررسی رفتار (رابطه‌ی) قیمت نفت خام و فراورده‌های نفتی است و برای این منظور از شکاف قیمتی این دو متغیر استفاده شده‌است. مطالعات پیشین در این حوزه اغلب با بررسی روابط قیمتی این دو محصول، نتایج مختلفی را ارائه کرده‌اند که در آسیب‌شناسی این نتایج می‌توان به دو مورد اشاره کرد: ۱. بی‌توجهی به سایر متغیرهای مرتبط با قیمت این دو محصول و ۲. محدودیت‌ابزارهای مدل‌سازی روابط قیمتی؛ به نحوی‌که در مطالعات مربوط به تأثیرگذاری قیمت محصول بر نهاده تنها از مدل‌سازی خطی استفاده شده‌است (جدول ۱).

به این ترتیب مقاله حاضر درصدد رفع نواقص مطالعات پیشین تا حد ممکن برآمده‌است. در این ارتباط، اول، در کنار متغیرهای قیمت نفت خام و فراورده‌های نفتی از سایر متغیرهای مرتبط با قیمت این دو محصول نظیر نوسانات جهانی نرخ ارز[2] نیز استفاده شده‌است، دوم، در مسیر افزایش دقت در مدل‌سازی روابط فوق از مدل‌های خطی(پانل دیتا) و غیر خطی(شبکه عصبی مصنوعی و تبدیل موجک) بهره گرفته شده‌است و سوم، اصل تقارن قیمتی میان قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل با استفاده از مدل‌های مذکور

1. Bacon (1990)

۲. پس از رای‌زنی با خبرگان داخلی و بین‌المللی حوزه‌های بازارهای نفت و فراورده‌های نفتی.

ارزیابی و با بررسی میزان تأثیرگذاری هر یک از متغیرهای توضیحی بر شکاف قیمتی، این اصل برحسب شدت نوسانات قیمت نفت خام آزمون شده‌است. با توجه به اینکه بازارهای نفتی اروپایی، بزرگ‌ترین بازار معاملات در حوزه‌ی فراورده‌نفتی گازوئیل هستند[1]، در مطالعهٔ حاضر، بازار نفت و فراورده‌های نفتی اروپا بررسی می‌شوند.

فرضیه‌های مورد بررسی در این مقاله عبارتند از:

۱. اثر تقارن بین قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل وجود دارد؛

۲. توانایی مدل غیر خطی در توضیح رابطهٔ رفتار متغیر شکاف قیمتی بیش از مدل خطی است؛

۳. شکاف قیمتی در زمان افزایش قیمت نفت خام، افزایش و در زمان کاهش قیمت آن، کاهش می‌یابد؛

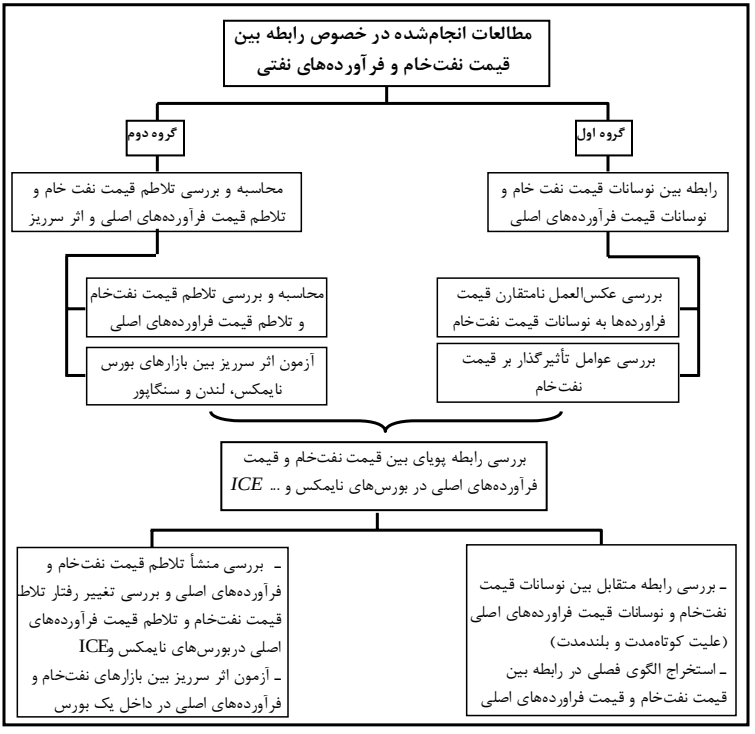
۴. اصل نبود تقارن میان قیمت نفت خام و گازوئیل در نوسانات کوچک قیمت نفت تأیید می‌شود.

با این توصیف، مقاله مذکور در پنج بخش تدوین شده‌است. در ادامه، بخش دوم به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. در بخش سوم، شواهد آماری متغیرهای بررسی و آزمون علّیت گرنجر دومتغیره ارائه می‌شود. در بخش چهارم، ضمن تشریح مبانی نظری هر یک از مدل‌ها، براوردهای آنها بیان می‌شود و در نهایت مقاله در بخش پنجم با نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی خاتمه می‌یابد.

1.Christian L. Dunis, Jason Laws and Ben Evans(2005)

۲. پیشینه تحقیق

مطالعات تجربی انجام‌شده در حوزهٔ روابط قیمت نفت خام و قیمت فراورده‌های نفتی را می‌توان در دو گروه طبقه‌بندی کرد (نمودار ۱).



نمودار ۱. طبقه‌بندی مطالعات انجام شده درباره روابط میان قیمت نفت خام و فراورده‌های نفتی

منبع: یافته‌های پژوهش حاضر.

الف. مطالعات گروه اول

اولین مطالعهٔ این گروه مربوط به مقالهٔ بکن[1] (۱۹۹۱) است. وی در مطالعهٔ خود عکس‌العمل متفاوت قیمت‌بنزین انگلستان به نوسانات قیمت نفت خام طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۹ـ ۱۹۸۲ را بررسی کرد. نتایج مطالعهٔ

1.Bacon, 1991

وی نشان داد که انتقال کامل افزایش قیمت نفت خام به بنزین سریع‌تر از حالت کاهش قیمت است. با توجه به تعداد گستردهٔ مطالعات صورت‌گرفته در این گروه، تنها به ارائه خلاصه‌ای از آنها بر اساس نوع مدل، دورهٔ زمانی، نوع داده‌ها و نتیجهٔ مطالعه در جدول۱ بسنده شده‌است.

جدول ۱. خلاصه مطالعات انجام شده در رابطه با وجود نبود تقارن میان قیمت نفت خام و قیمت فراورده‌های آن

محقق / سال	مدل	کشور	دوره زمانی	تواتر زمانی	نبودتقارن
منینگ (۱۹۹۱)	الگوی تصحیح خطا	انگلستان	۱۹۸۸_۱۹۷۳	ماهانه	+
کارن بروک (۱۹۹۱)	تعدیل خطی	انگلستان	۱۹۹۰_۱۹۸۳	ماهانه	+
کیرچ گاسنر ـ کابلر(۱۹۹۲)	الگوی تصحیح خطا	آلمان	۱۹۸۹_۱۹۷۲	ماهانه	+
شین(۱۹۹۴)	تفاضل مرتبه اول	آمریکا	۱۹۹۰_۱۹۸۲	ماهانه	-
دافی ـ دنو(۱۹۹۶)	تفاضل مرتبه اول	آمریکا	۱۹۹۳_۱۹۸۹	هفتگی	+
بورن اشتین و همکاران(۱۹۹۷)	الگوی تصحیح خطا	آمریکا	۱۹۹۲_۱۹۸۶	هفتگی	+
بالک و همکاران(۱۹۹۸)	مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده, الگوی تصحیح خطا	آمریکا	۱۹۹۷_۱۹۸۷	هفتگی	+
ریلی ـ وایت (۱۹۹۸)	الگوی تصحیح خطا	انگلستان	۱۹۹۵_۱۹۸۲	ماهانه	+
گودبی و همکاران(۲۰۰۰)	الگوی تصحیح خطا آستانه‌ای	کانادا	۱۹۹۶_۱۹۹۰	هفتگی	-
بورن اشتین ـ شپرد(۲۰۰۲)	خود رگرسیون برداری و ماتریس تحلیل سیاستی	آمریکا	۱۹۹۵_۱۹۸۵	روزانه	+
اکرت(۲۰۰۲)	الگوی تصحیح خطا	کانادا	۱۹۹۴_۱۹۸۹	هفتگی	+
جانسون(۲۰۰۲)	الگوی تصحیح خطا	آمریکا	۱۹۹۸_۱۹۹۶	هفتگی	+
سالاس(۲۰۰۲)	ماتریس تحلیل سیاستی و الگوی تصحیح خطا برداری	فیلیپین	۲۰۰۲_۱۹۹۹	هفتگی	+
بچمیا یر ـ گریفین(۲۰۰۳)	الگوی تصحیح خطا	آمریکا	۱۹۹۸_۱۹۸۵	روزانه	-
گالئوتی و همکاران(۲۰۰۳)	الگوی تصحیح خطا	فرانسه	۲۰۰۰_۱۹۸۵	ماهانه	+
دیویس و همیلتون(۲۰۰۴)	پویای ساختاری و لوجیت نامتقارن	آمریکا	۱۹۹۱_۱۹۸۹	روزانه	+
رادچنکو(a ۲۰۰۵)	مارکوف سوئیچینگ	آمریکا	۲۰۰۲_۱۹۹۱	هفتگی	+
رادچنکو(b ۲۰۰۵)	خودرگرسیون برداری	آمریکا	۲۰۰۳_۱۹۹۱	هفتگی	+
کافمن ـ لاسکوفسکی(۲۰۰۵)	الگوی تصحیح خطا	آمریکا	۲۰۰۲_۱۹۸۶	ماهانه	+
رادچنکو ـ ابوصدرا (۲۰۰۶)	خود رگرسیون برداری و الگوی تصحیح خطا	آمریکا	۲۰۰۳_۱۹۸۳	ماهانه	+

طبق جدول، در اغلب مطالعات این گروه (که عمدتاً مربوط به بازارهای اروپا و آمریکاست) عکس‌العمل نامتقارن قیمت فراورده‌ها آزمون شده‌است که بیش از ۷۰ درصد این مطالعات نبود تقارن در عکس‌العمل قیمت‌های فراورده‌های نفتی به تغییرات قیمت نفت خام را تأیید کرده‌اند. دلایل اصلی این موضوع به نظریه‌های انحصار چندجانبهٔ فروش، قدرت بازار خرده‌فروش‌ها، نظریهٔ جستجو و محدودیت‌های فناورانه و هزینه‌های تولید، ذخیره‌سازی و انتقال نسبت داده شده‌است. (دیویس میشل، ۲۰۰۴)[1] علاوه بر این، همواره علّیت از سوی قیمت نفت خام به قیمت فراورده‌های نفتی بوده‌است. بااین حال، به‌دنبال کاهش ظرفیت مازاد فراورده‌های نفتی (به‌ویژه بنزین در آمریکا و گازوئیل در اروپا) و نزدیک شدن عرضه و تقاضا به هم و حدی شدن بازار[2] شواهدی دال بر وجود تأثیر کوتاه‌مدت قیمت فراورده بر قیمت نفت خام مشاهده شده است.

ب. مطالعات گروه دوم

دو رویکرد برای بررسی اثر سرریز نوسان قیمت میان بورس‌ها وجود دارد. در رویکرد اول، به منظور انتقال اطلاعات از یک بازار به بازار دیگر مشخص و اثرگذاری نوسان قیمت یک بازار بر نوسان قیمت در سایر بازارها آزمون می‌شود. در این رویکرد، تأیید اثر سرریز، به منزلهٔ انتقال نوسان از یک بازار به بازارهای دیگر است.[3] با اینحال، در اغلب مطالعات این رویکرد، حساسیت یک بازار نسبت به نوسان قیمت سایر بازارها آزمون می‌شود. البته این نوع بررسی‌ها بیشتر در حوزهٔ محصولات کشاورزی با هدف بررسی اثر سرریز میان بازار نهاده و ستانده و محصولات غذایی انجام شده‌است. مطالعات مرتبط با حوزهٔ انرژی در این رویکرد بسیار محدود است ضمن آنکه تفکیک تلاطم و سرریز در این مطالعات نیز تا حدی دشوار است، چرا که، در اغلب آنها اثر تلاطم و سرزیر در کنار هم آمده و مفهوم مشابهی را می‌رساند، از جملهٔ این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

اشچه و همکاران (۲۰۰۳)[4] در مطالعهٔ خود با عنوان «***روابط قیمتی در بازار نفت: تحلیلی بر قیمت نفت خام و فراورده‌های پالایش‌شده***» به بررسی رابطهٔ میان قیمت نفت خام برنت و چهار فرآوردهٔ اصلی

1. Davis, Michael C.
2. Market Limiting
۳. شایان ذکر است که تمامی مطالعات در بورس‌های نفتی با رویکرد اول و با هدف مقایسه کارایی بورس‌ها و رهبری در قیمت انجام شده‌است.
4. Asche et all

در بازار اروپا (گازوئیل، نفتا، نفت‌سفید و سوخت کوره سنگین) در دورهٔ زمانی ۱۹۹۲ ـ ۲۰۰۲ با استفاده از چارچوب مدل تصحیح خطای برداری چندمتغیره پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که در این بازار، به‌استثنای سوخت کوره سنگین، رابطهٔ بلندمدتی میان قیمت نفت خام و قیمت فراورده‌های اصلی و همچنین میان قیمت خود فراورده‌های نفتی(گازوئیل، نفت‌سفید و نفتا) وجود دارد.

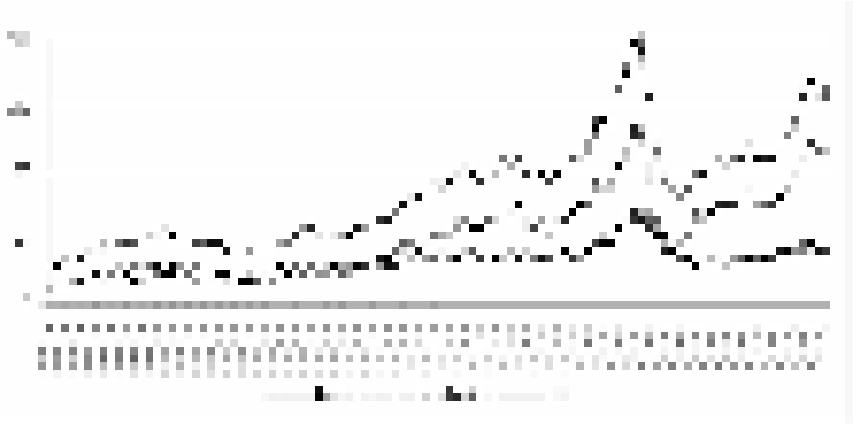
لی و ذیرن(۲۰۰۷)[1] در مطالعهٔ خود با عنوان «**سرریز نوسانات در مقابل انتقال: شواهد تجربی از بازار نفت خام و بنزین**» رفتار تاریخی نوسان قیمت نفت خام، بنزین و نفت‌کورهٔ بازار آمریکا در دورهٔ زمانی ۱۹۹۹ـ ۲۰۰۵ را بررسی کردند. آنها، برای بررسی عکس‌العمل نوسان قیمت‌ها در مقابل تغییر رفتار قیمت‌گذاری اوپک از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته[2] (*GARCH*) و واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو آستانه‌ای[3] (*TARCH*) استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که به دنبال تغییر رفتار اوپک، نوسان قیمت‌ها افزایش می‌یابد و پایداری شوک‌ها بر نوسان قیمت‌ها برای تمامی کالاها کاملاً زودگذر است.

۳. شواهد آماری و روش‌شناسی تحقیق

۱.۳. پایه‌های آماری

در این مطالعه از آمار هفتگی ۶ کشور بزرگ اروپایی در دورهٔ زمانی ۱۹۹۰ـ۲۰۱۱ استفاده و در مجموع حدود ۶۶۰ مشاهده برای هر متغیر و برای هر کشور در نظر گرفته شد. بدین ترتیب داده‌های تلفیقی در مجموع دربردارندهٔ ۳۹۶۰ مشاهده می‌باشد. به‌منظور تحلیل دقیق‌تر، روند هفتگی قیمت نفت خام برنت (*Br- oil*)، متوسط قیمت گازوئیل در بازارهای اروپا (میانگین قیمت ۶ کشور اروپایی) (*Ga oil price*)، شکاف قیمتی (*dif*) و نرخ برابری یورو در مقابل دلار(*Eur*) در دورهٔ زمانی مورد نظر در نمودارهای(۲) و (۳) ترسیم شده‌است.

1. Lee and Zyren
2.Generalized Autoregressive Conditional Heterosedasticity
3.Threshold Autoregressive Conditional Heterosedasticity



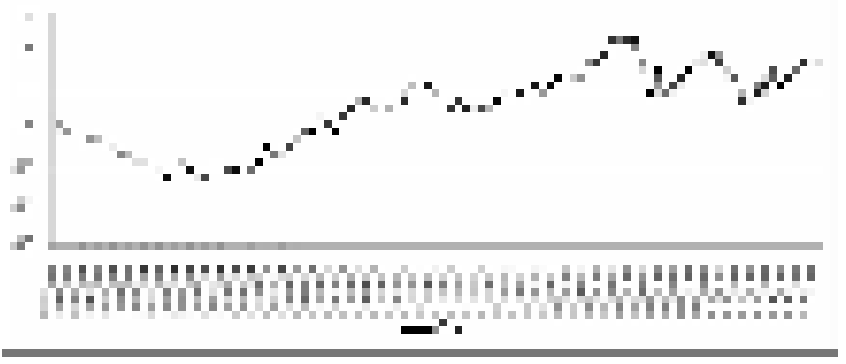
نمودار ۲. روند هفتگی قیمت نفت خام برنت، گازوئیل اروپا و شکاف قیمتی (دلار)

منبع: اداره اطلاعات انرژی آمریکا (*EIA*).

طبق نمودار، از سال ۱۹۹۹ تا اواسط سال ۲۰۰۸، قیمت گازوئیل و نفت خام برنت، روندی افزایشی داشته‌است؛ به نحوی‌که، طی دورهٔ مورد نظر قیمت گازوئیل حدود ۳ برابر و قیمت نفت خام بیش از ۶ برابر افزایش یافته‌است. در این ارتباط، افزایش تقاضای جهانی نفت خام، ارتقای فناوری تولید گازوئیل با هزینهٔ کمتر، استفاده بیشتر از سوخت‌های جایگزین گازوئیل و برخی مسائل زیست‌محیطی، از مهم‌ترین دلایل ممکن برای تفسیر روند قیمت‌های نفت خام و گازوئیل طی دورهٔ مذکور می‌باشد؛ اما وقوع رویدادهای اقتصادی در سال‌های بعد از سال ۲۰۰۸ که بحران اقتصادی آمریکا را به دنبال داشت، بازارهای نفت و فراورده‌های را تحت تأثیر قرار داد. در این سال‌ها، وضعیت وخیم بحران اقتصادی که سقوط بورس‌های مالی در سراسر جهان و ورشکستگی بسیاری از شرکت‌های بزرگ را به همراه داشت، تقاضای نفت و فراورده‌های نفتی را به‌شدت کاهش داد و سبب تعطیلی بسیاری از صنایع شد. این رویداد، موج جدیدی از شوک‌ها را به بازار نفت وارد کرد و سبب شد تا طی ۵ الی ۶ ماه قیمت گازوئیل و نفت خام برنت به‌ترتیب ۶۲ و ۷۵ درصد کاهش یابند. پس از این دوره تا اواخر سال ۲۰۰۹، به دنبال بهبود نسبی وضعیت اقتصادی کشورهای بزرگ، قیمت گازوئیل و نفت خام برنت بار دیگر افزایش یافت و به سطوح قیمتی پیش از وقوع بحران رسید.

با آغاز سال ۲۰۱۱ از یک سو به‌دنبال وخیم‌تر شدن وضعیت بدهی برخی دولت‌های اروپایی همچون یونان، ایرلند، اسپانیا و ایتالیا و از سوی دیگر افزایش سقف بدهی‌های دولت آمریکا، قیمت جهانی طلا افزایش و شاخص‌های بازار مالی کاهش یافتند. اثر این رویدادها به بازار فراورده‌های نفتی نیز رسید که ماحصل آن تشدید روند صعودی قیمت گازوئیل و نفت برنت بود که این روند همچنان ادامه دارد.

روند شکاف قیمتی گازوئیل و نفت خام برنت نیز تحت‌تأثیر نوسانات قیمت‌نفت و گازوئیل بوده‌است. نگاهی کلی به روند شکاف قیمتی مبین افزایش نسبی آن طی دورهٔ مورد بررسی است. به نظر می‌رسد شکاف قیمتی در زمان افزایش قیمت نفت خام، افزایش و در زمان کاهش قیمت آن، کاهش می‌یابد که این امر به ویژه در دورهٔ شوک قیمت نفت کاملاً محسوس می‌باشد. البته این تنها یک فرضیه است که در قسمت‌های بعد بررسی می‌شود.



نمودار ۳. روند هفتگی نرخ برابری یورو در مقابل دلار

منبع: بانک مرکزی اروپا (*ECB*).

دوران طفولیت واحد پول اروپا مقارن با کاهش ارزش آن در برابر دلار بود که تا اواسط سال ۲۰۰۰ ادامه داشت. پس از این دوره، نرخ برابری یورو در مقابل ریال تا اوایل سال ۲۰۰۵ روند رو به رشدی داشت. در این دوره، واحد پول اروپا پس از یک افت یکساله، مجدداً به روند صعودی خود بازگشت و تا اواسط سال ۲۰۰۸ به بالاترین میزان طی دورهٔ حیات خود رسید. در این دوره، وقوع بحران‌های مالی و اقتصادی و اقدامات سیاستی در حوزه‌های مالی و پولی دولت‌های منطقه و آمریکا و مجموعه عوامل دیگر سبب کاهش ۲۵ درصدی ارزش یورو در مقابل دلار طی سه ماه (۱۴/ ۲۰۰۸/۷ تا ۲۰۰۸/۱۰/۲۷) شد. این کاهش

پس از ۴ ماه مجدداً برطرف شد و به روند صعودی خود تا اواخر سال ۲۰۰۹ ادامه داد. از اواخر سال ۲۰۰۹ تا اواسط سال ۲۰۱۰، در نتیجهٔ بهبود نسبی چشم‌انداز اقتصادی آمریکا مجدداً نرخ برابری یورو در مقابل دلار تضعیف شد؛ اما بار دیگر تا پایان دورهٔ مورد مطالعه، این نرخ یورو بود که نسبت به دلار تقویت شد.

پس از بررسی شواهد آماری، ضروری است روابط علّی میان متغیرهای مورد بررسی آزمون شود که برای این منظور از آزمون علّیت گرنجر استفاده شده‌است (جدول ۲).

جدول ۲. روابط علّیت خطی بین متغیرها

NullHypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LE does not Granger Cause LDIF/LPO	۶۵۷	۲,۳۸۸۴۲	۰,۰۶۷۸۲
LDIF/LPO does not Granger Cause LE		۱,۹۱۲۵۷	۰,۱۲۶۲۳
LPG does not Granger Cause LE	۶۵۷	۰,۹۹۹۲۷	۰,۳۹۲۶۷
LE does not Granger Cause LPG		۴,۶۵۹۵۶	۰,۰۰۳۱۳
LPO does not Granger Cause LE	۶۵۷	۱,۳۰۱۷۲	۰,۲۷۲۸۶
LE does not Granger Cause LPO		۵,۰۷۷۱۲	۰,۰۰۱۷۶
LPO does not Granger Cause LPG	۶۵۷	۲۳,۸۷۵۷	۱,۱E-۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق.

که در آن:

LE: لگاریتم نرخ برابری یورو در مقابل دلار؛ LDIF: لگاریتم شکاف قیمتی نفت خام برنت و قیمت گازوئیل؛ LPO: لگاریتم قیمت نفت خام برنت و LPG: لگاریتم قیمت گازوئیل می‌باشد.

با توجه به جدول نتایج زیر قابل حصول است:

- علّیت میان شکاف قیمتی و نرخ برابری یورو یک‌طرفه‌است: نرخ برابری یورو علت نوسانات شکاف قیمتی است (همبستگی[۱]: ۸۵۴٪)؛

۱. محاسبه همبستگی بین متغیرها به صورت جداگانه انجام گردید.

- علّیت بین قیمت گازوئیل و نرخ برابری یورو یک‌طرفه بوده‌است: نرخ برابری یورو علت نوسانات قیمت گازوئیل می‌باشد (همبستگی: ۸۵۸٪)؛
- علّیت بین قیمت نفت خام برنت و نرخ برابری یورو یک طرفه بوده‌است: نرخ برابری یورو علت نوسانات قیمت نفت خام برنت است (همبستگی: ۸۱۷٪)؛
- علّیت بین قیمت نفت خام برنت و قیمت گازوئیل دو طرفه بوده‌است:(همبستگی: ۹۸۷٪).

با توجه به آمارهٔ F مربوط به رابطه علّیت بین شکاف قیمتی و نرخ برابری یورو در جدول(۲)، رابطهٔ علّیت مذکور در سطح ۱ درصد معنی‌دار نمی‌باشد[۱]، به عبارت دیگر چنین رابطهٔ علّیتی ضعیف است. اما طبق رابطه علّیت غیر خطی اتورگرسیو انتقال ملایم(STAR)[۲] (جدول ۳)، رابطهٔ علّیت مذکور قابل قبول است. در این آزمون، روابط علّی بین متغیرهایی که ممکن است طی زمان تغییر کند، بررسی می‌شود و برای این منظور احتمال رفتارهای غیر خطی در رابطهٔ بین متغیرها در نظر گرفته می‌شود، چراکه ممکن است براورد مدل خطی منجر به حصول نتایج نادرست و گمراه‌کننده شود.[۳]

جدول ۳. روابط علّیت غیر خطی بین متغیرها

Null Hypothesis:			Obs	F-Statistic	Probability
LE	→	LDIF/LPO	۶۵۷	۴,۲۱۳۲	۰,۰۳۱۵۲
LDIF/LPO	→	LE		۰,۹۴۱۳	۰,۳۸۱۶
LPG	→	LE	۶۵۷	۰,۸۸۳۲	۰,۴۴۹۳
LE	→	LPG		۶,۹۱۳۲	۰,۰۰۰۹
LPO	→	LE	۶۵۷	۰,۹۹۸۶	۰,۳۵۲۸
LE	→	LPO		۷,۸۲۳۱	۰,۰۰۰۱
LPO	→	LPG	۶۵۷	۲۷,۸۳۱۲	۱,۶eE-۱۵
LPG	→	LPO		۷,۳۲۱۲	۰,۰۰۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق.

طبق جدول، نتایج آزمون علّیت غیر خطی گرنجر مؤید نتایج آزمون خطی است. در این رابطه علّیت بین

۱. رابطه مذکور در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد.

2. Smooth Transition Auto Regressive

۳. برای آشنایی با مدل STAR به کانی و هانسن (۲۰۰۱) مراجعه کنید.

نرخ برابری یورو و شکاف قیمتی در سطح خطای ۱ درصد قابل قبول است. با توجه به روابط علّی دو متغیره، می‌توان گفت که امکان تأثیرپذیری شکاف قیمتی از نرخ برابری یورو در مقابل دلار وجود دارد؛ چرا که، هر دو متغیر قیمت نفت و قیمت گازوئیل تابعی از نوسانات نرخ ارز هستند.

با این توصیف، به نظر می‌رسد رابطه‌ای مستقیم میان قیمت نفت و شکاف قیمتی وجود دارد؛ به نحوی- که، با افزایش قیمت‌نفت، شکاف قیمتی افزایش و با کاهش آن شکاف مذکور کاهش می‌یابد (تأیید فرضیهٔ سوم). بدین ترتیب، علاوه بر متغیر نرخ برابری یورو در مقابل دلار، دو متغیر موهومی افزایش و کاهش قیمت نفت خام نیز به متغیرهای توضیحی افزوده و در قالب مدل داده‌های تابلویی مدل‌سازی می‌شود. این روش دارای دو مزیت اصلی به صورت زیر است:

۱. در مدل داده‌های تابلویی، تحلیل هم به صورت مقطعی و هم به صورت سری زمانی صورت می‌گیرد؛

۲. بحث تقارن و نامتقارن بودن قیمت نفت و فراورده‌های نفتی(گازوئیل) آزمون می‌شود.

۲.۳. روش‌شناسی تحقیق

در این قسمت روش‌شناسی مدل داده‌های تابلویی (مدل خطی)، شبکه‌های عصبی و تبدیل موجک (مدل‌های غیر خطی) به تفکیک ارائه می‌شود.[۱]

۱.۲.۳. مدل داده‌های تابلویی

در این مقاله، برای براورد تابع شکاف قیمتی، بررسی تقارن قیمتی و اثرات کاهشی و افزایشی قیمت نفت خام از ۲ مدل پیشنهادی داده‌های تابلویی به نحو مندرج در روابط(۱) و(۲) استفاده می‌شود:

$$LDIF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LE_{it} + \alpha_2 Po_{it} + \alpha_3 Mo_{it} \qquad (۱)$$

$$LDIF_{it} = \beta_0 + \beta_1 LE_{it} + \beta_2 PLo_{it} + \beta_3 MLo_{it} \qquad (۲)$$

که در آن:

$LDIF_{it}$: لگاریتم شکاف قیمت نفت خام برنت و گازوئیل[۱] کشورiام در زمانt؛ LE: لگاریتم نرخ

۱. با توجه با محدودیت فضا، امکان تشریح و تفصیل برخی از آزمون‌های اولیه و نسبتاً مهم وجود ندارد. از این روی نتایج آزمون‌های اولیه و کلی، مختصراً تشریح شده‌است. فرض بر آن که‌است که خوانندگان مقاله با اصول کلی اقتصادسنجی آشنایی دارند.

برابری یورو در مقابل دلار کشور iام در زمان t؛ PO_{it}: متغیر مجازی مربوط به زمان افزایش قیمت نفت خام برنت[۲]؛ MO_{it}: متغیر مجازی مربوط به زمان کاهش قیمت نفت خام برنت[۳]؛ PLo_{it}: متغیر مجازی مرتبط با اثر افزایش (مثبت یا منفی) شکاف قیمتی ناشی از نوسانات قیمت نفت خام برنت[۴]؛ MLo_{it}: متغیر مجازی مربوط به اثر کاهشی شکاف قیمتی ناشی از نوسانات قیمت نفت خام برنت (مثبت یا منفی)[۵]. هدف مدل(۱)، بررسی نحوهٔ تغییر شکاف قیمتی در زمان افزایش / کاهش قیمت نفت خام و هدف مدل (۲)، تعیین جهت تغییر شکاف قیمتی در نتیجهٔ نوسانات قیمتی است.

۲.۲.۳. الگوی شبکهٔ عصبی مصنوعی

شبکهٔ عصبی مصنوعی مجموعه‌ای از نرون‌های به هم متصل در لایه‌های مختلف است که اطلاعاتی را برای یکدیگر ارسال می‌کنند. نرون‌های مصنوعی واحدهای سادهٔ پردازش اطلاعات می‌باشند؛ بنابراین تعداد زیادی از این نرون‌ها یک شبکه عصبی را می‌سازند (صادقی، ذوالفقاری ۱۳۸۹)[۶]. به طور کلی، نقش نرون‌ها در شبکهٔ عصبی، پردازش اطلاعات است و این امر در شبکهٔ عصبی مصنوعی از طریق یک پردازشگر ریاضی که همان تابع فعال‌سازی است، صورت می‌گیرد (احمدی و همکاران، ۱۳۸۸).[۷] متداول‌ترین تابع فعال‌سازی مورد استفاده در ادبیات شبکهٔ عصبی، تابع توزیع تجمعی لجستیک[۸] یا تابع سیگموئید[۹] است (رابطهٔ ۳).

$$\varphi(x) = \frac{1}{1+e^{-a(x)}} \qquad (۳)$$

---

۱. منظور از شکاف، تفاضل قیمت می‌باشد.

۲. تفسیر ضریب این متغیر نشان‌دهندهٔ میزان و جهت تغییر شکاف قیمتی کشور iام در زمان t در دوره‌های افزایش قیمت نفت خام برنت می‌باشد.

۳. تفسیر ضریب این متغیر مبین میزان و جهت تغییر شکاف قیمتی کشور iام در زمان t در دوره‌های کاهش قیمت نفت خام برنت می‌باشد.

۴. تفسیر ضریب این متغیر نشان‌دهندهٔ میزان تأثیرپذیری افزایش شکاف قیمتی نفت از نوسانات قیمت نفت است.

۵. تفسیر ضریب این متغیر نشان‌دهندهٔ میزان تأثیرپذیری کاهش شکاف قیمتی نفت از نوسانات قیمت نفت است.

برای تعریف دو متغیر آخر در مدل، ابتدادوره‌های افزایش (کاهش) شکاف قیمتی معادل ۱ و سایر موارد صفر در نظر گرفته و سپس این بردار در لگاریتم قیمت نفت خام برنت ضرب می‌شود.

۶. صادقی، ذوالفقاری (۱۳۸۹)

۷. احمدی و همکاران، ۱۳۸۸

8 .Cumulative Logistic Distribution Function

9. Sigmoid Function

این تابع پیوسته و مشتق‌پذیر است. مقدار تابع لجستیک در محدودهٔ $[0,1]$ است؛ به نحوی‌که با نزدیک شدن تابع به عدد یک، نرون نسبت به علائم دریافتی بسیار فعال عمل می‌کند و با نزدیک شدن تابع به عدد صفر، نرون به‌ندرت به علائم دریافتی واکنش نشان می‌دهد. یک شبکهٔ عصبی چندلایه‌ای، دارای یک یا چند لایهٔ پنهانی از نرون‌ها در کنار لایهٔ ورودی و خروجی است. لایه‌های پنهان اضافی، توانایی شبکه را افزایش می‌دهند و در این صورت آمار بهتری از داده‌های ورودی استخراج می‌شود (همان).[۱] با توجه به اهداف تحقیق، می‌توان انواع مختلفی از شبکه‌های عصبی مصنوعی را به کار گرفت. در این پژوهش از شبکه عصبی چندلایهٔ پیشخور (MFNN)[۲] استفاده می‌شود.[۳]

۳.۲.۳. تبدیل موجک[۴]

موجک در لغت به معنی موج کوچک است. موجک‌ها توابعی هستند که مقدار محدودی دارند و مقدار متوسط آنها برابر صفر است. تبدیل موجک می‌تواند به دو صورت پیوسته و گسسته[۵] انجام شود. تبدیل موجک پیوسته را می‌توان به صورت مجموع حاصل‌ضرب سیگنال اصلی در موجک‌های تغییر مقیاس‌یافته و انتقال داده شده در یک فاصلهٔ زمانی نمایش داد (صادقی و ذوالفقاری، ۱۳۸۹).[۶] (رابطهٔ ۴)

$$C(s,\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t).\Psi_{S,\tau}(t)\,dt \qquad (۴)$$

که در آن $\Psi_{S,\tau}(t)$ موجک مادر تغییر مقیاس‌یافته به اندازهٔ S و انتقال‌یافته در زمان به‌اندازهٔ τ می‌باشد. نتیجهٔ تبدیل موجک پیوسته، ضرایب موجک C است که توابعی از مقیاس و ضریب جابه جایی می‌باشند. با ضرب هریک از این ضرایب در موجک‌های مادر تغییرمقیاس‌یافته و جابه‌جا شده در زمان، می‌توان موجک‌های تشکیل‌دهندهٔ سیگنال اصلی را به دست آورد. سیگنال اصلی طی زمان در توابع موجک تغییرمقیاس‌یافته (که طی زمان جابه‌جا می‌شوند)، ضرب و سپس انتگرال‌گیری می‌شود. بنابراین با استفاده از

---

۱. همان

2.Multilayered Feedforward Neural Network

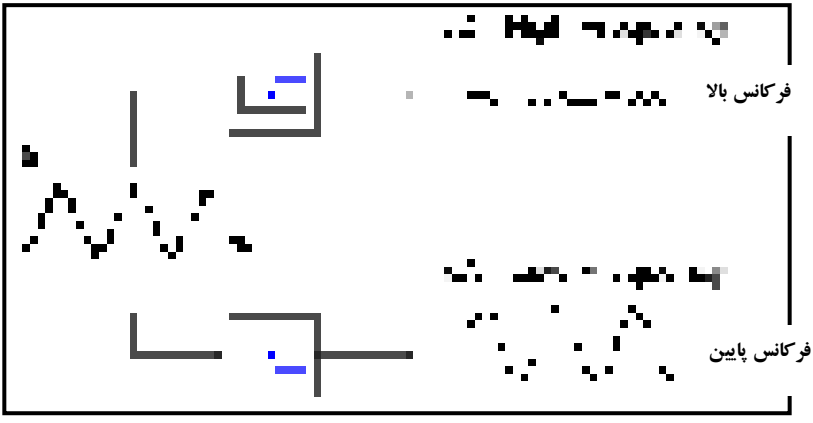
۳. در بیشتر مطالعات مربوط به پیش‌بینی سری‌های زمانی مبتنی بر شبکه عصبی مصنوعی، از نوع پیشخور آن استفاده گردیده‌است.

4. Wavelet

5. Distinct Wavelet Transform

۶. صادقی و ذوالفقاری، ۱۳۸۹

تبدیل موجک می‌توان یک سیگنال را با استفاده از مجموعه‌ای از توابعی که از تغییر مقیاس و انتقال یک تابع اصلی بنا موجک مادر به دست می‌آیند به زیرسیگنال‌هایی تجزیه کرد. در تبدیل موجک پیوسته به‌دلیل لزوم انتگرال‌گیری از سیگنال اصلی و تابع موجک برای مقیاس‌های مختلف طی زمان (S مختلف) و تغییر مداوم Sها، حجم اطلاعات و محاسبات بسیار زیاد است. ضمن آنکه،در برخی موارد ممکن است تابع غیرتحلیلی وجود داشته باشد که یا قابل انتگرال‌گیری نیست و یا اینکه انتگرال آن جواب خاصی ندارد، به این ترتیب مناسب‌تر آن است که از تبدیل موجک گسسته استفاده شود. در این نوع تبدیل موجک، برخلاف حالت پیوسته، متغیرهای S و τ ، مقادیر گسسته‌ای دارند و تبدیل به نحو ساده‌تری امکان‌پذیر است. برای اکثر سیگنال‌ها، مؤلفه‌های فرکانس پایین اهمیت بسیاری دارند. این مؤلفه‌ها، مشخصات کلی سیگنال را مشخص می‌کنند، از سوی دیگر مؤلفه‌های فرکانس بالا، جزئیات ریز سیگنال را نیز بیان می‌کنند. در آنالیز موجک، معمولاً از تقریب[1] سیگنال و جزئیات آن[2] بحث می‌شود. شمای سادهٔ عملیات فیلتر کردن در نمودار (۴) ترسیم شده‌است.



نمودار ۴. عملیات فیلتر کردن یک سیگنال

منبع: صادقی، ذوالفقاری، ص ۱۸۵.

1. Approx

۲. تقریب سیگنال معمولاً از مقیاس‌های بزرگ و یا مؤلفه‌های فرکانس پایین تشکیل می‌شوند، حال آنکه جزئیات سیگنال از مقیاس‌های کوچک و یا مؤلفه‌های فرکانس بالا تشکیل می‌گردد.

طبق نمودار، می‌توان مؤلفه‌های فرکانس پایین را دوباره از دو فیلتر پایین‌گذر و بالاگذر عبور داد و ضرایب دیگری از تبدیل موجک گسسته در سطوح مختلف فرکانسی به دست آورد.[۱]

۴. براورد مدل و نتایج تحقیق

۱.۴. مدل داده‌های تابلویی

پیش از براورد مدل‌ها، برای بررسی پایایی متغیرها ضروری است آزمون ریشهٔ واحد انجام شود؛ چرا که، در صورت نامانا بودن سری‌زمانی، به دلیل بروزمشکل رگرسیون کاذب، براوردهای مدل‌ها اعتبار لازم را نخواهند داشت. در این ارتباط و برای آزمون مانایی، ازآزمون‌های ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته و فلیپس ـ پرون استفاده شد (جدول ۹ پیوست). نتایج آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته نشان از نامانا بودن تمامی متغیرهای موجود در سطح ۹۹ درصد دارد که پس از یکبار تفاضل‌گیری، در تفاضل اول مانا شدند. با توجه به انتقادات پر وناز روش آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته در شرایط وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی، بررسی شکست ساختاری وآزمون ریشه واحد پرون (درصورت مصداق داشتن شکستگی ساختاری)، ضروری است. نتایج آزمون ریشهٔ واحد فلیپس ـ پرون در جدول ۱۰ پیوست ارائه شده‌است. طبق این آزمون تمامی متغیرها با تفاضل مرتبه اول مانا هستند. با عنایت به آنکه جمله اخلال مدل‌های براوردی بدون تفاضل و در سطح مانا هستند،نتایج ضرایب براوردی این مدل‌ها برای بلندمدت صادق است.

۱.۱.۴. براورد مدل (۱)

به‌استناد آزمون هاسمن، روش اثرات تصادفی برای براورد مدل‌ها انتخاب شد. برای کنترل نتایج، مدل پانل با روش مدل پول[۲] نیز براورد شد. نتایج نهایی براورد مدل‌های مذکور با استفاده از هر دو روش در جداول ۱۳ ـ۱۱ پیوست ارائه شده‌است. طبق این جداول، تمامی متغیرها از نظر آماری معنادار هستند و ضرایب آنها در هر دو روش تفاوت کمی با یکدیگر دارد.[۳]

---

۱. برای آشنایی بیشتر با موجک به کتاب «مبانی مدل‌های پیش‌بینی در علوم اقتصادی» تألیف حسین صادقی و مهدی ذوالفقاری(۱۳۸۹) مراجعه شود.

2. Pool

۳. شایان ذکر است که طبق آزمون F لیمر، مدل پانل، به عنوان مدل نهایی انتخاب گردید.

نتایج براورد مدل (۱) که علاوه بر مدل‌سازی تابع شکاف قیمتی، تقارن قیمتی را نیز آزمون می‌کند، در جدول (۱۴) پیوست نشان داده شده‌است. در این مدل، تمامی متغیرها درسطح خطای یک درصد معنادار و نتایج قابل اعتماد است. طبق جدول، ضریب متغیر نرخ برابری یورو در مقابل دلار(کشش ارزی) از لحاظ آماری معنادار و مثبت (۸۷ درصد) است. بدین معنا که با افزایش ۱۰ درصدی متغیر نرخ برابری یورو در مقابل دلار(افزایش یورو یا کاهش دلار) شکاف قیمتی به اندازه ۸,۷ درصد افزایش می‌یابد؛ بنابراین نرخ ارز به ویژه دلار تأثیر قابل ملاحظه و متفاوتی بر قیمت‌های نفت خام برنت و گازوئیل دارد که نتیجهٔ کلی آن در شکاف قیمتی مبتلور می‌شود. با توجه به تأثیرپذیری بالای شکاف قیمتی از نوسانات نرخ ارز، شدت تأثیرپذیری قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل از نوسانات نرخ ارز یکسان نیست. در تبیین دلایل این امر می‌توان به وجود ارتباطی قوی میان دلار و قیمت جهانی نفت خام اشاره کرد (هوشمند و فهیمی، دواب، ۱۳۸۹).[۱] طبق یافته‌های محققان حوزهٔ بازارهای انرژی، قیمت جهانی نفت خام همبستگی منفی بالایی با ارزش دلار دارد، زیرا دلار یک ارز معتبر جهانی است و نفت خام نیز به عنوان نهادهٔ اساسی(انرژی) نقش مهمی در اقتصاد کشورها ایفا می‌کند. از این رو، به محض کاهش ارزش دلار(به ویژه کاهش ارزش دلار نسبت به یورو)، تقاضای نفت خام به میزان قابل توجهی افزایش می‌یابد. در این رابطه، افزایش قیمت نفت، بسیار سریعتر از افزایش قیمت فراورده‌های آن (نظیر گازوئیل) صورت می‌گیرد. از سوی دیگر، تأثیر نوسانات یورو بر قیمت گازوئیل در کشورهای حوزهٔ یورو کمتر از تأثیر نوسانات دلار بر قیمت جهانی نفت است. مجموع این موارد سبب می‌شود با کاهش (افزایش) ارزش دلار، قیمت نفت خام سریع‌تر از قیمت گازوئیل افزایش یابد و شکاف قیمتی گسترده‌تر شود.

ضریب متغیرهای Po و Mo معنادار و به‌ترتیب ۳۲ و ۳۰ درصد می‌باشد. با توجه به نزدیکی ضرایب این متغیرها می‌توان گفت که تاحدی اثر نبودتقارن میان قیمت نفت برنت و گازوئیل وجود دارد. به طور دقیق‌تر، با افزایش قیمت نفت، شکاف قیمتی ۳۲ درصد افزایش می‌یابد، حال آنکه با کاهش قیمت نفت، شکاف قیمتی ۳۰ درصد کاهش می‌یابد. بدین ترتیب، در زمان افزایش قیمت نفت خام برنت، فاصله میان قیمت نفت با قیمت گازوئیل بیش از زمان کاهش قمیت نفت است. از این رو، اثر نبود تقارن کم است و یا

۱. هوشمند و فهیمی

به عبارتی، اثر تقارن وجود دارد (تأیید فرضیهٔ اول). ضریب تعیین مدل با درنظر گرفتن آماره‌های حداقل مربعات وزنی[1] (WLS) که مزیت قابل توجهی نسبت به مدل حداقل مربعات معمولی[2] (OLS) دارد، ۷۶ درصد از به دست آمد. بدین معنا که ۷۶ درصد تغییرات متغیر وابسته (شکاف قیمتی) به وسیله متغیر توضیحی (نرخ برابری یورو در مقابل دلار) و متغیرهای مجازی قیمت نفت برنت (تا حدودی) توضیح داده شده است.

۴.۱.۲. مدل(۲)

نتایج براورد مدل ۲ در جداول ۱۵ و ۱۶ پیوست آورده شده‌است. با توجه به محدودیت استفادهٔ همزمان از دو متغیر در این مدل، امکان بررسی اثر کلی شکاف قیمتی از نوسانات قیمتی وجود ندارد.[3] طبق جدول، تمامی متغیرها درسطح یک درصد معنا دار و نتایج در هر دو الگو قابل اعتماداست و ضریب متغیر نرخ برابری یورو در مقابل دلار معنادار می‌باشد؛ البته ضریب این متغیر در مدل‌های ۱ و ۲ متفاوت است، اما با توجه به ساختار ویژهٔ مدل ۲ و افزودن اثرات کاهشی و افزایشی نوسانات شکاف قیمتی از قیمت نفت خام (در دو الگو)، ضریب این متغیر در مدل ۱ صحیح است. با توجه به آنکه هدف اصلی براورد مدل ۲، بررسی اثرات کاهشی و افزایشی شکاف قیمتی از نوسانات قیمت نفت خام است،لحاظ نکردنِمتغیر نرخ برابری یورو در مقابل دلار سبب گمراهی در تفسیر ضرایب سایر متغیرها می‌شود، چراکه بخشی از نوسانات شکاف قیمتی از این متغیر تأثیر می‌پذیرد. ضریب متغیرهای PLo و MLo معنادار و به‌ترتیب معادل با ۸ و ۸ – درصد می‌باشد. با توجه به نزدیکی ضرایب این متغیرها می‌توان گفت که اثرات افزایشی و کاهشی شکاف قیمتی ناشی از نوسانات قیمت نفت، تقریباً معادل هستند.

در این قسمت، هم‌انباشتگی[4] و آزمون انگل ـ گرنجر در این دو مدل بررسی می‌شود، چرا که گرچه در اغلب موارد، برای ایستا کردن سری‌های زمانی از تفاضل‌گیری استفاده می‌شود، مشکل اساسی استفاده از

1.Weighted Least Square
2.Ordinary Least Square
۳. در تشریح این محدودیت باید یادآور شد که در واقع در مدل ۲، هدف تحلیل اثر تقارن و نبودتقارن است. به این صورت که با افزایش شکاف قیمتی(فاصله گرفتن روند قیمت نفت و گازوئیل)، نبود تقارن وجود دارد و هدف تعیین سهم نفت خام در ایجاد این نبود تقارن می‌باشد. از سوی دیگر در زمان کاهش شکاف قیمتی (نزدیک شدن روند قیمت نفت و گازوئیل) هدف تعیین سهم قیمت نفت خام در ایجاد این وضعیت (تقارن) است. بنابراین نمی‌توان این دو متغیر را همزمان در یک مدل برآورد کرد.
4.Cointegration

تفاضل متغیرها، از دست رفتن اطلاعات ارزشمند در رابطه با سطح متغیرهاست. در چنین شرایطی با استفاده از هم‌انباشتگی می‌توان بدون ترس از کاذب بودن بر اساس سطح متغیرهای سری زمانی، مدل را براورد کرد. به طور دقیق‌تر، هم‌انباشتگی بدین معناست که به‌رغم آنکه سری‌های زمانی به‌تنهایی نامانا هستند، ترکیب خطی دو یا چند متغیر سری زمانی(غیرمانا) می‌تواند مانا باشد. در واقع، هم‌انباشتگی مبین وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدتی است که سیستم اقتصادی طی زمان به‌سمت آن حرکت می‌کند.[۱]

به طور خلاصه، چنانچه پسماندهای[۲] حاصل از براورد رگرسیونی مانا باشند، از روش سنتی رگرسیون (از جمله آزمون‌های t وF) برای داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود. روش‌های متعددی برای آزمون هم‌انباشتگی وجود دارد که یکی از آنها آزمون انگل ـ گرنجر می‌باشد که هدف از آن، آزمون مانایی جملهٔ خطا است. برای این منظور، در وهلهٔ نخست باید درجهٔ انباشتگی متغیرها مشخص شود. برای مثال اگر دو سری زمانی y_t و x_t نامانا و تفاضل مرتبهٔ اول آنها Δy_t و Δx_t مانا باشد، هر دو سری زمانی، انباشته از درجهٔ یک خواهند بود. در این صورت، آزمون مانایی جمله خطا(u_t) انجام می‌شود. چنانچه فرضیهٔ H_0 مبنی بر نامانایی u_t پذیرفته نشود، دو متغیر y_t و x_t هم‌انباشته می‌باشند.[۳] این آزمون در نرم‌افزار *Eviews* با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر[۴] برای پسماندها انجام می‌شود که فرضیه‌های آن به صورت زیر است:[۵]

H_0: نبود هم‌انباشتگی؛ H_1: هم‌انباشتگی.

اگر قدرمطلق مقدار محاسبه‌شدهٔ آمارهٔ دیکی فولر از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر باشد، سری زمانی هم‌انباشته می‌باشد. نتایج آزمون انگل ـ گرنجر در مدل‌های ۱ و ۲ در جداول ۴ و ۵ ارائه شده‌است.

---

۱. به‌طور کلی اگر y و x درجهٔ انباشتگی یکسانی داشته باشند، دو سری زمانی می‌توانند هم‌انباشته باشند. در چنین مواردی رگرسیون بر دو متغیر، معنادار است. بدین معنا که رگرسیون ساختگی نیست و هیچ اطلاعات بلندمدتی از دست نمی‌رود.

2. Residual

۳. مهرگان

4. Dickey-Fuller Unit Root Test

۵. برای مطالعه بیشتر به بیدرام، رسول (۱۳۸۱)، «Eviews همگام با اقتصادسنجی»، منشور بهره‌وری، صفحه ۱۲۲ مراجعه کنید.

جدول ۴. نتایج آزمون انگل ـ گرنجر(مدل ۱)

نام متغیر	آماره *ADF*	مقادیر بحرانی مکینون		
		۰,۰۱	۰,۰۵	۱,۰
RESID-B	-۵,۱۴	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-F	-۴,۸۸	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-G	-۷,۰۵	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-IT	-۵,۵۳	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-NE	-۴,۴۵	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-UK	-۶,۳۵	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶

منبع: خروجی نرم‌افزار.

کشورهای مورد مطالعه به‌ترتیب شامل بلژیک(B)، فرانسه(F)، آلمان(G)، ایتالیا (IT)، هلند(NE) و انگلیس(UK) می‌باشد.

جدول ۵. نتایج آزمون انگل ـ گرنجر(مدل۲)

نام متغیر	آماره *ADF*	مقادیر بحرانی مکینون		
		۰,۰۱	۰,۰۵	۱,۰
RESID-B	-۴,۱۰	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-F	-۴,۳۳	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-G	-۴,۸۹	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-IT	-۳,۸۵	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-NE	-۳,۸۱	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶
RESID-UK	۵,۳۷۱	-۳,۴۴	-۲,۸۶	-۲,۵۶

منبع: خروجی نرم‌افزار.

با توجه به جداول ۴ و ۵، باقی‌ماندهٔ تک تک معادلات مدل و باقی‌ماندهٔ کل مدل ماناست؛ بنابراین، تمامی متغیرهای مدل هم‌انباشته‌است و رگرسیون‌های مدل کاذب نیست.

۲.۴. مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی

همان گونه که پیش‌تر عنوان شد، در این مقاله از شبکهٔ عصبی پیشخور چندلایه با تابع فعال‌سازی سیگموئید و لایهٔ خروجی آن استفاده شده‌است. پس‌از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، برای انتخاب تعداد نرون‌های لایهٔ پنهان شبکه، شبکه‌های مختلف با تعداد نرون‌های مخفی متفاوت طراحی و آموزش داده شد. از میان این شبکه‌ها با توجه به معیار میانگین مربع خطا[1](MSE)، شبکهٔ بهینه انتخاب شد. لایهٔ ورودی با توجه به داده‌های ورودی در نظر گرفته شد. از میان الگوریتم‌های مختلفی که برای آموزش شبکه‌های عصبی استفاده می‌شود، الگوریتم لونبرگ ـ مارکوات[2] انتخاب شد. چرا که، در مقایسه با سایر الگوریتم‌ها، سرعت بیشتری دارد و برای توقف فرایند آموزش از روش توقف زودهنگام[3] استفاده شد. در نهایت شبکهٔ عصبی با استفاده از نرم‌افزار MATLAB (2008) طراحی و مدل‌سازی گردید.

با توجه به اینکه در ساختار شکاف قیمتی از متغیرهای قیمت نفت خام برنت و قیمت گازوئیل استفاده شده‌است و با توجه به نبود مشکلاتی همچون هم‌خطی و سایر موارد موجود در مباحث اقتصادسنجی، در مدل‌سازی شبکهٔ عصبی، علاوه بر نرخ برابری یورو در مقابل دلار در لایهٔ ورودی شبکه عصبی(۳ نرون) از متغیرهای قیمتی نیز استفاده شد. در این شبکه، متغیر نرخ برابری یورو در مقابل دلار[4]، قیمت نفت خام برنت و قیمت گازوئیل به‌عنوان متغیرهای ورودی[5] و متغیر شکاف قیمتی[6] به‌عنوان متغیر خروجی در لایهٔ خروجی درنظر گرفته شد. چگونگی طراحی و مدل‌سازی غیر خطی شکاف قیمتی نفت در شبکهٔ عصبی در جدول (۶) آورده شده است.[7]

1.Mean Square Error
2.Lorenberg-Marquat
3.Early Stopping

۴. قیمت گازوئیل در شبکه عصبی و تبدیل موجک معادل میانگین بهای گازوئیل ۶ کشور مورد مطالعه‌است. چراکه، قیمت گازوئیل در هر ۶ کشور تقریباً روند یکسانی دارند.

۵. امکان مدل‌سازی متغیرهای مجازی در شبکهٔ عصبی وجود ندارد. زیرا با کاهش توانایی آموزش و مدل‌سازی کل الگو، برآوردهای نادرستی ارائه می‌دهد.

۶. همچون قبل، شکاف قیمتی به‌صورت تفاضل قیمت نفت خام برنت از قیمت گازوئیل تعریف شده‌است.

۷. شایان ذکر است که متغیر وابسته در روش پانل، لگاریتم شکاف قیمتی است، حال آنکه در روش شبکه عصبی، شکاف قیمتی می‌باشد.

جدول ۶. طراحی و مدل‌سازی شکاف قیمتی در شبکه عصبی

نوع شبکه عصبی	پیشخور چندلایه‌ای	تعداد لایهٔ پنهان	۱
تابع فعال‌سازی	سیگموئید	الگوریتم آموزش شبکه‌های عصبی	لونبرگ ـ مارکوات
تعداد نرون ورودی	۳	متد توقف فرایند آموزش	توقف زودهنگام
تعداد نرون خروجی	۱	دوره زمانی آموزش و آزمایش	۱۹۹۹/۱/۱ – ۲۰۱۱/۸/۲۵
تعداد نرون در لایهٔ پنهان	۲۰	نسبت تعداد داده‌های آموزش و آزمایش	۰/۹۵ به ۰/۰۵
معیار تعیین تعداد نرون‌های مخفی	*MSE*	نرخ یادگیری	۰/۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق.

پس از طراحی و مدل‌سازی عملیات فوق در شبکه عصبی، مدل نهایی به صورت زیر براورد شد:

$$Output=6.4+0.8Target$$

طبق معادله، با در نظر گرفتن مدل غیر خطی و روابط میان متغیرهای لحاظ‌شده در شبکهٔ عصبی، ضریب تعیین الگو حدود ۹۰ درصد است. به عبارت دیگر بر اساس مدل غیر خطی برازش‌شده با مدل شبکهٔ عصبی، حدود ۹۰ درصد از تغییرات متغیر شکاف قیمتی با متغیرهای مذکور توضیح داده می‌شود. بر اساس این الگو، ضریب تعیین دوره‌های آموزش، اعتبارسنجی و دورهٔ آزمون به شرح جدول (۷) می‌باشد.

جدول ۷. ضریب تعیین دوره‌های آموزش، اعتبارسنجی و دوره آزمون

دوره	٪ داده‌ها	تعداد داده	ضریب تعیین(٪)
آموزش	۷۵	۴۹۵	۹۰
اعتبارسنجی	۱۵	۸۲	۸۷
آزمون	۱۵	۸۲	۸۷

منبع: یافته‌های تحقیق.

بر اساس مدل غیر خطی فوق، افزایش یک واحدی نرخ برابری یورو در مقابل دلار، شکاف قیمتی را

۰٫۸واحد افزایش می‌دهد که این به نوبه خود مبین حساسیت بیشتر قیمت گازوئیل به نرخ برابری یورو در مقابل دلار در مقایسه با قیمت نفت خام می‌باشد.

با مقایسه ضریب تعیین خروجی مدل غیر خطی شبکهٔ عصبی(۹۰ درصد) با ضریب تعیین خروجی مدل داده‌های تابلویی (۷۶ درصد)، مشاهده می گردد که مدل‌غیر خطی نسبت به مدل خطی توانایی بیشتری در توضیح رابطهٔ رفتار متغیر شکاف قیمتی دارد (تأیید فرضیهٔ دوم).

۳.۵. مدل تبدیل موجک

در این بخش برای تفکیک اثرات متغیرهای توضیحی و شکاف قیمتی ابتدا این متغیرها بر اساس موجک مادر مناسب (دبوجی) و سطوح مختلف تجزیه (فیلتر) می‌شوند. در نتیجه، آنچه از فیلتر کردن سری اصلی حاصل می‌شود شامل سری‌های توابع جزئیات (بر حسب تعداد سطوح تعریف شده) و سری هموارشده (سری تقریبی) است.[۱] رابطهٔ زیر بین سری اصلی، سری هموارشده و سری‌های توابع جزئیات وجود دارد:

سری اصلی= سری سطح هموار شده (تقریبی) + مجموع سری‌های توابع جزئیات(مؤلفه‌ها)

در نمودارهای مرتبط (پیوست) متغیرها بر اساس دبوجی مورد نظر سطوح مختلف تفکیک شده‌اند، همچنین علاوه بر سری اصلی (ORGINAL)، توابع جزئیات (Details level .. for db..) سری هموار شده (Approx.level .. for db..) مجموع سری‌های توابع جزئیات یا سری روندزدایی‌شده(NO TREND) نیز برای کاربردهای بعدی ارائه شده‌است.

برای طراحی و مدل‌سازی روابط بین متغیر شکاف قیمتی و متغیرهای توضیحی با تفکیک مقیاس اثرگذاری تحت مدل‌غیر خطی، در ادامه ۳ سناریو ارائه گردیده‌است که هر یک ویژگی‌های خاص خود را دارند.

سناریوی ۱: در این سناریو، میزان اثرپذیری نوسانات متغیر شکاف قیمتی از متغیرهای قیمت نفت خام، قیمت گازوئیل و نرخ برابری یورو در مقابل دلار در مقیاس‌های مختلف بررسی می‌شود. نتایج این سناریو نشان می‌دهد که آیا نوسانات کوچک متغیر شکاف قیمتی بیشتر تحت تأثیر نوسانات متغیرهای توضیحی

---

۱. در واقع، آنچه از سری اصلی پس از فیلتر کردن بر اساس مقیاس‌های مختلف (در سطوح مختلف) باقی می‌ماند، سری هموارشده یا سری تقریبی است که بیشتر نشان‌دهندهٔ روند بلندمدت سری است.

است یا نوسانات بزرگ و یا تفاوتی ندارد.

بر این اساس، نوسانات متغیر شکاف قیمتی در مقیاس‌های(۲ـ تا ۲) = (سطح ۱)، (۵ـ تا ۵) = (سطح دو) و(کمتر از ۵ـ و بیشتر از ۵) = (سطح سه) به صورت مجزا پس از فیلتر شدن و تفکیک سطوح در شبکهٔ عصبی مصنوعی مدل‌سازی شدند. ساختار شبکهٔ عصبی مصنوعی همانند بخش شبکهٔ عصبی است؛ اما تعداد ۳ نرون‌در لایهٔ ورودی، یک نرون در لایهٔ خروجی با ۲۰ نرون در لایهٔ پنهان در ساختار شبکه عصبی مدل‌سازی شده‌است. نتایج براورد مدل در جدول(۸) ارائه شده‌است.

جدول ۸. نتایج براورد مدل‌های سناریو یک تبدیل موجک

متغیرها بر حسب	الگو	مقیاس	مدل	ضریب تعیین
توابع جزئیات (بر حسب سطوح تفکیک)	۱	(۲ تا ۲-)	Output = $0.00096+0.063$ Target	۱۷
	۲	(۵ تا ۵-)	Output = $0.0077+0.077$ Target	۲۵
	۳	(بیشتر از ۵ و کمتر از ۵-)	Output =$5.8+0.82$ Target	۹۱

با توجه به جدول ۸، حدود ۱۷ درصد از نوسانات متغیر شکاف قیمتی در مقیاس ۲ـ تا ۲ را متغیرهای مذکور تعیین می‌کنند. بدین ترتیب می‌توان گفت که نوسانات کوچک متغیر شکاف قیمتی تحت تأثیر متغیرهای توضیحی نیست و نوسانات قیمت نفت خام و گازوئیل تقریباً در یک مسیر حرکت می‌کنند. نوسانات مذکور در این مقیاس‌ها، تحت تأثیر سایر عوامل به ویژه جریان مبادلات در بازارهای بورس انرژی و اتفاقات کوتاه‌مدت نه‌چندان جدی است، در این ارتباط تعیین حدود ۲۵ درصد نوسانات متغیر شکاف قیمتی در مقیاس ۵ـ تا ۵ توسط متغیرهای مذکور گواهی بر این مدعاست. علاوه بر این، حدود ۹۱ درصد نوسانات بیشتر از ۵ و کمتر از ۵ـ شکاف قیمتی، به وسیله متغیرهای مذکور تعیین می‌گردد بدین معنا که در نوسانات بالای قیمت نفت خام، قیمت گازوئیل توانایی همسو شدن با قیمت نفت خام همراه با شدت جهش آن را ندارد.

در مجموع می‌توان گفت که اصل تقارن برای نوسانات کوچک متغیر شکاف قیمتی(الگوی «۱» و «۲») وجود دارد، زیرا روند متغیرهای قیمت نفت و گازوئیل تقریباً شدت یکسانی دارند(تفاضل آنها یکدیگر را

خنثی می‌کند) که می‌توان آن را در ضریب تعیین این دو الگو مشاهده کرد. علاوه بر این، اصل مذکور برای نوسانات بزرگ متغیر شکاف قیمتی(الگوی «۳») برقرار نیست؛ چراکه روند متغیرهای قیمت نفت خام و گازوئیل شدت یکسانی ندارند. به عبارت دیگر تفاضل آنها یکدیگر را خنثی نمی‌کند.

سناریوی ۲: طبق این سناریو، مجموع نوسانات شکاف قیمتی(سطح هموارشده ـ سری کل = مجموع توابع جزئیات[۱]) به صورت تابعی از نوسانات متغیرهای توضیحی پس از فیلتر شدن در ساختار شبکهٔ عصبی مدل‌سازی می‌شوند. در این سناریو، هدف تعیین آن است که چند درصد از نوسانات متغیر شکاف قیمتی روندزدایی‌شده را نوسانات متغیرهای توضیحی روندزدایی‌شده توضیح داده‌اند. بر این اساس، مجموع سطوح تفکیک‌شده هر متغیر تحت یک بردار تهیه و آن بردار نمایندهٔ متغیر مذکور به‌عنوان نرون‌های ورودی برای هر یک از متغیرهای نرخ برابری یورو در مقابل دلار، قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل و نرون خروجی برای متغیر شکاف قیمتی در ساختار شبکهٔ عصبی تعریف گردید. نتیجهٔ مدل‌سازی این روابط در معادلهٔ زیر ارائه شده‌است:

$$Output = 0.012 + 0.17T \arg et$$
$$R^2 = 0.41$$

طبق معادله، حدود ۴۱ درصد از نوسانات متغیر شکاف قیمتی(بدون درنظر گرفتن روند) به وسیله نوسانات روندزدایی‌شدهٔ متغیرهای توضیحی تعیین می‌گردد.

با توجه به آنکه ضریب تعیین نوسانات روندزدایی‌شده از ضریب تعیین الگوی «۳» در سناریوی اول کمتر است، می‌توان نقش اثرگذاری متغیرهای توضیحی مذکور در تعیین روند کلی متغیر شکاف قیمتی را تفسیر کرد. به عبارت دیگر، نتایج الگوی فوق نشان می‌دهد که نوسانات کوچک(یا به عبارت بهتر نوسانات روندزدایی‌شدهٔ متغیر توضیحی)، توانایی توضیح‌دهندگی رفتار متغیر شکاف قیمتی را ندارد. در این صورت، این سؤال مطرح می‌شود که با توجه به اینکه نوسانات کوچک متغیرها قادر به مدل‌سازی و تعریف محکم روابط بین متغیرهای این گزارش نمی‌باشد، آیا روند کلی متغیرهای توضیحی توانایی تعیین رفتار متغیر شکاف قیمتی را دارند؟ پاسخ این پرسش در سناریوی سوم ارائه شده‌است.

---

۱. مجموع نوسانات شکاف قیمتی

سناریوی ۳: طبق دو سناریوی پیشین، نوسانات کوچک و موقت متغیرهای توضیحی توانایی قوی‌ای در توضیح‌دهندگی نوسانات شکاف قیمتی ندارند، از این رو در سناریوی حاضر، روند متغیر شکاف قیمتی به‌عنوان نرون خروجی در لایهٔ خروجی و روند متغیرهای نرخ برابری یورو در مقابل دلار، قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل به‌عنوان نرون‌های ورودی در لایهٔ ورودی با ۲۰ نرون مخفی در لایهٔ پنهان در ساختار شبکه عصبی مدل‌سازی شد.

$$Output = 5.2 + 0.84\,T\arg et$$
$$R^2 = 0.92$$

طبق رابطه، حدود ۹۲ درصد از تغییرات کلی(روند) متغیر شکاف قیمتی را تغییرات کلی(روند) متغیرهای توضیحی تعیین می‌کند. با توجه به آنکه ضریب تعیین نوسانات کلی متغیرها در این سناریو بیش از ضرایب تعیین مدل‌های خطی(داده‌های تابلویی) و غیرخطی (تمامی مدل‌های غیرخطی شبکهٔ عصبی و تبدیل موجک) است، اثرگذاری متغیرهای توضیحی مذکور در تعیین روند کلی متغیر شکاف قیمتی به‌عنوان بهترین نتیجه قابل تفسیر است.

به عبارت دیگر، در پاسخ به سؤال مطرح‌شده در این سناریو باید گفت که تغییر ۱۰ واحدی در میزان کلی(روند) متغیرها با احتمال بسیار بالا (حدود ۹۲ درصد)، روند متغیر شکاف قیمتی را به‌اندازهٔ ۸,۴ واحد افزایش می‌یابد. علاوه بر این، اصل نبودتقارن میان قیمت نفت خام و گازوئیل در نوسانات بزرگ قیمت نفت تأیید می‌شود، در حالی که این امر در نوسانات کوچک مصداق ندارد (ردّ فرضیهٔ چهارم).

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مسأله شکاف قیمتی بین قیمت نفت خام و فراورده‌های نفتی، موضوعی است که در چند سال اخیر توجه محققان و صاحب‌نظران اقتصاد انرژی را به خود جلب کرده‌است؛ به نحوی که، شناسایی عوامل مؤثر بر شکاف قیمتی مذکور و بررسی اصل تقارن و نبودتقارن میان قیمت نفت خام و فراورده‌های نفتی مورد توجه قرار گرفته‌است. نتایج حاصل از براورد مدل‌های خطی و غیرخطی را می‌توان برحسب روش‌شناسی و نظری تفکیک کرد؛ به لحاظ نظری، نتایج حاصل از براورد مدل‌های غیر خطی(سناریوی سوم تبدیل موجک) نشان داد که حدود ۹۲ درصد از تغییرات روند متغیر شکاف قیمتی تحت تأثیر روند سه متغیر نرخ برابری

یورو در مقابل دلار، قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل است، به عبارت دیگر، رابطهٔ بلندمدت مستحکمی بین شکاف قیمتی و این متغیرها وجود دارد. از لحاظ روش‌شناسی نیز نتایج مدل‌های غیر خطی نشان می‌دهد که در صورت اندک بودن نوسانات قیمت نفت خام، اصل نبود تقارن میان این متغیر و قیمت گازوئیل وجود ندارد، در حالی‌که در شرایط وجود نوسانات بزرگ، نبود تقارن کاملاً محرز است که نتیجهٔ آن تأثیر ۸۴ درصدی بر نوسانات شکاف قیمتی بوده‌است.

نظر به اینکه ایران یکی از بزرگ‌ترین صادرکنندگان نفت خام جهان و در عین حال یکی از عمده‌ترین واردکنندگان گازوئیل در منطقه‌است، مسألهٔ شکاف قیمتی و عوامل مؤثر بر آن یکی از موضوعات اساسی است که باید سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان حوزهٔ اقتصاد انرژی در مبادلات بین‌المللی انرژی بدان توجه کنند. به عبارت دیگر، فعالان بازارهای انرژی می‌توانند با توجه به موارد عنوان شده، راهبرد تصمیم‌گیری خود در خصوص مبادله (خرید گازوئیل و فروش نفت خام) را به‌گونه‌ای اتخاذ کنند که بیشترین منفعت را در مبادلات این بازارها از محل نوسانات قیمت‌های نفت خام و گازوئیل کسب کنند. این مسأله به ویژه در بلندمدت و در شرایط نوسانات شدید قیمت نفت خام حائز اهمیت است. موضوع شکاف قیمتی و تحلیل آن کمک شایانی در قیمت‌گذاری محصولات نفتی و فراورده‌های نفتی در بازارهای انرژی به ویژه در قراردادهای مشتقه اعم از آتی[1]، سلف[2] و اختیار[3] می‌نماید. از جمله راهکارهای پیشنهادی می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

- در بازه‌های زمانی که قیمت نفت شدیداً افزایش می‌یابد (افزایش شکاف قیمتی) خرید گازوئیل در قیمت‌های نسبی پایین (نسبت به قیمت نفت) به‌صرفه‌است. در حالت کاهش شدید قیمت نفت (افزایش قدرمطلق شکاف قیمتی) کاهش حجم تقاضا برای گازوئیل، راهبرد مناسبی در کوتاه‌مدت است؛
- ایجاد ظرفیت‌هایی برای ذخیره‌سازی نفت و فراورده‌های نفتی نیز یکی از راهبردهای مناسب بلندمدت برای کاهش ریسک نوسانات قیمتی در مبادلات است.

1. Futures
2. Forward
3. Option

منابع و مآخذ

پیکتن، فلیپ، (۱۳۸۳)، "شبکه‌های عصبی، اصول و کاربردها"، ترجمه مهدی غضنفری و جمال ارکات، تهران، *مؤسسه انتشارات علمی دانشگاه صنعتی علم و صنعت ایران.*

صادقی، حسین و مهدی ذوالفقاری(۱۳۸۹)،"مبانی مدل‌های پیش‌بینی در علوم اقتصادی"، تهران، *انتشارات نور علم.*

مهرگان، نادر و سید حمیدرضا اشرف‌زاده، (۱۳۸۴)، "اقتصادسنجی پانل دیتا"، همدان، *انتشارات نور علم.*

لار، کتاس، (۱۳۸۶)، "اقتصادسنجی، رهیافت کاربردی"، شمس‌الله شیرین‌بخش، تهران، *انتشارات نور علم.*

احمدی، علی‌محمد، مهدی ذوالفقاری و آیدین غفارنژاد، (۱۳۸۸)، "*مطالعه تطبیقی شبکه‌های عصبی و مدل* ARIMA *در پیش‌بینی نیاز داخلی برق کشور"*، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۴۱، صص ۱۰۲-۷۹.

صادقی، حسین و مهدی ذوالفقاری (۱۳۸۸)، "طراحی مدلی نوین جهت پیش‌بینی تقاضای کوتاه‌مدت گاز طبیعی در بخش خانگی"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۳، صص ۷۸-۴۱.

هوشمند، محمود و رضا فهیمی دوآب، (۱۳۸۹)، "*بررسی رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا"* ، *مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی*، شماره ۴، صص ۶۵-۲۹.

A. Darbellay, Marek Slama,(2006), Forecasting the Short- Termfor Electricity: Do Neural Networks Stand a BetterChance?, *Forecasting*, *Volume 16*, PP. 71-83.

Antonio J. Conejoa, Javier Contrerasa, Rosa Espı´nola, Miguel A. Plazas,(2008), Forecasting Electricity Prices for a Day-Ahead Pool-Based Electric Energy Market, *International Journal of Forecasting*, *Volume 21* PP. 435– 462.

Bacon, Robert W,(1991), The Asymmetric Speed of Adjustment of U.K.Retail Gasoline Prices to Cost Changes, Energy Economics, Volume 13, Pages 211-218.

Bai-LingZhang, Zhao-Yang Dong(2007), Anadaptive Neural-Wavelet Model for Short term Load Forecasting, *Electric Power Systems Research*, *Volume 59*, 2001, PP. 121–129.

C. Valens, 1999, A Really Friendly Guide to Wavelets,

Chang-ilKim , In-keun Yu , Y.H. Song,(2002), Kohonen NeuralNetwork Wavelet Transform Based Approach to Short-Term Load Forecasting, *Electric and Power Systems Research*, Volume 63, PP. 169-176.

Christian L. Dunis, Jason Laws and Ben Evans,(2005), Modeling and Trading the Gasoline Crack Spread:A Non-Linear Story, *CIBEF+ and Liverpool John Moores University*

Coskun Hamzaçebi,(2011), Forecasting of Turkey's Net Electricity Energy Consumption on Sectoral Bases, *Energy PolicyVolume* 35, Issue 3, PP. 2009-2016.

D. Benaouda,F. Murtagh, J.-L. Starck and O. Renaud,(2008), Short-Run Load Forecasting by Wavelet-Based Nonlinear Multiscale Decomposition Model, *journal of forecasting*,Volume 30, PP. 1984-1998.

Davis, Michael C,(2004), The Dynamics of Daily Retail Gasoline Prices, *UnpublishedWorking Paper, University of Missouri-Rolla*

E.Gonzalez-Romera, M.A. Jaramillo-Moran, D. Carmona-Fernandez,(2010), Monthly Electric Energy Demand Forecasting with Neural Networks, *Energy Conversion and Management*, Volume 49, PP. 3135–3142.

Frank Asche, Ole Gjølberg, Teresa Vo¨lker,(2003), Price relationships in the petroleum market: an analysis of crude oil and refined product prices, *Energy Economics*, Volume 25, PP. 289–301.

H.S. Hippert, D.W. Bunn, R.C. Souza,(2009), Large Neural Networks For Electricity Load Forecasting: *Are They Overfitted?, Forecasting*, Volume 21, Issue 3, PP. 425-434.

Hsiao-Tien Pao,(2010), Comparing Linear and Nonlinear Forecasts for Taiwan's *Electricity Consumption, Energy, Energy Policy*, Volume 31, Issue 12, PP. 2129-2141.

Leonard, J. A. and Kremer, M. A,(1991), Radial Basis Function Networks for Classifying Process Faults, *IEEE Control Systems Magazine*, April 1991, PP. 31-38.

Leonard, J. A. and Kremer, M. A. and Ungar, L. A,(1992), Using Radial Basis Function to Approximate a Function and its Error Bounds, *IEEE Transections on Neural Networks*, 3(4), PP. 624-7.

Thomas K. Lee and John Zyren,(2007), Volatility Spillover versus Contagion:*Empirical Evidence from Crude Oil and Gasoline Markets, Energy Information*, volume 32, PP. 325-351.

WWW.EIA. Gav.

www. ECB.org

پیوست

جدول ۹. نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته

متغیرها	عدد محاسبه شده	مقادیر بحرانی ۱٪	مقادیر بحرانی ۵٪	مقادیر بحرانی ۱۰٪
قیمت نفت خام برنت	-۱۰,۳۳	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷
قیمت گازوئیل	-۱۱,۰۱	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷
نرخ برابری یورو به دلار	-۱۱,۴	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷
شکاف قیمتی	-۱۰,۸۷	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷

جدول ۱۰. نتایج آزمون فلیپس پرون

متغیرها	عدد محاسبه شده	مقادیر بحرانی ۱٪	مقادیر بحرانی ۵٪	مقادیر بحرانی ۱۰٪
قیمت نفت خام برنت	-۱۰,۸۱	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷
قیمت گازوئیل	-۱۰,۵۱	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷
نرخ برابری یورو به دلار	-۱۱,۷۵	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷
شکاف قیمتی	-۱۰,۷۷	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷

جدول ۱۱. براورد مدل(۱) با استفاده از روش داده‌های تابلویی(پانل دیتا)

	Panel				Pool			
متغیر	ضرایب	Std.Err	آماره Z	Prob	ضرایب	Std.Err	آماره Z	Prob
C	۲,۰۸۴۵	۰,۰۶۶۸۴	۳۱,۱۸۴۳	۰	۱,۹۴۳۲	۰,۰۴۲۳۱	۴۵,۹۲۷۶	۰
LE	۰,۸۷۲۹	۰,۰۲۹۰۰	۳۰,۰۹۴۳	۰	۰,۸۳۲۱	۰,۰۲۵۱۳	۳۳,۱۱۱۸	۰
PO	۰,۳۱۷۷	۰,۰۰۸۴۰	۳۷,۷۹۵۷	۰	۰,۳۰۲۱	۰,۰۰۷۲۰	۴۱,۹۵	۰
MO	۰,۳۰۰۰	۰,۰۰۸۴۲	۳۵,۵۹۷۹	۰	۰,۳۱۱۵	۰,۰۱۰۲۱	۳۰,۵۰۹۳	۰
R-squared	۰,۷۵۷۹				۰,۷۷۲۱			

جدول ۱۲. براورد مدل(۲) با استفاده از روش داده‌های تابلویی (پانل دیتا)

	Panel				Pool			
متغیر	ضرایب	Std.Err	آماره Z	Prob	ضرایب	Std.Err	آماره Z	Prob
C	۳,۰۷۴۸	۰,۰۵۶۰	۵۴,۸۹۱۳	۰	۲,۸۱۲۲	۰,۰۶۱۲	۴۵,۹۵۰۹	۰
LE	۱,۷۴۵۶	۰,۰۱۹۲	۹۰,۶۱۲۰۰	۰	۱,۷۶۰۳	۰,۰۳۱۴	۵۶,۰۶۰	۰
PO	۰,۰۸۴۵	۰,۰۰۶۶	۱۲,۷۷۹۱	۰	۰,۰۸۶۹	۰,۰۰۷۵	۱۱,۵۸۶۶	۰
R-squared	۰,۶۸۰۹				۰,۶۱۲۳			

جدول ۱۳. براورد مدل(۲) با استفاده از روش داده‌های تابلویی(پانل دیتا)

	Panel				Pool			
متغیر	ضرایب	Std.Err	آماره Z	Prob	ضرایب	Std.Err	آماره Z	Prob
C	۳,۱۵۹۳	۰,۰۵۶۰	۵۶,۳۳۱۱	۰	۲,۸۹۳۱	۰,۰۹۲۲	۳۱,۳۷۵۱	۰
LE	۱,۷۵۰۶	۰,۰۱۹۲	۹۰,۶۱۲۰	۰	۱,۷۶۰۳	۰,۰۳۱۴	۵۶,۰۶۰	۰
MLo	-۰,۰۸۴۵	۰,۰۰۶۶	-۱۲,۷۷۹	۰	-۰,۰۸۶۹	۰,۰۰۷۵	-۱۱,۵۸۶۶	۰
R-squared	۰,۶۸۰۹				۰,۶۱۲۳			

جدول ۱۴. آزمون هاسمن برای مدل(۱)

Correlated Random Effects - Hausman Test

Pool: POOL02

Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
1.0000	3	0.000000	Cross-section random

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
0.6358	0.000000	0.872912	0.872912	LE?
0.6371	0.000000	0.317738	0.317738	PO?
0.6371	0.000000	0.300057	0.300058	MO?

جدول ۱۵. آزمون هاسمن برای مدل(۲)

Correlated Random Effects - Hausman Test

Pool: POOL01

Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
1.0000	2	0.000000	Cross-section random

Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
1.0000	0.000000	1.745686	1.745686	LE?
NA	-0.000000	0.084521	0.084521	PLU?

جدول ۱۶. آزمون هاسمن برای مدل(۲)

Correlated Random Effects - Hausman Test

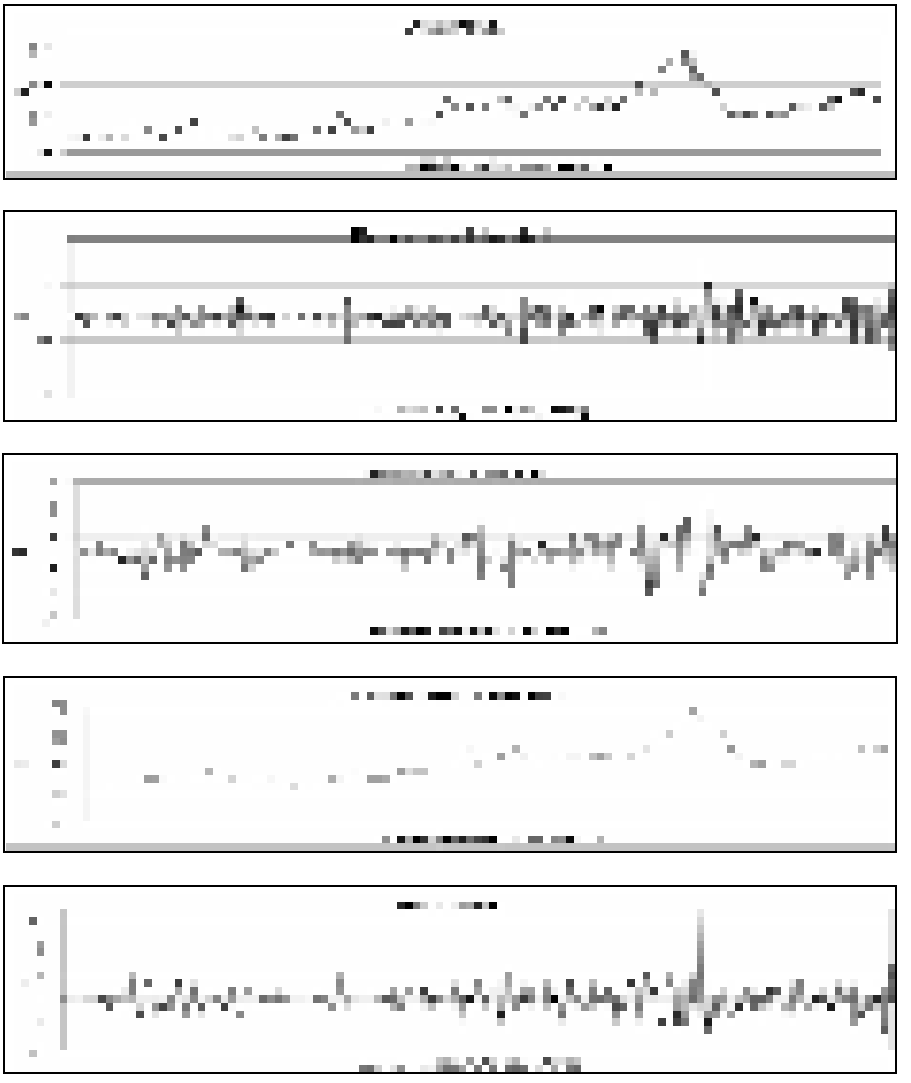
Pool: POOL01

Test cross-section random effects

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
1.0000	2	0.000000	Cross-section random

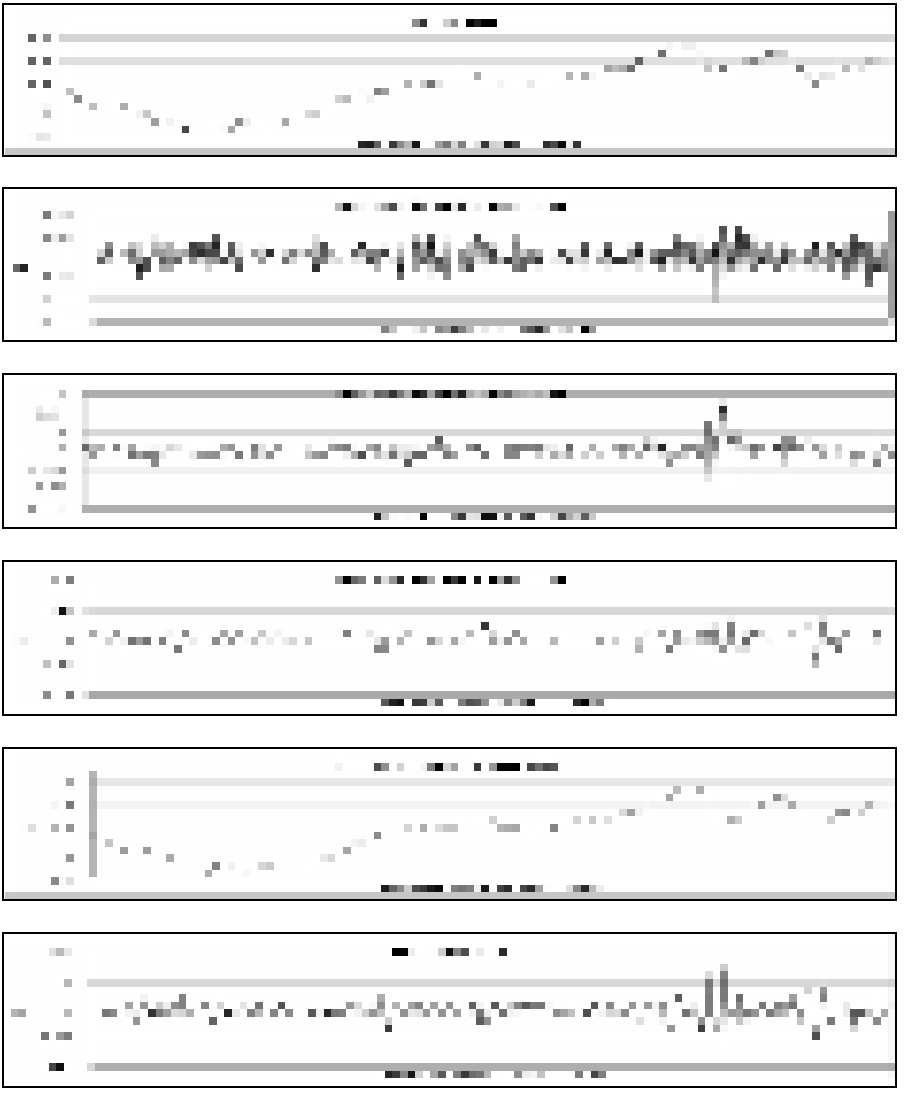
Cross-section random effects test comparisons:

Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed	Variable
1.0000	0.000000	1.745686	1.745686	LE?
1.0000	0.000000	-0.084521	-0.084521	MIN?



نمودارهای(۵) تا (۱۰) مؤلفه‌های تجزیه‌شدهٔ سری زمانی شکاف قیمتی توسط موجک دبوجی۴ برحسب ۳ سطح

منبع: خروجی MATLAB.



نمودارهای(۱۱) تا(۱۶) مؤلفه‌های تجزیه‌شدهٔ سری زمانی نرخ برابری یورو در مقابل دلار به وسیله موجک دبوجی ۴ بر حسب ۳ سطح

منبع: خروجی MATLAB.