

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

مهدی ذوالقاری^۱، محمد نجارفیروز جایی^۲، بهاره عربانی^۳

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

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 ۱۹۹۹/۱/۲۵-۲۰۱۱/۸/۲۵ 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 پذیرفه می‌شود، اما این امر در مورد نوسانات بلندمدت مصدق 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 و دارایی و مدرس دانشگاه، Email: M_najjarp@yahoo.com

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

۱. مقدمه

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

بکن^۱ در این میان، با توجه به آنکه ایران از یک سو صادرکننده نفت خام و فرآورده‌های نفتی (نظیر نفت کوره) است و از سوی دیگر واردکننده برخی از فرآورده‌های نفتی (همچون گازوئیل) می‌باشد، بررسی رابطه نوسانات قیمت نفت خام و فرآورده‌های آن جهت تحلیل بازار نفت و مدیریت ارزی بخش نفت اهمیت مضاعف می‌یابد.

هدف مقاله‌ی حاضر بررسی رفتار (وابطه) قیمت نفت خام و فرآورده‌های نفتی است و برای این منظور از شکاف قیمتی این دو متغیر استفاده شده است. 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 نحوی که در مطالعات مربوط به تأثیرگذاری قیمت محصول بر نهاده تنها از مدل‌سازی خطی استفاده شده است (جدول ۱).

به این ترتیب مقاله حاضر در صدد رفع نواقص مطالعات پیشین تا حد ممکن برآمده است. در این ارتباط، اول، در کنار متغیرهای قیمت نفت خام و فرآورده‌های نفتی از سایر متغیرهای مرتبط با قیمت این دو محصول نظیر نوسانات جهانی نرخ ارز^۲ نیز استفاده شده است، 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 شده است و سوم، اصل تقارن قیمتی میان قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل با استفاده از مدل‌های مذکور

1. Bacon (1990)

2. پس از رایزنی با خبرگان داخلی و بین‌المللی حوزه‌های بازارهای نفت و فرآورده‌های نفتی.

از زیبایی و با بررسی میزان تأثیرگذاری هر یک از متغیرهای توضیحی بر شکاف قیمتی، این اصل بحسب شدت نوسانات قیمت نفت خام آزمون شده است. با توجه به اینکه بازارهای نفتی اروپایی، بزرگ‌ترین بازار معاملات در حوزه‌ی فراورده‌نفتی گازوئیل هستند^۱، در مطالعه 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 رابطه 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.

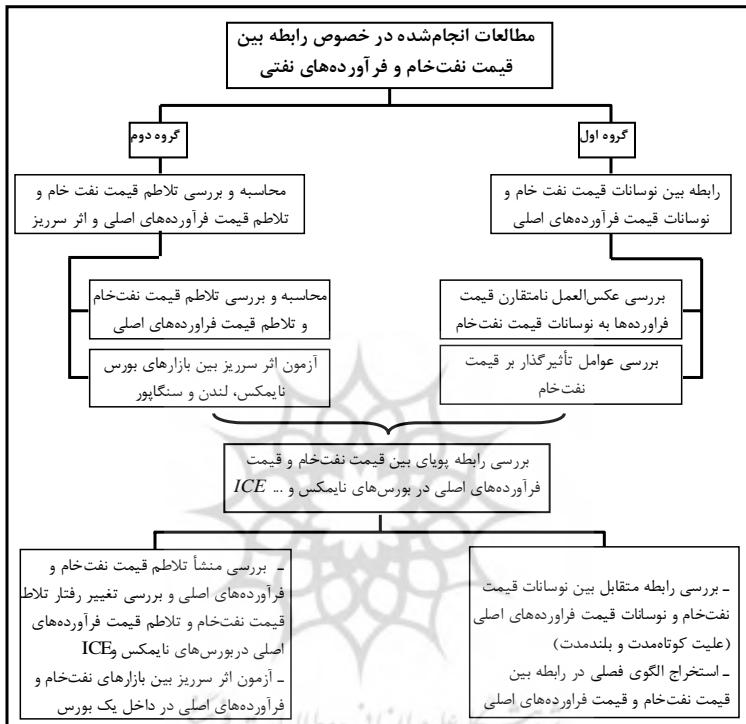
با این توصیف، مقاله مذکور در پنج بخش تدوین شده است. در ادامه، بخش دوم به پیشینه تحقیق اختصاص دارد. در بخش سوم، شواهد آماری متغیرهای بررسی و آزمون علیت گرنجر دومتغیره ارائه می‌شود. در بخش چهارم، ضمن تشریح مبانی نظری هر یک از مدل‌ها، برآوردهای آنها بیان می‌شود و در نهایت مقاله در بخش پنجم با نتیجه‌گیری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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی پرتوال جامع علوم انسانی

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

۲. پیشینه تحقیق

مطالعات تجربی انجام شده در حوزه روابط قیمت نفت خام و قیمت فرآوردهای نفتی را می‌توان در دو گروه طبقه‌بندی کرد (نمودار ۱).



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

منبع: یافته‌های پژوهش حاضر.

الف. مطالعات گروه اول

اولین مطالعه این گروه مربوط به مقاله بکن^۱ (۱۹۹۱) است. وی در مطالعه خود عکس العمل متفاوت قیمت بنزین انگلستان به نوسانات قیمت نفت خام طی دوره زمانی ۱۹۸۲-۱۹۸۹ را بررسی کرد. نتایج مطالعه

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 گسترده مطالعات صورت گرفته در این گروه، تنها به ارائه خلاصه‌ای از آنها بر اساس نوع مدل، دوره زمانی، نوع داده‌ها و نتیجه مطالعه در جدول ۱ بسته شده است.

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	نبود تقارن
منیتگ (۱۹۹۱)	الگوی تصحیح خطأ	انگلستان	۱۹۸۸-۱۹۷۳	ماهانه	+
کارن بروک (۱۹۹۱)	تعدیل خطأ	انگلستان	۱۹۹۰-۱۹۸۳	ماهانه	+
کریچ گاسنر - کابلر (۱۹۹۲)	الگوی تصحیح خطأ	آللان	۱۹۸۹-۱۹۷۲	ماهانه	+
شین (۱۹۹۴)	تفاضل مرتبه اول	آمریکا	۱۹۹۰-۱۹۸۲	ماهانه	-
دافی - دنو (۱۹۹۶)	تفاضل مرتبه اول	آمریکا	۱۹۹۳-۱۹۸۹	هفتگی	+
بورن اشتین و همکاران (۱۹۹۷)	الگوی تصحیح خطأ	آمریکا	۱۹۹۲-۱۹۸۶	هفتگی	+
بالک و همکاران (۱۹۹۸)	مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده، الگوی تصحیح خطأ	آمریکا	۱۹۹۷-۱۹۸۷	هفتگی	+
ریلی - وايت (۱۹۹۸)	الگوی تصحیح خطأ	انگلستان	۱۹۹۵-۱۹۸۲	ماهانه	+
گودینی و همکاران (۲۰۰۰)	الگوی تصحیح خطأ آستانه‌ای	کانادا	۱۹۹۶-۱۹۹۰	هفتگی	-
بورن اشتین - شپرد (۲۰۰۲)	خود رگرسیون برداری و ماتریس تحیل سیاستی	آمریکا	۱۹۹۵-۱۹۸۵	روزانه	+
اکرت (۲۰۰۲)	الگوی تصحیح خطأ	کانادا	۱۹۹۴-۱۹۸۹	هفتگی	+
جانسون (۲۰۰۲)	الگوی تصحیح خطأ	آمریکا	۱۹۹۸-۱۹۹۶	هفتگی	+
سالاس (۲۰۰۲)	ماتریس تحیل سیاستی و الگوی تصحیح خطأ برداری	فیلیپین	۲۰۰۲-۱۹۹۹	هفتگی	+
بچمیا بر - گرینین (۲۰۰۳)	الگوی تصحیح خطأ	آمریکا	۱۹۹۸-۱۹۸۵	روزانه	-
گالوتی و همکاران (۲۰۰۳)	الگوی تصحیح خطأ	فرانسه	۲۰۰۰-۱۹۸۵	ماهانه	+
دیویس و همیلتون (۲۰۰۴)	پویای ساختاری و لوژیت نامتقارن	آمریکا	۱۹۹۱-۱۹۸۹	روزانه	+
رادچنکو (۲۰۰۵a)	مارکوف سوئیچینگ	آمریکا	۲۰۰۲-۱۹۹۱	هفتگی	+
رادچنکو (۲۰۰۵b)	خود رگرسیون برداری	آمریکا	۲۰۰۳-۱۹۹۱	هفتگی	+
کافمن - لاسکوفسکی (۲۰۰۵)	الگوی تصحیح خطأ	آمریکا	۲۰۰۲-۱۹۸۶	ماهانه	+
رادچنکو - ابروصدرا (۲۰۰۶)	خود رگرسیون برداری و الگوی تصحیح خطأ	آمریکا	۲۰۰۳-۱۹۸۳	ماهانه	+

طبق جدول، در اغلب مطالعات این گروه (که عمدهاً مربوط به بازارهای اروپا و آمریکاست) عکس العمل نامتقارن قیمت فراورده‌ها آزمون شده است که بیش از ۷۰ درصد این مطالعات نبود تقارن در عکس العمل قیمت‌های فراورده‌های نفتی به تغیرات قیمت نفت خام را تأیید کرده‌اند. دلایل اصلی این موضوع به نظریه‌های انحصار چندجانبه فروش، قدرت بازار خردفروش‌ها، نظریه جستجو و محدودیت‌های فناورانه و هزینه‌های تولید، ذخیره‌سازی و انتقال نسبت داده شده است. (دیویس میشل، ۲۰۰۴)^۱ علاوه بر این، همواره علیّت از سوی قیمت نفت خام به قیمت فراورده‌های نفتی بوده است. با این حال، به دنبال کاهش ظرفیت مازاد فراورده‌های نفتی (به‌ویژه بتزین در آمریکا و گازوئیل در اروپا) و نزدیک شدن عرضه و تقاضا به هم و حدی شدن بازار^۲ 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 منزله انتقال نوسان از یک بازار به بازارهای دیگر است.^۳ با اینحال، در اغلب مطالعات این رویکرد، حساسیت یک بازار نسبت به نوسان قیمت سایر بازارها آزمون می‌شود. البته این نوع بررسی‌ها بیشتر در حوزه محصولات کشاورزی با هدف بررسی اثر سرریز میان بازار نهاده و ستانده و محصولات غذایی انجام شده است. مطالعات مرتبط با حوزه 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 جمله این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

اشچه و همکاران (۲۰۰۳)^۴ در مطالعه خود با عنوان «روابط قیمتی در بازار نفت: تحلیلی بر قیمت نفت خام و فراورده‌های پالایش شده» به بررسی رابطه میان قیمت نفت خام برنت و چهار فرآورده 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 شده است.

4. Asche et all

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

لی و ذیرن(۲۰۰۷)^۱ در مطالعه خود با عنوان «سربیز نوسانات در مقابل انتقال: شواهد تجربی از بازار نفت خام و بنزین» رفتار تاریخی نوسان قیمت نفت خام، بنزین و نفت کوره بازار آمریکا در دوره زمانی ۱۹۹۹ - ۲۰۰۵ را بررسی کردند. آنها، برای بررسی عکس العمل نوسان قیمت‌ها در مقابل تغییر رفتار قیمت‌گذاری اوپک از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته^۲ (*GARCH*) و واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو آستانه‌ای^۳ (*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 کالاهای کاملاً زود گذر است.

۳. شواهد آماری و روش‌شناسی تحقیق

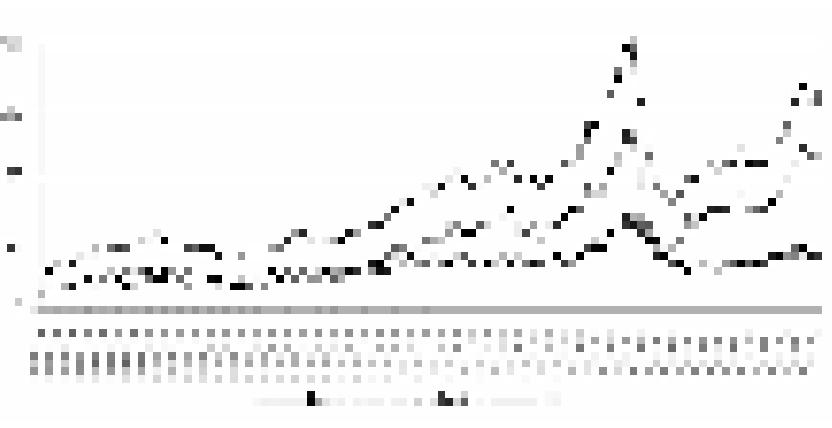
۳.۱. پایه‌های آماری

در این مطالعه از آمار هفتگی ۶ کشور بزرگ اروپایی در دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۱ استفاده و در مجموع حدود ۶۶۰ مشاهده برای هر متغیر و برای هر کشور در نظر گرفته شد. بدین ترتیب داده‌های تلفیقی در مجموع در بردارنده ۳۹۶۰ مشاهده می‌باشد. بهمنظور تحلیل دقیق‌تر، روند هفتگی قیمت نفت خام برنت متوسط قیمت گازوئیل در بازارهای اروپا (میانگین قیمت ۶ کشور اروپایی) (*Ga oil price*)، (*Br-oil*)، شکاف قیمتی (*oil dif*) و نرخ برابری یورو در مقابل دلار (*Eur*) در دوره زمانی مورد نظر در نمودارهای (۲) و (۳) ترسیم شده است.

1. Lee and Zuren

2.Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

3.Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity



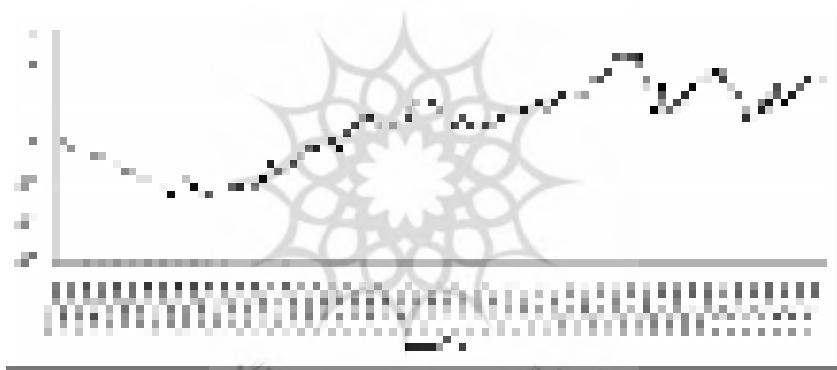
نمودار ۲. روند هفتگی قیمت نفت خام برنت، گازوئیل اروپا و شکاف قیمتی (دلار)

منبع: اداره اطلاعات انرژی آمریکا (EIA).

طبق نمودار، از سال ۱۹۹۹ تا اواسط سال ۲۰۰۸، قیمت گازوئیل و نفت خام برنت، روندی افزایشی داشته است؛ به نحوی که، طی دوره مورد نظر قیمت گازوئیل حدود ۳ برابر و قیمت نفت خام بیش از ۶ برابر افزایش یافته است. در این ارتباط، افزایش تقاضای جهانی نفت خام، ارتقای فناوری تولید گازوئیل با هزینه کمتر، استفاده بیشتر از سوخت‌های جایگزین گازوئیل و برخی مسائل زیستمحیطی، از مهم‌ترین دلایل ممکن برای تفسیر روند قیمت‌های نفت خام و گازوئیل طی دوره 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 به شدت کاهش داد و سبب تعطیلی بسیاری از صنایع شد. این رویداد، موج جدیدی از شوک‌های را به بازار نفت وارد کرد و سبب شد تا طی ۵ الی ۶ ماه قیمت گازوئیل و نفت خام برنت به ترتیب 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 به دنبال وخیم تر شدن وضعیت بدھی برخی دولت‌های اروپایی همچون یونان، ایرلند، اسپانیا و ایتالیا و از سوی دیگر افزایش سقف بدھی‌های 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 تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت و گازوئیل بوده است. نگاهی کلی به روند شکاف قیمتی میان افزایش نسبی آن طی دوره 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 دوره 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 طفویلت 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 دوره 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 (۲۰۰۸/۷/۱۴ تا ۲۰۰۸/۱۰/۲۷) شد. این کاهش

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

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

جدول ۲. روابط علیٰ خطی بین متغیرها

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LE does not Granger Cause LDIF/LPO	۶۵۷	۲,۳۸۸۴۲	.۰۶۷۸۲
LDIF/LPO does not Granger Cause LE		۱,۹۱۲۵۷	.۱۲۶۲۳
LPG does not Granger Cause LE	۶۵۷	۰,۹۹۹۲۷	.۳۹۲۶۷
LE does not Granger Cause LPG		۴,۶۵۹۵۶	.۰۰۰۳۱۳
LPO does not Granger Cause LE	۶۵۷	۱,۳۰۱۷۲	.۲۷۲۸۶
LE does not Granger Cause LPO		۵,۰۷۷۱۲	.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:

- علیٰ میان شکاف قیمتی و نرخ برابری یورو یک طرفه است: نرخ برابری یورو علت نوسانات شکاف قیمتی است (همبستگی^۱: ۸۵٪)؛

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

- علیت بین قیمت گازوئیل و نرخ برابری یورو یک طرفه بوده است: نرخ برابری یورو علت نوسانات قیمت گازوئیل می‌باشد (همبستگی: ۸۵۸٪)؛
 - علیت بین قیمت نفت خام برنت و نرخ برابری یورو یک طرفه بوده است: نرخ برابری یورو علت نوسانات قیمت نفت خام برنت است (همبستگی: ۸۱۷٪)؛
 - علیت بین قیمت نفت خام برنت و قیمت گازوئیل دو طرفه بوده است: (همبستگی: ۹۸۷٪).
- با توجه به آماره F مربوط به رابطه علیت بین شکاف قیمتی و نرخ برابری یورو در جدول(۲)، رابطه علیت مذکور در سطح ۱ درصد معنی دار نمی‌باشد^۱، به عبارت دیگر چنین رابطه علیتی ضعیف است. اما طبق رابطه علیت غیر خطی اتورگرسیو انتقال ملائم (STAR)^۲ (جدول ۳)، رابطه علیت مذکور قبل قبول است. در این آزمون، روابط علیّی بین متغیرهایی که ممکن است طی زمان تغییر کند، بررسی می‌شود و برای این منظور احتمال رفتارهای غیر خطی در رابطه بین متغیرها در نظر گرفته می‌شود، چراکه ممکن است برآورد مدل خطی منجر به حصول نتایج نادرست و گمراه‌کننده شود.^۳

جدول ۳. روابط علیت غیر خطی بین متغیرها

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LE → LDIF/LPO	۶۵۷	۴,۲۱۳۲	.۰۳۱۵۲
LDIF/LPO → LE		۰,۹۴۱۳	.۳۸۱۶
LPG → LE	۶۵۷	۰,۸۸۳۲	.۴۴۹۳
LE → LPG		۶,۹۱۳۲	.۰۰۰۹
LPO → LE	۶۵۷	۰,۹۹۸۶	.۳۵۲۸
LE → LPO		۷,۸۲۲۳۱	.۰۰۰۱
LPO → LPG	۶۵۷	۲۷,۸۳۱۲	۱,۶eE-۱۵
LPG → LPO		۷,۳۲۱۲	.۰۰۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق.

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

۱. رابطه مذکور در سطح خطای ۵ درصد معنی دار می‌باشد.

2. Smooth Transition Auto Regressive

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

نرخ برابری یورو و شکاف قیمتی در سطح خطای ۱ در صد قابل قبول است. با توجه به روابط علیٰ 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 قیمت نفت، شکاف قیمتی افزایش و با کاهش آن شکاف مذکور کاهش می‌یابد (تأثیر فرضیه 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 مقطعي و هم به صورت سری زمانی صورت می‌گيرد؛
۲. بحث تقارن و نامتقارن بودن قیمت نفت و فراورده‌های نفتی (گازوئیل) آزمون می‌شود.

۲.۳. روش‌شناسي تحقیق

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

۱.۲.۳. مدل داده‌های تابلویی

در این مقاله، برای برآورد 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:

$$LDIF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LE_{it} + \alpha_2 Po_{it} + \alpha_3 Mo_{it} \quad (1)$$

$$LDIF_{it} = \beta_0 + \beta_1 LE_{it} + \beta_2 PLo_{it} + \beta_3 MLo_{it} \quad (2)$$

که در آن:

$LDIF_{it}$: لگاریتم شکاف قیمت نفت خام برنت و گازوئیل^۱ کشور آنام در زمان t ؛ 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، مختصرآشیانی شده است. فرض بر آن که است که خواندن گان مقاله با اصول کلی اقتصادستنی آشناشی دارند.

برابری بورو در مقابل دلار کشور آم در زمان t ؛ PO_t : متغیر مجازی مربوط به زمان افزایش قیمت نفت خام برنت؛ MO_{it} : متغیر مجازی مربوط به زمان کاهش قیمت نفت خام برنت؛ PL_{it} : متغیر مجازی مرتبط با اثر افزایش (مثبت یا منفی) شکاف قیمتی ناشی از نوسانات قیمت نفت خام برنت؛ ML_{it} : متغیر مجازی مربوط به اثر کاهشی شکاف قیمتی ناشی از نوسانات قیمت نفت خام برنت (مثبت یا منفی)^۵. هدف مدل (۱)، بررسی نحوه تغییر شکاف قیمتی در زمان افزایش / کاهش قیمت نفت خام و هدف مدل (۲)، تعیین جهت تغییر شکاف قیمتی در نتیجه نوسانات قیمتی است.

۲.۲.۳. الگوی شبکه عصبی مصنوعی

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

$$\varphi(x) = \frac{1}{1 + e^{-a(x)}} \quad (3)$$

۱. مفهوم از شکاف، تفاضل قیمت می‌باشد.
۲. تفسیر ضرب این متغیر نشان‌دهنده میزان و جهت تغییر شکاف قیمتی کشور آم در دوره‌های افزایش قیمت نفت خام برنت می‌باشد.
۳. تفسیر ضرب این متغیر میان نشان‌دهنده میزان و جهت تغییر شکاف قیمتی کشور آم در دوره‌های کاهش قیمت نفت خام برنت می‌باشد.
۴. تفسیر ضرب این متغیر نشان‌دهنده میزان تأثیرپذیری افزایش شکاف قیمتی نفت از نوسانات قیمت نفت است.
۵. تفسیر ضرب این متغیر نشان‌دهنده میزان تأثیرپذیری کاهش شکاف قیمتی نفت از نوسانات قیمت نفت است.
- برای تعریف دو متغیر آخر در مدل، ابتدا درجه‌های 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.
- صادقی، ذوالقاری (۱۳۸۹)
- احمدی و همکاران، ۱۳۸۸

این تابع پیوسته و مشتق‌پذیر است. مقدار تابع لجستیک در محدوده $[0,1]$ است؛ به نحوی که 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 شبکه عصبی چندلایه‌ای، دارای یک یا چند لایه پنهانی از نرون‌ها در کنار لایه 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 چندلایه پیشخور (MFNN)^۲ استفاده می‌شود.

۳.۲.۳. تبدیل موجک^۳

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^۴ انجام شود. تبدیل موجک پیوسته را می‌توان به صورت مجموع حاصل ضرب سیگنال اصلی در موجک‌های تغییر مقیاس یافته و انتقال داده شده در یک فاصله زمانی نمایش داد (صادقی و ذوالقاری، ۱۳۸۹).^۵ (رابطه ۴)

$$C(s, \tau) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \cdot \Psi_{s, \tau}(t) dt \quad (4)$$

که در آن (t) موجک مادر تغییر مقیاس یافته به اندازه S و انتقال یافته در زمان به اندازه τ می‌باشد. نتیجه تبدیل موجک پیوسته، ضرایب موجک C است که توابعی از مقیاس و ضرب جایه جایی می‌باشند. با ضرب هریک از این ضرایب در موجک‌های مادر تغییر مقیاس یافته و جایه جا شده در زمان، می‌توان موجک‌های تشکیل‌دهنده سیگنال اصلی را به دست آورد. سیگنال اصلی طی زمان در توابع موجک تغییر مقیاس یافته (که طی زمان جایه جا می‌شوند)، ضرب و سپس انتگرال گیری می‌شود. بنابراین با استفاده از

۱. همان

2. Multilayered Feedforward Neural Network

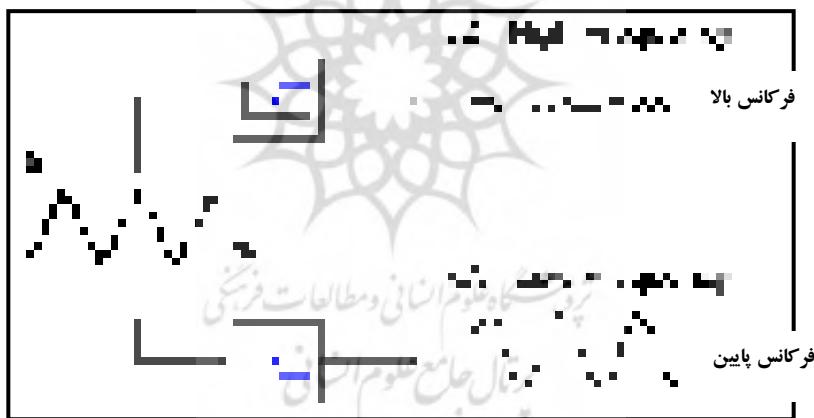
۳. در بیشتر مطالعات مربوط به پیش‌بینی سری‌های زمانی مبتئی بر شبکه عصبی مصنوعی، از نوع پیشخور آن استفاده گردیده است.

4. Wavelet

5. Distinct Wavelet Transform

۶. صادقی و ذوالقاری، 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 به دلیل لزوم انتگرال گیری از سیگنال اصلی و تابع موجک برای مقیاس‌های مختلف طی زمان (Δ مختلف) و تغییر مدامن Δ ها، حجم اطلاعات و محاسبات بسیار زیاد است. ضمن آنکه، در برخی موارد ممکن است تابع غیرتحلیلی وجود داشته باشد که یا قابل انتگرال گیری نیست و یا اینکه انتگرال آن جواب خاصی ندارد، به این ترتیب مناسب‌تر آن است که از تبدیل موجک گستته استفاده شود. در این نوع تبدیل موجک، برخلاف حالت پیوسته، متغیرهای Δ و τ ، مقادیر گستته‌ای 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^۱ سیگنال و جزئیات آن^۲ بحث می‌شود. شمای ساده عملیات فیلتر کردن در نمودار (۴) ترسیم شده است.



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 پایین‌گذار و بالاگذار عبور داد و ضرایب دیگری از تبدیل موجک گستته در سطوح مختلف فرکانسی به دست آورد.^۱

۴. برآورد مدل و نتایج تحقیق

۴.۱. مدل داده‌های تابلویی

پیش از برآورد مدل‌ها، برای بررسی پایایی متغیرها ضروری است آزمون ریشه واحد انجام شود؛ چرا که، در صورت نامانا بودن سری زمانی، به دلیل بروز مشکل رگرسیون کاذب، برآوردهای مدل‌ها اعتبار لازم را نخواهند داشت. در این ارتباط و برای آزمون مانایی، از آزمون‌های ریشه واحد دیکی - فولر تعییم یافته و فلیپس - پرون استفاده شد (جدول ۹ پیوست). نتایج آزمون دیکی - فولر تعییم یافته 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 و ناز روش آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعییم یافته در شرایط وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون (در صورت مصدق داشتن شکستگی ساختاری)، ضروری است. نتایج آزمون ریشه واحد فلیپس - پرون در جدول ۱۰ پیوست ارائه شده است. طبق این آزمون تمامی متغیرها با تفاضل مرتبه اول مانا هستند. با عنایت به آنکه جمله اخلاق مدل‌های برآوردهای بدون تفاضل و در سطح مانا هستند، نتایج ضرایب برآوردهای این مدل‌ها برای بلندمدت صادق است.

۴.۱.۱. مدل (۱)

به استناد آزمون هاسمن، روش اثرات تصادفی برای برآورد مدل‌ها انتخاب شد. برای کنترل نتایج، مدل پانل با روش مدل پول^۲ نیز برآورد شد. نتایج نهایی برآورد مدل‌های مذکور با استفاده از هر دو روش در جداول ۱۱ - ۱۳ پیوست ارائه شده است. 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 پیش‌ینی در علوم اقتصادی» تألیف حسین صادقی و مهدی ذوق‌القاری (۱۳۸۹) مراجعه شود.

2. Pool

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

نتایج برآورد مدل (۱) که علاوه بر مدل سازی تابع شکاف قیمتی، تقارن قیمتی را نیز آزمون می‌کند، در جدول (۱۴) پیوست نشان داده شده است. در این مدل، تمامی متغیرها در سطح خطای یک درصد معنادار و نتایج قابل اعتماد است. طبق جدول، ضریب متغیر نرخ برابری یورو در مقابل دلار(کنش ارزی) از لحظه آماری معنادار و مثبت (۷۸ 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 نتیجه 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 حوزه 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 نهاده 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 حوزه 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 گسترش‌تر شود.

ضریب متغیرهای P_{O} و M_{O} معنادار و به ترتیب ۳۲ و ۳۰ درصد می‌باشد. با توجه به نزدیکی ضرایب این متغیرها می‌توان گفت که تاحدی اثر نبود تقارن 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 قیمت نفت است. از این رو، اثر نبود تقارن کم است و یا

۱. هوشمند و فهیمی

به عبارتی، اثر تقارن وجود دارد (تأیید فرضیه اول). ضریب تعیین مدل با درنظر گرفتن آمارهای حداقل مربعات وزنی^۱ (WLS) که مزیت قابل توجهی نسبت به مدل حداقل مربعات معمولی^۲ (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.

۲.۱.۴. مدل (۲)

نتایج برآورد مدل ۲ در جداول ۱۵ و ۱۶ پیوست آورده شده است. با توجه به محدودیت استفاده همزمان از دو متغیر در این مدل، امکان بررسی اثر کلی شکاف قیمتی از نوسانات قیمتی وجود ندارد.^۳ طبق جدول، تمامی متغیرها درسطح یک درصد معنا دار و نتایج در هر دو الگو قابل اعتماد است 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 ویژه 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 برآورد مدل ۲، بررسی اثرات کاهشی و افزایشی شکاف قیمتی از نوسانات قیمت نفت خام است، لحاظ نکردن متغیر نرخ برابری یورو در مقابل دلار سبب گمراحتی در تفسیر ضرایب سایر متغیرها می‌شود، چراکه بخشی از نوسانات شکاف قیمتی از این متغیر تأثیر می‌پذیرد. ضریب متغیرهای PLO و MLO معنادار و به ترتیب 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^۴ و آزمون انگل - گرنجر در این دو مدل بررسی می‌شود، چرا که گرچه در اغلب موارد، برای ایستا کردن سری‌های زمانی از تفاضل گیری استفاده می‌شود، مشکل اساسی استفاده از

1. Weighted Least Square

2. Ordinary Least Square

۳. در تشریح این محدودیت باید یاد آور شد که در واقع در مدل ۲، هدف تحلیل اثر تقارن و نبود تقارن 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 برآورد کرد. به طور دقیق‌تر، هم‌انباشتگی بدین معناست که به رغم آنکه سری‌های زمانی به تنهایی نامانا هستند، ترکیب خطی دو یا چند متغیر سری زمانی (غیرمانا) می‌تواند مانا باشد. در واقع، هم‌انباشتگی مبین وجود رابطه تعادلی بلندمدتی است که سیستم اقتصادی طی زمان به سمت آن حرکت می‌کند.^۱

به طور خلاصه، چنانچه پسماندهای^۲ حاصل از برآورد رگرسیونی مانا باشند، از روش سنتی رگرسیون (از جمله آزمون‌های t و F) برای داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود. روش‌های متعددی برای آزمون هم‌انباشتگی وجود دارد که یکی از آنها آزمون انگل - گرنجر می‌باشد که هدف از آن، آزمون ماناگی جمله خطای این منظور، در وهله نخست باید درجه انباشتگی متغیرها مشخص شود. برای مثال اگر دو سری زمانی y و x ناماگی و تفاضل مرتبه اول آنها Δy و Δx مانا باشد، هر دو سری زمانی، انباشته از درجه یک خواهند بود. در این صورت، آزمون ماناگی جمله خطای^۳ انجام می‌شود. چنانچه فرضیه H_0 مبنی بر ناماگی^۴ پذیرفته نشود، دو متغیر^۵ y و x هم‌انباشت می‌باشند.^۶ این آزمون در نرم‌افزار Eviews با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر^۷ برای پسماندها انجام می‌شود که فرضیه‌های آن به صورت زیر است:^۸

$$H_0: \text{نمود هم‌انباشتگی}; H_1: \text{هم‌انباشتگی}.$$

اگر قدرمطلق مقدار محاسبه شده آماره دیکی فولر از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر باشد، سری زمانی هم‌انباشته می‌باشد. نتایج آزمون انگل - گرنجر در مدل‌های ۱ و ۲ در جداول ۴ و ۵ ارائه شده است.

پرتابل جامع علوم انسانی

۱. به طور کلی اگر y و X درجه انباشتگی یکسانی داشته باشند، دو سری زمانی می‌توانند هم‌انباشت 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)، «همگام با اقتصاد سنجی»، مشور بهره‌وری، صفحه ۱۲۲ مراجعه کنید.

جدول ۴. نتایج آزمون انگل - گونجور(مدل ۱)

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

منبع: خروجی نرم افزار.

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

جدول ۵. نتایج آزمون انگل - گونجور(مدل ۲)

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

منبع: خروجی نرم افزار.

با توجه به جداول ۴ و ۵، باقی مانده تک تک معادلات مدل و باقی مانده کل مدل مانست؛ بنابراین، تمامی متغیرهای مدل هم ابیاشته است و رگرسیون‌های مدل کاذب نیست.

۲.۴. مدل شبکه های عصبی مصنوعی

همان گونه که پیش تر عنوان شد، در این مقاله از شبکه عصبی پیشخور چندلایه با تابع فعال سازی سیگموئید و لایه خروجی آن استفاده شده است. پس از تعیین تعداد وقفه های بهمنه، برای انتخاب تعداد نرون های لایه پنهان شبکه، شبکه های مختلف با تعداد نرون های مخفی متفاوت طراحی و آموزش داده شد. از میان این شبکه ها با توجه به معیار میانگین مربع خطأ (MSE)، شبکه بهینه انتخاب شد. لایه ورودی با توجه به داده های ورودی در نظر گرفته شد. از میان الگوریتم های مختلفی که برای آموزش شبکه های عصبی استفاده می شود، الگوریتم لوبنرگ - مارکوات^۱ انتخاب شد. چرا که، در مقایسه با سایر الگوریتم ها، سرعت بیشتری دارد و برای توقف فرایند آموزش از روش توقف زودهنگام^۲ استفاده شد. در نهایت شبکه عصبی با استفاده از نرم افزار (MATLAB 2008) طراحی و مدل سازی گردید.

با توجه به اینکه در ساختار شبکاف قیمتی از متغیرهای قیمتی نفت خام برنت و قیمت گازوئیل استفاده شده است و با توجه به نبود مشکلاتی همچون هم خطی و سایر موارد موجود در مباحث اقتصادستجویی، در مدل سازی شبکه عصبی، علاوه بر نرخ برابری یورو در مقابل دلار در لایه ورودی شبکه عصبی (۳ نرون) از متغیرهای قیمتی نیز استفاده شد. در این شبکه، متغیر نرخ برابری یورو در مقابل دلار^۳ قیمت نفت خام برنت و قیمت گازوئیل به عنوان متغیرهای ورودی^۴ و متغیر شبکاف قیمتی^۵ به عنوان متغیر خروجی در لایه خروجی در نظر گرفته شد. چگونگی طراحی و مدل سازی غیر خطی شبکاف قیمتی نفت در شبکه عصبی در جدول (۶) آورده شده است.^۶

1.Mean Square Error

2.Lorenberg-Marquatt

3.Early Stopping

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

۵. امکان مدل سازی متغیرهای مجازی در شبکه عصبی وجود ندارد. زیرا با کاهش توانایی آموزش و مدل سازی کل الگو، برآوردهای نادرستی ارائه می دهد.

۶. همچون قل، شبکاف قیمتی به صورت تفاضل قیمت نفت خام برنت از قیمت گازوئیل تعریف شده است.

۷. شایان ذکر است که متغیر وابسته در روش پانل، لگاریتم شبکاف قیمتی است، حال آنکه در روش شبکه عصبی، شبکاف قیمتی می باشد.

جدول ۶. طراحی و مدل‌سازی شکاف قیمتی در شبکه عصبی

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

منبع: یافته‌های تحقیق.

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

$$Output = 6.4 + 0.8Target$$

طبق معادله، با در نظر گرفتن مدل غیر خطی و روابط میان متغیرهای لحاظشده در شبکه عصبی، ضریب تعیین الگو حدود ۹۰ درصد است. به عبارت دیگر بر اساس مدل غیر خطی برازش شده با مدل شبکه 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 دوره آزمون به شرح جدول (۷) می‌باشد.

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

دوره	%	تعداد داده‌ها	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

۸، واحد افزایش می‌دهد که این به نوبه خود میان 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 شبکه عصبی (۹۰ درصد) با ضریب تعیین خروجی مدل داده‌های تابلویی (۷۶ درصد)، مشاهده می‌گردد که مدل غیر خطی نسبت به مدل خطی توانایی بیشتری در توضیح رابطه رفتار متغیر شکاف قیمتی دارد (تأیید فرضیه 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 (دبوچی) 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 رابطه زیرین سری اصلی، سری هموارشده و سری‌های توابع جزئیات وجود دارد:

$$\text{سری اصلی} = \text{سری سطح هموار شده (تقریبی)} + \text{مجموع سری‌های توابع جزئیات (مؤلفه‌ها)}$$

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

برای طراحی و مدل‌سازی روابط بین متغیر شکاف قیمتی و متغیرهای توضیحی با تفکیک مقیاس اثر گذاری تحت مدل غیر خطی، در ادامه ۳ سناریو ارائه گردیده است که هر یک ویژگی‌های خاص خود را دارد.

سناریوی ۱: در این سناریو، میزان اثربازی 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 نشان‌دهنده روند بلندمدت سری است.

است یا نوسانات بزرگ و یا تفاوتی ندارد.

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

جدول ۸. نتایج برآورد مدل‌های ستاریو یک تبدیل موجک

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

با توجه به جدول ۸، حدود ۱۷ درصد از نوسانات متغیر شکاف قیمتی در مقیاس ۲- 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 ۵- تا ۵ توسط متغیرهای مذکور گواهی بر این مدعاست. علاوه بر این، حدود ۹۱ درصد نوسانات بیشتر از ۵ و کمتر از ۵- 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

ختنی 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 اختی نمی‌کند.

سناریوی ۲: طبق این سناریو، مجموع نوسانات شکاف قیمتی (سطح هموارشده - سری کل = مجموع توابع جزئیات^۱) به صورت تابعی از نوسانات متغیرهای توضیحی پس از فیلتر شدن در ساختار شبکه عصبی مدل‌سازی می‌شوند. در این سناریو، هدف تعیین آن است که چند درصد از نوسانات متغیر شکاف قیمتی روندزدایی شده را نوسانات متغیرهای توضیحی روندزدایی شده توضیح داده‌اند. بر این اساس، مجموع سطوح تفکیک شده هر متغیر تحت یک بردار تهیه و آن بردار نماینده متغیر مذکور به عنوان 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 شبکه عصبی تعریف گردید. نتیجه مدل‌سازی این روابط در معادله زیر ارائه شده است:

$$Output = 0.012 + 0.17T \arg et$$

$$R^2 = 0.41$$

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

با توجه به آنکه ضریب تعیین نوسانات روندزدایی شده 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 روندزدایی شده متغیر توضیحی)، توانایی توضیح دهنده‌گی رفتار متغیر شکاف قیمتی را ندارد. در این صورت، این سوال 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 داردند؟ پاسخ این پرسش در سناریوی سوم ارائه شده است.

۱. مجموع نوسانات شکاف قیمتی

سناریوی ۳: طبق دو سناریوی پیشین، نوسانات کوچک و موقت متغیرهای توضیحی توانایی قوی‌ای در توضیح دهنگی نوسانات شکاف قیمتی ندارند، از این‌رو در سناریوی حاضر، روند متغیر شکاف قیمتی به عنوان نرون خروجی در لایه خروجی و روند متغیرهای نرنخ برابری یورو در مقابل دلار، قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل به عنوان نرون‌های ورودی در لایه ورودی با ۲۰ نرون مخفی در لایه 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 (رونده) متغیر شکاف قیمتی را تغییرات کلی (رونده) 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 شبکه عصبی و تبدیل موجک) است، اثر گذاری متغیرهای توضیحی مذکور در تعیین روند کلی متغیر شکاف قیمتی به عنوان بهترین نتیجه قابل تفسیر است.

به عبارت دیگر، در پاسخ به سوال مطرح شده در این سناریو باید گفت که تغییر ۱۰ واحدی در میزان کلی (رونده) متغیرها با احتمال بسیار بالا (حدود ۹۲ درصد)، روند متغیر شکاف قیمتی را به اندازه ۸,۴ واحد افزایش می‌یابد. علاوه بر این، اصل نبود تقارن میان قیمت نفت خام و گازوئیل در نوسانات بزرگ قیمت نفت تأیید می‌شود، در حالی که این امر در نوسانات کوچک مصدق ندارد (رد فرضیه چهارم).

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهاد‌ها

مسئله شکاف قیمتی بین قیمت نفت خام و فراورده‌های نفتی، موضوعی است که در چند سال اخیر توجه محققان و صاحب‌نظران اقتصاد ارزی را به خود جلب کرده است؛ به نحوی که، شناسایی عوامل مؤثر بر شکاف قیمتی مذکور و بررسی اصل تقارن و نبود تقارن میان قیمت نفت خام و فراورده‌های نفتی مورد توجه قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های خطی و غیرخطی را می‌توان بر حسب روش شناسی و نظری تفکیک کرد؛ به لحاظ نظری، نتایج حاصل از برآورد مدل‌های غیرخطی (سناریوی سوم تبدیل موجک) نشان داد که حدود ۹۲ درصد از تغییرات روند متغیر شکاف قیمتی تحت تأثیر روند سه متغیر نرنخ برابری

یورو در مقابل دلار، قیمت نفت خام و قیمت گازوئیل است، به عبارت دیگر، رابطه 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 حالی که در شرایط وجود نوسانات بزرگ، نبود تقارن کاملاً محرز است که نتیجه آن تأثیر ۸۴ درصدی بر نوسانات شکاف قیمتی بوده است.

نظر به اینکه ایران یکی از بزرگ‌ترین صادرکنندگان نفت خام جهان و در عین حال یکی از عمده‌ترین واردکنندگان گازوئیل در منطقه است، مسئله شکاف قیمتی و عوامل مؤثر بر آن یکی از موضوعات اساسی است که باید سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان حوزه اقتصاد انرژی در مبادلات بین‌المللی انرژی بدان توجه کنند. به عبارت دیگر، فعالان بازارهای انرژی می‌توانند با توجه به موارد عنوان شده، راهبرد تصمیم‌گیری کنند. در خصوص مبادله (خرید گازوئیل و فروش نفت خام) رابه‌گونه‌ای 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^۱، سلف^۲ و اختیار^۳ 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) به صرفه است. 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 مأخذ

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

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

مهر گان، نادر و سید حمیدرضا اشرف‌زاده، (۱۳۸۴)، "اقتصاد‌سننجی پانل دیتا"، همدان، انتشارات نور علم، لار، کتاب، (۱۳۸۶)، "اقتصاد‌سننجی، رهیافت کاربردی"، شمس‌الله شیرین‌بخش، تهران، انتشارات نور علم، احمدی، علی‌محمد، مهدی ذوالفاری و آیدین غفارنژاد، (۱۳۸۸)، "مطالعه تطبیقی شبکه‌های عصبی و مدل ARIMA در پیش‌بینی نیاز داخلی برق کشور"، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۴۱، صص ۷۹-۱۰۲

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

هوشمند، محمود و رضا فهیمی دوآب، (۱۳۸۹)، "بررسی رابطه بین‌مدت 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 Espíñola, 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. Benabouda,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, *Unpublished Working 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 Voelker,(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 Transactions on Neural Networks*, 3(4), PP. 624-7.

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

WWW.EIA.Gov

www.ECB.org

پیوست

جدول ۹. نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته

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

جدول ۱۰. نتایج آزمون فلیپس پرون

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

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

متغیر	Panel					Pool				
	ضرایب	Std.Err	Zآماره	Prob	ضرایب	Std.Err	Zآماره	Prob		
C	۲,۰۸۴۵	۰,۰۶۶۸۴	۳۱,۱۸۴۳	.	۱,۹۴۲۲	۰,۰۴۲۲۱	۴۵,۹۲۷۶	.		
LE	۰,۸۷۲۹	۰,۰۲۹۰۰	۳۰,۰۹۴۳	.	۰,۸۳۲۱	۰,۰۲۵۱۳	۳۳,۱۱۱۸	.		
PO	۰,۳۱۷۷	۰,۰۰۸۴۰	۳۷,۷۹۵۷	.	۰,۳۰۲۱	۰,۰۰۷۲۰	۴۱,۹۵	.		
MO	۰,۳۰۰۰	۰,۰۰۸۴۲	۳۵,۵۹۷۹	.	۰,۳۱۱۵	۰,۰۱۰۲۱	۳۰,۵۰۹۳	.		
R-squared	۰,۷۵۷۹					۰,۷۷۲۱				

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

متغیر	Panel				Pool			
	ضرایب	Std.Err	Zآماره	Prob	ضرایب	Std.Err	Zآماره	Prob
C	۳,۰۷۴۸	۰,۰۵۶۰	۵۴,۸۹۱۳	۰	۲,۸۱۲۲	۰,۰۶۱۲	۴۵,۹۵۰۹	۰
LE	۱,۷۷۵۶	۰,۰۱۹۲	۹۰,۶۱۲۰	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)

متغیر	Panel				Pool			
	ضرایب	Std.Err	Zآماره	Prob	ضرایب	Std.Err	Zآماره	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

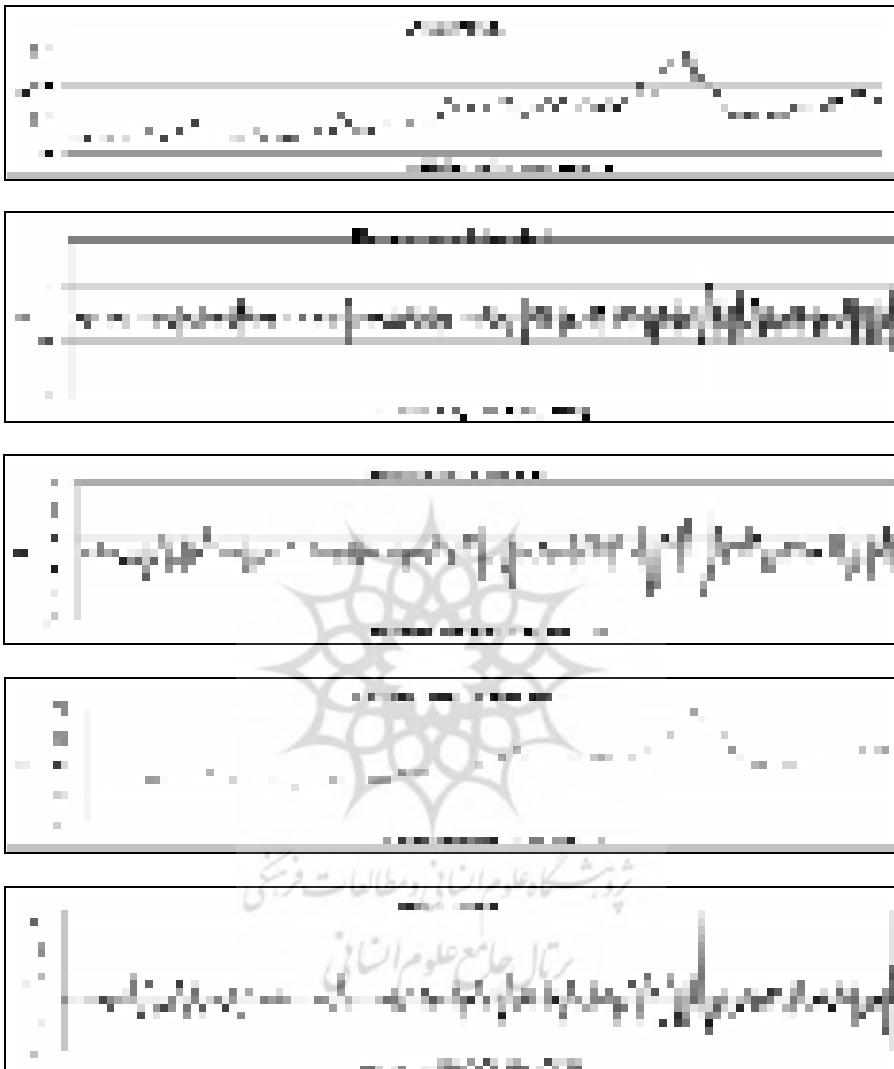
Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic	Test Summary
1.0000	3	0.000000	Cross-section random
Cross-section random effects test comparisons:			
Prob.	Var(Diff.)	Random	Fixed
0.6358	0.000000	0.872912	0.872912
0.6371	0.000000	0.317738	0.317738
0.6371	0.000000	0.300057	0.300058
Variable			
LE?			
PO?			
MO?			

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?

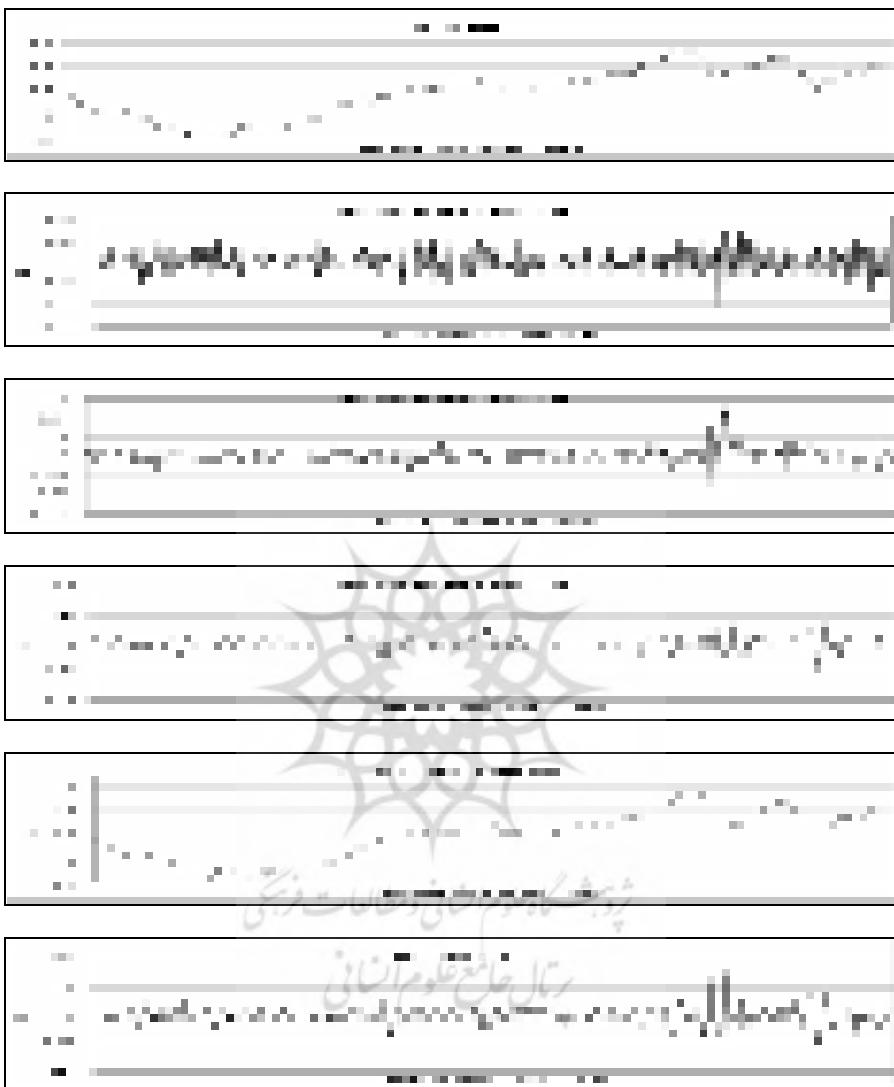
جدول ۱۶. آزمون هاسمن برای مدل (۲)**Correlated Random Effects - Hausman Test****Pool: POOL01****Test cross-section random effects**

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 تجزیه شده سری زمانی شکاف قیمتی
توسط موجک دبوجی ۴ بر حسب ۳ سطح

منبع: خروجی MATLAB



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

منج: خروجی MATLAB