فصل‌نامهٔ مطالعات اقتصاد انرژی/ سال پنجم / شمارهٔ ۱۸/ پاییز ۱۳۸۷/ صفحات ۱۲۱ - ۹۹

تخمین رابطهٔ میان قیمت نفت خام و گاز طبیعی مایع شده (LNG)، با استفاده از مدل تصحیح خطا

اسحاق منصورکیایی

کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه تهران و کارشناس بازاریابی و فروش گاز LNG

m.kiaee@nigec.com

تاریخ دریافت:۸۷/۸/۵ تاریخ پذیرش:۸۸/۵/۲۱

چکیده

روش مرسوم قیمت گذاری گاز فرض می‌کند که قیمت گاز طبیعی رابطهٔ نزدیکی با قیمت نفت خام دارد و از نوسانات آن پیروی می‌کند. به همین دلیل طی سال‌های متمادی در قیمت گذاری گاز طبیعی، قیمت این محصول تابعی از قیمت نفت خام درنظر گرفته شده است. بررسی روند تاریخی قیمت‌های نفت و گاز در بازارهای منطقه‌ای نیز نشان از هم‌سویی روند دو متغیر با یکدیگر دارد. این مقاله درصدد آن است تا با استفاده از ابزارهای اقتصادسنجی، رابطهٔ مذکور را تبیین و ثبات آن را مورد آزمون قرار دهد. برای این منظور پس از اشاره به قاعده‌های سرانگشتی موجود در تخمین قیمت گاز و برآورد رابطهٔ رگرسیونی ساده بین قیمت گاز و قیمت نفت خام، این فرضیه را مورد آزمون قرار می‌دهیم که آیا رابطهٔ رگرسیونی ساده قادر به ارایهٔ تخمینی بدون تورش و کارا از قیمت‌های گاز است. سرانجام با پیشنهاد مدل تصحیح خطا، تخمینی کاراتر از رابطهٔ بلند مدت میان قیمت نفت خام و قیمت گاز طبیعی ارائه می‌شود.

طبقه بندی JEL : C32, C53, Q47

کلید واژه: قیمت نفت خام، گاز طبیعی مایع شده، مدل تصحیح خطا، قاعدهٔ سرانگشتی، اقتصاد سنجی

Archive of SID

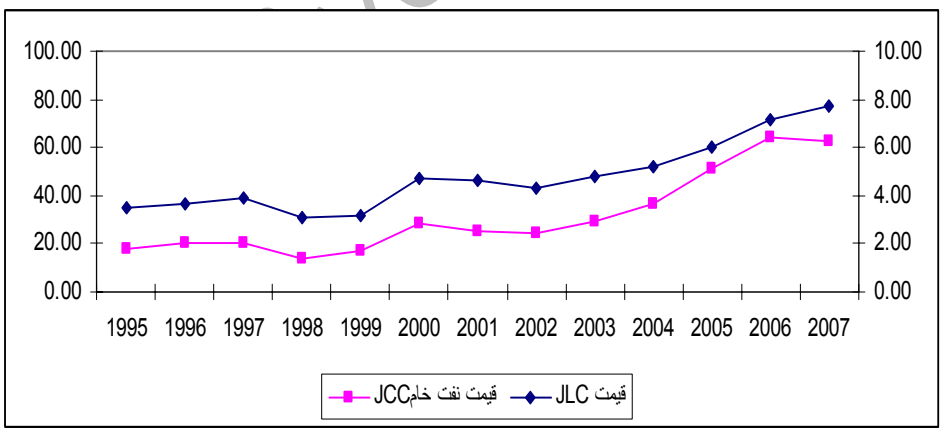
www.SID.ir

۱- مقدمه

روش مرسوم قیمت گذاری گاز فرض می‌کند که قیمت گاز طبیعی علاوه بر سایر عوامل، رابطهٔ نزدیکی با قیمت نفت خام دارد و از نوسانات آن پیروی می‌کند. به همین دلیل طی سال‌های متمادی در قیمت گذاری گاز طبیعی، قیمت این محصول تابعی از قیمت نفت با شیب α و ضریب ثابت β (که در اینجا فرض شده اثر سایر عوامل اثرگذار را در خود جا داده است)، به صورت ذیل درنظر گرفته شده است:

$$P_{gas} = \alpha P_{oil} + \beta$$

دلیل اصلی این امر پتانسیل جایگزینی نفت و گاز طبیعی با یکدیگر است. به عبارت دیگر، برای سال‌های متمادی بسیاری از صنایع نفت سوز انتقال از سوخت نفت به گاز را به دفعات تجربه کرده‌اند. بررسی روند تاریخی قیمت‌های نفت و گاز در بازارهای منطقه‌ای نیز نشان از هم‌سویی روند دو متغیر با یکدیگر دارد، به گونه‌ای که روند قیمت‌ها در ۵ سال گذشته نشان می‌دهد که قیمت گاز در بازار منطقه‌ای جنوب شرقی آسیا همراه با افزایش قیمت‌های نفت خام، افزایش یافته است. این مقاله درصدد آن است تا با استفاده از ابزارهای اقتصادسنجی، رابطهٔ مذکور را تبیین و ثبات آن را مورد آزمون قرار دهد.



نمودار ۱- هم‌سویی روند قیمت‌های نفت خام و گازطبیعی مایع شده

منبع: گزارش‌های مختلف IEA و BP Statistical Review

Archive of SID

www.SID.ir

برای ایـن منظـور، بـازار منطقـه‌ای جنـوب شـرقی آسیـا کـــه در آن از شـاخـــص قیمت نفـت خـام وارداتـی ژاپن یعنی JCC[1] به‌عنوان شاخص بازار نفت خام و هم‌چنین شاخص قیمت گاز طبیعی مایع شدهٔ[2] وارداتی ژاپنJLC[3] به‌عنـوان شـاخص بـازار LNG استفاده می‌شود، انتخاب شده است. دلایل این انتخاب به شرح ذیل است:

الف- با توجه به جایگاه ایران به‌عنوان دومین دارندهٔ ذخایر گـاز جهـان و تخصـیص فازهای ۱۱ الی ۱۴ پارس جنوبی به صادرات گاز طبیعی مایع شده و هـم‌چنـین برخـی دیگر از میادین گازی مانند پارس شمالی و گلشن، صنعت نفت و گاز کشور، به تخمـین رابطه‌هایی از این دست و کاربرد آن در تعیین قیمت گاز طبیعی مایع شدهٔ صادراتی بـه بازارهای جنوب شرقی آسیا، نیازمند است و به دلیل فقدان ارتباط مراکـز دانشـگاهی و تخصصی با بخش صنعت، معمولا یک رابطهٔ ساده خطی تخمین زده می‌شود که ممکـن است نتایج گمراه کننده‌ای را به همراه داشته باشد.

ب- بازار ژاپن بازار باثباتی به شـمار مـی‌رود کـه از تجربـهٔ طـولانی در واردات گـاز طبیعی مایع شده برخوردار است. ژاپن به‌عنوان اولین واردکنندهٔ LNG در آسـیا، اولـین شاخص‌های تعیین قیمت برای LNG در بازار جنوب شـرقی آسـیا را نیـــز شـــکل داده است. در بازار آسیا ۹۷ درصد واردات گاز به‌صورت LNG اسـت و ژاپـن بـه تنهـایی ۵۰ درصد از تولید LNG جهان را وارد مـی‌کنـد.[4] بنـابراین، شـناخت ویژگـی‌هـای عوامـل تعیین‌کنندهٔ قیمت گاز در بازار ژاپن، تا اندازهٔ زیـادی قابـل تعمـیم بـه سـایر بازارهـای منطقه‌ای که بعضا در آن‌ها هاب‌های جدیدی نیز در حال شکل‌گیری است، می‌باشد.

در ادامه در بخش ۲، روند قیمت گذاری گاز در جنوب شرقی آسیا، بخش ۳، چند قاعده سرانگشتی برای محاسبه قیمت گاز طبیعی، بخش ۴، تخمین رابطه رگرسیونی خطی، بخش ۵، سایر عوامل اثرگذار بر قیمت گاز، بخش ۶، تعیین شکل صحیح تابع تصریح، بخش ۷، توصیف داده ها، بخش ۸، آزمون های بسندگی مدل، بخش ۹، برازش رابطه قیمت گاز طبیعی و نفت خام، بخش ۱۰، تفسیر نتایج مدل و بخش ۱۱، نتیجه گیری و سیاست های راهبردی می باشد.

1 - Japan Crude Oil Cocktail.
2- Liquefied Natural Gas.
3 - Japan LNG Cocktail.
4- Cayrade, 2003.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- روند قیمت گذاری گاز در جنوب شرقی آسیا

هنگامی که برای اولین بار در آسیا، کشور ژاپن بـه واردات LNG در سـال ۱۹۶۹ از آلاسکا اقدام کرد، نقش عمدهٔ گاز طبیعی مایع شده، جایگزینی آن بـا سـوخت نفـت در کارخانه‌های تولید برق بوده است تا از میزان آلودگی هوا کاسته شود. لذا منطقی به نظر می‌رسید که قیمت LNG با قیمـت نفـت خـام مـرتبط شـود. در ابتـدا در دهـهٔ هفتـاد قیمت‌گذاری گاز طبیعی با نرخ ثابت بوده است، در دههٔ هشتاد قیمت گاز طبیعی مـایع شده براساس گزارش‌های رسمی دولت از قیمت نفت خام انجام می‌گرفت، تا این‌کـه در دههٔ ۱۹۹۰ قیمت LNG در بازار جنوب شرقی آسیا به قیمت نفت خام وارداتی ژاپن یـا JCC مرتبط شد. هم‌چنین برای کاهش اثر نوسانات قیمت نفت خـام، مکـانیزم فرمـول قیمت به شـکل منحنـی S درآمـد، کـه در قیمـت‌هـای پـایین از زیـان فروشـنده و در قیمت‌های بالای نفت خام از زیان خریدار می‌کاست و در حقیقت ریسک قیمت را بـین طرفین توزیع می‌کرد. در حال حاضر نیز قیمت‌های LNG در ایـن منطقـه بـه شـاخص قیمت نفت خام JCC مرتبط است. با این تفاوت که فرمول قیمت معمولا کف یـا سـقف ندارد و به‌صورت خط مستقیم[1] و با شیب یکسان در همهٔ سطوح نفت خام بیان می‌شود.

۳- چند قاعدهٔ سرانگشتی برای محاسبهٔ قیمت گاز طبیعی

قاعده‌های سرانگشتی برای محاسبهٔ قیمـت گـاز طبیعـی در مـدت طـولانی توسـط صنایع (به‌ویژه در ایالات متحده) جهت تعیین ارتباط قیمت گاز با قیمت نفت خـام، در مورد استفاده، بوده است. دو قاعدهٔ ساده وجود دارند. که نسبت‌های ثابتی را بین قیمـت گاز طبیعی و قیمت نفت خام برقرار می‌کنند. اولی براساس داده‌های تـاریخی بـه‌دسـت آمده و دیگری منعکس کنندهٔ تفاوت در ارزش حرارتی هر واحد نفت خام و گاز است.

الف- قاعدهٔ اول: یک قاعدهٔ ساده سرانگشتی می‌گوید که قیمت گاز یک دهم قیمـت نفت خام است. به عبارت دیگر در قیمت نفت خام ۶۰ دلار، قیمت گـاز طبیعـی ۶ دلار در هر میلیون بی‌تی یو تخمین زده می‌شود. به نظر می‌رسد کـه ایـن قاعـده براسـاس مشاهدات قیمت گاز و نفت در بازار آمریکا (شاخص گازهنری هاپ و شاخص نفت خـام وست تگزاس اینترمـدیت (WTI)) بـه‌دسـت آمـده باشـد، لـذا اسـتفاده از آن در سـایر

1- Straight line.

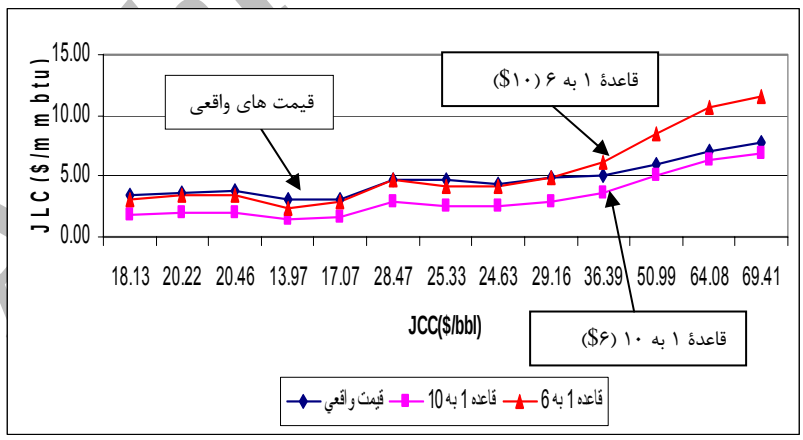
Archive of SID

www.SID.ir

بازارهای منطقه‌ای مانند جنوب شرق آسیا از تورش برخوردار خواهد بود. بررسی روند تاریخی قیمت‌ها در دههٔ ۱۹۹۰ در بازار جنوب شرقی آسیا نیز نشان می‌دهد که این نسبت بیش‌تر به دو دهم نزدیک‌تر بوده، هرچند در سال‌های اخیر (۲۰۰۰- ۲۰۰۵) قاعدهٔ سرانگشتی فوق تا حدی صادق بوده است.

ب- قاعدهٔ دوم: قاعدهٔ سرانگشتی ساده دیگر محتوای انرژی هر بشکه نفت را منعکس می‌کند. از آن‌جاکه هر بشکه نفت WTI حاوی ۵/۸۲۵ میلیون بی‌تی یو است، قیمت هر میلیون بی‌تی یو گاز تقریبا" یک ششم قیمت نفت خام است. بنابراین در قیمت نفت خام ۶۰ دلار قیمت گاز طبیعی، ۱۰ دلار در هر میلیون بی‌تی یو تخمین‌زده می‌شود. از آن‌جا که نفت خام وارداتی ژاپن به‌طور عمده سبدی از نفت خام امارات متحده عربی، عربستان سعودی و ایران است، این قاعده نیز دقت زیادی در تخمین قیمت گاز در بازار جنوب شرقی آسیا نخواهد داشت.

در نمودار (۲)، قیمت‌های واقعی گاز طبیعی مایع شده (JLC)، با مقادیر تخمین زده شده از طریق دو قاعدهٔ فوق مقایسه شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، در بازار جنوب شرقی آسیا (ژاپن) تخمین قیمت گاز طبیعی مایع شده در قیمت‌های پایین نفت خام، با روش قاعدهٔ دوم از تورش کم‌تری نسبت به روش قاعدهٔ اول برخوردار است. اگرچه در قیمت‌های بالای نفت خام (۳۵ دلار به بعد) روش قاعدهٔ اول نتایج بهتری را ارائه می‌کند.



نمودار ۲- مقایسهٔ تخمین قاعده‌های سرانگشتی و قیمت‌های واقعی

منبع: محاسبات تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

۴- تخمین رابطهٔ رگرسیونی خطی ساده

یک تحلیل رگرسیونی ساده از داده‌های ماهانه مربوط به قیمت نفت خام وارداتی ژاپن (JCC) و قیمت گاز طبیعی مایع شدهٔ وارداتی ژاپن (JLC) طی سال‌های ۱۹۹۵ الی سه ماه اول سال ۲۰۰۸، نتایج زیر را به‌دست می‌دهد.[1] لازم به ذکر است که در رگرسیون خطی سادهٔ اول، قیمت گاز در دورهٔ t تابعی از قیمت نفت خام همان دورهٔ فرض شده است، اما در رگرسیون دوم، قیمت گاز در دورهٔ t تابعی از قیمت نفت خام در دورهٔ t-1 است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نتایج هر دو رگرسیون تقریبا یکسان است:

$$P_{JLC} = ۰/۰۸۴۲ * P_{JCC} + ۲/۰۶۳ \qquad (۱)$$

(۵۸/۵۸۵۶) (۳۸/۰۵۱۶)

DW = ۰/۳٤ R-Squared = ۰/۹۵ F-Statistic = ۳٤۳۲/۲۷

$$P_{JLC} = ۰/۰۸۶۸ * P_{JCC(-1)} + ۲/۰۲ \qquad (۲)$$

(۵۸/۳٤۵۱) (۳۶/۵۷۶٤)

DW = ۰/٤۳ R-Squared = ۰/۹۵ F-Statistic =۳٤۰٤/۱۵۷

این رگرسیون خطی ساده، قیمت گاز طبیعی مایع شده در قیمت ۶۰ دلار نفت خام را ۷/۱۱۵ دلار در هر میلیون بی‌تی یو تخمین می‌زند. همهٔ ضرایب در سطح بهتر از ۹۹ درصد معنی‌دار هستند. در نمودار (۳)، نتایج رگرسیون (۱) و داده‌های قیمت واقعی با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

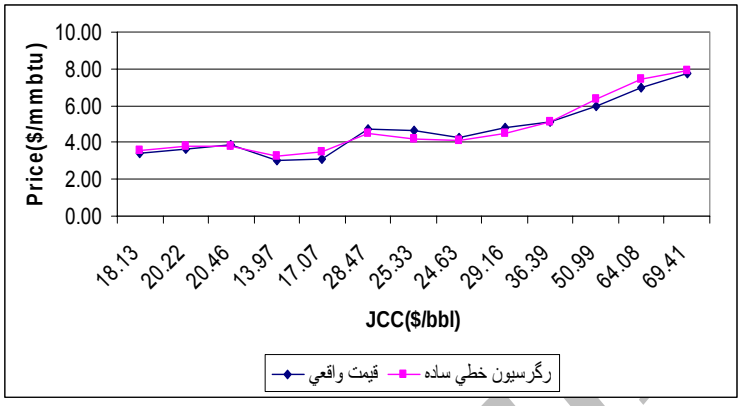
نتایج این رگرسیون‌های ساده تا چه اندازه قابل اعتماد است؟ آمارهٔ دوربین واتسون حاکی از آن است که مدل تصریح شده دارای مشکل خود همبستگی[2] است، که خود می‌تواند ناشی از حذف یک متغیر مهم و تأثیرگذار از مدل باشد به عبارت دیگر در تعیین قیمت گاز طبیعی به جز قیمت نفت خام، عوامل مهم دیگری نیز دخیل هستند که در تصریح مدل باید درنظر گرفته شوند و در این‌جا در نظر گرفته نشده‌اند.

۱- اعداد داخل پرانتز بیانگر آمارهٔ t هستند.

2- Autocorrelation.

Archive of SID

www.SID.ir



نمودار ۳- مقایسهٔ تخمین رگرسیون ساده با داده‌های واقعی قیمت

منبع: محاسبات تحقیق

خودهمبستگی هم‌چنین ممکن است ناشی از شکل غلط تابع تصریح باشد که ما را دچار تورش تصریح خواهد کرد، لذا در استفاده از مدل باید بسیار محتاط بود. در این مورد به‌نظر می‌رسد که مشکل خود همبستگی هم ناشی از حذف متغیرهای مهم از مدل و هم شکل غلط تابع و تصریح مدل باشد لذا باید به دنبال بررسی سایر عوامل تأثیرگذار بر قیمت گاز طبیعی و نوع دیگری از تابع تصریح بود.

۵- سایر عوامل اثرگذار بر قیمت گاز طبیعی

عواملی که تقاضای گاز طبیعی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و یا فراوانی نسبی عرضهٔ گاز را متأثر می‌کنند، بر قیمت گاز طبیعی اثرگذارند. از این عوامل می‌توان به نوسانات فصلی، شرایط جوی، ذخایر گاز و وقفه در تولید، اشاره کرد.

از آن‌جاکه مصرف گاز طبیعی تابع نوسانات فصلی است (اما تولید آن این‌طور نیست)، ذخیره سازی گاز طبیعی در طول دورهٔ تابستان، برای استفاده از آن در زمستان انجام می‌پذیرد. فصلی بودن مصرف منجر به قیمت‌های بالاتر گاز در زمستان (فصل سرما) و قیمت‌های پایین‌تر آن در تابستان (فصل گرما) می‌شود. تغییر شرایط جوی و انحراف آن از نرم‌های فصلی نیز قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد به گونه‌ای که افزایش روزهای با شرایط جوی خارج از نُرم هر فصل، منجر به رانش قیمت‌ها به سمت بالا می‌شود. میزان ذخیره‌سازی نیز بر قیمت گاز اثرگذار است. هم‌چنین حجم

Archive of SID
www.SID.ir

ذخیره‌سازی بیش‌تر از نیاز نوسانات فصلی نیز منجر به کاهش قیمت‌ها می‌شود و عکس آن نیز صادق است. وقفه در تولید نیز قیمت‌های گاز را افزایش می‌دهد زیرا منجر به کاهش عرضه می‌شود. اگرچه ذکر عوامل اضافی فوق به معنای عدم وجود رابطهٔ اساسی و مهم میان قیمت نفت و قیمت گاز طبیعی مایع شده نیست، ولی لازم به یادآوری است که در تصریح مدل باید عوامل فوق را نیز درنظر گرفت.

۶- تعیین شکل صحیح تابع تصریح

همان‌طور که مشاهده شد، نتایج مدل رگرسیون خطی ساده چندان قابل اعتماد نیست، زیرا اگرچه ضرایب آمارهٔ t و آزمون معنی داری تمامی ضرایب F-statistic حاکی از معنی‌داری نتایج آزمون است، اما به دلیل آن‌که آمارهٔ دوربین واتسون پایین است، مدل برآورد شده از مشکل خودهمبستگی رنج می‌برد. هم‌چنین لازم به‌ذکر این نکته است که در تحقیقات همواره چنین فرض شده است که سری‌های زمانی مورد استفاده مانا هستند و اگر این حالت وجود نداشته باشد، آزمون‌های آماری متعارفی که اساس آن‌ها بر پایهٔ آماره‌های F، t، خی دو و آزمون‌های مشابه بنا شده است، مورد تردید قرار می‌گیرند. از سویی، اگر متغیرهای سری زمانی مانا نباشند، ممکن است مشکلی بنام رگرسیون کاذب[1] نیز بروز کند. در این گونه رگرسیون‌ها، در عین حال که ممکن است هیچ رابطهٔ مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، اما ضریب تعیین (R^2) به‌دست آمده می‌تواند بسیار بالا باشد (مانند رگرسیون خطی فوق). با توجه به موارد فوق، باید به دنبال نوعی از شکل تابع تصریح باشیم که نگرانی ما را از بروز مشکل رگرسیون کاذب برطرف کند. مدل‌های تصحیح خطا به این منظور طراحی و معرفی شده‌اند. مدل‌های تصحیح خطا (ECM)[2] روشی ساده از ترکیب روابط بلندمدت میان سطح متغیرها و روابط کوتاه مدت میان تفاضل اول آن متغیرها هستند. این مدل را سارگان (۱۹۶۴) معرفی کرد و سپس انگل – گرنجر (۱۹۷۸) آن را به شهرت رساندند. مزیت این مدل آن است که همهٔ متغیرها در معادلهٔ برآورد شده، مانا[3] هستند و از این‌رو مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد.

1- Recursive regression.
2- Error Correction Model .
3- Stationary.

Archive of SID

www.SID.ir

۶-۱- مدل تصحیح خطای مرتبهٔ اول

مدل تصحیح خطای دو متغیره مرتبهٔ اول به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta y_t = ß_1 \Delta x_t - (1-\alpha) [\, y_{t-1} - \delta_1 - \delta_2 x_{t-1}] + \upsilon_t$$

که جزء داخل براکت، خطای عدم تعادل در دورهٔ قبل، یعنی انحراف y_{t-1} از ارزش تعادلی بلندمدت آن است و υ_t نیز جزء استاندارد خطا را نشان می‌دهد.

ضریب $ß_1$، اثر کوتاه مدت تغییرات در متغیر x بر روی y را اندازه‌گیری می‌کند و δ_2 اثر بلند مدت x را بر روی y اندازه می‌گیرد. اگر متغیرها به‌صورت لگاریتمی بیان شوند، ضرایب δ_1 و δ_2 به ترتیب بیانگر کشش‌های کوتاه مدت و بلند مدت هستند. $(1-\alpha)$، آن بخش از خطای تعادلی دورهٔ قبل است که در دورهٔ جدید تصحیح می‌شود. انتظار آن است که این ضریب در مدل، منفی و به احتمال زیاد کوچک‌تر از یک باشد. بنابراین، برای مثال، اگر مقدار y_{t-1} بالاتر از ارزش تعادلی بلندمدت پیش‌بینی شده توسط $(\delta_1 + \delta_2 x_{t-1})$ باشد آن‌گاه جزء خطای عدم تعادل مثبت خواهد بود. از این‌رو در دورهٔ جدید y_t کاهش می‌یابد (زیرا Δy_t کوچک‌تر از صفر است)، تا y را به سطح ارزش تعادلی بلندمدت خود بازگرداند.

اگر x وy متغیرهای انباشته از مرتبهٔ اول I(1) باشند، آن‌گاه تفاضل‌های مرتبهٔ اول هر دو متغیر، یعنی Δx و Δy نیز مانا خواهند بود. جزء داخل براکت نیز ماناست. اگرچه متغیرها هم انباشته[1] باشند. بنابراین همهٔ متغیرها در معادلهٔ فوق مانا هستند و نتایج تخمین OLS قابل اعتماد خواهد بود.

به عبارت دیگر، یک مدل تصحیح خطا فقط هنگامی قابل تخمین است که الف) همهٔ متغیرها انباشته از مرتبهٔ اول I(1) باشند[2] و ب) هم انباشته باشند.

بنابراین قبل از اجرای مدل نیاز به انجام آزمون‌های مرتبهٔ انباشتگی که از طریق آزمون ریشهٔ واحد انجام می‌شود و سپس آزمون هم انباشتگی، است.

چنان‌چه تعداد متغیرهای توضیح دهنده بیش‌تر باشد مثلا x و z، آن‌گاه مدل ECM به صورت زیر تعمیم می‌یابد:

$$\Delta y_t = ß_1 \Delta x_t + \Phi \Delta z_t - (1-\alpha) [\, y_{t-1} - \delta_1 - \delta_2 x_{t-1} + \delta_3 z_{t-1}] + \upsilon_t$$

1- Cointegrated.

۲- بدیهی است چنان‌چه متغیری در سطح انباشته باشد I(0) ، تفاضل آن نیز حتما انباشتهٔ I(1) است.

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین اجزاء Δz_t و z_{t-1} نیز بر مدل اضافه می‌شوند.

۶-۲- مدل تصحیح خطای مرتبهٔ دوم

مدل تصحیح خطا، دو متغیره به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta y_t = ß_1 \Delta x_t + (ß_1+ß_2)\, \Delta x_{t-1} - (1-\alpha_1)\, \Delta y_{t-1} - (1-\alpha_1-\alpha_2)\, [\, y_{t-2} - \delta_1 - \delta_2\, x_{t-2}] + \upsilon_t$$

با مقایسهٔ این مدل با مدل تصحیح خطای مرتبهٔ اول، اجزاء Δx_{t-1} و Δy_{t-1} اضافه شده‌اند، به‌علاوه این‌که در جزء خطای عدم تعادل نیز از وقفهٔ دوم متغیرهای سطح استفاده شده است.

۶-۳- روش تخمین ضرایب در مدل تصحیح خطا

برای تخمین مدل تصحیح خطای مرتبهٔ اول با دو متغیر به صورت ذیل عمل می‌کنیم:

$$\Delta y_t = ß_1 \Delta x_t - (1-\alpha)\, [\, y_{t-1} - \delta_1 - \delta_2\, x_{t-1}] + \upsilon_t$$

با ضرب به بیرون اجزاء داخل براکت خواهیم داشت:

$$\Delta y_t = ß_1 \Delta x_t - (1-\alpha)\, y_{t-1} + (1-\alpha)\, \delta_1 + (1-\alpha)\, \delta_2\, x_{t-1} + \upsilon_t$$

و یا

$$\Delta y_t = ß_0 + ß_1 \Delta x_t - (1-\alpha)\, y_{t-1} + (1-\alpha)\, \delta_2\, x_{t-1} + \upsilon_t$$

که در آن $ß0 = (1-\alpha)\, \delta 1$ است. بنابراین Δyt به‌عنوان متغیر وابسته بر روی ضریب ثابت (ß0)، Δxt، yt-1 و xt-1، تخمین زده می‌شود.

در رگرسیون فوق ضریب Δx_t، یعنی $ß_1$، کشش کوتاه مدت را نشان می‌دهد درحالی‌که ضریب y_{t-1} ضریب تعدیل است. برای به‌دست آوردن مقادیر δ_1 و δ_2 نیز کافی است ضریب ثابت و ضریب x_{t-1} را بر ضریب تعدیل تقسیم کنیم.

$$\delta_1 = ß_0 / (1-\alpha)$$

۶-۴- دلالت اقتصادی مدل‌های تصحیح خطا

مفهوم اقتصادی مدل‌های تصحیح خطا آن است که حالت تعادلی پایدار به ندرت ایجاد می‌شود. زیرا بنگاه‌های اقتصادی قادر نیستند بلافاصله نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان دهند و رفتار یا تصمیمات خود را تعدیل کنند. حتی اگر پیش‌بینی‌ها صد

Archive of SID

www.SID.ir

در صد درست و منطبق بر واقعیت باشند، هزینه‌های انطباق مانع از تعدیل آنی و فوری آن می‌شوند. این باعث سبب که مقدار جاری یک متغیر وابسته تحت تأثیر وقفهٔ متغیر مستقل نیز قرار گیرد.[۱]

۷- توصیف داده‌ها

همان‌طورکه ذکر شد، در این مطالعه از داده‌های ماهانهٔ قیمت‌های JCC و JLC طی سال‌های ۱۹۹۵ الی سه ماه اول ۲۰۰۸، استفاده شده است. با وجود تلاش گستردهٔ نگارنده، امکان دسترسی به داده‌های ماهانه مربوط به ذخایر گاز طبیعی و هم‌چنین اطلاعات ماهانهٔ مربوط به شرایط جوی کشور ژاپن میسر نشد، لذا امکان تصریح مدل با همهٔ متغیرهای اثرگذار فراهم نیست به همین دلیل از مدل تصحیح خطای مرتبهٔ اول (دو متغیره)، استفاده شده است. اطلاعات آماری (شاخص‌های پراکندگی) مربوط به داده‌های قیمت در جدول ذیل خلاصه شده است.

جدول ۱- شاخص‌های پراکندگی داده‌ها

نام سري	قیمت گاز طبیعي مایه شده (JLC)	قیمت نفت خام (JCC)
میانگین	٤/٨٠	٣٦/٨٤
میانه	٤/٥٧	٢٦/٨٢
حداکثر	١١/٥٣	١٣٢/١٤
حداقل	٢/٧١	١١/٢٣
انحراف معیار	١/٦٣	٢٥/٤٦
کشیدگي	٥/٣٨	٥/٢٥
چولگي	١/٤١	١/٦٣
تعداد مشاهدات	١٥٧	١٥٧
آمارهٔ آزمون توزیع نرمال **Jarque Bera**	٨٩/٣٨	١٠٩/٨٦
احتمال	٠/٠٠٠	٠/٠٠٠

منبع: محاسبات تحقیق

۱- توکلی، احمد. تحلیل سری های زمانی، مؤسسهٔ مطالعات و پژوهش های بازرگانی ، چاپ اول، ۱۳۷۶.

Archive of SID
www.SID.ir

۸- آزمون‌های بسندگی مدل

از آن‌جاکه مدل سادهٔ رگرسیون خطی برآورد شده مشکلات مهمی در تصریح دارد (خود همبستگی، عدم اطمینان از مانایی سری‌های زمانی و. ..)، برای به‌دست آوردن تخمین‌های کاراتر باید آزمون‌های بسندگی مدل را انجام دهیم.

به یاد داشته باشید که رگرسیون سادهٔ برآورد شده در بخش ۴، با فرض مانایی سری‌های زمانی تخمین زده شده است لذا اگرچه آماره‌های t و F معنی دارند، اما قابل اعتماد نیستند و آمارهٔ دوربین واتسون از وجود خودهمبستگی شدید بین متغیرهای مدل حکایت دارد. همان‌گونه که بحث شد، استفاده از OLS در مدل‌هایی که دچار خود همبستگی هستند، کارایی تخمین زننده‌ها را زیر سوال می‌برد، بنابراین باید برای رفع خود همبستگی اقدام کرد. یکی از روش‌های رفع خود همبستگی این است که به جای برازش سطح متغیرها، از تفاضل آن‌ها استفاده کنیم. با توجه به این‌که در مدل تصحیح خطا از تفاضل متغیرها استفاده می‌شود لذا مشکل خودهمبستگی معمولا برطرف می‌گردد، بنابراین فقط باید از عدم وجود ریشهٔ واحد (نامانایی) و وجود هم انباشتگی متغیرها مطمئن شویم.

یک متغیر سری زمانی وقتی ماناست که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت بماند. به عبارت دیگر، چنان‌چه شوکی وارد شد، در یک سری مانا آن شوک اثر ماندگار نخواهد داشت و پس از مدتی دوباره سری زمانی به میانگین خود برمی‌گردد.

آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای سری‌های زمانی قیمت نفت خام (JCC) و قیمت گاز طبیعی (JLC)، نشان می‌دهد که اگرچه سری زمانی قیمت نفت خام JCC با سطح اطمینان ۹۵ درصد ماناست، اما سری قیمت گاز طبیعی (JLC) در این سطح اطمینان مانا نیست. لذا رگرسیون خطی این دو متغیر تخمین‌های کارا به دنبال نخواهد داشت. چنان‌چه سطح اطمینان موردنظر را ۹۰ درصد درنظر بگیریم، پس از تفاضل‌گیری، تفاضل اول سری زمانی قیمت گاز (JLC) نیز مانا خواهد بود. لذا در مدل می‌توان از تفاضل مرتبهٔ اول سری‌های زمانی قیمت استفاده کرد. هرچند شرط مانایی متغیرهای سری زمانی یک رابطهٔ رگرسیونی را می‌توان از طریق تفاضل‌گیری تأمین کرد، اما کار خاصی برای حفظ اطلاعات بلندمدت در رابطه با سطح متغیرها نمی‌توان انجام داد، زیرا با تفاضل‌گیری، اطلاعات ارزشمندی را در مورد سطح متغیرها در

Archive of SID

www.SID.ir

بلندمدت از دست می‌دهیم. این‌جاست هم انباشتگی سری‌های زمانی باید ثابت شود، تا بتوان رگرسیونی را بدون هراس از کاذب بودن آن برآورد کرد.

مفهوم اقتصادی هم انباشتگی این است که وقتی دو یا چند سری زمانی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هرچند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی بوده باشند (نامانا باشند)، ولی یکدیگر را در طول زمان به خوبی دنبال می‌کنند، به گونه‌ای که تفاضل بین آن‌ها با ثبات (مانا) است. در چنین حالتی جزء هم انباشتگی، اطلاعات ارزشمندی را برای روابط بلندمدت فراهم می‌کند که عدم احتساب آن می‌تواند تخمین را ناکارا کند و یا ارتباط بلندمدت میان متغیرها در برآورد نادیده گرفته شود.

انگل و گرنجر (۱۹۸۷)، بیان کردند که اگر آزمون دیکی- فولر را روی پسماندهای مدل انجام دهیم و سری زمانی پسماند مانا شود، آن‌گاه ترکیب سری‌ها مانا است و دو سری هم انباشته‌اند، یعنی حاوی اطلاعات بلند مدت هستند.

نتایج آزمون هم انباشتگی انگل- گرنجر بر روی پسماندهای سری‌های قیمت نشان می‌دهد که پسماند سری‌ها، مانا و در نتیجه ترکیب سری‌ها هم انباشته است.

هم‌چنین قبل از آن‌که رابطهٔ بلندمدت بین چند متغیر را تخمین بزنیم، باید مطمئن شویم که این متغیرها می‌توانند یکدیگر را توضیح دهند، به عبارت دیگر رابطهٔ علیت بین متغیرها و جهت آن، شناسایی شده باشد. ارتباط علیت بین دو متغیر نیز نشان می‌دهد که تغییرات در یک متغیر منجر به تغییرات در متغیر دیگر می‌شود. برای این‌که بدانیم جهت رابطهٔ علیت بین سری قیمت‌ها چگونه است، از آزمون علیت انگل، گرنجر استفاده کرده ایم.

آزمون علیت انگل- گرنجر نشان می‌دهد که رابطهٔ علیت بین سری قیمت‌ها یک‌طرفه است، به عبارت دیگر فرضیهٔ «قیمت گاز علت گرنجر قیمت نفت خام نمی‌باشد» را نمی‌توان رد کرد، ولی فرضیهٔ " قیمت نفت خام علت گرنجر قیمت گاز نمی‌باشد" رد می‌شود. بنابراین رابطهٔ علیت، یک‌طرفه و از سمت قیمت نفت خام به قیمت گاز است، به عبارت دیگر می‌توان انتظار داشت که داده‌های قیمت نفت خام در توضیح تغییرات و پیش‌بینی داده‌های قیمت گاز کمک کننده باشد.

در جدول ذیل نتایج آزمون علیت آمده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲- نتایج آزمون علیت انگل – گرنجر

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 01/28/09 Time: 13:46
Sample: 1995M01 2008M12
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
JCC does not Granger Cause JLC	153	7.49378	0.00079
JLC does not Granger Cause JCC		1.39481	0.25112

منبع : خروجی نرم‌افزار Eviews

۹- برازش رابطهٔ قیمت گاز طبیعی و نفت خام با استفاده از مدل تصحیح خطا

اکنون با توجه به این‌که سری قیمت‌ها با تفاضل‌گیری مانا شده‌اند و تفاضل آن‌ها هم انباشته از درجهٔ I(1) است[1]، می‌توانیم از مدل تصحیح خطا استفاده کنیم، که در آن تغییرات متغیر وابسته تابعی از تغییرات در متغیرهای مستقل و وابسته، به‌علاوهٔ جزء تصحیح خطاست. به عبارت دیگر، مقدار متغیر وابسته تحت تأثیر وقفهٔ متغیرهای مستقل و وابسته نیز قرار دارد. مدل برازش شده به شرح ذیل است:

$$\Delta P_{JLC} = ß_1 \Delta P_{JCC} - (1- \alpha)\, ECT(-1) + \varepsilon_t = ß_0 + ß_1\, \Delta P_{JCC} - (1- \alpha)\, P_{JLC(t-1)} + (1-\alpha)\, \delta_2\, P_{JCC(t-1)} + \varepsilon_t \quad ß_0 = (1-\alpha)\, \delta_1$$

که در آن ΔP_{JLC} و ΔP_{JCC}، تفاضل اول قیمت گاز و نفت خام و $ECT=(P_{JLC\,(t-1)} - \delta_2 P_{JCC\,(t-1)})$[3]، جزء تصحیح خطاست. سایر متغیرهای مستقل در این مطالعه به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات آن‌ها وارد مدل نشده‌اند و ε_t نیز جزء خطای استاندارد است.

در این مدل ΔP_{JCC} اختلالات کوتاه مدت P_{JLC} را توضیح می‌دهد در حالی‌که جزء تصحیح خطا ($P_{JLC\,(t-1)} - \delta_2 P_{JCC\,(t-1)}$) تعدیل به سمت پایدار را منعکس می‌کند. به

۱- همان‌طور که نشان داده شد، تفاضل اول JLC، مانا و JCC نیز در سطح ماناست، لذا ترکیب این دو از درجهٔ بالاتر و I(1) است.

۲- برای استخراج ضرایب به صفحهٔ ۱۰ بخش ۶-۳ همین مقاله رجوع شود.

3- Error Correction Term.

Archive of SID

www.SID.ir

عبارت دیگر چنان‌چه ضریب (α -1) – در مدل برازش شدهٔ فوق از نظر آماری معنی دار باشد، نشان می‌دهد که چه سهمی از نبود تعادل در P_{JLC} طی دورهٔ قبل، در دورهٔ جاری تصحیح می‌شود.

روشن است که نبود سایر متغیرهای مستقل در مدل، بخشی از اثر خود را در پارامتر ثابت $ß_0$ نشان خواهد داد، که احتمال دارد منجر به تخمین بیش از حد آن شود.

در برازش مدل هر کجا که نیاز بوده است وقفهٔ بهینه با توجه به قاعدهٔ سر انگشتی $m = n^{1/4}$ (n : تعداد مشاهدات) و یا به‌طور خودکار توسط نرم‌افزار محاسبه و حداقل سطح اطمینان ۹۰ درصد تأمین شده است.

با این توصیف نتایج برازش مدل به شرح ذیل است:[1]

$$\Delta P_{JCC} = ۰/۱۲۳۱۹۵ + ۰/۰۲۵۶۶۱ z\Delta P_{JLC} - ۰/۰۹۸۴۹۱ \Delta P_{JCC} + ۰/۰۱۱۹۵۴ P_{JLC(t-1)} + P_{JCC(t-1)}$$

(۰/۰۰۱۱)	(۰/۰۲۱۲)	(۰/۰۰۰۳)	(۰/۱۸۵۰)
(۳/۳۲)$^{+++}$	(-۲/۳۲)$^{+++}$	(۳/۷۳)$^{+++}$	(۱/۳۳)

DW=۱/۸۷

اعداد داخل پرانتز نشان می‌دهد که همهٔ ضرایب در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دارند.

۱۰- تفسیر نتایج مدل

نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه مدت در بازار جنوب شرقی آسیا (ژاپن)، به ازای هر دلار تغییر در قیمت نفت خام (JCC)، قیمت گاز طبیعی مایع (JLC) ۰/۰۲۵۶ دلار تغییر خواهد کرد. هم‌چنین ضریب جزء تصحیح خطا (ECT) نشان می‌دهد که در هر دوره چنان‌چه قیمت‌های نفت و گاز از رابطهٔ بلندمدت خود دور شوند، قیمت گاز، شکاف پدید آمده را با نرخ ۱۰ درصد در ماه، تعدیل می‌کند، که این به معنای آن است که با هر شوک در قیمت نفت، انجام ۹۰ درصد تعدیل، ۱۲ ماه به‌طول خواهد انجامید. به منظور درک بهتر فرآیند تعدیل، در جدول ذیل میزان تعدیل کوتاه مدت و بلندمدت اثر یک شوک ۱۰ دلاری در قیمت نفت خام بر قیمت گاز طبیعی نشان داده شده است.

---

۱ +، +، +++ به ترتیب بیانگر معنی‌داری ضریب در سطح اطمینان بهتر از ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۳- بررسی اثر شوک قیمت نفت بر قیمت گاز

ماه شمار	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲
شوک اولیه	۱۰	۸/۳۰۵	۶/۸۹۸	۵/۷۲۹	۴/۷۵۸	۳/۹۵۱	۳/۲۸۲	۲/۷۲۶	۲/۲۶۴	۱/۸۸۰	۱/۵۶۱	۱/۲۹۷
تغییر به واسطه مقدار ثابت	۱/۲۳۱	۱/۰۲۳	۰/۸۴۹	۰/۷۰۵	۰/۵۸۶	۰/۴۸۶	۲/۲۸۲	۰/۳۳۵	۰/۲۷۸	۰/۲۳۱	۰/۱۹۲	۰/۱۵۹
تعدیل کوتاه‌مدت	۰/۲۵۶	۰/۲۱۳	۰/۱۷۷	۰/۱۴۷	۰/۱۲۲	۰/۱۰۱	۰/۴۰۴	۰/۰۶۹	۰/۰۵۸	۰/۰۴۸	۰/۰۴۰	۰/۰۳۳
تعدیل بلندمدت	۱/۱۹۵	۰/۹۹۲	۰/۸۲۴	۰/۶۸۴	۰/۵۶۸	۰/۴۷۲	۰/۰۸۴	۰/۳۲۵	۰/۲۷۰	۰/۲۲۴	۰/۱۸۶	۰/۱۵۵
تعدیل اثر متغیر مستقل دوره قبل	-۰/۹۸۹	-۰/۸۲۱	-۰/۶۸۲	-۰/۵۶۶	-۰/۴۷۰	-۰/۳۹۱	-۰/۳۹۲	-۰/۲۶۹	-۰/۲۲۴	-۰/۱۸۶	-۰/۱۵۴	-۰/۱۲۸
باقیمانده	۸/۳۰۵	۶/۸۹۸	۵/۷۲۹	۴/۷۵۸	۳/۹۵۱	۳/۲۸۲	۲/۷۲۶	۲/۲۶۴	۱/۸۸۰	۱/۵۶۱	۱/۲۹۷	۱/۰۷۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۴- مقایسهٔ نتایج تخمین مدل‌های مختلف با مقادیر واقعی[۱]

سال	قیمت JCC نفت خام	قیمت واقعی JLC	قاعدهٔ ۱ به ۱۰	قاعدهٔ ۱ به ۶	رگرسیون خطی ساده	مدل تصحیح خطا
۱۹۹۵	۱۸,۱۳	۳,٤۵	۱,۸۱	۳,۰۲	۳,۵۹	۳,۵۰
۱۹۹۶	۲۰,۲۲	۳,٦٤	۲,۰۲	۳,۳۷	۳,۷۷	۳,٦۵
۱۹۹۷	۲۰,٤٦	۳,۸۹	۲,۰۵	۳,٤۱	۳,۷۹	۳,۹۳
۱۹۹۸	۱۳,۹۷	۳,۰۳	۱,٤۰	۲,۳۳	۳,۲٤	۳,۱٤
۱۹۹۹	۱۷,۰۷	۳,۱۲	۱,۷۱	۲,۸٤	۳,۵۰	۳,۱۳
۲۰۰۰	۲۸,٤۷	٤,۷۰	۲,۸۵	٤,۷٤	٤,٤٦	٤,٦٤
۲۰۰۱	۲۵,۳۳	٤,٦۲	۲,۵۳	٤,۲۲	٤,۲۰	٤,٦۳
۲۰۰۲	۲٤,٦۳	٤,۲۸	۲,٤٦	٤,۱۱	٤,۱٤	٤,۲۸
۲۰۰۳	۲۹,۱٦	٤,۸۰	۲,۹۲	٤,۸٦	٤,۵۲	٤,۸۰
۲۰۰٤	۳٦,۳۹	۵,۱٤	۳,٦٤	٦,۰۷	۵,۱۳	۵,۱۳
۲۰۰۵	۵۰,۹۹	۵,۹۷	۵,۱۰	۸,۵۰	٦,۳٦	٦,۰۰
۲۰۰٦	٦٤,۰۸	٦,۹٦	٦,٤۱	۱۰,٦۸	۷,٤٦	۷,۰۱
۲۰۰۷	٦۹,٤۱	۷,۷۸	٦,۹٤	۱۱,۵۷	۷,۹۱	۷,۷۵

منبع: محاسبات تحقیق

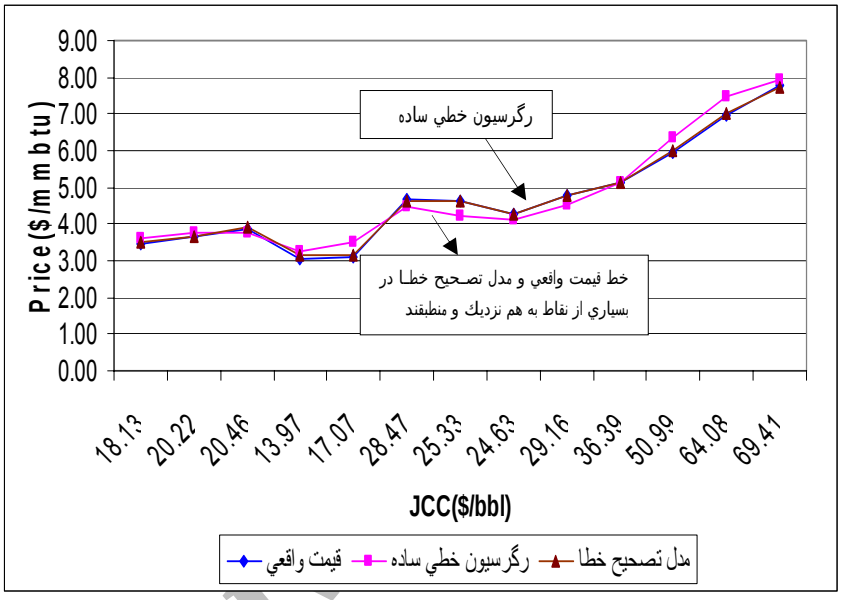
۱- از آن‌جا که داده‌ها ماهانه هستند، برای ارقام جدول، میانگین سالانهٔ محاسبه و مد نظر قرار گرفته است.

Archive of SID

www.SID.ir

در نمودار ذیل، مقادیر حاصل از برازش مدل سادهٔ رگرسیون خطی، مدل تصحیح خطا، تخمین حاصل از قاعده‌های سرانگشتی و مقادیر واقعی قیمت گاز طبیعی مایع شده (JLC) با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

نمودار ۴- مقایسهٔ نتایج حاصل از تخمین مدل‌های مختلف با مقادیر واقعی



منبع: محاسبات تحقیق

۱۱- نتیجه‌گیری و پیشنهادات راهبردی

مطالعه نشان می‌دهد که قاعده‌های سرانگشتی و حتی رگرسیون خطی ساده، به خوبی تغییرات در قیمت‌های نفت و گاز طبیعی مایع شده را توضیح نمی‌دهند. شاید بخشی از این تورش منسوب به این دیدگاه باشد که قیمت گاز به‌طور نسبی مستقل از قیمت نفت خام تعیین می‌شود. این دیدگاه از آن‌جا ناشی شده است که برخی شواهد بر کاهش توانایی تسهیلات صنایع و کارخانه‌های تولید برق در جایگزینی مستقیم نفت کوره و گاز طبیعی با یکدیگر به‌عنوان سوخت، در مقایسه با گذشته، دلالت دارد. از دلایل قابل ذکر، می‌توان به محدودیت‌های زیست محیطی و اعمال قوانین

Archive
www.SID.ir

سخت‌گیرانه‌تر در این زمینه اشاره کرد، به گونه‌ای که دیگر بنگاه‌ها همانند گذشته صرفا به دلیل افزایش قیمت نسبی گاز نسبت به سایر فرآورده‌های با آلایندگی بیش‌تر به راحتی مجاز به تغییر سوخت مصرفی نیستند، ضمن آن‌که با پرداخت هزینه بابت آلوده سازی منتج از تغییر سوخت مصرفی، صرفهٔ اقتصادی در دامنهٔ محدودتری از تغییرات نسبی قیمت معنی می‌یابد.

مدل سادهٔ رگرسیونی به دلیل آن‌که رابطهٔ بلند مدت بین متغیرها را به حساب نمی‌آورد، قابل اعتماد نبوده و ضرایب آن از تورش بالایی برخوردار است. هم‌چنین این مطالعه نشان می‌دهد که مدل تصحیح خطا که قیمت نفت خام را در بردارد، به‌خوبی تغییرات قیمت گاز را توضیح می‌دهد و تخمین زننده‌های آن کاراتر از مدل رگرسیون خطی ساده‌اند و نشان داده شد که قیمت‌های گاز طبیعی مایع شده با قیمت‌های نفت خام رابطهٔ بلندمدت دارد. اگرچه مدل نشان می‌دهد که سایر متغیرهای مستقل مانند شرایط جوی، نوسانات فصلی، ذخایر گازی و وقفه در تولید نیز باید مدنظر قرارگیرند. شواهد تجربی نشان داده‌اند که مصرف گاز طبیعی نسبت به قیمت نسبی گاز و فرآورده‌های نفتی حساس است.[1] این مطالعه نیز نشان می‌دهد که قیمت‌های گاز در بلندمدت از قیمت‌های نفت خام پیروی می‌کنند، اما نوسانات کوتاه‌مدت می‌تواند منجر به تغییرات قابل توجهی در رابطهٔ نسبی میان قیمت گاز و نفت خام شود. به عبارت دیگر، وجود رابطهٔ بلندمدت و نوسانات کوتاه مدت هم‌زمان با یکدیگر، حاکی از رابطه‌ای پایدار، اما پیچیده در قیمت‌های گاز و نفت خام دارد. به نظر می‌رسد دو ویژگی جانشینی و رقابت بین گاز و فرآورده‌های نفتی، دلیل اصلی ارتباط قیمت گاز و نفت با یکدیگر باشند. اختلالات کوتاه مدت ناشی از متغیرها و عوامل برون زای ناپایدار مانند شرایط جوی، نوسانات فصلی، سطح ذخایر و وقفه در تولید است. حال آن‌که در بلندمدت قیمت نفت نقش اساسی در تعیین و شکل دهی قیمت‌های گاز طبیعی را دارد. لذا با توجه به وقفهٔ ۱۲ ماهه‌ای که قیمت گاز، خود را در آن نسبت به هر شوک در بازار نفت تعدیل می‌کند، جای تعجب نیست که بسیاری از کارشناسان بازار در کوتاه‌مدت بر روی عوامل برون زا و ناپایدار تمرکز و تأکید بیش‌تری را نسبت به عوامل بلند مدت آن مصروف می‌دارند. هم‌چنین جمع ضرایب تعدیل کوتاه مدت، بلندمدت و ثابت نشان می‌دهد که قیمت گاز (JLC) در هر دوره (یک ماهه)، به اندازهٔ ۰/۱۶۹۴

1- Huntington (2006) and Rostal, Hartley and Medlock (2006) .

Archive of SID

www.SID.ir

میزان شوک اولیه در قیمت نفت (JCC) و شکاف آن با مقدار واقعی در دوره‌های بعد، خود را تعدیل می‌کند، که بیش از ۹۰ درصد آن در مدت ۱۲ ماه انجام می‌شود.

سیاست‌های راهبردی پیشنهادی

اهمیت نتایج مقاله در بازار تک محمولهٔ ال ان جی نمایان می‌شود، که می‌تواند استراتژی فروش ما را تعیین کند. به عبارت دیگر چنان‌چه یک شوک قیمتی رو به پایین در قیمت‌های نفت خام ایجاد شود، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، فروش هر چه سریع‌تر محموله‌ها سود بیش‌تری را نصیب فروشنده می‌کند، زیرا قیمت‌ها حداقل تا ۱۲ ماه آینده روند نزولی خواهند داشت، در حالی‌که با هر گونه شوک رو به بالا در قیمت نفت خام، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، قیمت‌های ال ان جی حداکثر تا ۱۲ ماه آینده روند صعودی خواهند داشت و فروش در ماه‌های آخر سود بیش‌تری را به همراه می‌آورد. البته در حقیقت عوامل گوناگونی اثرگذارند که ممکن است جمع اثرات آن‌ها هم‌سو و هم‌جهت با تأثیرات قیمت نفت بر قیمت ال ان جی نباشد، لذا برآیند اثرات باید مبنای تصمیم‌گیری قرار گیرد.

نکتهٔ دیگری که می‌توان از نتایج استنباط کرد، آن است که قیمت‌های قراردادی ال ان جی معمولا تابعی از قیمت نفت خام هستند و چنان‌چه ۹۰ درصد اثرات شوک قیمتی بر روی قیمت ال ان جی ۱۲ ماه به‌طول انجامد، هر گونه تجدید نظر در قیمت‌های ال ان جی باید در بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت‌تر انجام گیرد، در غیراین‌صورت تجدید نظر در قیمت، مانع از کاهش اثرات قیمت نفت خام بر قیمت قراردادی ال ان جی نخواهد شد. در واقعیت نیز نشان داده شده است که عملا بند مربوط به تجدید نظر در قیمت‌ها که معمولا هر سه سال یک‌بار در نظر گرفته می‌شود، کم‌تر جنبهٔ عملی پیدا می‌کند، مگر این‌که چند شوک قیمتی هم جهت و به‌طور متوالی روی دهد، که منجر به گسترش دورهٔ زمانی اثرگذاری شود. بنابراین این استدلال که اشتباه در قیمت گذاری را می‌توان با تجدیدنظر در قیمت تصحیح کرد، ممکن است هزینهٔ هنگفتی را به صورت کاهش قیمت و درآمد به همراه داشته باشد در واقع مکانیزم قیمت گذاری باید به گونه‌ای طراحی شود که تجدید نظر به صورت خودکار در خود فرمول تعبیه شود، که البته در عمل کار آسانی به نظر نمی‌رسد.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع

دامودار، گجراتی. مبانی اقتصاد سنجی، ترجمهٔ حمید ابریشمی، جلد اول، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم ۱۳۷۷.

دامودار، گجراتی. مبانی اقتصاد سنجی، ترجمهٔ حمید ابریشمی، جلد دوم، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم ۱۳۷۸.

نوفرستی، محمد. ریشهٔ واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی. مؤسسهٔ خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، سال ۱۳۷۸.

کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی، انتشارات پژوهشکدهٔ امور اقتصادی، چاپ دوم، سال ۱۳۸۴.

Bachmeir , Lance J. and James M. Griffin (2006), "Testing for market integration: Crude oil , Coal and Natural Gas , "The Energy Journal 27:2.

Villar, Jose and Joutz, Fred (2006), "The relationship Between Crude Oil and Natural Gas Prices," EIA manuscript, October 2006.

Huntington, Hillard G.(2006), "Industrial Natural Gas consumption in the United State: An Emprical Model for the evaluating future trends", Energy Economics, October 2006.

Rosthal, Jennifer, Peter Hartley and Kenneth Medlock (2006), "Examining the Long and Short Run Relationship Between Natural Gas and Petroleum Product Prices", Paper presented at USAEE/IAEE Meeting, Michigan, September 2006.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست ها

نتایج آزمون‌های ریشهٔ واحد (مانایی) متغیرها

Null Hypothesis: JCC has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.307908	0.9998
Test critical values:	1% level	-2.579495	
	5% level	-1.942830	
	10% level	-1.615384	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(JCC)
Method: Least Squares
Date: 09/29/08 Time: 15:52
Sample (adjusted): 1995M03 2008M06
Included observations: 160 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JCC(-1)	0.014893	0.004502	3.307908	0.0012
D(JCC(-1))	0.286870	0.079295	3.617746	0.0004

R-squared	0.145722	Mean dependent var	0.560188
Adjusted R-squared	0.140315	S.D. dependent var	2.234166
S.E. of regression	2.071501	Akaike info criterion	4.306845
Sum squared resid	677.9962	Schwarz criterion	4.345285
Log likelihood	-342.5476	Durbin-Watson stat	1.925192

Null Hypothesis: JLC has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend

Archive of SID

www.SID.ir

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.948215	0.1509
Test critical values:	1% level	-4.024452	
	5% level	-3.442006	
	10% level	-3.145608	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(JLC)
Method: Least Squares
Date: 09/29/08 Time: 15:55
Sample (adjusted): 1995M05 2007M07
Included observations: 141 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JLC(-1)	-0.046148	0.015653	-2.948215	0.0038
D(JLC(-1))	0.122928	0.078457	1.566814	0.1195
D(JLC(-2))	0.091326	0.079178	1.153415	0.2508
D(JLC(-3))	0.441651	0.080379	5.494632	0.0000
C	0.127814	0.046519	2.747553	0.0068
@TREND(1995M01)	0.001152	0.000431	2.673756	0.0084

R-squared	0.254675	Mean dependent var	0.021844
Adjusted R-squared	0.227070	S.D. dependent var	0.123627
S.E. of regression	0.108689	Akaike info criterion	-1.559036
Sum squared resid	1.594787	Schwarz criterion	-1.433557
Log likelihood	115.9120	F-statistic	9.225807
Durbin-Watson stat	2.013487	Prob(F-statistic)	0.000000

Archive of SID

www.SID.ir

Null Hypothesis: D(JLC) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.495589	0.0006
Test critical values:	1% level	-2.581466	
	5% level	-1.943107	
	10% level	-1.615210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(JLC,2)
Method: Least Squares
Date: 09/29/08 Time: 15:56
Sample (adjusted): 1995M05 2007M07
Included observations: 141 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(JLC(-1))	-0.382738	0.109492	-3.495589	0.0006
D(JLC(-1),2)	-0.493392	0.101419	-4.864877	0.0000
D(JLC(-2),2)	-0.415995	0.080104	-5.193217	0.0000

R-squared	0.489054	Mean dependent var	-0.000567
Adjusted R-squared	0.481649	S.D. dependent var	0.154443
S.E. of regression	0.111193	Akaike info criterion	-1.534043
Sum squared resid	1.706230	Schwarz criterion	-1.471304
Log likelihood	111.1500	Durbin-Watson stat	1.957317

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج آزمون‌های هم انباشتگی متغیرها

Null Hypothesis: U has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.962021	0.0033
Test critical values:	1% level	-2.581466	
	5% level	-1.943107	
	10% level	-1.615210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(U)
Method: Least Squares
Date: 10/11/08 Time: 15:09
Sample (adjusted): 1995M05 2007M07
Included observations: 141 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
U(-1)	-0.366262	0.123653	-2.962021	0.0036
D(U(-1))	-0.587866	0.110555	-5.317397	0.0000
D(U(-2))	-0.389788	0.081549	-4.779799	0.0000

R-squared	0.514722	Mean dependent var	-0.001586
Adjusted R-squared	0.507689	S.D. dependent var	0.139224
S.E. of regression	0.097686	Akaike info criterion	-1.793069
Sum squared resid	1.316874	Schwarz criterion	-1.730329
Log likelihood	129.4113	Durbin-Watson stat	1.852774

Archive of SID

www.SID.ir