پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی (دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و پنجم، شمارۀ۱۵، بهار و تابستان ۱۳۹۷

بررسی وجود پدیدۀ بازگشت به میانگین و پیش‌بینی قیمت‌های نقدی گازطبیعی با استفاده از مدل اورنشتاین- اوهلن‌بک

نرگس صالح‌نیا[1]
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
احمد سیفی[2]
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
محمد علی فلاحی[3]
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
محمدحسین مهدوی عادلی[4]
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت۱۳۹۵/۴/۲۲ تاریخ پذیرش۱۳۹۶/۱۰/۱۸

چکیده

هدف از این مقاله، اثبات وجود پدیدۀ بازگشت به میانگین، برآورد مدل بازگشت به میانگین اورنشتاین- اوهلن‌بک (OUMRM)[5] و پیش‌بینی قیمت‌های نقدی گاز طبیعی بر اساس داده‌های هنری هاب در دوره زمانی ۱۹۹۷/۰۱/۰۷ تا ۲۰۱۲/۰۳/۲۰ است. استفاده از انواع آزمون‌های بازگشت به میانگین مانند ریشه واحد، ضرایب خودهمبستگی و ... نشان می‌دهند که سری بازده مورد بررسی از یک فرآیند گام تصادفی پیروی نمی‌کند. همچنین مقدار میانگین بلندمدت تعادلی قیمت برابر با ۴/۱۶ دلار بر هر میلیون بی‌تی‌یو بوده و به طور متوسط ۴۸ هفته طول می‌کشد تا شوک‌های وارد شده بر قیمت‌های نقدی گاز رفع شود. به دلیل

1- n.salehnia@um.ac.ir
2- spring05@um.ac.ir
۳- نویسنده مسئول: falahi@um.ac.ir
4- mh-mahdavi@um.ac.ir
5- Ornstein-Uhlenbeck Mean Reverting Model
DOI: 10.22067/pm.v25i15.57467

شفافیت و سیالیت بیشتر اطلاعات و نیز وجود رقابت بیشتر در بازارهای گاز در سال‌های اخیر هر چه به دوره‌های اخیرتر رجوع شود سرعت بازگشت به میانگین بیشتر شده که بیانگر رفع سریع‌تر انحرافات ناشی از شوک‌های وارد شده به بازار بوده و مقدار بالاتر میانگین تعادلی بلندمدت در دوره‌های اخیر نشان دهندهٔ آن است که سرمایه‌گذاران و مبادله‌گران انتظار انتقال رو به بالای قیمت‌های گاز در بازار را دارند و تلاطم قیمت در قیمت‌های بالاتر از میانگین بیشتر از قیمت‌های پایین‌تر از میانگین است. در نهایت، مقادیر معیارهای ارزیابی عملکرد و مقایسهٔ آن‌ها برای تعداد اجراهای مختلف تصادفی نشان می‌دهد که نتایج مربوط به میانگین ۱۰۰۰ اجرا دارای بهترین مقادیر است.

کلیدواژه‌ها: گاز طبیعی، قیمت نقدی، بازگشت به میانگین، مدل اورنشتاین-اوهلن‌بک.

JEL: G14, Q32, Q4.

مقدمه

اقتصاد جهان به استثنای بحران سال ۲۰۰۹، در بلندمدت به طور پیوسته و ثابت در حال رشد بوده است. رشد اقتصادی با رشد مصرف سوخت‌هایی مثل گاز طبیعی گره خورده است. در خلال چند دههٔ گذشته، گاز طبیعی به یک کالای انرژی که شدیدترین نرخ رشد مصرف را داشته، تبدیل شده است. بر طبق گزارش‌های ارائه شده از جانب آژانس بین المللی انرژی[1]، مجموع کل تقاضای انرژی اولیه به دلیل عرضهٔ زیاد و قیمت‌های پایین گاز، تا سال ۲۰۴۰ نسبت به سال ۲۰۱۳به میزان ۳۱ درصد رشد یافته و به میزان ۱۷ میلیارد تن خواهد رسید (IEA, 2015). توجه گسترده به گاز طبیعی بنا به دلایلی از قبیل ارزش حرارتی بالا، انتشار کمتر آلاینده‌های محیط-زیستی، کاربرد فزایندهٔ آن در تولید الکتریسیته و سرانجام، شناسایی و استخراج بیشتر ذخایر جهانی گاز طبیعی به دلیل تخلیهٔ زیاد سایر منابعی مانند نفت و زغال سنگ است (Bigerna et al., 2015).

بازار جهانی گاز طبیعی دارای ساختار سازمان یافته‌ای نیست و بیشتر به صورت منطقه‌ای قابل بحث است. بازار گاز را می‌توان به چهار بازار منطقه‌ای تفکیک کرد: ۱) بازار گاز ایالات متحده آمریکا: که آزاد و به شدت سیال است؛ ۲) بازار گاز بریتانیا: که آزاد و نسبتاً سیال بوده و به آربیتراژ بین گاز نقدی مبادله شده در NBP و گاز مورد معامله در قرارداد بلندمدت قارهٔ اروپا که

1- IEA: International Energy Agency

بر مبنای محصولات نفتی قیمت‌گذاری شده، می‌پردازد؛ ۳) بازار گاز قارهٔ اروپا: عمدتاً گاز قراردادی و قیمت‌گذاری شده بر مبنای محصولات نفتی است و خرید گاز نقدی زمانی محقق می‌شود که میزان اصل "برداشت یا غرامت"[۱] بیش از قیمت نفت در قراردادهای بلندمدت باشد؛ و ۴) بازار گاز روسیه، آسیا و آمریکای جنوبی: در این منطقه هیچگونه هاب گازی در کنار ساحل وجود ندارد و قیمت‌های گاز عمدتاً بر اساس قراردادهای نفتی بلندمدت جهت گاز خط لوله و LNG تعیین می‌شود (Mansour Kiaei, 2008; Jafari Samimi et al., 2007).

ویژگی‌های ذاتی و منحصربفرد بازار گاز طبیعی باعث ایجاد ساختارهای بازاری متفاوت شده که این مسئله قیمت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. برخی از این ویژگی‌ها را می‌توان چنین عنوان کرد: اول اینکه، قیمت‌های گاز طبیعی عموماً تابع قیمت سرچاه آن، هزینه حمل و نقل در مسافت طولانی و هزینهٔ توزیع محلی می‌باشد؛ دوم، وجود صرفه‌جویی‌های اقتصادی ناشی از مقیاس در سیستم انتقال لولهٔ گاز، این صنعت را به انحصار طبیعی تبدیل کرده است؛ سوم، برای کاربر نهایی هیچ‌گونه بازار انحصاری وجود نداشته و گاز طبیعی سایر سوخت‌ها در تولید برق، گرمایش خانگی، صنعتی و پتروشیمیایی رقابت می‌نماید؛ چهارم، بازار گاز طبیعی در هر منطقه، تحت تأثیر ساختار کلی بازار انرژی در منطقه و نیز امور زیربنایی موجود مرتبط با گاز و چشم‌انداز آتی توسعهٔ گاز منطقه می‌باشد؛ پنجم، نسبت هزینه ثابت به هزینهٔ متغیر گاز طبیعی معمولاً بزرگ است؛ ششم، تقاضا برای گاز طبیعی عموماً از کشش درآمدی نسبتاً پایینی برخوردار است؛ و هفتم، کاربران نهایی مختلف گاز طبیعی دارای کشش‌های تقاضای مختلفی هستند (Khaleghi, 2005; Whitesitt ۲۰۱۰). لذا، طبیعت منحصربفرد بازارهای گاز که به آن اشاره شد و نیز مداخلات گستردهٔ دولتی در قیمت‌گذاری گاز، باعث اتخاذ سیستم‌های قیمت‌گذاری متنوعی شده است؛ به‌عبارت دیگر، می‌توان اظهار داشت که هیچ‌گونه قیمت جهانی برای گاز وجود ندارد (Jensen, 2011 ؛ Rahimi, 2008; Vafee Najjar, 2008)؛

۱- take or pay: "برداشت یا غرامت" این موضوع یا ترم قراردادی بدین‌صورت است که هنگامی که با کشوری قراردادی منعقد می‌شود، چنانچه گازی هم دریافت نکند، باید هزینهٔ آن را پرداخت نماید، زیرا طرف مقابل سرمایه‌گذاری کرده و هزینه عملیات احداث خط لوله را متحمل شده و گاز را تا لب مرز آورده است و کشور گیرندهٔ گاز در این شرایط متعهد است که گاز را برداشت کند و اگر نکرد در واقع خسارت به طرف مقابل وارد کرده است پس باید بخشی از هزینه آن را بدهد.

مرور مطالعات انجام گرفته در زمینهٔ قیمت‌گذاری گاز طبیعی نشان می‌دهد که ۸ سیستم مختلف قیمت-گذاری در سراسر دنیا وجود دارد که عبارتند از: ۱) قیمت‌گذاری بازار رقابتی[1] (یا رقابت گاز با گاز): نقاط مراکز عمدهٔ مبادلاتی یا به‌عبارتی هاب‌هایی را در مناطق بازاری در نظر داشته که به موجب آن رقابت ایجاد شده در میان مصرف‌کنندگان و عرضه‌کنندگان مختلف می‌تواند به تعیین قیمت گاز طبیعی بینجامد؛ ۲) قیمت‌گذاری براساس نفت[2]: که عموماً گاز طبیعی از طریق قراردادهای بلندمدت و با قیمت‌هایی بر اساس قیمت‌های نفت خام یا قیمت محصولات نفتی تعیین می‌شود؛ ۳) انحصار دوجانبه: مکانیسم قیمت‌گذاری مبادلات بین‌ایالتی گاز که در اتحادیهٔ جماهیر شوروی سابق، اروپای مرکزی و شرقی و نیز بسیاری از بازارهای گاز نوپا رواج داشته که به موجب آن تنها یک عرضه‌کننده حاکم بوده و با یک یا دو خریدار عمده مواجه است؛ ۴) قیمت‌گذاری بازگشتی[3]: در این روش، قیمت دریافتی توسط فروشندهٔ گاز بیانگر قیمت دریافت شده توسط خریدار برای این کالا است؛ ۵) قیمت‌گذاری نظارتی (هزینهٔ خدمات): در این روش، قیمت‌ها از جانب مقامات مسئول دولتی به‌گونه‌ای تعیین می‌شود تا هزینه‌های عرضه را که شامل نرخ بازده سرمایه‌گذاری منطقی است را پوشش دهد؛ ۶) قیمت‌گذاری نظارتی (سیاسی/اجتماعی): در این روش قیمت‌ها برمبنای مشخصی تعیین نشده بلکه متناسب با شرایط از جانب دولت تعدیل می‌شود؛ ۷) قیمت‌گذاری نظارتی (کمتر از هزینه): دولت به طور ارادی قیمت‌ها را در سطحی زیر هزینه‌های تولید و حمل و نقل و به شکل یارانه برای خریداران تعیین کرده و معمولاً کسری پرداخت به فروشنده را از بودجهٔ دولت پوشش می‌دهد؛ و ۸) بدون قیمت: شکل حدی نظارت از جانب دولت بوده که قیمت‌ها بسیار کمتر از هزینه‌ها است (Chaterjee, 2004; Energy Charter Secretariat, 2007; International Gas Union, 2009).

بازار گاز در طول سال‌های گذشته شاهد تغییرات چشمگیری بوده است. این تغییرات با فرآیند آزادسازی این بازار در دههٔ ۱۹۸۰ آغاز شد که پیامد آن ایجاد بازار رقابتی و حذف سیستم انحصاری با تنها بازیگر اصلی آن دولت بود. پس از مقررات‌زدایی، بازار گاز به سرعت رشد کرد

1- Gas-to-Gas Competition Pricing
2- Oil-Indexed Pricing
3- Netback Pricing

و دو نوع بازار فیزیکی و مالی گاز ایجاد شد. بازار نقدی بخش مهمی از بازارهای فیزیکی بوده که روش مبادلهٔ گاز را کاملاً تغییر داده است (Apergis et al, 2015). ویژگی بارز بازار نقدی گاز آن است که گاز به قیمت موجود در همان لحظه و بطور روزانه مبادله می‌شود؛ این بازار دارای انعطاف‌پذیری بسیار زیادی نسبت به بازار مالی با قراردادهای بلندمدت بوده و کلیهٔ فعالان بازار از خرید و فروش گاز در هر لحظه‌ای از زمان به افراد دیگر اطمینان داشته و از این طریق قادر به جبران مازارد یا کمبود ظرفیت خود می‌باشند (Fleming, 1998; Manzoor & Niakan, 2011).

این بازارها به کمک آشکار نمودن قیمت‌ها، فرصت‌های پیش روی بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران و نیز هزینه فرصت دارایی‌های راکد را تعیین می‌کنند. ازاین‌رو، تخمین قیمت‌های نقدی با توسل به ویژگی‌های رفتاری آن مانند بازگشت به میانگین[1] در تعیین روند آتی شکل‌گیری آنها می‌تواند مفید باشد. بازگشت به میانگین، عبارت از گرایش و تمایل یک فرآیند تصادفی به بازگشت طی زمان به سمت یک مقدار متوسط بلندمدت است. سرعت بازگشت به میانگین به عوامل چندی از قبیل تحلیل ویژگی‌های کالا و شرایط تهیه و تحویل کالا بستگی دارد. بازگشت به میانگین، ویژگی قابل مشاهده در اکثر کالاهای انرژی است (Hull, 2000).

بازگشت به میانگین، به عنوان شاخصی از پیش‌بینی در بازارهای مالی و انرژی توجه زیادی را در ادبیات به خود جلب کرده و از اهمیت بنیادین در مطالعات نظری علم فیزیک و ریاضیات برخوردار است. در ادبیات اقتصاد مالی چنین تصور می‌شود که بازگشت به میانگین نشانه‌ای از رد کارایی بازار بوده و در مقابل فرضیهٔ وجود گام تصادفی قرار می‌گیرد. اکسلی و همکاران (Exley et al, 2004)، در مقاله‌ای با عنوان "بازگشت به میانگین" بیان می‌کنند که وجود بازگشت به میانگین الزاماً نشانه‌ای از ناکارایی در بازار نیست. آن‌ها عقیده دارند که بازگشت به میانگین در بازار می‌تواند به دلیل تغییر ریسک‌گریزی یا توزیع بازده طی زمان رخ دهد.

در این زمینه، سامرز (Summers, 1986) نیز نشان داد که وقتی عامل اصلی محرک قیمت‌های بازار سهام، پدیدهٔ بازگشت به میانگین پایدار باشد به لحاظ آماری نمی‌توان تفکیکی بین آن و گام تصادفی قائل شد. انالان (Önalan, 2009) در مطالعه‌ای به ابعادی از مدلسازی قیمت دارایی‌ها به

1- Mean reversion

کمک فرآیند ارنشتاین–اوهلن‌بک (OU) به عنوان یک فرآیند بازگشت به میانگین پرداخته که از فرآیند لوای[1] بدست آمده است. او با استفاده از این مدل به شبیه‌سازی داده‌های دنیای واقعی پرداخته است. سرلتیس و روزنبرگ (Serletis & Rosenberg, 2009) در تحقیقی با استفاده از داده‌های روزانه در دوره زمانی ۵ فوریهٔ ۱۹۷۱ تا دسامبر ۲۰۰۶، شاخص‌های بازار سهام ایالات متحده را بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند بازگشت به میانگین در این شاخص‌ها قابل تأیید است. امروزه، مدل‌های بازگشت به میانگین به طور گسترده‌ای در بازارهای انرژی و به خصوص در مدل‌سازی قیمت‌های گاز طبیعی مورد استفاده قرار گرفته‌اند این در حالی است که مدل‌های مذکور از عملکرد مناسبی در بیان رفتار قیمت‌های الکتریسیته برخوردار نبوده‌اند (Pilipovic, 1998; Lari-Lavassani et al., 2001; Eydeland & Wolyniec, 2003). اما عملکرد آنها در پیش‌بینی بازده مازاد قابل ملاحظه است (Fama & French, 1988; Poterba & Summers, 1988). مقالهٔ گیبسون و شوارتز (Gibson & Schwartz, 1990) را می‌توان به عنوان اولین گام در جهت تعیین قیمت کالای انرژی با بیش از یک عامل دانست. آن‌ها در این مقاله مدل دو عاملی را برای قیمت‌های نفت ارائه کردند. فرآیند تصادفی مورد استفاده جهت ثمرات رفاهی فرآیند بازگشت به میانگین بود. کائو (Cao, 2010) نیز رفتار تصادفی قیمت نفت خام را با استفاده از فرآیند بازگشت به میانگین لوای مدلسازی کرده است. در این مطالعهٔ تجربی که بر روی داده‌های قیمت نفت خام در دورهٔ زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ انجام شده، مشخص می‌کند که توزیع احتمال مربوطه دارای دنبالهٔ عریضی بوده و نامتقارن است اما سری‌ها پایا می‌باشند.

فریزر و مکیگ (Fraser & McKaig, 1999) پدیدهٔ بازگشت به میانگین را در بازارهای غیرمالی (آلومینیوم، مس و نفت) و بازارهای مالی مورد مطالعه قرار دادند. این مطالعه نشان داد بازگشت به میانگین در بازارهای غیرمالی برای همهٔ افق‌های زمانی و در دارایی‌های مالی تنها در دوره‌های کوتاه مدت و میان مدت وجود دارد. بالورز و همکاران (Balvers et al., 2000)بازگشت به میانگین بازار سهام و سرمایهٔ ۱۸ کشور صنعتی در دورهٔ زمانی ۱۹۹۶–۱۹۶۹ با استفاده از روش ریشه واحد پانل را مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها دریافتند وجود بازگشت به

1- Levy Process

میانگین را نمی‌توان رد کرد. نعیم (Naeem, 2010)، در پژوهشی با استفاده از داده‌های بازار نقدی نوردپول، به مقایسهٔ مدل بازگشت به میانگین اورنشتاین-اوهلن‌بک با مدل‌های آریما-گارچ پرداخت. این مدل‌ها با هدف بررسی توانمندی جهت بیان خصوصیات آماری داده‌های واقعی سری زمانی قیمت‌های الکتریسیته مورد استفاده قرار گرفتند. متونیا (Mtunya, 2010) نیز در تحقیقی از مدل اورنشتاین-اوهلن‌بک با وارد ساختن نوفه رنگی به جای نوفه سفید استفاده کرده تا به شبیه‌سازی قیمت‌های الکتریسیته بپردازد. او به این طریق رفتار متفاوتی از قیمت‌های الکتریسیته را توصیف کرده و نشان می‌دهد که به دلیل غیرقابل ذخیره بودن الکتریسیته، این کالا دارای ویژگی‌های تلاطم بالا، بازگشت به میانگین، جهش و الگوهای فصلی هستند. گمان (Geman, 2007) نیز در پژوهشی به مقایسهٔ فرآیندهای بازگشت به میانگین و گام تصادفی پرداخته به دنبال اهدافی می‌باشد که عبارتند از: الف) مروری بر برخی از خصوصیات کیفی قیمت‌های نفت و گاز در ۱۵ سال قبل؛ ب) پیشنهاد برخی از عوامل ریاضیاتی جهت تعریف بازگشت به میانگین که در قالب فرم خلاصه شده رانش در یک معادله دیفرانسیل تصادفی نبوده و فراتر از آن می‌باشد؛ و ج) انجام آزمون‌های اقتصاد سنجی بمنظور رسیدن به این نتیجه که آیا هنوز هم بازگشت به میانگین را می‌توان در رفتار قیمتی کالاهای انرژی مشاهده نمود یاخیر.

شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد قیمت کالاهای انرژی بصورت بازگشت به میانگین می‌باشد؛ به‌عنوان مثال آزمون‌های اقتصادسنجی پلیپوویک (Pilipovic, 1998)،پندایک و رابنفیلد (Pindyck & Rubinfeld, 1991) با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر به رد فرضیهٔ وجود گام تصادفی جهت سری‌های زمانی بلندمدت پرداختند. اما آنها اظهار داشتند که بازگشت قیمت نفت و گاز به سطح تعادلی بلندمدت احتمالاً آرام خواهد بود. بعلاوه، آزمون‌های اقتصادسنجی جهت ساختار زمانی قرارداد آتی‌ها که توسط بسمبایندر و همکاران (Bessembinder et al., 1995) ارائه شده‌اند به بیان وجود بازگشت به میانگین قوی برای قیمت‌های انرژی و کالاهای کشاورزی پرداختند اما دارایی‌های مالی و فلزات گرانبها دارای بازگشت به میانگین ضعیف بوده که این نتیجه در تحقیقی که توسط لاتز (Lutz, 2010) انجام گرفته نیز قابل تأیید است. بنابراین، خصوصیت بازگشت به میانگین به عنوان "قابل توجه‌ترین رفتار قیمتی کالاهای انرژی" (Deng, 2000) شناخته شده که بی‌شک به بیان یک تفاوت بسیار مهم بین بازارهای انرژی و مالی می‌پردازد. در سال‌های اخیر نیز بسیاری از محققین مانند لایتون و ژاکوبی (Laugthton &

Jacoby, 1993, 1995)، رأس (Ross, 1997) یا شوارتز (Schwartz, 1997) اظهار داشته‌اند که فرآیند بازگشت به میانگین به طور مناسبتری می‌تواند در مدل‌سازی رفتار قیمت کالاهای انرژی به کار رود. در این زمینه ایسانج و اشنایدر بیتای (Esunge& Snyder-Beattie, 2011) ضمن بررسی عدم امکان‌پذیری استفاده از مدل تصادفی حرکت هندسی براونی، نشان می‌دهند که قیمت‌های نفت در بلندمدت از فرآیند بازگشت به میانگین اورنشتاین–اوهلن‌بک تبعیت می‌کنند.

بدنبال کاربرد گستردهٔ مدل بازگشت به میانگین، عده‌ای در جستجوی توصیف علت اقتصادی این پدیده برآمدند. از آن جایی که بازگشت به میانگین موجود در بازده قیمت کالای انرژی، معادل نقض فرضیهٔ بازارهای کارآ می‌باشد، یکی از تفسیرهای ارائه شده علت اقتصادی این پدیده را در عدم عقلانیت سرمایه‌گذار می‌داند (Griffin &Tversky, 1992). روش‌های عقلایی مانند آنچه که بلک (Black, 1989) یا کیچیتی و همکاران (Cechetti et al., 1990) پیشنهاد کرده‌اند، دلیل وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین را بیشینه‌سازی مصرف در کل زندگی از جانب سرمایه‌گذاران می‌داند. مادامی که در طی یک مرحلهٔ رونق از اقتصاد، بازده انتظاری افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران انتظار درآمد بالاتری را داشته و با کاهش پس‌انداز و فروش سهام خود مصرف خود را افزایش می‌دهند. این مسئله به نوبهٔ خود باعث کاهش قیمت‌ها قبل از افزایش مصرف در پی رونق اقتصاد می‌شود. با توجه به حجم بالای مبادلاتی که در بطور روزانه در بازارهای نقدی انرژی انجام می‌گیرد پیش‌بینی قیمت‌های نقدی با کمک ابزار ریاضیاتی می‌تواند فعالان بازار را با آیندهٔ مطمئن‌تری مواجه سازد و از آنجایی که سیال‌ترین بازار گاز دنیا که قیمت پایهٔ مبادلات گازی در سایر کشورها از جمله ایران را تعیین می‌کند در هنری هاب آمریکا واقع شده لذا از داده‌های این هاب استفاده شده است. همچنین، با توجه به روند رو به رشد بازارهای بورس انرژی دنیا و در سطحی خفیف‌تر در ایران، انتظار می‌رود ارائه عملیاتی و تجربی این دست از مدل‌ها راه را برای کاربرد هر چه گسترده‌تر این قبیل ابزار در بازارهای مشابه مانند قیمت روزانه سبد نفتی اوپک برای ایران و نیز پیش‌بینی سمت وسوی شکل‌گیری قیمت انرژی و نیز برق در بازار بورس ایران هموارتر سازد. بنابراین، در پژوهش حاضر سعی شده تا رفتار قیمتی گازطبیعی در چارچوب خاصیت بازگشت به میانگین مورد بررسی و پیش‌بینی قرار گیرد. بدین منظور، در بخش دوم مقالهٔ حاضر، خصوصیات آماری داده‌های مورد استفاده ارائه شده و سپس چارچوب روابط این مدل مطرح می‌شود. بخش سوم، ضمن بررسی اثبات وجود یا رد پدیدهٔ بازگشت به

میانگین به کمک روش‌های مختلف زمینهٔ لازم جهت کاربرد فرآیند اورنشتاین – اوهلن‌بک را فراهم می‌آورد و در نهایت بخش چهارم ، به نتیجه‌گیری اختصاص می‌یابد.

مواد و روش‌شناسی تحقیق

منطقه مطالعاتی و داده‌های مورد استفاده

امروزه، آمریکا بزرگ‌ترین بازار و مصرف‌کنندهٔ جهانی گاز طبیعی است. با توجه به آمار ارائه شده از جانب ادارهٔ اطلاعات انرژی آمریکا، گاز طبیعی حدود ۲۵٪ انرژی اولیه مصرفی در آن کشور را تأمین می‌کند، از این‌رو دارای سازمان‌یافته‌ترین بورس مبادلات گازی است (EIA, 2011a)؛ کشور آمریکا دارای بازارهای نقدی متعدد بهمراه فروشندگان و خریدارانی است که گازطبیعی و سایر خدمات را مورد مبادله قرار می‌دهند. یک بازار نقدی معمولاً دارای خط‌لوله‌هایی است که مناطق مختلف را بهم متصل ساخته و از هزینه‌های مبادلاتی پایینی نیز برخوردار است.

هنری‌هاب[1]، بزرگ‌ترین و سیال‌ترین نقطهٔ قیمت‌گذاری در دنیا و به‌عنوان مبنایی جهت قراردادهای آتی‌های نایمکس (NYMEX[2]) و سایر ابزار مشتقه است که بطور قابل ملاحظه‌ای توجه محققین بسیاری را در ادبیات به خود جلب کرده است. این بازار، فعال‌ترین و عمومی‌ترین بازار در آمریکای شمالی بوده و از قابلیت عرضهٔ گسترده‌ای برخوردار است (EIA, 2003). بیش از ۱۸۰ مشتری بطور معمول، به امر تجارت از طریق ۱۴ سیستم خط لوله و امکانات ذخیره‌سازی در هنری هاب مشغولند. بعلاوه، هنری‌هاب سهم بزرگی از حمل و نقل گاز به منطقهٔ مصرفی شرقی را تأمین می‌نماید (Haesun, 2008). بسیاری از مراکز خدمات عام‌المنفعه، مشاورین، و سایر نهادها مانند ادارهٔ اطلاعات انرژی آمریکا (EIA)، سعی در پیش‌بینی قیمت‌های هنری‌هاب دارند. از این رو، هدف این مقاله نیز پیش‌بینی قیمت‌های نقدی گازطبیعی هنری‌هاب براساس داده‌های تاریخی این بازار از ۷ ژانویهٔ ۱۹۹۷ تا ۲۰ مارس ۲۰۱۲ است. داده‌های مورد نیاز این مطالعه از سایت گروه

1 - Henry Hub
2 - New York Mercantile Exchange

CME[1] و نیز سایت EIA[2] جمع‌آوری شده است. داده‌های قیمت نقدی هنری‌هاب برحسب دلار بر میلیون بی‌تی‌یو گزارش شده‌اند.

تبیین فرآیند بازگشت به میانگین اورنشتاین- اوهلن‌بک

شکل اصلی فرآیند بازگشت به میانگین را فرآیند اورنشتاین-اوهلن‌بک نیز می‌نامند (Wikipedia, 2011). این نام به دلیل مقاله‌ای است که این مدل اولین‌بار در آن مورد بحث قرار گرفت؛ این مقاله با عنوان "نظریه حرکت براونی[3]" توسط جی. ای. اوهلن‌بک و آل. اس. اورنشتاین در مجلهٔ Physical Review در سال ۱۹۳۰ منتشر شده است. فرآیند اورنشتاین-اوهلن‌بک (OU)، مدلی ساده است که تمایل به تمرکز در نقطه‌ای مانند μ را دارا می‌باشد. اساساً از این فرآیند در توصیف حرکت براونی در علم فیزیک استفاده شده است (Ornstein-Uhlenbeck, 1930; Gillespie, 1996). برخی از صاحبنظران معتقدند که دو نویسندهٔ مذکور تلاش داشته‌اند تا میان برخی از خصوصیات توزیعی فرآیند وینر۴ با واقعیت فیزیکی، مصالحه برقرار نمایند؛ از نظر ریاضیات، فرآیند وینر دارای سه ویژگی مهم می‌باشد (Dixit & Pindyck, 1994):

ویژگی (۱): فرآیند وینر یک فرآیند مارکوف[5] یا یک فرآیند تصادفی زمان پیوسته به صورت W_t است.

ویژگی (۲): فرآیند وینر دارای نموهای مستقل در طول فواصل زمانی متفاوت یا فواصل زمانی ناهمپوشانی[6] است: با این ویژگی، توزیع dW ها برای هر دو فاصلهٔ زمانی متفاوت، از هم مستقلند.

ویژگی (۳): تغییر در فرایند وینر بطور نرمال توزیع شده است: در هر فاصلهٔ زمانی *dt*، میانگین

---

1 - Chicago Mercantile Exchange (CME) Group Website:(http://www.cmegroup.com./09/02/2015).

2- Energy Information Administration (EIA) Web Page:(http://tonto.eia.gov/dnav/ng/hist/rngwhhda.htm./10/17/2015).

3 - به منظور درک بیشتر مدل حرکت هندسی براونی می‌توان به مقاله‌ای که از این نوسنده و همکاران با عنوان " تخمین قیمت‌های نقدی روزانهٔ گازطبیعی با استفاده از مدل حرکت هندسی براونی" مجله تحقیقات مدلسازی اقتصادی، سال پنجم، شماره ۲۰، صفحات ۷-۵۴ چاپ شده است مراجعه کرد.

4- Wiener Process

5- Markov Process

6- non-overlapping

تغییر (dw) صفر و واریانس تغییر برابر با dt می‌باشد. واریانس تغییر، متناسب با طول فاصلهٔ زمانی است؛ یعنی:

$$dw \sim \mathrm{N}(0, \sqrt{\mathrm{dt}}) \qquad (۱)$$

یا، اگر $0 \prec s \prec t$، آنگاه:

$$(W_t - W_s) \sim \mathrm{N}(0, \sqrt{(\mathrm{t-s})}) \qquad (۲)$$

فرآیند وینر را همچنین می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$dw = \varepsilon\sqrt{dt} \qquad (۳)$$

که $\varepsilon = N(0,1)$ دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد معادل ۱ می‌باشد.

مدل اورنشتاین–اوهلن‌بک، اولین‌بار توسط واسیکک (Vasicek, 1977) به منظور مدلسازی پویایی‌های نرخ بهره مورد استفاده قرار گرفت و پس از آن بطور گسترده‌ای بکار گرفته شد. فرآیند بازگشت به میانگین، یکی از ویژگی‌های عمده‌ای است که در ادبیات اخیر مرتبط با مدل‌سازی قیمت کالا به دلیل توانایی آن در منظور کردن خصوصیات کلیدی رفتار قیمتی کالا، بطور منظم مدنظر قرار گرفته است (Geman & Nguyen, 2005).

استفاده از این مدل به دلیل استفاده از نظریه اقتصادی بسیار جذاب است زیرا وقتی قیمت‌ها "بسیار بالا" هستند، تقاضا کاهش و عرضه افزایش یافته و یک اثر تنظیم کننده را دارا است و زمانی‌که قیمت‌ها "بسیار پایین" است، اثر عکس حالت قبل رخ داده و قیمت‌ها دوباره به سوی میانگین قیمت بلندمدت برمی‌گردد. از این مدل همچنین، جهت مدل‌سازی سایر فرآیندها، اعم از پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده، مانند نرخ‌های بهره یا "ثمرات رفاهی[1]" کالاها استفاده می‌شود (Smith, 2010). فرآیند بازگشت به میانگین بصورت یک فرآیند انتشار لگاریتم نرمال بوده اما واریانس آن متناسب با فاصله زمانی در حال رشد نمی‌باشد. واریانس در ابتدا رشد کرده و پس از مدتی در مقدار خاص و معینی تثبیت می‌شود. تثبیت واریانس بدلیل اثر ارتجاعی بازگشت به میانگین است. این فرآیند، انتخاب طبیعی کالاهای انرژی را مدنظر قرار می‌دهد. نظریه بنیادین اقتصاد خرد بیان می‌کند که در بلندمدت، قیمت یک کالای انرژی باید با هزینه تولید نهایی بلندمدت آن مرتبط باشد (Begg & Smith, 2007).

1- Convenience Yield

مدل بازگشت به میانگین (اورنشتاین-اوهلن‌بک) حسابی[1]

مدل اصلی و عمومی فرآیند اورنشتاین-اوهلن‌بک به شکل زیر می‌باشد:

$$dP_t = (a - \alpha P_t)dt + \sigma dW_t = \alpha(\mu - P_t)dt + \sigma dW_t \qquad (۴)$$

در رابطهٔ (۴)، α، μ و σ پارامترهای مثبت بوده که α بیانگر نرخ یا سرعت بازگشت به میانگین، $\mu = a/\alpha$ مقدار میانگین تعادلی بلندمدت و σ نیز تلاطم می‌باشد. دومین جزء این فرآیند، جزء انتشار[2] بوده و تصادفی بودن فرآیند را نشان می‌دهد. از آنجائی که مقدار انتظاری dW_t صفر است، تغییر انتظاری در به کمک اولین جزء سمت راست معادلهٔ فوق تعیین می‌شود. در صورتی که مقدار P_t کوچک‌تر از μ باشد، تغییر انتظاری در dP_t مثبت و در غیر این صورت، منفی خواهد بود. از این رو است که این مسئله، خصوصیت بازگشت به سوی میانگین یا μ را خلق می‌کند (Geman, 2005; Wittig, 2007). قابل ذکر است که مدل واسیکک (Vasicek, 1977) که یکی از اولین مدل‌های تصادفی نرخ بهرهٔ کوتاه مدت و مبتنی بر فرآیند اورنشتاین-اوهلن‌بک است فرض می‌کند که نرخ آنی یا کوتاه مدت بهره از این فرآیند تبعیت می‌نماید.

معادلهٔ دیفرانسیل تصادفی فوق قابل حل بوده و دارای راه حل زیر (رابطه ۵) بر حسب انتگرال تصادفی (ایتو) و انتگرال‌گیری از طرفین رابطهٔ (۴) است (Kloeden & Platen, 1992; Bjerksund & Ekern, 1990):

$$P(T) = P(0)e^{-\alpha T} + (1 - e^{-\alpha T})\mu + \sigma e^{-\alpha T}\int_0^T e^{\alpha t} dW_t \qquad (۵)$$

در رابطهٔ (۴)، dW_t بیانگر افزایش بسیار کوچک در یک فرآیند وینر یا نوفهٔ سفید، α و σ نیز پارامترهای مدل هستند. با استفاده از تعاریف مرتبط ارائه شده در مقالهٔ گیلسپای (Gillespie, 1996)، و جانشینی در زمانی که $\mu \neq 0$ است می‌توان امید انتظاری بلندمدت متغیر P(t) را با فرض اینکه شرط اولیه معادل $P(0) = p_0$ و P(t) دارای توزیع نرمال باشد، را بدست آورد:

$$E[P(t)] = \mu + (p_0 - \mu)e^{-\alpha t} \to \mu \quad as \quad t \to \infty \qquad (۶)$$

1- Arithmetic Ornstein-Uhlenbeck
2- Diffusion Term

در سمت چپ معادله، تفسیر بسیار روشن است: ارزش انتظاری برابر خواهد بود با نقطهٔ میانی موجود بین p_0 و میانگین μ، که این میانگین وزنی و دارای وزن‌هایی با نرخ کاهنده بوده و مجموع وزنها برابر با یک می‌باشد. واضح است که این فرآیند به سمت μ جذب شده و پارامتر α، شدت این جاذبه را تعیین می‌کند؛ واریانس متغیر P در لحظهٔ t عبارت است از:

$$Var(P(t)) = \frac{\sigma^2}{2\alpha}\left(1-e^{-2\alpha t}\right) \to \frac{\sigma^2}{2\alpha} \quad as \quad t \to \infty \qquad (۷)$$

همانطور که ملاحظه می‌شود یک جزء کاهندهٔ زمانی در معادلهٔ واریانس وجود دارد. در افق زمانی بلندمدت، واریانس این فرآیند به سمت $\sigma^2/2\alpha$ میل می‌کند (Oksendal, 2000). بنابراین، برخلاف حرکت گام تصادفی (مانند حرکت براونی)، مقدار واریانس در اینجا محدود بوده و به سمت بی‌نهایت رشد نمی‌کند. واریانس ارائه شده در رابطهٔ (۷) را به جهت استخراج رابطه دقیق شبیه‌سازی باید با ضریب $1/2$ تعدیل کرد که عبارت زیر حاصل می‌شود:

$$P_t = e^{\left(\ln(P_{t-1})e^{-\alpha\Delta t} + \ln(\mu)(1-e^{-\alpha\Delta t}) - (1-e^{-2\alpha\Delta t})\frac{\sigma^2}{4\alpha} + \sigma\sqrt{\frac{1-e^{-2\alpha\Delta t}}{2\alpha}}dW\right)} \quad , \quad dW \sim N(0,1) \qquad (۸)$$

در رابطهٔ (۸)، دو عبارت اول سمت راست عبارت از جزء رانش و مقدار میانگین تعادلی هستند؛ سومین عبارت نیز جزء تعدیل بوده که از نامساوی جنسن[1] بدست آمده، و جزء چهارم واریانس است که در فرآیند تصادفی وینر ضرب می‌شود. در این قالب، برآورد پارامترها آسان می‌شود. تقریب مرتبه اول جهت استفاده از این معادله دیفرانسیل تصادفی در شبیه‌سازی را می‌توان به کمک رابطه زیر بدست آورد:

$$P(t+\Delta t) \approx P(t) + \alpha(\mu - P(t))\Delta t + \sigma n\sqrt{\Delta t} \qquad (۹)$$

که در این رابطه، n عبارت از مقدار نمونه و متغیری با توزیع نرمال $n \sim N(0,1)$ است. خاطرنشان می‌شود، به دلیل آنکه P_t از توزیعی تبعیت می‌کند که ممکن است مقادیر منفی را دارا باشد لازم است به جهت رفع این مشکل در مدل‌سازی، از مقدار لگاریتمی آن به صورت $p = \ln(P)$ و $P = e^p$ استفاده شود.

1- Jensen's inequality

باید توجه داشت که خصوصیت کلیدی و مهم فرآیند بازگشت به میانگین، مسئلهٔ نیمهٔ عمر[1] است. نیمهٔ عمر عبارت از زمانی است که طول می‌کشد تا قیمت، نیمی از راه خود از سطح فعلی به سمت سطح بلندمدتش را برگردد البته درصورتی که شوک تصادفی دیگری رخ ندهد.

اگر نیمهٔ عمر متغیر P را با (H) نشان دهیم، H به مفهوم زمان لازم جهت رسیدن مقدار انتظاری P(t) به قیمت میانی موجود در بین مقدار جاری P(0) و میانگین بلندمدت μ می‌باشد. در این صورت ملاحظه می‌شود که فرآیند بازگشت به میانگین به سمت مقدار بلندمدت آن همگرا می‌شود. نیمهٔ عمر به عنوان پارامتری انتخابی جهت سرعت بازگشت به میانگین αبوده و رابطهٔ مستقیمی بین H و α وجود دارد؛ لذا، با توجه به رابطهٔ (۴) می‌توان نوشت:

$$E[dP] = \alpha(\mu - P)dt \qquad (۱۰)$$

با توجه به رابطه (۱۰) لگاریتم نیمهٔ عمر قیمت‌های گاز طبیعی را می‌توان بصورت زیر استخراج کرد.

$$dP/(\mu - P) = \alpha dt \qquad (۱۱)$$

با انتگرال‌گیری از $P_0(t_0)$ تا قیمت انتظاری در لحظهٔ t_1 ،که با P_1 بیان می‌شود، و با در نظرگرفتن $P_1(t_1)$ و $\Delta t = t_1 - t_0$ و نیز اینکه، $\int \frac{dP}{P} = \ln(P)$ می‌توان نوشت:

$$-\ln(\mu - P)\Big]_{P_0}^{P_1} = \alpha \Delta t \qquad (۱۲)$$

بنابراین:

$$\ln\left(\frac{P_1 - \mu}{P_0 - \mu}\right) = -\alpha t \qquad (۱۳)$$

برای $\Delta t = half - lifeH$، طبق تعریف: $(P_1 - \mu) = 0.5(P_0 - \mu)$؛ با جایگزینی در آن می‌توان روابط زیر را داشت:

$$-\ln(2) = -\alpha H \qquad \text{و} \qquad \ln(0.5) = -\alpha H$$

سرانجام نیمهٔ عمر را می‌توان با رابطهٔ زیر نشان داد:

$$H = \frac{\ln(2)}{\alpha} \qquad (۱۴)$$

1- half-life

برآورد پارامترها

برآورد پارامترهای مدل بازگشت به میانگین حسابی به کمک دو روش رگرسیون حداقل مربعات و حداکثر راستنمایی امکان‌پذیر است که در ادامه به توصیف آنها پرداخته می‌شود:

روش حداقل مربعات

دکزیت و پندایک (Dixit & Pindyck, 1994)، بر اساس معادلهٔ دیفرانسیل جزئی بازگشت به میانگین که در رابطهٔ (۴) به آن اشاره شد، به برآورد پارامترهای مدل بازگشت به میانگین پرداختند. آن‌ها فرض کردند که اگر فرآیند خودبازگشت و زمان گسستهٔ زیر یا AR(1)، معادل با رابطهٔ (۴) در حالت پیوسته لحاظ شود. همچنین اگر در معادلهٔ (۵)، مقدار T_0 برابر با T-۱ درنظر گرفته شود می‌توان به شکل گسستهٔ معادله به شکل زیر رسید:

$$P_t - P_{t-1} = \alpha(1-e^{-\alpha\Delta t}) + (e^{-\alpha\Delta t}-1)P_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۵)$$

که در معادلهٔ فوق ε_t بطور نرمال و با میانگین صفر و انحراف استاندارد σ_ε توزیع شده است. پارامترهای فرآیند بازگشت به میانگین را می‌توان از رگرس کردن $\ln(P_t)-\ln(P_{t-1})$ در مقابل $\ln(P_{t-1})$ در قالب رابطهٔ زیر بدست آورد:

$$\ln P_{t+1} - \ln P_t = a + b\ln P_t + \varepsilon_{\mathrm{Regression}} \qquad (۱۶)$$

برآورد پارامترها بر اساس رابطهٔ رگرسیونی (۱۶) به صورت زیر است،

$$a = \alpha\mu\Delta t \qquad (۱۷)$$

$$b = -\alpha\Delta t \qquad (۱۸)$$

که در اینجا:

$$\mu = -a/b \qquad \rightarrow \qquad \overline{P} = e^{\mu} \qquad (۱۹)$$

$$\alpha = -\ln(1+b)/\Delta t \qquad (۲۰)$$

$$\sigma = \varepsilon_{\mathrm{Regression}}\sqrt{\frac{2\alpha}{1-e^{-2\alpha\Delta t}}} \qquad (۲۱)$$

یکی از وجوه مشخصهٔ مهم تمایز فرآیند گام تصادفی و AR(1) آن است که در فرآیند AR(1) کلیهٔ شوک‌ها گذرا و موقتی بوده درحالی‌که کلیهٔ شوک‌ها در فرآیند گام تصادفی پایدار هستند.

روش حداقل مربعات

تابع چگالی احتمال شرطی[1]

تابع چگالی احتمال شرطی را می‌توان به آسانی با کمک ترکیب رابطهٔ شبیه‌سازی(۵) و تابع چگالی احتمال تابع توزیع نرمال زیر بدست آورد:

$$P(N_{0,1}=p)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}p^2} \qquad (۲۲)$$

معادلهٔ چگالی احتمال شرطی مشاهدهٔ P_{t+1} با فرض وجود مشاهدهٔ P_t (به فرض وجود فاصلهٔ زمانی Δt بین آنها) به صورت زیر است:

$$f(P_{t+1}\Big|P_t;\mu,\alpha,\hat{\sigma})=\frac{1}{\sqrt{2\pi\hat{\sigma}^2}}\exp\left[-\frac{(P_t-P_{t-1}e^{-\alpha\Delta t}-\mu(1-e^{-\alpha\Delta t}))^2}{2\hat{\sigma}^2}\right] \qquad (۲۳)$$

با فرض این که $\sigma=\varepsilon_{Regression}\sqrt{\frac{2\alpha}{1-e^{-2\alpha\Delta t}}}$.

تابع راستنمایی

تابع راستنمایی جهت مجموعه‌ای از مشاهدات $(P_0, P_1,\ldots,P_n)$ را می‌توان از تابع چگالی شرطی به صورت زیر بدست آورد:

$$L(\mu,\alpha,\hat{\sigma})=\sum_{t=1}^{n}\ln f(P_tP_{t-1};\mu,\alpha,\sigma)=-\frac{n}{2}\ln(2\pi)-n\ln(\hat{\sigma}) \\ -\frac{1}{2\hat{\sigma}^2}\sum_{t=1}^{n}\left[P_t-P_{t-1}e^{-\alpha\Delta t}-\mu(1-e^{-\alpha\Delta t})\right]^2 \qquad (۲۴)$$

شروط حداکثر راستنمایی

حداکثر مقدار سطح لگاریتم-راستنمایی[2]، جایی است که کلیهٔ مشتقات جزئی معادل صفر باشند. این مسئله، مجموعه قیود زیر را بدست می‌دهد.

$$\frac{\partial L(\mu,\alpha,\hat{\sigma})}{\partial\mu}=\frac{1}{\hat{\sigma}^2}\sum_{t=1}^{n}\left[P_t-P_{t-1}e^{-\alpha\Delta t}-\mu(1-e^{-\alpha\Delta t}\right] \\ \mu=\frac{\sum_{t=1}^{n}\left[P_t-P_{t-1}e^{-\alpha\Delta t}\right]}{n(1-e^{-\alpha\Delta t})} \qquad (۲۵)$$

1- Conditional Probability Density Function
2- log-likelihood

$$\frac{\partial L(\mu,\alpha,\hat{\sigma})}{\partial \alpha}=0$$

$$=-\frac{\Delta t e^{-\alpha\Delta t}}{\hat{\sigma}^2}\sum_{t=1}^{n}\left[(P_t-\mu)(P_{t-1}-\mu)-e^{-\alpha\Delta t}(P_{t-1}-\mu)^2\right] \quad (۲۶)$$

$$\alpha=-\frac{1}{\Delta t}\ln\frac{\sum_{t=1}^{n}(P_t-\mu)(P_{t-1}-\mu)}{\sum_{t=1}^{n}(P_{t-1}-\mu)^2}$$

$$\frac{\partial L(\mu,\alpha,\hat{\sigma})}{\partial \hat{\sigma}}=0$$

$$=\frac{n}{\hat{\sigma}}-\frac{1}{\hat{\sigma}^3}\sum_{t=1}^{n}\left[(P_t-\mu)-e^{-\alpha\Delta t}(P_{t-1}-\mu)\right]^2 \quad (۲۷)$$

$$\hat{\sigma}^2=\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left[(P_t-\mu)-e^{-\alpha\Delta t}(P_{t-1}-\mu)\right]^2$$

شروط فوق بیانگر آن است که راه‌حل حاصل از این روش وابسته به یکدیگر است؛ به هر حال، α و μ مستقل از σ بوده و با معلوم بودن هر یک از مقادیر α و μ می‌توان مقدار دیگری را به طور مستقیم بدست آورد. دستیابی به مقدار σ نیز زمانی میسر است که مقادیر α و μ هردو معین شده باشند (Yu, 2009; Phillips & Yu, 2005).

مدل بازگشت به میانگین (اورنشتاین-اوهلن‌بک) هندسی

اگر فرض شود که قیمت‌های نفت P از یک فرآیند بازگشت به میانگین هندسی تبعیت کنند:

$$dP=\eta P(M-P)dt+\sigma P dW \quad (۲۸)$$

که در این معادله نیز،M سطح تعادلی بلندمدت (یا میانگین قیمت بلندمدت است که قیمت‌ها گرایش به بازگشت به سمت آن را دارند)؛ و η نیز سرعت بازگشت به میانگین است. شکل ارائه شدهٔ فوق، موردی است که دکزیت و پندایک (Dixit & Pindyck, 1994) به مطالعهٔ آن پرداخته‌اند که این روش همچنین به فرآیند هندسی اورنشتاین-اوهلن‌بک یا مدل دکزیت و پندایک نیز مشهور است. این شکل از معادلهٔ بازگشت به میانگین را همچنین می‌توان در کار متکالف و هاست (Metcalf & Hasset, 1995) نیز مشاهده کرد.

در ادبیات اقتصاد مالی روش‌های مختلف و متعددی جهت مدلسازی فرآیند بازگشت به

میانگین وجود دارند. شوارتز (Schwartz, 1997) از رابطه ۲۹ که به "مدل شوارتز ۱[1]" معروف است جهت ارائهٔ مدل قیمتی بازگشت به میانگین کالای انرژی استفاده کرده است:

$$dP = \eta P(m - \ln P)dt + \sigma P dW \qquad (۲۹)$$

در مقایسه با مدل دکزیت-پندایک (DPM) عامل جدیدی که در اینجا مشاهده می‌شود عبارت lnP در معادلهٔ P بوده و به جای M نیز m قرار گرفته است. از یک طرف این مسأله کمتر طبیعی به نظر می‌رسد زیرا سرمایه‌گذاران نسبت به ارزش‌هایی که بر حسب لگاریتم بیان می‌شود و اساساً برای قیمت تعادلی یا میانگین بلندمدت علاقمندی زیادی نشان نمی‌دهند. اما این مدل دارای مزیت برآورد آسان پارامترها در مدل‌سازی است. لذا می‌توان برای P=lnP نوشت:

$$dP = \eta^*(m^* - P)dt + \sigma dW \qquad (۳۰)$$

که در رابطهٔ بالا: $m^* = m - \sigma^2/(2\eta)$ و $\eta^* = \eta$ است. به کمک برآورد m* و η^* دستیابی به پارامترهای مدل اصلی آسان است. انتخاب طبیعی مدل بازگشت به میانگین برای قیمت کالا می‌تواند بصورت مدل بازگشت به میانگین دکزیت-پندایک باشد (زیرا درک بازگشت قیمت گاز به میانگین قیمت بلندمدت M، بسیار ملموس‌تر از میانگین بلندمدت لگاریتم قیمت است). اشکال مدل دکزیت-پندایک عبارت از تبدیل لگاریتمی P=lnP است، زیرا پارامترهای متناظر تابعی از P هستند و در این مورد عبارتند از: $m^* = (M - \sigma^2/(2\eta))\ln P/P$ و $\eta^* = \eta P/(\ln P)$ که به سطح قیمت P وابسته‌اند. بنابراین، این شکل از مدل دارای یک عیب است زیراکه تبدیل لگاریتمی انجام شده، پارامترها را به شکلی درآورده که ثابت نبوده و تابعی از P هستند. در عمل، اگرچه، برآورد مسأله خیلی هم نیاز به مهارت ندارد زیرا با فرض اینکه پارامترهای m* و η^* برآورد شوند، پارامترهای M و η نیز می‌توانند به‌عنوان متوسطی از یک فاصله قیمتی معقول برآورد شوند (به‌عنوان مثال در مورد قیمت‌های گاز، این فاصله یا طیف می‌تواند ۴ تا ۱۰ دلار بر هر میلیون بی‌تی‌یو باشد). تغییر پارامترها بطور طبیعی با توجه به سطوح قیمت‌ها خیلی زیاد نیست. اما اینکه مدل بهتر کدام است؟ پاسخ به این سؤال سخت است زیرا هر دو دارای نقاط قوت و ضعفی هستند.

1- Schwartz Model 1

از نقطه‌نظر اقتصادی، مدل دکزیت-پندایک واضح‌تر و روشن‌تر است زیرا با قیمت‌هایی سر و کار دارد که به جای برگشت به لگاریتم میانگین به سمت سطح بلندمدت بازگشت می‌کنند. اما پارامترها ثابت نیستند زیرا تابعی از P هستند. لازم بذکر است که کاربرد مدل اورنشتاین-اوهلن‌بک (که بیشتر با نوع حسابی شناخته می‌شود) در مدل‌سازی بازگشت به میانگین رواج بیشتری دارد. بنابراین در تحقیق حاضر نیز از این روش بهره گرفته شده است.

معیارهای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی

در این مطالعه، به جهت ارزیابی توانمندی مدل‌های مورد استفاده و مقایسهٔ بین سری‌های پیش‌بینی شده توسط هر مدل، از معیارهای ارزیابی عملکرد نش-ساتکلیف[1] (Ens)، جذر میانگین مربعات خطا[2] (RMSE) و ضریب نابرابری تایل (Theil-U) استفاده شده است:

$$E_{ns} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}(RP_i - FP_i)^2}{\sum_{i=1}^{n}(RP_i - \overline{RP})^2} \quad (۳۱)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(RP_i - FP_i)^2}{n}} \quad (۳۲)$$

$$Theil - U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n}.\sum_{i=1}^{n}(RP - FP)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n}.\sum_{i=1}^{n}FP^2} + \sqrt{\frac{1}{n}.\sum_{i=1}^{n}RP^2}} \quad (۳۳)$$

در سه رابطهٔ فوق، RP : قیمت واقعی، FP: قیمت پیش‌بینی شده، n: تعداد گام زمانی یا همان تعداد مشاهدات و $\overline{RP}$ میانگین قیمت‌های واقعی است. معیار نش- ساتکلیف دامنهٔ $-\infty$ تا ۱ را دربرمی‌گیرد. اگر جواب رابطهٔ (۳۱) برابر ۱ شود، نشان از همخوانی عالی خروجی مدل با داده‌های پیش‌بینی شده دارد. اگر جواب معادله صفر شود نشان می‌دهد که پیش‌بینی‌های مدل دارای دقتی برابر میانگین داده‌های واقعی هستند. مقدار معیار کمتر از صفر زمانی بدست می‌آید که واریانس

1 - Nash-Sutcliffe
2 - Root-Mean-Square-Error

باقیمانده (صورت کسر) از واریانس داده‌ها (مخرج کسر) بیشتر است، یعنی میانگین داده‌های واقعی پیش‌گویی بهتری از مدل را بدست می‌دهند. لذا هرچه عدد حاصل از رابطهٔ (۳۱) به یک نزدیکتر باشد، مدل دقیق‌تر عمل کرده است. معیار RMSE، جهت اندازه‌گیری تفاوت بین مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل و مقادیر واقعی استفاده می‌شود که هرچه کمتر باشد بیانگر دقت بیشتر مدل است. معیار تایل نیز در بازهٔ صفر تا ۱ تغییر کرده که هرچه به یک نزدیکتر، دقت مدل پایین‌تر و اگر نزدیک صفر باشد، بیانگر دقت بالای مدل است.

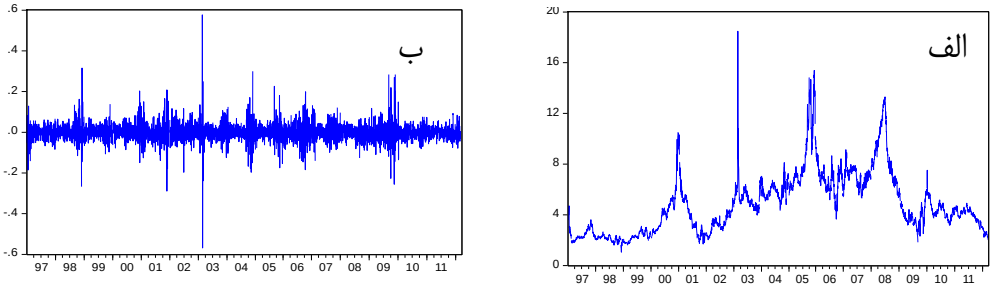
بحث و نتایج

در این بخش، ابتدا بطور خلاصه خصوصیات آماری قیمت‌های نقدی روزانه گاز طبیعی و نیز بازده لگاریتمی آن ارائه شده سپس با استفاده از انواع آزمون‌های سنجی کلاسیک به اثبات وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین در سری داده‌های مورد بررسی پرداخته شده و در نهایت با برآورد و تحلیل پارامترهای مورد نیاز جهت مدل بازگشت به میانگین اورنشتاین–اوهلن‌بک، مدل‌سازی و پیش‌بینی قیمت‌های نقدی انجام گرفته است.

تحلیل آماری تاریخی نقدی روزانهٔ گاز طبیعی

به منظور فهم و شناخت رفتار قیمت نقدی گاز طبیعی، این مقاله به بررسی قیمت تاریخی نقدی روزانه از طریق لگاریتم قیمت‌های نقدی (LnP_t) و تفاضل لگاریتمی قیمت نقدی ($DLnP = (Ln(P_t / P_{t-1}) = LnP_t - LnP_{t-1})$ یا همان بازده ناخالص[1] می‌پردازد. شکل (۱–الف)، نمودار قیمت نقدی روزانه گاز طبیعی و شکل (۱–ب) نیز تفاضل لگاریتمی قیمت نقدی روزانه را نشان می‌دهد.

1 - Gross Return or Log Return



شکل (۱): نمودار الف) قیمت ($/mmBtu) و ب) تفاضل لگاریتمی قیمت نقدی روزانه گاز طبیعی در دوره مطالعاتی

منبع: داده‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۱، شاخص چولگی یا میزان تقارن بیانگر وجود چولگی مثبت در داده‌های قیمت، لگاریتم قیمت و تفاضل لگاریتمی یا بازده لگاریتمی و نیز وجود چولگی منفی در داده‌های تغییرات درصدی قیمت می‌باشد. معیار کشیدگی که شاخصی از پخی داده‌هاست، نشان می‌دهد که توزیع قیمت، تفاضل لگاریتمی و تغییرات درصدی قیمت دارای دنباله ضخیم‌تر از نرمال مقادیر حدی بیشتر و اصطلاحاً کشیدگی مازاد[1] و داده‌های لگاریتم قیمت دارای توزیع پهن‌تر از نرمال[2] می‌باشد. همچنین باید توجه داشت که مقادیر کشیدگی مثبت بیانگر آن است که توزیع‌های مورد نظر دارای پیک‌های تیزتر، شانه‌های باریک‌تر و دنباله‌های ضخیم‌تر از توزیع نرمال هستند. بعلاوه، با مشاهدهٔ داده‌های جدول فوق مشخص است که مقادیر انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی قیمت گاز طبیعی تقریباً بزرگ است و از این رو بررسی رفتار آن دشوار است. اما پس از لگاریتم‌گیری از قیمت، مقادیر انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی بطور معنی‌داری کاهش می‌یابند. بنابراین، از لگاریتم قیمت بجای داده‌های خام قیمت نقدی در کالیبراسیون مدل بهره گرفته خواهد شد و بازده لگاریتمی به‌عنوان آمارهٔ اصلی در تحلیل‌ها مورد استفاده خواهد بود.

خاطرنشان می‌شود که فهم خصوصیات توزیع متغیرهای مورد بررسی، در مدلسازی هرگونه فرایند تصادفی از اهمیت زیادی برخوردار است. در حقیقت، روش‌های مدلسازی، تخمین پارامترهای مدل و نهایتاً آزمون مدل، همه براساس انتخاب توزیع‌های مناسب هستند. به‌عنوان یک

---

1 - Leptokurtic
2 - Platykurtic

اصل، اگر توزیع مدل بطور آشکار متفاوت از موارد تجربی باشد، بمنظور دستیابی به توافق و هماهنگی بهتر باید نسبت به اصلاح مدل اقدام ورزید. طبق یک فرضیهٔ مشهور، بازده لگاریتمی قیمت انواع کالاهای انرژی معمولاً از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. اما این فرضیهٔ نرمالیتی باید به‌دقت مورد بررسی واقع شود. با توجه به خصوصیات آماری متغیرها در بخش قبل، ملاحظه می‌شود که چولگی و کشیدگی بازده‌های لگاریتمی بزرگتر از توزیع نرمال می‌باشند.

جدول (۱): خصوصیات آماری قیمت، لگاریتم قیمت، تغییرات درصدی و تفاضل لگاریتمی قیمت نقدی روزانه گاز طبیعی

	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
P	۴/۸۵۳۶	۴/۳۹۰۰	۱۸/۴۸۰۰	۱/۰۵۰۰	۲/۴۲۵۷	۱/۱۴۰۷	۴/۶۷۹۳
LnP	۱/۴۶۰۸	۱/۴۷۹۳	۲/۹۱۶۶	۰/۰۴۸۷	۰/۴۹۰۴	۰/۰۱۴۴	۲/۲۵۲۷
DP	-۰/۱۱۹۸	۰/۰۰۰۰	۴۳/۸۲۳۰	-۷۶/۵۰۴۳	۴/۶۰۸۲	-۱/۰۷۴۳	۳۰/۷۰۰۲
DLnP	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	۰/۵۷۶۶	-۰/۵۶۸۱	۰/۰۴۵۹	۰/۴۹۳۷	۲۲/۶۹۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون معروف جارک-برا[1] (و مقدار p-value مربوطه) که با استفاده از دو معیار کشیدگی و چولگی به بررسی نرمال بودن سری مورد نظر می‌پردازد، حاکی از آن است که چهار سری مورد نظر دارای توزیع نرمال نیستند. از سوی دیگر، نتیجهٔ آزمون کولموگروف-اسمیرنوف[2] (KS) نیز تأییدی بر این مدعا است (جدول ۲).

جدول (۲): آماره‌های قیمت، لگاریتم قیمت، تغییرات درصدی و تفاضل لگاریتمی قیمت نقدی روزانه گاز طبیعی

	چولگی	کشیدگی	جارک-برا	احتمال	کولموگروف-اسمیرنوف	احتمال
P	۱/۱۴۰۷	۴/۶۷۹۳	۱۲۷۱/۱۱۲۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۳۰	۰/۰۱۰۰
LnP	۰/۰۱۴۴	۲/۲۵۲۷	۸۸/۶۱۹۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۱۰	۰/۰۱۰۰
DP	-۱/۰۷۴۳	۳۰/۷۰۰۲	۱۲۲۳۱۷/۳۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۷۸۰	۰/۰۱۰۰
DLnP	۰/۴۹۳۷	۲۲/۶۹۰۳	۶۱۵۷۴/۲۲۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۱	۰/۰۱۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

1 - Jarque-Bera
2 - Kolmogorov-Smirnov

از جدول فوق می‌توان نتیجه گرفت که بازده لگاریتمی قیمت نقدی روزانه گاز طبیعی دارای توزیع نرمال نمی‌باشد.

۲-۳. بررسی وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین

الف. آزمون ریشه واحد

با توجه به شکل ۶ و نیز جدول ۱، سری لگاریتم قیمت، ناپایا و برعکس سری بازدهی پایا است. نتایج آزمون‌های پایایی دیکی- فولر تعمیم یافته و نیز فیلیپس- پرون در جدول ۳ آمده است.

جدول (۳): آزمون ریشه واحد لگاریتم قیمت و بازده قیمت‌های نقدی روزانه گاز

فرض صفر (وجود ریشه واحد)	دیکی فولر لگاریتم قیمت	دیکی فولر بازده قیمت	فیلیپس- پرون لگاریتم قیمت	فیلیپس- پرون بازده قیمت	سطح معنی‌داری		
					٪۱	٪۵	٪۱۰
روند و عرض از مبدأ	-۲/۳۰۲۵ (۰/۴۳۱۹)	-۵۱/۴۹۱۷ (۰/۰۰۰۰)	-۲/۵۳۲۹ (۰/۳۱۲۰)	-۶۰/۵۸۱۵ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۹۶۰۴	-۳/۴۱۰۹	-۳/۱۲۷۳
عرض از مبدأ	-۲/۲۹۸۸ (۰/۱۷۲۴)	-۵۱/۴۹۲۳ (۰/۰۰۰۱)	-۲/۴۴۴۴ (۰/۱۲۹۶)	-۶۰/۵۸۱۶ (۰/۰۰۰۱)	-۳/۴۳۱۸	-۲/۸۶۲۱	-۲/۵۶۷۱
هیچ‌کدام	-۰/۹۳۱۹ (۰/۳۱۳۰)	-۵۱/۴۹۸۳ (۰/۰۰۰۱)	-۰/۹۶۷۷ (۰/۲۹۸۲)	-۶۰/۵۸۹۴ (۰/۰۰۰۱)	-۲/۵۶۵۵	-۱/۹۴۰۹	-۱/۶۱۶۶

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهد شواهدی مبنی بر وجود گام تصادفی در کلیهٔ سری‌های لگاریتم قیمت گاز وجود دارد. لازم بذکر است که تنها برمبنای آزمون‌های ریشه‌واحد نمی‌توان نتیجه گرفت که بازار گاز طبیعی در سطح ضعیفی از کارایی واقع شده یا دارای فرآیند بازگشت به میانگین است، زیرا آزمون ریشه‌واحد دیکی-فولرتنها به بررسی وجود اجزاء روند تصادفی پرداخته و به بررسی قابلیت پیش‌بینی مقادیر بازده نمی‌پردازد. اینکه آیا فرضیهٔ گام تصادفی در این بازار برقرار است یا خیر نیاز به پژوهش بیشتری دارد.

ب. همبستگی سریالی

مدل بازگشت به میانگین را می‌توان در چارچوب زمان گسسته و در قالب فرآیند خودبازگشت از مرتبهٔ یک AR(1) طبق رابطهٔ (۱۵) نوشت و به کمک بررسی همبستگی‌نگار یک فرآیند می‌توان فرآیند تصادفی را به عنوان یک فرآیند خودبازگشت میانگین متحرک (ARMA) شناسایی کرد. نتایج مربوط به ضرایب خودهمبستگی و نیز آمارهٔ لیونگ-باکس[1] برای سری بازده قیمت درکل دورهٔ مطالعاتی در جدول ۴ ارائه شده است که بر طبق آن، عبارت از ضریب خودهمبستگی سری در وقفهٔ k، و Q(1) یا Q(12)، آمارهٔ لیونگ-باکس می‌باشد. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهند، مقدار ضریب همبستگی وقفهٔ اول سری بازده مثبت و معنی‌دار بوده و همچنین این مقدار در وقفه‌های بالاتر (وقفهٔ ۱۲) منفی و معنی‌دار است. لذا، وجود خودهمبستگی مثبت، دال بر قابلیت پیش‌بینی مقادیر بازده در افق کوتاه‌مدت بوده که این خود شاهدی کلی در مقابل کارایی بازار تلقی می‌شود؛ بدین معنی که در این‌صورت، فرضیه کارایی بازار نقض می‌شود.

جدول ٤. ضرایب خودهمبستگی و آمارهٔ لیونگ- باکس بازده قیمت‌های نقدی گاز

ضریب خودهمبستگی	مقدار	ضریب خودهمبستگی	مقدار	آماره Q	مقدار
ρ_1	۰/۰۲۹۰**	ρ_7	-۰/۰۲۵۰*	Q(1)	۳/۱۹۲۴* (۰/۰۷۴۰)
ρ_2	-۰/۱۷۹۰***	ρ_8	۰/۰۵۱۰***	Q(2)	۱۲۴/۷۲۰۰*** (۰/۰۰۰۰)
ρ_3	۰/۰۰۰۰۰	ρ_9	۰/۰۲۲۰*	Q(3)	۱۲۴/۷۲۰۰*** (۰/۰۰۰۰)
ρ_4	۰/۰۵۴۰***	ρ_{10}	۰/۰۳۴۰**	Q(4)	۱۳۵/۸۰۰۰*** (۰/۰۰۰۰)
ρ_5	۰/۰۲۲۰*	ρ_{11}	-۰/۰۲۷۰**	Q(6)	۱۶۲/۷۵۰۰*** (۰/۰۰۰۰)
ρ_6	-۰/۰۸۱۰***	ρ_{12}	-۰/۰۲۶۰*	Q(12)	۱۸۶/۵۰۰۰*** (۰/۰۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق.

*، ** و *** بیانگر معنی‌داری آماری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

1- Ljung-Box

از طرف دیگر، وجود مقادیر منفی خودهمبستگی نیز بیانگر پدیدهٔ بازگشت به میانگین در مقادیر بازده است. بنابراین، باتوجه به این مسئله، احتمال وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین در کل دورهٔ مورد مطالعه بسیار زیاد است.

غیرصفر بودن خودهمبستگی مقادیر سری مورد بررسی که توسط آمارهٔ لیونگ-باکس تأیید شد و اینکه بسیاری از آنها در سطح ۱ درصد نیز معنی‌دار بوده‌اند، بوضوح نشان می‌دهد این احتمال وجود دارد که سری بازده مورد بررسی از یک فرآیند گام تصادفی پیروی نکند. نتایج آزمون خودهمبستگی تحقیق حاضر با یافته‌های حاصل از مطالعات قبلی که توسط هاروی (Harvey, 1995)، پوشاکوال (Poshakwale, 1996)، مبارک و کیزی (Mobarak & Keasy, 2002)و حسن و همکاران (Hassan et al., 2006)، مطابقت دارد.

جدول (۵): آزمون تسلسل ناپارامتریک بازده قیمت‌های نقدی روزانه گاز

میانگین	موارد کمتر از میانگین	موارد بزرگترمساوی میانگین	کل موارد	تعداد تسلسل‌ها	آماره Z
-۰/۰۰۰۱	۱۸۰۸	۲۰۲۳	۳۸۳۱	۱۸۴۶	-۱/۶۷۰۰*

منبع: محاسبات تحقیق

*، ** و *** بیانگر معنی‌داری آماری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

ج. آزمون تسلسل[1]

نتیجه آزمون تسلسل جهت شاخص بازده نقدی بازار گاز طبیعی در دورهٔ مورد مطالعه را می‌توان در جدول ۵ مشاهده کرد. منظور از کل موارد، تعداد مشاهدات بوده و تعداد تسلسل‌ها نیز معیاری از تصادفی بودن است زیرا تعداد بسیار زیاد یا کم تسلسل‌ها، بیانگر وابستگی بین مشاهدات است. در مواردی که نتایج بیانگر معنی‌داری آمارهٔ Z است، سری زمانی شکل ضعیفی از کارایی یا وجود ناکارآمدی در بازار را نشان می‌دهد و مقادیر منفی و معنی‌دار این آماره نیز حاکی از کمتر بودن تعداد واقعی تسلسل‌ها از تعداد انتظاری آنها تحت فرضیهٔ صفر مبنی بر استقلال مقادیر بازده است. همچنین خاطر نشان می‌شود که مقدار منفی آمارهٔ Z دال بر وجود همبستگی سریالی مثبت و از این‌رو رد فرض وجود گام تصادفی است که این نکته در سری زمانی دورهٔ مورد مطالعه

1- Runs Test

قابل مشاهده است و تا حدودی با نتایج حاصل از آزمون ضریب همبستگی تطابق دارد.

د. آزمون نسبت واریانس

یکی از روش‌های معروف و شناخته شده جهت بررسی قابل پیش‌بینی بودن قیمت کالاهای انرژی استفاده از آزمون نسبت واریانس لو و مکینلی (Lo & Mackinlay, 1988) است که به بررسی قابلیت پیش‌بینی داده‌های سری زمانی از طریق مقایسهٔ واریانس‌های تفاضل داده‌ای (بازده‌ها) در فواصل مختلف زمانی می‌پردازد. اگر فرض شود که داده‌ها از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کنند، در این‌صورت واریانس تفاضل q دوره‌ای باید q برابر واریانس تفاضل یک‌دوره‌ای باشد. آزمون نسبت واریانس لو-مکینلی را می‌توان با استفاده از توزیع نرمال (Lo & Mackinlay, 1988)، یا ویلد بوت‌استرپ[1] (Kim, 2006) جهت ارزیابی معنی‌داری آماری گام‌های تصادفی واریانس همسانی و واریانس ناهمسانی بکار برد. به علاوه همچنین می‌توان اشکال رتبه‌ای، امتیاز-رتبه‌ای یا مبتنی بر علامت را جهت آزمون و ارزیابی معنی‌داری بوت استرپ بکار گرفت (Wright, 2000). نتایج مربوط به آزمون نسبت واریانس لو-مکینلی جهت بازده نقدی قیمت‌های گاز در دورهٔ مورد مطالعه در جدول ۶ ارائه شده است. در این جدول VR(q) نسبت واریانس بازده‌ها، Z(q) و نیز Z*(q) به‌ترتیب به ارائهٔ آماره‌های نسبت واریانس تحت فرضیهٔ واریانس همسانی و ناهمسانی نشان داده شده است. آزمون نسبت واریانس جهت وقفه‌های ۲، ۴، ۸، ۱۲ و ۱۶ روزهٔ بازده‌ها انجام گرفته‌اند که به موجب آن فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود گام تصادفی در سطح اطمینان ۱درصد رد می‌شود. از آن جائی که نسبت واریانس بازده‌ها در سری مورد نظر کمتر از یک بوده و با افزایش وقفه نیز کاهش می‌یابد، بنابراین می‌توان به وجود نشانه‌ای از رفتار بازگشت به میانگین رسید.

علاوه بر آزمون لو- مکینلی در این بخش می‌توان شاهد نتایج حاصل از آزمون نسبت واریانس رتبه‌ای در جدول ۷ بود. این آزمون توسط رایت (Wright, 2000) ارائه شده است. شبیه‌سازی‌های مونت‌کارلو نشان می‌دهد که آزمون نسبت واریانس رتبه‌ای همیشه قویتر از آزمون معمول نسبت واریانس است. نتایج حاکی از آن است که فرض وجود گام تصادفی در سری مورد نظر در سطح

1- Wild Bootstrap

۱درصد رد می‌شود و قدرمطلق مقادیر نسبت واریانس با افزایش وقفه‌ها کاهش می‌یابد. کمتر از یک بودن مقدار آزمون نسبت واریانس رتبه‌ای، تأییدی بر وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین در بازار نقدی گاز است.

جدول (٦): آزمون نسبت واریانس لو- مکینلی بازده قیمت‌های نقدی گاز

آماره	وقفه (q) (روز)				
	۲	۴	۸	۱۲	۱۶
VR(q)	۰/۶۰۷۰	۰/۲۴۳۷	۰/۱۲۲۱	۰/۰۸۸۰	۰/۰۶۵۳
Z(q)	-۲۴/۲۲۷۰***	-۲۴/۹۲۳۳***	-۱۸/۲۹۶۴***	-۱۴/۹۹۷۴***	-۱۳/۰۹۰۴***
$Z^*(q)$	-۹/۶۸۵۸***	-۹/۰۵۸۵***	-۷/۰۱۹۱***	-۶/۲۵۶۴***	-۵/۸۶۵۴***

منبع: محاسبات تحقیق

*، ** و *** بیانگر معنی‌داری آماری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

جدول (۷): آزمون نسبت واریانس رتبه‌ای بازده قیمت‌های نقدی گاز

آماره	وقفه (q) (روز)				
	۲	٤	۸	۱۲	١٦
VR(q)	۰/۵۸۹۹	۰/۲۹۹۹	۰/۱۸۸۲	۰/۱۵۴۹	۰/۱۳۶۹
Z(q)	-۲۵/۲۸۲۰***	-۲۳/۰۷۰۴***	-۱۶/۹۱۸۶***	-۱۳/۸۹۵۹***	-۱۲/۰۸۸۴***

منبع: محاسبات تحقیق

*، ** و *** بیانگر معنی‌داری آماری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

هـ. آزمون BDS[1]

آزمون BDS آزمون فرضیهٔ محض است بدین معنی که بر طبق فرضیهٔ صفر بدنبال بررسی آن است که آیا داده‌های مورد نظر، نوفه سفید (کاملاً تصادفی) است یا خیر؟ به عبارت دیگر، آیا پسماندهای سری مورد نظر بطور مستقل و یکنواخت (iid) توزیع شده‌اند و فرآیند تصادفی است یا بهم وابسته؟ همچنین، آزمون BDS این توانایی را دارد که به بررسی انحراف از تصادفی بودن فرآیندهای خطی یا غیر خطی تصادفی و یا آشوب معین و ... بپردازد (Brock et al., 1991). در جدول ۸ نتایج حاصل از انجام آزمون BDS برای ابعاد متعدد ارائه شده است. نتایج این آزمون در

1- Brock, Dechert, Scheinkman and LeBaron

دورهٔ مورد بررسی حاکی از معنی‌داری بالای آزمون در سطح ۱درصد بوده و این خود دال بر آن است که سری داده‌های مورد بررسی را نمی‌توان یکنواخت و مستقل و یا دارای فرآیند گام تصادفی درنظر گرفت بلکه بهم وابسته‌اند و این نتیجه منطبق بر نتایج حاصل از آزمونهای پیشین است[۱].

جدول (۸): آزمون BDS بازده قیمت‌های نقدی روزانه گاز

آماره	ابعاد				
	۲	۳	۴	۵	۶
BDS	۰/۰۲۳۹	۰/۰۴۶۴	۰/۰۶۱۶	۰/۰۶۹۹	۰/۰۷۴۲
آماره	۱۶/۰۰۰۹***	۱۹/۵۶۶۳***	۲۱/۸۳۴۴***	۲۳/۸۴۰۹***	۲۶/۲۹۰۳***
p-value	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

*، ** و *** بیانگر معنی‌داری آماری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

برآورد پارامترهای مدل بازگشت به میانگین (MR)

مطالب و نتایج بخش فوق حاکی از اثبات وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین در کل دورهٔ مورد مطالعه (۱۹۹۷-۲۰۱۲) است. بطور کلی، تفاوت بین یک فرآیند بازگشت به میانگین و فرآیند گام تصادفی (مانند حرکت هندسی براونی) که فرضیهٔ معمول جهت مسیر تکامل قیمت دارایی‌ها در بسیاری از بازارها بوده، در جزء رانش است. این جزء درصورتی‌که سطح قیمت جاری P کمتر از سطح قیمت تعادلی در بلندمدت یا μ باشد، مثبت و اگر بیشتر از سطح تعادلی باشد، منفی است. به‌عبارت دیگر، سطح تعادلی، قیمت‌ها را در جهت خود جذب می‌کند و هر چقدر که فاصله قیمت‌ها از سطح تعادلی بیشتر باشد، گرایش بیشتری در جهت برگشت به سطح μ وجود دارد. در مقایسه با مدل بازگشت به میانگین، مدل گام تصادفی حرکت هندسی براونی در بازارهای انرژی، قیمت‌ها را به سمت سطوح غیرواقعی منحرف می‌کند. اگر قیمت نقدی بالای سطح بلندمدت باشد، رانش قیمت نقدی منفی بوده و قیمت تمایل به برگشت به سطح بلندمدت دارد. بطور مشابه،

۱- سالازر و لمبرت نیز در سال ۲۰۱۰ از این آزمون جهت بررسی فرضیهٔ استقلال بازده داده‌های مورد بررسی خود استفاده کرده‌اند (Salazar and Lambert , 2010).

در صورتی که قیمت نقدی زیر سطح بلندمدت باشد، رانش مثبت بوده و قیمت تمایل به برگشت به سطح متوسط قیمت بلندمدت را دارد.

همان‌گونه که قبلاً بیان شد، سرعت بازگشت به میانگین قیمت‌های نقدی انرژی را می‌توان به کمک روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی در رابطهٔ (۱۷) محاسبه کرد. این رابطه به توصیف فرآیند اورنشتاین–اوهلن‌بک حسابی پرداخته و شکل پیوستهٔ فرآیند خودبازگشت مرتبه اول، به شکل زمان گسسته را بدست می‌دهد. منظور از آزمون بازگشت به میانگین در سری قیمت‌های ΔP_t بررسی معنی‌داری تفاوت ضریب b نسبت به یک است، یعنی اینکه آیا می‌توان این سری را پایا فرض کرد یا خیر. فرآیند پایا به مقدار b بازگشت کرده و سرعت بازگشت آن وابسته به مقدار b است. اگر $|b| \prec 1$ باشد، فرآیند مورد بررسی، انفجاری بوده و هیچ‌گاه به مقدار میانگین بلندمدت رجعت نمی‌کند. درصورتی که $|b| = 1$ باشد، فرآیند دارای ریشهٔ واحد بوده و حافظهٔ آن نامحدود است. در این مورد، می‌توان نشان داد که فرآیند ناپایا است زیرا واریانس آن وابسته به زمان t است. از آنجایی که بازگشت به میانگین نمی‌تواند منفی باشد لذا $-1 \prec b \prec 0$. بنابراین، با رگرس کردن مقادیر ΔP_t بر P_t می‌توان به برآوردهایی از a و b به عنوان عرض از مبداء و شیب رابطهٔ خطی رسید. به دلیل معلوم بودن مقدار Δt نیز می‌توان مقادیر سرعت α و میانگین بلندمدت μ و در نتیجه تلاطم را برآورد کرد. نتایج حاصل از رگرسیون مذکور در جدول ۹ ارائه شده است. بر طبق این نتایج که با استفاده از داده‌های مورد بررسی (۱۹۹۷–۲۰۱۲) بدست آمده، می‌توان سرعت بازگشت به میانگین و مقدار تعادلی میانگین بلندمدت را طی نیمهٔ عمر زمانی بازگشت به میانگین به لحاظ آماری در داده‌های تاریخی ملاحظه کرد.

جدول (۹): نتایج مدل بازگشت به میانگین از دو روش رگرسیون خطی و حداکثر راستنمایی

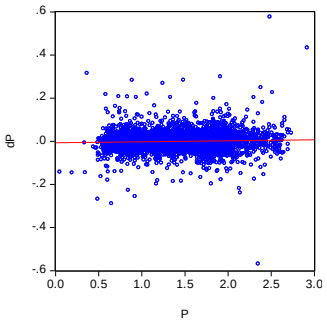
حداکثر راستنمایی			روش حداقل مربعات معمولی						
σ	μ	α	σ	μ	آماره t	نیمه عمر (روز)	$t_{1/2}$	α	b	a
٪۷۲/۷۷	۴/۱۶۰	۱/۰۴	٪۷۲/۷۹	۴/۱۶۱	-۲/۷۳	۱۶۸/۲۹	۰/۶۷	۱/۰۴	-۰/۰۰۴ (۰/۰۰۶)	۰/۰۰۶ (۰/۰۱۱)

منبع: محاسبات تحقیق

مقادیر داخل پرانتز بیانگر p-value هستند.

با توجه به جدول ۹، مشاهده می‌شود که نتایج حاصل از دو روش رگرسیون خطی و حداکثر

راستنمایی[1] بسیار شبیه به هم بوده، مقدار میانگین بلندمدت تعادلی برابر با ۴/۱۶ دلار بر هر میلیون بی‌تی‌یو و سرعت بازگشت به میانگین دورهٔ زمانی مورد مطالعه برابر با ۱/۰۴ است و نشان می‌دهد که قیمت‌های نقدی روزانهٔ گاز پس از گذشت ۱۱ ماه و ۶ روز یا تقریباً ۴۸ هفته به سطح میانگین بلندمدت خود رجعت می‌کند. به عبارت دیگر، به طور متوسط ۴۸ هفته طول می‌کشد تا شوک‌های وارد شده بر قیمت‌های نقدی روزانهٔ گاز طبیعی که در نتیجهٔ آن قیمت‌ها از سطح تعادلی بلندمدتشان منحرف شده‌اند، رفع شود. شکل ۲ نیز داده‌های مورد مطالعه برحسب تغییرات ΔP در مقابل P به صورت لگاریتمی بوده و خط رگرسیونی برازش شده بر داده‌ها را نمایش می‌دهد. نتایج بررسی‌های انجام شده در این تحقیق و تحقیقات مشابه (Geman, 2007; Skorodumov, 2008; Cheong, 2009; Chikibvou & Chinhamu, 2013) نشان می‌دهد که وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین بسته به طول دورهٔ مطالعاتی متفاوت است یعنی اینکه، اگر دورهٔ مذکور بلندمدت یا میان‌مدت باشد وجود این پدیده با اطمینان و معنی‌داری بالایی تأیید می‌شود. حال در صورتی که سرعت بازگشت به میانگین عددی منفی یا برآورد شیب خط حاصله به لحاظ آماری معنی‌دار نباشد باید از مدل‌های دیگر استفاده کرد.



شکل (۲): برآورد رگرسیون خطی نرخ بازگشت به میانگین قیمت گاز

۱- در اکثر مطالعات موجود تنها از روش رگرسیون حداقل مربعات استفاده شده است زیرا این روش به طور مستقیم به محاسبهٔ پارامترها پرداخته در حالی که روش حداکثر راستنمایی به طور مشترک به محاسبه می‌پردازد (Gourieroux & Monfort, 2010). اما در این بخش به جهت اطمینان بیشتر از هر دو روش استفاده شد.

بررسی نتایج این تحقیق (جدول ۱۰) وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین را در کل دورهٔ بلندمدت مورد استفاده (۱۹۹۷-۲۰۱۲) و نیز سه زیر دورهٔ۲۰۰۱-۲۰۰۴، ۲۰۰۵-۲۰۰۸ و ۲۰۰۹-۲۰۱۲ کاملاً تأیید کرده و در زیردورهٔ ۱۹۹۷-۲۰۰۰ معنی‌دار نبوده زیرا در این زیردوره و به طور کلی تا قبل از سال ۲۰۰۰ قیمت‌های گاز طبیعی روند یکنواخت و با حداقل انحراف از میانگین را داشته‌اند.

نتایج جدول ۱۰ نشان می‌دهد که وجود خصوصیت بازگشت به میانگین در هر سال مجزا از کل دورهٔ مورد مطالعه دارای الگوی یکنواختی نبوده و باید از مدل‌های دیگری جهت تبیین رفتار دوره های کوتاه مدت یکساله استفاده کرد که این نتیجه مطابق با مطالعات انجام شده توسط محققین فوق الذکر است. به عبارت دیگر بسته به طول دورهٔ مطالعاتی بررسی این پدیده متفاوت است. همچنین، نتایج حاصل از زیردوره‌ها نشان می‌دهد که هر چه به دوره‌های اخیرتر برگردیم سرعت بازگشت به میانگین بیشتر می‌شود که بیانگر سرعت تعدیل بیشتر بازگشت به میانگین و رفع سریعتر انحرافات ناشی از شوک‌های وارد شده به بازار است. این مسئله می‌تواند به دلیل شفافیت و سیالیت بیشتر اطلاعات و نیز وجود رقابت بیشتر در بازارهای گاز در سال‌های اخیر باشد. به علاوه، هر چه به دوره‌های اخیر نزدیک می‌شویم مقدار تعادلی میانگین بلندمدت بیشتر شده و نشان دهندهٔ آن است که سرمایه‌گذاران و مبادله‌گران انتظار شیفت رو به بالای قیمت‌های گاز در بازار را دارند.

برآورد سرعت بازگشت به میانگین و تلاطم در قیمت‌های دو طیف بالاتر و پایین‌تر از میانگین می‌تواند در جهت اتخاذ تصمیم‌گیری های بازار جهت فعالان و نیز بازار قراردادهای مشتقهٔ بلندمدت نتایج مؤثری را به دست دهد. اینکه آیا وقوع شوک در بازار گاز که به افزایش یا کاهش قیمت نسبت به میانگین تعادلی بلندمدت قیمت انجامیده با چه سرعتی از بین می‌رود، می‌تواند در تحلیل ریسک ناشی از سرمایه‌گذاری در مبادلات بلندمدت مفید واقع شود. نتایج حاکی از آن است که در دورهٔ مطالعاتی(۱۹۹۷-۲۰۱۲)، که سرعت بازگشت به میانگین در قیمت‌های بالاتر از میانگین تعادلی بلندمدت بیشتر از قیمت‌های پایین‌تر از میانگین بوده یا به عبارتی، اگر به بازار گاز شوکی وارد شود و موجب تغییر قیمت در سطحی بالاتر از میانگین شود سریعتر از شوک‌هایی که سبب تغییر قیمت در سطحی پایین‌تر شده، از بین می‌رود. به علاوه، تلاطم قیمت در قیمت‌های بالاتر از میانگین بیشتر از قیمت‌های پایین‌تر از میانگین است (جدول ۱۱).

جدول (۱۰): نتایج مدل بازگشت به میانگین در سال‌ها و زیردوره‌های مختلف مطالعاتی

دوره	a	b	α	$t_{1/2}$	آماره t	μ	σ	معنی‌داری
۱۹۹۷	۰/۰۲۵ (۰/۰۳۲)	−۰/۰۳۰ (۰/۰۱۶)	۷/۷۲	۰/۰۹	−۲/۴۱	۲/۲۶	٪۶۱/۳۸	بله
۱۹۹۸	۰/۰۶۳ (۰/۰۰۱)	−۰/۰۸۶ (۰/۰۰۱)	۲۲/۶۶	۰/۰۳	−۳/۳۵	۲/۰۷	٪۸۲/۵۹	بله
۱۹۹۹	۰/۰۱۶ (۰/۱۲۰)	−۰/۰۱۹ (۰/۱۲۲)	۴/۷۵	۰/۱۵	−۱/۵۵	۲/۲۸	٪۴۸/۴۱	خیر
۲۰۰۰	۰/۰۰۵ (۰/۶۳۳)	۰/۰۰۱ (۰/۸۸۵)	−۰/۲۵	−۲/۷۸	۰/۱۴	۰/۰۰۸	٪۶۱/۱۶	خیر
۲۰۰۱	۰/۰۱۸ (۰/۱۰۴)	−۰/۰۱۹ (۰/۰۲۶)	۴/۸۲	۰/۱۴	−۲/۲۲	۲/۶۸	٪۹۰/۶۰	بله
۲۰۰۲	۰/۰۱۸ (۰/۲۰۳)	−۰/۰۱۲ (۰/۲۶۹)	۳/۲۶	۰/۲۱	−۱/۱۰	۴/۰۴	٪۶۲/۶۴	خیر
۲۰۰۳	۰/۱۵۲ (۰/۰۰۰۸)	−۰/۰۸۹ (۰/۰۰۰۸)	۲۳/۵۹	۰/۰۳	−۳/۳۹	۵/۴۳	٪۱۲۰/۱۵	بله
۲۰۰۴	۰/۱۹۸ (۰/۰۰۰۲)	−۰/۱۱۲ (۰/۰۰۰۱)	۳۰/۰۸	۰/۰۲	−۳/۸۶	۵/۸۳	٪۸۰/۷۵	بله
۲۰۰۵	۰/۰۳۳ (۰/۰۹۸)	−۰/۰۱۴ (۰/۱۲۰)	۳/۷۶	۰/۱۸	−۱/۵۵	۹/۷۴	٪۶۷/۰۷	خیر
۲۰۰۶	۰/۰۹۸ (۰/۰۰۶)	−۰/۰۵۳ (۰/۰۰۴)	۱۳/۷۸	۰/۰۵	−۲/۸۴	۶/۳۳	٪۸۳/۲۰	بله
۲۰۰۷	۰/۱۵۸ (۰/۰۰۰۶)	−۰/۰۸۱ (۰/۰۰۰۶)	۲۱/۳۸	۰/۰۳	−۳/۴۵	۷/۰۵	٪۶۴/۰۷	بله
۲۰۰۸	۰/۰۰۰۸ (۰/۹۶۲)	−۰/۰۰۱ (۰/۸۹۶)	۰/۲۷	۲/۵۸	−۰/۱۳	۲/۱۸	٪۴۸/۸۲	خیر
۲۰۰۹	۰/۰۵۵ (۰/۰۳۱)	−۰/۰۴۰ (۰/۰۳۱)	۱۰/۵۱	۰/۰۷	−۲/۱۶	۳/۹۰	٪۱۰۰/۹۵	بله
۲۰۱۰	۰/۰۴۷ (۰/۰۱۶)	−۰/۰۳۳ (۰/۰۱۳)	۸/۴۷	۰/۰۸	−۲/۴۸	۴/۱۷	٪۵۰/۶۷	بله
۲۰۱۱	۰/۰۱۲ (۰/۴۵۶)	−۰/۰۱۰ (۰/۳۹۷)	۲/۶۳	۰/۲۶	−۰/۸۴	۳/۳۷	٪۳۸/۳۹	خیر
۲۰۱۲	۰/۰۱۲ (۰/۲۵۷)	−۰/۰۱۲ (۰/۲۷۲)	۳/۰۵	۰/۲۳	−۱/۰۹	۲/۸۴	٪۴۹/۵۹	خیر
۱۹۹۷–۲۰۰۰	۰/۰۰۰۳ (۰/۹۳۳)	۰/۰۰۰۷ (۰/۸۴۷)	−۰/۱۸	۳/۸۱	۰/۱۹	۰/۶۴	٪۶۳/۹۴	خیر
۲۰۰۱–۲۰۰۴	۰/۰۲۱ (۰/۰۰۴)	−۰/۰۱۴ (۰/۰۰۳)	۳/۷۴	۰/۱۹	−۲/۹۶	۴/۲۵	٪۸۹/۶۲	بله
۲۰۰۵–۲۰۰۸	۰/۰۳۱ (۰/۰۰۵)	−۰/۰۱۵ (۰/۰۰۵)	۳/۹۴	۰/۱۸	−۲/۸۰	۷/۵۸	٪۶۶/۴۲	بله
۲۰۰۹–۲۰۱۲	۰/۰۲۳ (۰/۰۱۹)	−۰/۰۱۷ (۰/۰۱۳)	۴/۵۵	۰/۱۵	−۲/۴۷	۳/۶۷	٪۶۷/۹۰	بله
۱۰ سال قبل	۰/۰۱۳ (۰/۰۰۲)	−۰/۰۰۷ (۰/۰۰۲)	۱/۹۵	۰/۳۶	−۳/۰۸	۵/۳۸	٪۷۴/۲۲	بله
۱۲ سال قبل	۰/۰۱۰ (۰/۰۰۲)	−۰/۰۰۷ (۰/۰۰۱)	۱/۷۰	۰/۴۱	−۳/۱۰	۵/۰۶	٪۷۵/۱۶	بله
۱۵ سال قبل	۰/۰۰۶ (۰/۰۰۵)	−۰/۰۰۴ (۰/۰۰۳)	۱/۱۲	۰/۶۲	−۲/۹۳	۴/۳۷	٪۷۲/۳۳	بله

منبع: محاسبات تحقیق

مقادیر داخل پرانتز بیانگر p-value می‌باشند.

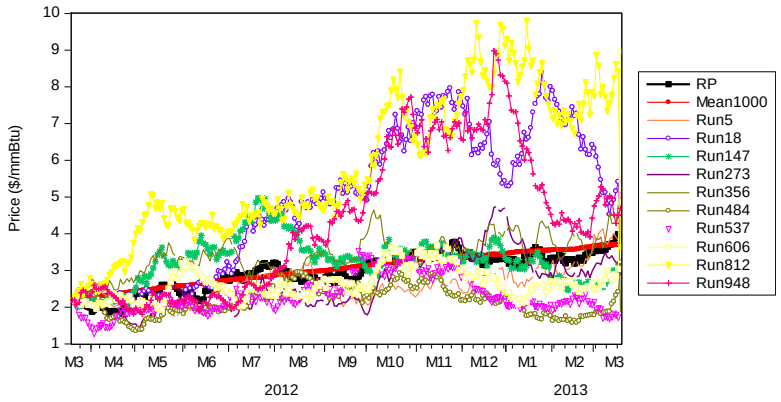
جدول (۱۱): نتایج مدل بازگشت به میانگین در قیمت‌های بالاتر و پایین‌تر از میانگین بلندمدت

پارامتر	a	b	α	$t_{1/2}$	آماره t	μ	σ
قیمت‌های بالاتر از میانگین	۰/۰۰۶ (۰/۰۰۷)	−۰/۰۰۴ (۰/۰۰۴)	۱/۱۰	۰/۶۳	−۲/۸۳	۴/۳۵	۷۳/٪۴۳
قیمت‌های پایین‌تر از میانگین	۰/۰۰۶ (۰/۰۱۱)	−۰/۰۰۴ (۰/۰۰۶)	۱/۰۴	۰/۶۷	−۲/۷۲	۴/۱۵	۷۲/٪۷۹

منبع: محاسبات تحقیق

٤-۳. پیش‌بینی قیمت‌های نقدی روزانه گاز طبیعی به کمک مدل بازگشت به میانگین اورنشتاین-اوهلن‌بک

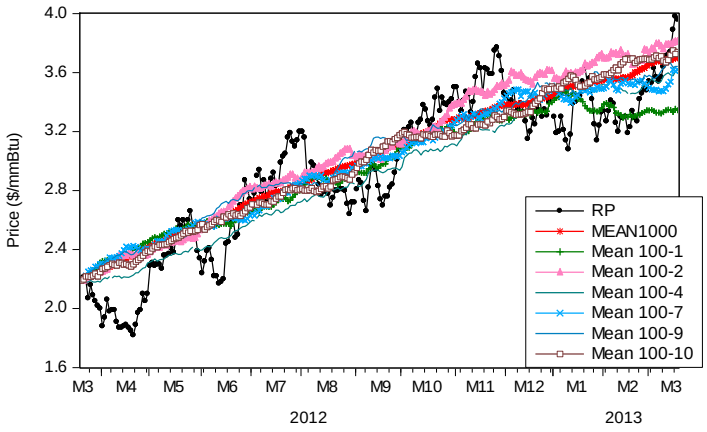
همان‌گونه که در بخش قبل ذکر شد، قیمت گاز را می‌توان به‌عنوان یک فرآیند بازگشت به میانگین مدل‌سازی کرد و پارامترهای این مدل را نیز می‌توان با استفاده از داده‌های تاریخی قیمت‌های نقدی روزانه گاز طبیعی، برآورد کرد. در این بخش پیش‌بینی حرکات قیمت گاز در آینده به کمک این روش ارائه می‌شود. به این منظور ۱۰۰۰ اجرای تصادفی جهت مدل شبیه‌سازی و میانگین قیمت‌های پیش‌بینی شده توسط این ۱۰۰۰ اجرا نیز محاسبه شد. انتخاب بهترین اجرا در چند مرحله انجام گرفت. در وهلهٔ اول، اثر تک‌اجراهای تصادفی همزمان با میانگین ۱۰۰۰ اجرا در مقابل قیمت‌های واقعی ترسیم شد (شکل ۳)؛ اما به جهت تغییرات زیاد و دامنهٔ وسیع آن و نیز عملکرد نامناسب (جدول۱۲)، انتخاب تک اجرا مناسب نیست.



شکل (۳): تک اجراهای تصادفی مختلف و میانگین ۱۰۰۰ اجرا و مقایسه آنها با مقادیر واقعی

لذا، در وهلهٔ دوم سعی شد تا میانگین چند اجرا در مقیاس‌های متعدد و نیز میانگین ۱۰۰، ۲۰۰،

۳۰۰، ...و ۹۰۰ اجرا و اجراهای مجزایی برای هر ۱۰۰ اجرای تصادفی انجام گیرد. اما نتایج نشان می‌دهد که دامنه تغییرات مقادیر پیش‌بینی زیاد بوده و به تصادف در برخی اجراها، پیش‌بینی‌ها به مقادیر واقعی نزدیک است و در برخی مواقع نیز تفاوت قابل توجهی بین مقادیر پیش‌بینی و واقعی وجود دارد. لذا نسبت به تغییر تعداد اجراها به بیشتر از ۱۰۰ اجرا اقدام شد و همانطور که در شکل ۴ مشاهده می‌شود با افزایش تعداد اجراها، اگرچه دامنه نوسانات مقادیر پیش‌بینی کاهش پیدا کرده، اما شیب خط پیش‌بینی به شیب خط مقادیر واقعی بسیار نزدیک شده است. این بررسی‌ها نشان می‌دهد که با افزایش تعداد اجراها به ۱۰۰۰، در صورتی که اجراهای مجزایی برای هر ۱۰۰۰ اجرا داشته باشیم تغییری در شیب خط پیش‌بینی بوجود نخواهد آمد، لذا تعداد ۱۰۰۰ اجرا به عنوان تعداد پایه اجراها برای پیش‌بینی مدنظر قرار گرفت و کلیه نتایج ارائه شده از این به بعد براساس ۱۰۰۰ اجرا است.



شکل (٤): میانگین ۱۰۰ اجراهای مجزا و مقایسه آن با میانگین ۱۰۰۰ اجرا و مقادیر واقعی

با توجه به جدول ۱۲، نیز می‌توان نتایج ارزیابی عملکرد اجراهای مختلف را ملاحظه کرد. همانطور که مشخص است نتایج مربوط به میانگین ۱۰۰۰ اجرا دارای بهترین مقادیر ارزیابی عملکرد هستند.

علیرغم مدل حرکت هندسی براونی، واریانس مدل بازگشت به میانگین متناسب با فاصلهٔ زمانی رشد نکرده، بلکه در ابتدا افزایش یافته و پس از گذشت زمان بر روی یک مقدار مفروض تثبیت می‌شود. بنابراین، روش مورد نظر در پیش‌بینی قیمت می‌تواند روش مناسبی تلقی شود.

جدول (۱۲): مقادیر ارزیابی عملکرد اجراهای مختلف جهت پیش‌بینی قیمت از روش بازگشت به میانگین

پارامتر	تک اجرای تصادفی	تک اجرای تصادفی	میانگین ۳۰ اجرا	میانگین ۱۰۰ اجرا	میانگین ۵۰۰ اجرا	میانگین ۷۰۰ اجرا	میانگین ۱۰۰۰ اجرا
E_{ns}	-۱۵/۲۲	-۰/۱۸	۰/۵۲	۰/۷۹	۰/۸۰	۰/۷۶	۰/۸۱
U-Theil	۰/۲۷	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴
RMSE	۲/۱۰	۰/۵۷	۰/۳۶	۰/۲۴	۰/۲۴	۰/۲۵	۰/۲۳

منبع: محاسبات تحقیق

٤. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مقررات زدایی بازار گاز باعث شد تا از یک سو این بازار به یکی از مهمترین بازارهای جهانی از نقطه‌نظر شفافیت قیمت‌ها تبدیل شود و از سوی دیگر، فرصت‌های مغتنمی برای تحلیلگران فراهم آید تا به مطالعهٔ تغییرات سیاستی و نظارتی در این بازار بپردازند. تغییرات و تلاطم قیمت کالاهای انرژی از جمله گاز طبیعی منجر به افزایش نااطمینانی و ارزش بالقوهٔ پیش‌بینی‌های حاصل از قیمت‌های گازطبیعی در تاریخی معین شده و سایر بخش‌های صنعت، برق و کالاهای دیگر انرژی را تحت تأثیر قرار داده است. ازاینرو، ارائهٔ مدلهایی برای پیش‌بینی دقیق قیمت‌های گازطبیعی و سمت و سوی تغییرات قیمت با توجه به ویژگی‌های روند شکل‌گیری تاریخی قیمت مانند پدیدهٔ بازگشت به میانگین، امری مهم بوده زیرا این پیش‌بینی‌ها را می‌توان در تعیین طیف گسترده‌ای از تصمیم‌گیری‌های نظارتی هر دو جانب عرضه و تقاضای گاز و یا برای کلیهٔ فعالان بازار مورد استفاده قرار داد. بنابراین، در تحقیق حاضر، با استفاده از مدل بازگشت به میانگین اورنشتاین-اوهلن‌بک، جهت قیمت‌های نقدی روزانهٔ گاز طبیعی هنری هاب از ۱۹۹۷/۰۱/۰۷ تا ۲۰۱۲/۰۳/۲۰، به بررسی اثبات وجود این پدیده و نیز تخمین قیمت گاز طبیعی پرداخته شد. توزیع قیمت‌های روزانه و نیز بازده قیمتی داده‌های واقعی دارای کشیدگی مازاد یعنی نسبت به توزیع نرمال بلندتر و دارای دنباله‌های چاق‌تر است. به عبارت دیگر، بازدهی‌های بزرگ (مثبت یا منفی) بیش از حد مورد انتظار اتفاق می‌افتد. همچنین، وجود چولگی مثبت در قیمت‌ها، بیانگر آن است که بازدهی‌های بزرگ اغلب مثبت هستند.

از دیدگاه پندایک (۲۰۰۱) اینکه آیا فرآیند گام تصادفی مانند حرکت هندسی براونی (GBM)، مدل مناسب و دقیقی جهت توصیف قیمت‌های گاز و نفت است یا خیر موضوع بسیار

گسترده‌ای است. اما محققین معمولاً ترجیح می‌دهند که از مدل بازگشت به میانگین استفاده کنند چراکه به دلیل وجود یک پارامتر بیشتر نسبت به مدل قبل که باید برآورد شود، توصیف بهتری از پویایی‌های بازار را بدست می‌دهد. نتایج آزمون ریشه واحد، وجود مقادیر منفی خودهمبستگی، رد شدن فرضیهٔ صفر مبنی بر برابری ضرایب خودهمبستگی و نیز تأیید آن توسط آمارهٔ لیونگ-باکس، نتایج آزمون تسلسل، آزمون نسبت واریانس جهت وقفه‌های ۲، ۴، ۸، ۱۲ و ۱۶ روزهٔ بازده‌ها، آزمون نسبت واریانس رتبه‌ای و آزمون BDS برای ابعاد متعدد نشان می‌دهند که سری بازده مورد بررسی از یک فرآیند گام تصادفی پیروی نمی‌کند. بنابراین، می‌توان به وجود نشانه‌ای از رفتار بازگشت به میانگین رسید. عدم کاهش تدریجی ضرایب همبستگی در سری بازده همچنین نشان می‌دهد که اطلاعات تاریخی موجود در وقفه‌های بلندمدت می‌تواند مانند اطلاعات موجود در وقفه‌های زمانی کوتاه‌مدت در تعیین قیمت‌های آتی تأثیرگذار باشند.

نتایج حاصل از بررسی وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین توسط دو روش رگرسیون خطی و حداکثر راستنمایی بسیار شبیه به هم بوده، مقدار میانگین بلندمدت تعادلی برابر با ۴/۱۶ دلار بر هر میلیون بی‌تی‌یو و سرعت بازگشت به میانگین دورهٔ زمانی مورد مطالعه برابر با ۱/۰۴ است و نشان می‌دهد که قیمت‌های نقدی روزانهٔ گاز پس از گذشت ۱۱ ماه و ۶ روز یا تقریباً ۴۸ هفته به سطح میانگین بلندمدت خود برمی‌گردد. به عبارت دیگر، به طور متوسط ۴۸ هفته طول می‌کشد تا شوک‌های وارد شده بر قیمت‌های نقدی روزانهٔ گاز طبیعی که در نتیجهٔ آن قیمت‌ها از سطح تعادلی بلندمدتشان منحرف شده‌اند، رفع شود. نتایج بررسی‌های انجام شده در این تحقیق و تحقیقات مشابه (Geman, 2007; Skorodumov, 2008; Cheong, 2009; Chikibvou & Chinhamu, 2013) نشان می‌دهد که وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین بسته به طول دورهٔ مطالعاتی متفاوت است. به عبارت دیگر، اگر دورهٔ مذکور بلندمدت یا میان‌مدت باشد وجود این پدیده با اطمینان و معنی‌داری بالایی تأیید شده و در صورتی که سرعت بازگشت به میانگین عددی منفی یا تخمین شیب خط حاصله به لحاظ آماری معنی‌دار نباشد باید از مدل‌های دیگر استفاده کرد.

این تحقیق وجود پدیدهٔ بازگشت به میانگین را در کل دورهٔ بلندمدت مورد استفاده (۱۹۹۷-۲۰۱۲) و نیز سه زیر دورهٔ ۲۰۰۱-۲۰۰۴، ۲۰۰۵-۲۰۰۸ و ۲۰۰۹-۲۰۱۲ کاملاً تأیید کرده و در زیردورهٔ ۱۹۹۷-۲۰۰۰ معنی‌دار نبوده زیرا در این زیردوره و به طور کلی تا قبل از سال ۲۰۰۰

قیمت‌های گاز طبیعی روند یکنواخت و با حداقل انحراف از میانگین را پیموده‌اند. همچنین وجود خصوصیت بازگشت به میانگین در هر سال مجزا از کل دورهٔ مورد مطالعه دارای الگوی یکنواختی نبوده و باید از مدل‌های دیگری جهت تبیین رفتار دوره‌های کوتاه مدت یکساله استفاده کرد و بسته به طول دورهٔ مطالعاتی بررسی این پدیده متفاوت است .

نتایج حاصل از زیردوره‌های بررسی شده نشان می‌دهد که هر چه به دوره‌های اخیرتر رجوع شود سرعت بازگشت به میانگین بیشتر می‌شود که بیانگر سرعت تعدیل بیشتر بازگشت به میانگین و رفع سریعتر انحرافات ناشی از شوک‌های وارد شده به بازار است. این مسئله می‌تواند به دلیل شفافیت و سیالیت بیشتر اطلاعات و نیز وجود رقابت بیشتر در بازارهای گاز در سال‌های اخیر باشد. هر چه به دوره‌های اخیر نزدیک می‌شویم مقدار تعادلی میانگین بلندمدت بیشتر شده و نشان دهندهٔ آن است که سرمایه‌گذاران و مبادله‌گران انتظار انتقال رو به بالای قیمت‌های گاز در بازار را دارند. نتایج حاکی از آن است که در دورهٔ مطالعاتی، سرعت بازگشت به میانگین در قیمت‌های بالاتر از میانگین تعادلی بلندمدت بیشتر از قیمت‌های پایین‌تر از میانگین بوده است بنابراین، اگر به بازار گاز شوکی وارد شود و موجب تغییر قیمت در سطحی بالاتر از میانگین شود سریعتر از شوک‌هایی که سبب تغییر قیمت در سطحی پایین‌تر شده، از بین می‌رود. همچنین، تلاطم قیمت در قیمت‌های بالاتر از میانگین بیشتر از قیمت‌های پایین‌تر از میانگین است.

در پیش‌بینی قیمت به کمک مدل بازگشت به میانگین، بررسی‌ها نشان دادند که با افزایش تعداد اجراها به ۱۰۰۰، در صورتی که اجراهای مجزایی برای هر ۱۰۰۰ اجرا داشته باشیم تغییری در شیب خط پیش بینی بوجود نخواهد آمد، لذا تعداد ۱۰۰۰ اجرا به عنوان تعداد پایه اجراها برای پیش بینی مدنظر قرار گرفت که نتایج مربوط به میانگین ۱۰۰۰ اجرا دارای بهترین مقادیر ارزیابی عملکرد است. علیرغم فرآیند گام تصادفی، واریانس مدل بازگشت به میانگین متناسب با فاصلهٔ زمانی رشد نکرده، اما در ابتدا افزایش یافته و پس از گذشت مقداری از زمان بر روی یک مقدار مفروض تثبیت می‌شود.

ملاحظه می‌شود که شناخت و فهم بهتر فرآیندهای تصادفی تعیین‌کنندهٔ قیمت گاز طبیعی بنا به دلایل متعددی مفید است. گاز طبیعی به عنوان یک منبع انرژی می‌تواند شامل آثار اقتصاد خردی مهمی باشد زیرا این قسم از انرژی به واسطهٔ ریسک قیمتی خود دارای تأثیر معنی داری بر منافع مرتبط با انواع حرفه‌ها و دست‌اندکاران است. ازاینرو، دستاوردهای تحقیق حاضر به جهت شناخت

رفتار تصادفی این کالا به کمک پیش‌بینی قیمت‌های نقدی می‌تواند منجر به کاهش ریسک شود و کمک بزرگی در جهت پیش‌بینی مسیر قیمت قراردادهای بلندمدت نیز باشد.

Refrences

[1] Apergis, N., Bowden,N. & Payne, J.E. (2015). Downstream Integration of Natural Gas Prices Across U.S. States: Evidence from Deregulation Regime Shifts. *Energy Economics*, Vol.49, pp. 82-89.

[2] Balvers, R., Wu, Y., & Gilliland, E. (2000). Mean Reversion across National Stock Markets and Parametric Contrarian Investment Strategies. *Journal of Finance*, Vol. LV, pp. 745-72.

[3] Begg, S., & Smith, N. (2007). Sensitivity of Project Economics to Uncertainty in Type and Parameteres of Oil Price Models. SPE 110812, *Annual Technical Conference and Exhibition*, Anaheim.

[4] Bessembinder, H., Coughenour, J. F., Seguin, P. J., & Smoller, M. M. (1995). Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices: Evidence from the Futures Term Structure. *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 1, pp. 361-375, Mar.

[5] Bigerna, S., Bollino, A.C., and Polinori, P. (2015). Marginal Cost and Congestion in the Italian Electricity Market: An indirect estimation approach. *Energy Policy*, Vol. 85, pp. 445–454.

[6] Bjerksund, P. & Ekern, S. (1990). Managing Investment Opportunities Under Price Uncertainty: From "Last Chance" to "Wait and See" Strategies. *Financial Management*, Vol. 19, No. 3.

[7] Black, F. (1989). Mean Reversion and Consumption Smoothing. NBER Working Paper 2946, April. Also in: *Review of Financial Studies* 1990. Vol. 3, No. 1, pp. 107-114.

[8] Brock, W. A., Hsieh, D. A., & LeBaron, B. (1991). Nonlinear Dynamics, Chaos, and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence. *MIT Press*, Cambridge, MA.

[9] Cao, W. (2010). Pricing Crude Oil Derivatives When Underlying Is a Mean Reverting Levy Process. Electronic copy available at: http://ssrn.com/abstract=170486.

[10] Cechetti, S. G., Lam, P. S., & Mark, N. C. (1990). Mean Reversion in Equilibrium. *American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, pp. 398-418.

[11] Chaterjee, R. (2004). Gas/LNG Contract and Pricing. Gas Pricing Workshop at Institute for International Energy Studies (IIES), Tehran.

[12] Cheong, C.W. (2009). Modeling and Forecasting Crude Markets Using ARCH-type Models. *Energy policy*, pp. 2346-2355.

[13] Chikibvu, D., & Chinhamu, K. (2013). Random Walk or Mean Reversion? Empirical Evidence from the Crude Oil Market. *Journal of the Turkish Statistical Association*, Vol. 6, No. 1, pp. 1-9.

[14] Deng, J. S. (2000). Stochastic Models of Energy Commodity Prices and Their

Applications: Mean-Reversion with Jumps and Spikes. *University of California Energy Institute*, Program on Workable Energy Regulation (POWER). http://www.ucei.berkeley.edu/PDF/pwp073.pdf.

[15] Dixit, R. K. & Pindyck, R. S. (1994). Investment under Uncertainty. Princeton University Press.

[16] EIA: U.S. Department of Energy, Energy Information Administration. (2003). Natural Gas Market Centers and Hubs: A 2003 Update. http://www.eia.doe.gov/pub/oil_gas/natural_gas/feature_articles/2003/market_hubs/mkthubsweb.html. Accessed November 2008.

[17] EIA: U.S. Energy Information Administration. (2011a). Annual Energy Review 2010. Retrieved 02.02, 2012, from: http://205.254.135.7/totalenergy/data/annual/pdf/aer.pdf/07/12/2015.

[18] Energy Charter Secretariat. (2007). Putting a Price on energy. *Energy Charter Secretariat*.

[19] Esunge, J. N., & Snyder-Beattie, A. (2011). Dissecting Two Approaches to Energy Prices. *Journal of Mathematics and Statistics*, Vol. 7, No. 2, pp. 98-102.

[20] Exley, J., Mehta, S., & Smith, A. (2004). Mean Reversion. Faculty & Institute of Actuaries, Finance and Investment Conference Brussels, June.

[21] Eydeland, A., & Wolyniec, K. (2003). Energy and Power Risk Management: New Developments in Modeling, Pricing and Hedging. *John Wiley & Sons*, Hoboken, NJ.

[22] Fama, E., & French, K. (1988). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 2, pp. 246–273.

[23] Fleming, J. (1998). The Impact of Energy Derivatives on the Crude Oil Market. *Jones School of Management*, Rice University, U.S.

[24] Fraser, P., & McKaig, A.G. (1999), Do Investors Expect Mean Reversion in Asset Prices? *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 26, No. 1, pp. 57-81.

[25] Geman, H. (2007). Mean Reversion versus Random Walk in Oil and Natural Gas Prices. *Advances in Mathematical Finance*, Birkhäuser Boston.

[26] Geman, H., & Nguyen, V.N. (2005). Soybean Inventory and Forward Curve Dynamics. *Management Science*, Vol. 51, pp. 1076–1091.

[27] Gibson, R., & Schwartz, E. S. (1990). Stochastic Convenience Yield and the Pricing of Oil Contingent Claims. *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 3, pp. 959–976.

[28] Gillespie, D. T. (1996). Exact Numerical Simulation of the Ornstein-Uhlenbeck Process and Its Integral. *Physical Review E*, Vol. 54, No. 2, pp. 2084–2091.

[29] Griffin, D., & Tversky, A. (1992).The Weighing of Evidence and the Determinants of Confidence. *Cognitive Psychology*, Vol. 24, pp. 411-435.

[30] Gourieroux, C., & Monfort, A. (2010). Statistics and Econometric Models: General Concepts, Estimation, Prediction and Algorithms (Themes in Modern Econometrics). Vol. 1, *Cambridge University Press*.

[31] Haesun, P., Mjelde, J.W. and Bessler, D. A. (2008). Price Interactions and Discovery Among Natural Gas Spot Markets in North America. *Energy Policy*, 2008, Vol. 36, Issue 1, pp. 290-302.
[32] Harvey, C. R. (1995). Predictable Risk and Return in Emerging Markets. *Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 3, pp. 773-816.
[33] Hassan, K. M., Haque, M., & Lawrence, S. (2006). An Empirical Analysis of Emerging Stock Markets of Europe. *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 45, No. 1 & 2, pp. 31-52.
[34] Hull, J.C. (2000). Options, Futures and other Derivatives. 4th ed., *Prentice Hall*, NJ.
[35] International Gas Union (IGU). (2009). Price Formation Mechanisms: 2009 Survey. http://www.encharter.org/fileadmin/user_upload/document/Oil_and_Gas_Pricing_2007_ENG.pdf
[36] International Energy Agency(IEA), World Energy Outlook 2015; *International Energy Agency*: Paris, France, 2015.
[37] Jafari Samimi, A., Baradaran Hashemi, A. & Dehghani, T. (2007). A Model for The Study of the Natural Gas Storage Effect on the Price Volatilities. *Tahghighate Eghtesadi*, Vol. 76, pp. 119-142. (In Persian)
[38] Jensen, J. T. (2011). Asian Natural Gas Markets Supply Infrastructure and Pricing Issues. *The National Bureau of Asian Research*, 2011 Pacific Energy Summit: Unlocking the Potential of Natural Gas in the Asia Pacific. http://www.nbr.org/downloads/pdfs/eta/PES_2011_Jensen.pdf
[39] Khaleghi, S. (2005). Methodology of Gas Price Determination in World Market. *Collected Studies on Energy Economic* 1, 24-37. (In Persian)
[40] Kim, J.H. (2006). Wild Bootstrapping Variance Ratio Tests. *Economics Letter*, Vol. 92, pp. 38-43.
[41] Kloeden, P. E., & Platen, E. (1992). Numerical Solution of Stochastic Differential Equations. Vol. 23, Ed. 1, ISBN: 9783642081071, Publisher: *Springer Berlin*.
[42] Lari-Lavassani, A., Sadeghi, A. A., & Ware, T. (2001). Modelling and Implementing Mean Reverting Price Processes in Energy Markets. *International Energy Credit Association*.
[43] Laugthton, D.G., & Jacoby, H. D. (1993). Reversion, Timing Options, and Long-term Decision Making. *Financial Management*, Vol. 33, pp. 225-240.
[44] Lo, A.W., & Mackinlay, A.C. (1988). Stock Market Prices Do Not Follow Random Walk: Evidence From a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp. 41-66.
[45] Lutz, B. (2010). Pricing of Derivatives on Mean -Reverting Assets. *Economics and Mathematical Systems*, Berlin: *Springer-Verlag Berlin Heidelberg Gmbh*.
[46] Mansour Kiaei, E. (2008). Estimation Of Long Term Relationship Between Oil And Liquefied Natural Gas Prices Through The Error Correction Model.

Quarterly Energy Economics Review, Vol. 5, No. 18, pp. 99-122. (In Persian)

[47] Manzoor, D. & Niakan, L. (2011). Risk Management in Oil & Gas Industry: Necessities and Tools. *Iran energy Journa*l, No. 1, Vol. 15, pp. 1-18. (In Persian)

[48] Metcalf, G. E. & Hasset, K. A. (1995). Investment under Alternative Return Assumptions Comparing Random Walks and Mean Reversion. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.19, November, pp. 1471-1488.

[49] Mobarek, A., & Keasey, K. (2002). Weak-Form Market Efficiency of and Emerging Market: Evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh. [E-document] [Retrieved October 26, 2005] From: http://www.bath.ac.uk/centers/CDS/Enbs-papers/Mobarek_new.htm.

[50] Mtunya, A. (2010). Modelling Electricity Spot Price Time Series Using Colored Noise Forces. Master Thesis, *University of Dares Salaam*, Dares Salaam, Tanzania.

[51] Naeem, M. (2010). A Comparison of Electricity Spot Prices Simulation Using ARMA-GARCH and Mean-Reverting Model. Master Thesis, *Lappeenranta University of Technology*, Lappeenranta, Finland.

[52] Oksendal, B. (2000). Stochastic Differential Equations: An Introduction with Applications. Fifth Edition, *Springer-Verlag Heidelberg New York*, pp. 1-360.

[53] Önalan, O. (2009). Financial Modelling with Ornstein–Uhlenbeck Processes Driven by Lévy Process. *Proceedings of the World Congress on Engineering*, Vol. 2. http://www.iaeng.org/publication/WCE2009/WCE2009_pp1350-1355.pdf

[54] Phillips, P. C. B., & Yu, J. (2005). Jackknifing Bond Option Prices. *The Review of Financial Studies*, Vol. 18, No. 2 (Summer), pp. 707-742.

[55] Pilipovic, D. (1998). Energy Risk- Valuing and Managing Energy Derivatives. *McGraw-Hill*.

[56] Pindyck, R. (2001). The Dynamics of Commodity Spot and Future Markets: A Primer. *The Energy Journal*, Vol. 22, No. 3, pp. 1–29.

[57] Pindyck, R., & Rubinfeld, D. (1991). Econometric Models & Economic Forecasts. *McGraw-Hill*, 3rd Ed.

[58] Poshakwale, S. (1996). Evidence on Weak Form Efficiency and Day of the Week Effect in the Indian stock Market. *Finance India*, Vol. 10, No. 3, pp. 605-616.

[59] Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, No. 1, pp. 27–59.

[60] Rahimi, G. A. (2008). Considering Natural Gas Pricing Mechanisms in Different Regions, *Quarterly Energy Economic Review*, Vol. 13, pp. 69-121. (In Persian)

[61] Ross, S.A. (1997). Hedging Long Run Commitments: Exercises in Incomplete Market Pricing. *Banca Monte Econom*, No.26, pp. 99-132.

[62] Salazar, J., & Lambert, A. (2010). Fama and McBeth Revisited : A Critique,

Aestimatio. The IEB *International Journal of Finance*, Vol. 1, pp. 48-71.
[63] Schwartz, E. S. (1997). The Stochastic Behavior of Commodity Prices: Implications for Valuation and Hedging. *Journal of Finance*, Vol. 52, pp. 923-973.
[64] Serletis, A., & Rosenberg, A. (2009). Mean Reversion in the US Stock Market. *Chaos, Solutions and Fractals*, Vol. 40, pp. 2007-2015.
[65] Skorodumov, B. (2008). Estimation of mean reversion in Oil and Gas Markets. Technical Report, Mitsui & Co., *Energy Risk Management LTD*. http://skorodumov.net/pdf/report_oct_08.pdf
[66] Smith, W. T. (2010). On the Simulation and Estimation of the Mean-Reverting Ornstein-Uhlenbeck Process Especially as Applied to Commodities Markets and Modelling. February, Verson 1.01. http://www.scribd.com/doc/36512213/On-the-Simlation-and-Estimation-of-the-MR-OU-Process-With-MATLAB.
[67] Summers, L. H. (1986). Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values? *Journal of Finance*, Vol. 41, pp. 591-601.
[68] Uhlenbeck, G. E. & Ornstein, L. S. (1930). On the Theory of Brownian Motion. *Physical Review*, Vol.36, No.5, pp. 0823-0841 (reprinted in N. Wax, eds., Selected Papers on Noise and Stochastic Processes, Dover Pub., 1954, pp. 93-111.
[69] Vafee Najjar, D. (2008). Analyzing Income and Price Demand Elasticities in IWEM Model (IWEM Model Review and Perspective). *Quarterly Energy Economics Review*, No. 13, pp. 6-32. (In Persian)
[70] Vasicek, O. A. (1977). An Equilibrium Characterization of the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2, pp. 177-188.
[71] Whitesitt, A. (2010). Over-the-Counter Energy Derivatives. Director of Financial Trading, *ACES Power Marketing*.
[72] Wikipedia. (2011). http://en.wikipedia.org/wiki/Ornstein–Uhlenbeck_process Accessed April 2011.
[73] Wittig, H. (2007). Derivatives in the Gas Industry: Valuation of Natural Gas Storage Facilities. Master Thesis, *University of ST. Gallen*, and Graduate School of Business, Economics, Law and Social Sciences, pp. 1-131.
[74] Wright, J. H. (2000). Alternative Variance Ratio Tests Using Rank and Signs. *Journal of Business and Economic Statistic*, Vol. 18, pp. 1-9.
[75] Yu, J. (2009). Bias in the Estimation of the Mean Reversion Parameter in Continuous Time Model.
September. http://www.mysmu.edu/faculty/yujun/Research/bias02.pdf.