

تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده از مدل حرکت هندسی براونی^۱

نرگس صالح‌نیا^۲، محمد علی فلاحی^۳، احمد سیفی^۴،

محمد حسین مهدوی عادل^۵

تاریخ دریافت: ۹۳/۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۳/۸/۲۰

چکیده

هدف از این مقاله، برآورد مدل حرکت هندسی براونی (GBM) بر اساس برآورد دو پارامتر اصلی تلاطم و رانش و پیش‌بینی قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی هنری هاب از ۱۹۹۷/۰۱/۰۷ تا ۲۰۱۲/۰۳/۲۰ است. بررسی‌ها حاکی از آن است که برآورد این دو پارامتر مذکور با روش‌های مختلف و نیز در مقیاس‌های زمانی متفاوت امکان‌پذیر است. به همین منظور از دو رویکرد پیشرو و پسرو و در مقیاس‌های زمانی و نیز زیردوره‌های مختلف استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد مقادیر تلاطم و رانش، کاملاً به دوره یا

۱. این مقاله بخشی از پایان‌نامه‌دکترای نرگس صالح‌نیا با عنوان «قیمت‌گذاری قراردادهای مشتقه‌ی گاز طبیعی با استفاده از مدل‌سازی تصادفی قیمت‌های نقدی بین‌المللی» در دانشگاه فردوسی مشهد است.

۲. دانشجوی دکترا، دانشگاه فردوسی مشهد؛ Email: salehnian@gmail.com

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، (نویسنده مسئول)؛ Email: falahi@um.ac.ir

۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد، Email: spring05@um.ac.ir

۵. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد؛ Email: mh-mahdavi@um.ac.ir

مقیاس مورد نظر وابسته بوده و برآوردهای حاصل از رویکرد پس‌رو در مقایسه با پیش‌رو در سطح پایین‌تری قرار دارد. همچنین با افزایش تعداد اجزای تصادفی مدل، اگرچه دامنه نوسانات مقادیر پیش‌بینی کاهش پیدا کرده، اما شیب خط پیش‌بینی به شیب خط مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌شود. در نهایت، مقادیر معیارهای ارزیابی عملکرد نشان می‌دهد که رویکرد پیش‌رو و بطور مشخص سال ۲۰۰۹ دارای بهترین معیار عملکرد است سپس زیر دوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۴ در روش پس‌رو و در نهایت این زیر دوره در روش پیش‌رو می‌توانند به عنوان مبنایی جهت محاسبه مقادیر پارامترهای اصلی مدل مورد استفاده قرار گیرند. بعلاوه نتایج نشان می‌دهد که برآورد پارامترهای اصلی مدل با اتکای به جدیدترین دوره در داده‌های مورد استفاده نیز دقت کافی اعمال نشده و مقیاس‌هایی که دارای تلاطم بالاتری هستند بالنسبه از معیارهای ارزیابی بهتری نیز برخوردارند و بهتر می‌توان از آنها در پیش‌بینی قیمت‌ها در قالب مدل GBM¹ بهره گرفت.

واژه‌های کلیدی: گاز طبیعی، قیمت نقدی، تلاطم، رانش، مدل حرکت هندسی براونی.
JEL: Q42, Q47, G30.

۱. مقدمه

افزایش نگرانی‌ها نسبت به حفظ محیط‌زیست و حیات جامعه‌ی بشری از یک سو و روند افزایش قیمت نفت خام از سوی دیگر، موجب شده است که هر روز به تعداد متقاضیان سوخت پاک گاز طبیعی افزوده شود. طبق پیش‌بینی‌های صورت گرفته از جانب اداره‌ی اطلاعات انرژی آمریکا^۱ (۲۰۱۳)، گاز طبیعی سریع‌ترین سوخت فسیلی در حال رشد بوده و مصرف جهانی آن از ۱۱۳ تریلیون فوت مکعب در سال ۲۰۱۰ تا ۱۸۵ تریلیون فوت مکعب در سال ۲۰۴۰ یعنی سالانه حدود ۱/۷ درصد افزایش خواهد یافت. دلایل مثبت بودن چشم‌انداز آتی مصرف گاز طبیعی عبارتند از: اجرای سیاست‌های بلندپروازانه‌ی چین در جهت مصرف بیشتر گاز، رشد کمتر انرژی اتمی، آثار مخرب زیست‌محیطی پایین، کارآیی استفاده از آن در تولید الکتریسیته و استفاده‌ی بیشتر از گاز طبیعی در حمل و نقل جاده‌ای، توسعه‌ی صنعت و ساختمان (آژانس بین‌المللی انرژی^۲، ۲۰۱۲).

تجارت گاز طبیعی در سه بازار منطقه‌ای آمریکای شمالی، اروپا (که گاز آن توسط روسیه و آفریقا تأمین می‌شود) و آسیا (که با خاورمیانه در ارتباط است) بوده و در مقابل بازار جهانی نفت خام قرار گرفته و کاملاً یکپارچه است. انتقال گاز در داخل هر یک از بازارهای یاد شده، به واسطه‌ی خطوط لوله امکان‌پذیر بوده بطوری که در سال ۲۰۱۰ حدود ۷۰ درصد تجارت بین‌مرزی از این طریق صورت گرفته است. همچنین، بازار گاز طبیعی در کشورهای مختلف دارای ساختارهای متفاوت است. در اغلب بازارهای گاز طبیعی کشورهای در حال توسعه، دولت به‌عنوان انحصارگر عمل کرده و متناسب با سیاست‌های کلان خود و شرایط موجود، قیمت‌های خود را تنظیم می‌کند. این در حالی است که، در کشورهای توسعه یافته اروپایی و آمریکا، بازار گاز طبیعی به‌صورت رقابتی و فرایند قیمت‌گذاری آن براساس مکانیزم بازار رقابتی تدوین می‌شود (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۸۵). از این رو، قیمت‌ها و مکانیسم‌های قیمت‌گذاری گاز طبیعی در دنیا متفاوت است.

1. EIA: Energy Information Administration

2. IEA: International Energy Agency

امروزه، سه مکانیسم رایج قیمت‌گذاری گاز طبیعی مورد استفاده قرار می‌گیرد که عبارتند از: قیمت‌گذاری براساس نفت^۱، قیمت‌گذاری نظارت شده^۲ و قیمت‌گذاری بازار رقابتی^۳ (یا رقابت گاز با گاز). قیمت‌گذاری براساس نفت، عموماً گاز طبیعی از طریق قراردادهای بلندمدت و با قیمت‌هایی بر اساس قیمت‌های نفت خام یا قیمت محصولات نفتی (که معمولاً با تخفیف‌هایی برای قیمت گاز طبیعی نسبت به نفت خام همراه است)، تعیین می‌شود. روش قیمت‌گذاری نظارت شده که توسط دولت‌ها وضع می‌شود، منعکس‌کننده‌ی هزینه‌های تولید و سایر هزینه‌ها بوده و یا سوبسیدهایی را برای مصرف‌کنندگان گاز طبیعی ایجاد می‌کند. روش قیمت‌گذاری بازار رقابتی نیز نقاط مبادلاتی یا مراکز عمده‌ی مبادلاتی یا به عبارتی هاب‌هایی را در مناطق بازاری در نظر داشته که بموجب آن رقابت ایجاد شده در میان مصرف‌کنندگان و عرضه‌کنندگان مختلف می‌تواند به تعیین قیمت گاز طبیعی بیانجامد.

در حال حاضر هیچگونه بازار یکپارچه‌ای جهت گاز طبیعی وجود ندارد، و مکانیسم‌های مختلف قیمت‌گذاری در بازارهای منطقه‌ای مشخص می‌شوند. اما به هر حال، بازارها در حال تغییر و تبدیل شدن به بازارهای رقابتی تر گاز طبیعی هستند (رحیمی، ۱۳۸۶؛ منصورکیایی، ۱۳۸۷). گاز طبیعی دارای خصوصیات متعدد قابل توجهی است. اول اینکه، از آنجا که انتقال بین‌المللی گاز هزینه‌بر است، بنابراین منحنی‌های قراردادهای آتی^۴ و قیمت‌ها بطور منطقه‌ای تغییر می‌کنند. دوم، زمانیکه تولید از یک چاه مفروض آغاز می‌شود، ذخیره‌سازی گاز هزینه‌بر می‌شود. و سوم، تقاضا برای گاز در بیشتر مناطق به صورت فصلی است، بطوری که در ماه‌های زمستان به جهت مصرف آن در وسایل گرمایشی، تقاضا به اوج خود می‌رسد. از این رو، همواره باید جریان تولید نسبتاً باید در مقابل تقاضای متغیر وجود داشته باشد، که این مسئله می‌تواند منجر به پدید آمدن نوسانات

-
1. Oil-Indexed Pricing
 2. Regulated Pricing
 3. Gas-to-Gas Competition Pricing
 4. Future Contracts

قیمت^۱ شود. لازم به ذکر است از زمان آزادسازی بازار گاز طبیعی، تلاطم کوتاه مدت صرف نظر از سطح قیمت، بالا بوده است. پس از الکتریسیته، بازار گاز طبیعی متلاطم ترین بازار می باشد (هنینگ و اسلون^۲، ۲۰۰۳).

بازارهای نقدی^۳، از مدت ها پیش بخش مهمی از تجارت بین المللی نفت خام و فرآورده های آن را تشکیل داده اند. مقررات زدایی قیمت ها موجب تقویت و رشد سریع بازارهای نقدی شده است. به عنوان مثال، هرچند در سال ۱۹۸۲ بازار نقدی چندانی برای گاز طبیعی وجود نداشت، ولی در اواخر دهه هشتاد، بازار نقدی گاز طبیعی ۸۰ درصد سهم بازار را به خود اختصاص داد. از آنجایی که بازارهای نقدی به آشکار شدن قیمت کمک می کنند، هزینه فرصت دارایی های راکد سرمایه گذاران آشکار خواهد شد. بدین ترتیب، بنگاه ها متوجه خواهند شد که چگونه اندک تفاوتی در زمان بندی تصمیمات سرمایه گذاری، تولید و ذخیره سازی بر سود آنها تأثیر خواهد گذاشت. شرکت ها می توانند از مزایای یک بازار نقدی سیال به عنوان یک عرضه کننده واقعی، انباردار یا مصرف کننده منتفع شوند. مشتریان می توانند به آسانی قیمت پیشنهادی یک عرضه کننده را با قیمت بازار نقدی مقایسه کنند. علاوه بر این، بازارهای نقدی نقش کلیدی در تسویه نقدی قراردادهای مشتقه^۴ ایفا می کنند (فلمینگ^۵، ۱۹۹۸؛ منظور و نیاکان، ۱۳۹۱).

در سال های اخیر، محققین و دست اندر کاران بازار مالی توجه زیادی به ارزش گذاری و مصونیت از ریسک^۶ قیمت ابزار مالی و کالاهای انرژی داشته اند تا بدین وسیله به ارزیابی پروژه های سرمایه گذاری منابع طبیعی به خصوص قواعد تعیین کننده بهینه بودن گزینه ها در جهت سرمایه گذاری بپردازند. از این رو، رفتار تصادفی قیمت کالاهای انرژی نقش مهمی را در این زمینه ایفا می کند. فرایندهای تصادفی بطور گسترده ای در مدل سازی انواع

-
1. Price Volatility
 2. Henning & Sloan
 3. Spot Markets
 4. Derivatives
 5. Fleming
 6. Hedging

مختلف زمینه‌های تحقیقاتی بکار می‌روند. به دلیل حوزه‌ی وسیع کاربرد آنها، هر روزه تعداد بیشتری از روابط مختلف فرایندهای تصادفی پیشنهاد می‌شود. یکی از حوزه‌های تحقیقاتی که فرایندهای تصادفی بطور گسترده‌ای در آن مورد استفاده قرار می‌گیرند، بازارهای مالی و کالا است. بازارهای انرژی یک قسم از بازار کالا را تشکیل می‌دهند که بطور مشخص با مبادله و عرضه‌ی انرژی سر و کار دارد. این بازارها یک آزمایشگاه جالب جهت مدل‌سازی ریاضیاتی متغیرهایی مانند قیمت بوده که در بیشتر اوقات متلاطم هستند. دلیل اصلی این تلاطم نیز مقررات‌زدایی بسیاری از اقسام انرژی مانند گاز طبیعی و برق است (حمیث^۱، ۲۰۱۲). برای اولین بار لوئیس باچلیر^۲ (۱۹۰۰) نشان داد که بازارهای مالی از فرایند گام تصادفی تبعیت می‌کنند. فرایند گام تصادفی اساساً یک حرکت براونی است که به‌موجب آن حرکات مرتبط با قیمت‌های آینده تنها بواسطه‌ی شرایط فعلی تعیین شده و مستقل از حرکات گذشته هستند. حرکت براونی دارای ویژگی‌های خوش‌رفتار ریاضی است، بگونه‌ای که در آن می‌توان یک الگو را با دقت بالا برآورد و همچنین احتمالات را محاسبه کرد.

نظریه حرکت براونی و الگوهای گام تصادفی، بطور گسترده در مدل‌سازی بازارهای مالی و انرژی مورد استفاده قرار گرفته است (پندایک و رابنفیلد^۳، ۱۹۹۱؛ تسای^۴، ۲۰۰۲). در فرایندهایی که حدس و گمانها مدل‌سازی می‌شود، می‌توان از احتمالات بسط داده شده توسط باچلیر استفاده کرد، که تا به امروز کاربردهای این الگو ادامه داشته است. مجموع اثر کلی لگاریتم قیمت‌ها بسیار مشابه با مختصات کلی ذرات براونی است. تابع توزیع احتمال بدست آمده جهت قیمت سهام یا کالا با فرض ثبات سایر شرایط، مشابه با توزیع احتمال ذرات براونی است (سان^۵، ۲۰۰۵). مدل GBM برای پیش‌بینی قیمت در کوتاه‌مدت مناسب بوده و در چارچوب محاسبات تصادفی^۶ بسط می‌یابد و به سرمایه‌گذاران و

1. Hamis
2. Bachelier
3. Pindyck & Rubinfeld
4. Tsay
5. Sun
6. Stochastic Calculus

مبادله‌گران مجال تصمیم‌گیری در زمان حال و دستیابی به سود و منفعت در آینده‌ای بسیار نزدیک را می‌دهد (لد و وو^۱، ۲۰۰۹). محاسبات تصادفی، شاخه‌ای از ریاضیات است که با عدم قطعیت موجود در بازار سهام، انرژی و ارز سروکار دارد (سیتی نظیفه و ماهران مهد^۲، ۲۰۱۲). این مدل، از دیدگاه ماتسودا^۳ (۲۰۰۵)، سنگ بنای کلیه‌ی فرایندهای تصادفی و زیررده‌ی مارتینگل‌های پیوسته^۴، فرایندهای مارکوفی، پواسونی، گوسینی و انتشار ایتو^۵ است. شواهد تجربی، شفافیت تحلیل، غیرقابل پیش‌بینی بودن مسیر قیمت، و کاربردهای اولیه‌ی این مدل در ریاضیات مالی از جمله دلایل اصلی موجود جهت این انتخاب است (ساموئلسون^۶، ۲۰۰۱، بلک و شولز^۷، ۱۹۷۳ و مرتون^۸، ۱۹۷۳). مهمترین پارامتر مدل مذکور محاسبه‌ی تلاطم قیمت کالای مورد نظر است. برآورد پارامتر تلاطم به کمک شبیه‌سازی مونت کارلو جهت ارزش‌داری‌ها را می‌توان در تحقیقات کوپلند و آنتیکاروف^۹ (۲۰۰۱) و تیتمان و مارتین^{۱۰} (۲۰۰۸) مشاهده کرد. آنها در این تحقیقات از ارزش انتظاری جهت عدم قطعیت پروژه‌ها در محاسبه‌ی خالص ارزش فعلی پروژه استفاده کرده و از این طریق به تحلیل ریسک پرداختند.

در مطالعه‌ای که توسط دکزیت و پندایک^{۱۱} (۱۹۹۴) بر روی قیمت‌های نقدی مس انجام دادند، به آزمون دو مدل GBM و بازگشت به میانگین طی ۲۰۰ سال قبل پرداختند و به این نتیجه رسیدند که باید فرضیه‌ی بازگشت به میانگین را پذیرفت و در عین حال اگر تنها از داده‌های ۳۰ تا ۴۰ سال استفاده شود، فرضیه‌ی وجود GBM را نمی‌توان رد کرد. نتایج مشابه تحقیق آنها را می‌توان برای ۱۰ مورد مختلف از منابع طبیعی دیگر در تحقیقات

-
1. Ladde and Wu
 2. Siti Nazifah & Maheran mohd
 3. Matsuda
 4. Continuous Martingales
 5. Ito-Diffusion Process
 6. Samuelson
 7. Black & Scholes
 8. Merton
 9. Copeland & Antikarov
 10. Titman & Martin
 11. Dixit & Pindyck

گرسوویتز و پاکسون^۱ (۱۹۹۰) نیز ملاحظه کرد. استفاده از این مدل را می‌توان در سایر زمینه‌های اقتصاد شاهد بود، زیرا در سال‌های اخیر از مدل GBM در توصیف مقادیر تقاضا به‌عنوان بخشی از ادبیات مرتبط با برنامه‌ریزی ظرفیت تولید بهره گرفته شده است (بنویدس و همکاران^۲، ۱۹۹۹؛ لیانگ^۳، ۲۰۰۳). قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار آمریکایی نیز به روش‌های متعددی امکان‌پذیر بوده که در پژوهشی که توسط چان و همکارانش^۴ در سال ۲۰۰۳ انجام گرفت، استفاده از فرایند حرکت هندسی براونی توصیه شده است؛ پیش‌بینی تغییرات قیمت مجوز انتشار آلودگی توسط مدل GBM در قالب قراردادهای اختیار واقعی را می‌توان در مطالعه‌ی انجام شده توسط کورهیرا^۵ (۲۰۰۹) مشاهده کرد. پوستالی و پیچیتی^۶ (۲۰۰۶)، به ارائه‌ی تحلیل کمی مسیرهای قیمت نفت پرداختند و نشان دادند که در کنار سادگی و سهولت اجرا، حرکت هندسی براونی می‌تواند به‌عنوان مبنایی جهت پیش‌بینی حرکت قیمت‌های نفت و ذخایر نفتی بکار رود. استفاده از مدل حرکت هندسی براونی جهت شبیه‌سازی قیمت‌های آتی بازار و از این رو برآورد ریسک سرمایه در بازار ارز و سهام را می‌توان در تحقیق مک‌نیکولاس و ریزو^۷ (۲۰۱۲) ملاحظه کرد. نتایج حاصل از این تحقیق، نشان می‌دهد که مدل مورد استفاده قادر به ارائه‌ی توزیع قیمتی مورد نظر و پارامترهای لازم جهت برآورد سطح ریسک سرمایه و نیز احتمال ضرر درآمدی است. مدل‌سازی قیمت سهام به کمک روش GBM بر روی ۲۶۲۷ داده‌ی قیمتی سهام شرکت هولت-پاکارد مبادله شده در بازار سهام نیویورک، نشان می‌دهد که در شبیه‌سازی بلندمدت تقریباً کلیه‌ی مقادیر قیمت واقعی در فاصله اطمینان قیمت‌های شبیه‌سازی شده واقعد و فواصل اطمینان بزرگ هستند، اما در شبیه‌سازی یک‌روزه تقریباً ۸۰٪ داده‌های قیمت واقعی در فاصله اطمینان شبیه‌سازی شده قرار نمی‌گیرند و فواصل

-
1. Gersovitz & Paxson
 2. Benavides et al.
 3. Liang
 4. Chan et al.
 5. Kurehira
 6. Postali & Picchetti
 7. McNicholas & Rizzo

اطمینان نسبتاً کوچک هستند (دموج^۱، ۲۰۰۶). مقایسه‌ی ارزیابی عملکرد مدل‌های خود بازگشت برداری و GBM در تخصیص بهینه‌ی دارایی جهت بازده قیمتی اوراق قرضه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت خزانه آمریکا را می‌توان در پژوهش انجام شده توسط کلمب^۲ (۲۰۰۵) ملاحظه کرد. کاربرد حرکت براونی در مطالعه‌ی انجام شده توسط اسمیت^۳ (۱۹۹۴) قابل مشاهده است. در این مطالعه از حرکت براونی کنترل شده^۴ به منظور تجزیه و تحلیل تأثیر ثبات قیمت بر سرمایه‌گذاری در تقاضای نامطمئن استفاده شده است. در مقاله اسمیت، رفتار سرمایه‌گذاری قیمت تصادفی ولی با سقف معین برونزا^۵ و با کمک ریاضیات براونی کنترل شده، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که با کنترل قیمت، پاسخ سرمایه‌گذاری با تغییر در قیمت کاهش می‌یابد. باید توجه داشت که امروزه، میلیاردها و حتی تریلیون‌ها دلار در مبادلات روزانه‌ی بازارهای مالی و انرژی رد و بدل می‌شود، از این رو می‌توان گفت که این مسئله تنها بواسطه‌ی انجام پیش‌بینی قیمت‌های (نقدی) بازار به کمک مهارت‌ها و فنون ریاضیاتی امکان‌پذیر می‌شود (دیمسون و موسویان^۶، ۲۰۰۰)؛ به هر حال، ممکن است در مواردی این مدل‌ها با شکست مواجه شوند اما با وجود این، افراد از آنها بهره می‌گیرند؛ زیرا داشتن یک مدل بهتر از نداشتن آن است (ویلما^۷، ۲۰۰۱؛ برکوویتز^۸، ۲۰۰۱). بدین جهت در مطالعه‌ی حاضر سعی شده تا رفتار قیمتی گاز طبیعی در چارچوب مدل تصادفی GBM مورد بررسی و پیش‌بینی قرار گیرد. از این رو، در بخش دوم مقاله‌ی حاضر، بطور مختصر به توصیف داده‌های مورد استفاده و تاریخچه‌ی مدل مورد استفاده و نیز استخراج فرمول، خصوصیات و کاربرد مدل حرکت هندسی براونی جهت قیمت گاز طبیعی پرداخته می‌شود. بخش سوم، نیز به بحث پیرامون

-
1. Dmouj
 2. Collomb
 3. Smith
 4. Regulated Brownian Motion
 5. Exogenous ceiling
 6. Dimson & Mussavian
 7. Wilmott
 8. Berkowitz

جزئیات، انجام و نتیجه‌ی کاربرد این مدل جهت قیمت‌گذاری طبیعی و در نهایت در بخش چهارم، به نتیجه‌گیری اختصاص می‌یابد.

۲. مواد و روش‌شناسی تحقیق

۲-۱. منطقه مطالعاتی و داده‌های مورد استفاده

امروزه، آمریکا بزرگترین بازار و مصرف‌کننده‌ی جهانی گاز طبیعی است. با توجه به آمار ارائه شده از جانب اداره‌ی اطلاعات انرژی آمریکا، گاز طبیعی حدود ۲۵٪ انرژی اولیه مصرفی در آن کشور را تأمین می‌کند، از این رو دارای سازمان‌یافته‌ترین بورس مبادلات گازی است (اداره انرژی آمریکا، ۲۰۱۱a)؛ کشور آمریکا دارای بازارهای نقدی متعدد بهمراه فروشندگان و خریدارانی است که گاز طبیعی 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^۱، بزرگترین و سیال‌ترین نقطه‌ی قیمت‌گذاری در دنیا و به‌عنوان مبنایی جهت قراردادهای آتی‌های نایمکس (NYMEX)^۲ 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 عرضه‌ی گسترده‌ای برخوردار است (اداره اطلاعات انرژی آمریکا، ۲۰۰۳). بیش از ۱۸۰ مشتری بطور معمول، به امر تجارت از طریق ۱۴ سیستم خط لوله و امکانات ذخیره‌سازی در هنری‌هاب مشغولند. بعلاوه، هنری‌هاب سهم بزرگی از حمل و نقل گاز به منطقه‌ی مصرفی شرقی را تأمین می‌نماید (هائسان و همکاران^۳، ۲۰۰۸). بسیاری از مراکز خدمات عام‌المنفعه، مشاورین، و سایر نهادها مانند اداره‌ی اطلاعات انرژی آمریکا (EIA)، سعی در پیش‌بینی قیمت‌های هنری‌هاب دارند. از این رو، هدف این مقاله نیز پیش‌بینی قیمت‌های نقدی گاز طبیعی هنری‌هاب براساس داده‌های تاریخی این بازار از ۷ ژانویه ۱۹۹۷ تا ۲۰ مارس ۲۰۱۲ است.

1. Henry Hub
2 . New York Mercantile Exchange
3. Haesun et al.

تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۱۷

داده‌های مورد نیاز این مطالعه از سایت گروه CME^۱ و نیز سایت EIA^۲ جمع‌آوری شده است. داده‌های قیمت نقدی هنری‌هاب برحسب دلار بر میلیون بی‌تی‌یو گزارش شده‌اند.

۲-۲. تاریخچه حرکت هندسی براونی

حرکت براونی یک مفهوم بسیار آشنا بوده و تاریخ طولانی کشف پدیده‌ی معروف "حرکت براونی"، ساخت مدل ریاضی و کاربرد آن بسیاری از حوزه‌ها، دنیای علم فیزیک، شیمی، ریاضیات و مالیه را تغییر داده است (مسانی^۳، ۱۹۹۰؛ نلسون^۴، ۲۰۰۱). حرکت براونی، نامی است که به حرکت نامنظم گرده گیاهان که در آن معلق هستند داده شده است. رابرت براون، گیاه‌شناس معروف انگلیسی برای نخستین بار در سال ۱۸۲۸ با مشاهده این حرکت، به اهمیت آن در مطالعه ذرات معلق میکروسکوپی پی برد، ولی نتوانست علت و قانون آن را بیابد (مازو^۵، ۲۰۰۲؛ هاو^۶، ۲۰۰۲). نخستین مدل ریاضی براونی در رساله دکتری ریاضی «باچلیر» در سال ۱۹۰۰ و برای یک مدل اقتصادی مطرح شد. پس از آن وینر^۷، ریاضیدان برجسته و نابغه قرن ۲۰ در سال ۱۹۱۸ مدل ریاضی این حرکت را بررسی کرد که منجر به پیدایش رشته آنالیز تابعی و فضاها «باناخ» شد. حرکت براونی، یک فرایند تصادفی است که مسیرهای پیوسته داشته و مشتق آن در هیچ نقطه‌ای وجود ندارد. امروزه حرکت براونی از مطالعه ذرات معلق میکروسکوپی بسیار فراتر رفته و شامل مدل سازی قیمت‌های سهام، ضریب حرارتی در مدارهای الکتریکی، برخی حالت‌های حدی در سیستم‌های صف و موجودی و اختلالات تصادفی در انواع دیگری از سیستم‌های فیزیکی، زیستی، اقتصادی و مدیریت شده است.

1. Chicago Mercantile Exchange (CME) Group Website

:(<http://www.cmegroup.com/09/02/2014>).

2. Energy Information Administration (EIA) Web Page

:(<http://tonto.eia.gov/dnav/ng/hist/rngwhhda.htm/10/17/2014>).

3. Masani

4. Nelson

5. Mazo

6. Haw

7. Wiener

ازبورن^۱ (۱۹۷۲) نیز فیزیکی‌دانی بود که از این مفهوم جهت بازار سهام بهره گرفت. حرکت براونی از آن پس بطور عمومی‌تری مورد قبول واقع شد، چراکه امروزه می‌توان آن را بعنوان یک مدل عملی ریاضیاتی در نظر گرفت. مفهوم تلویحی موجود در مدل GBM آن است که قیمت‌ها از یک فرایند "گام تصادفی" تبعیت می‌کنند. پس از او، ساموئلسون^۲ (۱۹۶۵) این یافته‌ی باچلییر را اثبات و نسبت به بسط و اصلاح آن اقدام نمود. از آنجا که جهت و شدت سرعت حرکت براونی بطور ثابت تغییر می‌کند، از این رو سرعت واقعی آن بطور مستقیم قابل اندازه‌گیری نیست (پرین^۳، ۱۹۱۰). در اوایل قرن بیستم، حرکت براونی توسط بسیاری از دانشمندان و محققین، به‌عنوان یک پدیده‌ی فیزیکی مورد مطالعه قرار گرفت (ماندرکار و مسانی^۴، ۱۹۹۴)؛ به طوری که، انیشتین^۵ در سال ۱۹۰۵ علت این حرکت را بمباران دانه‌های گرده از سوی ملکول‌های مایع معرفی کرد. او از هر دو نظریه ملکولی گرما و نظریه ماکروسکوپی پراکندگی و اتلاف^۶ جهت حرکت براونی استفاده کرد و به اولین نظریه قابل آزمون حرکت براونی با معیاری درست دست یافت (چالمرز^۷، ۲۰۰۵). با استفاده از یک روش آماری و با در نظر گرفتن فشار اسمزی^۸ به‌عنوان نیروی محرکه‌ی انتشار، انیشتین پیش‌بینی کرد که یک ذره‌ی براونی با توجه به معادله‌ی زیر منتشر و پخش خواهد شد (انیشتین، ۱۹۵۶):

$$E(D^2) = \frac{RT}{N} \frac{1}{6\pi\eta P} t \quad (1)$$

در معادله‌ی فوق، $E(D^2)$ عبارت از مربع میانگین تغییر مکان ذره، R ثابت ایده‌آل گاز، T دمای مطلق، N ثابت جهانی آووگادرو^۹، η میزان چسبناکی مایع، P اندازه‌ی ذره، و t

-
1. Osborne
 2. Samuelson
 3. Perrin
 4. Mandrekar & Masani
 5. Einstein
 6. The Macroscopic Theory of Dissipation
 7. Chalmers
 8. Osmotic Pressure
 9. Universal Constant-Avogadro's Constant

زمان است. میزان جابجایی به صورت "طول مسیر مستقیم بخشی است که نقطه‌ی انحراف را از نقطه‌ی ورود جدا می‌کند" (پرین، ۱۹۱۰). رابطه‌ی ۱، نشان می‌دهد که میزان جابجایی ذره‌ی براونی بصورت خطی همراه با زمان افزایش نمی‌یابد. نتایجی که او از قانون هدایت‌کننده‌ی حرکت براونی بدست آورد توانست به اثبات وجود ملکول‌ها و اتم‌ها کمک کند (ساچل و همکاران^۱، ۱۹۸۹؛ حرکت براونی، ۲۰۰۵؛ هاو، ۲۰۰۵). پس از انیشتن ریاضیدانان، علاقمند به مطالعه‌ی "خصوصیات ریاضیاتی" منحنی بدست آمده از حرکت براونی و نیز دستیابی به منحنی‌های پیوسته‌ی دیفرانسیل‌ناپذیر از حرکت ذرات براونی شدند (جریسون و همکاران^۲، ۱۹۹۷). در سال ۱۹۲۰، ریاضیدان آمریکایی، نوربرت وینر در دانشگاه MIT بر روی حرکت براونی شروع به کار نمود. وینر مشکل اندازه‌گیری حرکت ذرات براونی را حل کرد (که به آن معیار وینر^۳ می‌گویند) و مبنای ریاضیاتی محکمی از حرکت استاندارد براونی را ارائه داد. این مدل استاندارد حرکت براونی را همچنین به افتخار تلاشی که وینر انجام داد، فرایند وینر نیز می‌نامند. مدل ریاضیاتی وینر برای حرکت فیزیکی براونی، یکی از دستاوردهای مهم قرن بیستم در علم ریاضیات بوده است (مسانی، ۱۹۹۰؛ جریسون و همکاران، ۱۹۹۷).

۲-۳. مدل قیمتی حرکت براونی هندسی (GBM)

در سال ۱۹۷۳، فیشر بلک، مایرون شولز و رابرت مرتون مدلی را برای قیمت‌گذاری قراردادهای اختیار سهام به نام مدل بلک-شولز ارائه دادند (هال^۴، ۲۰۰۰). در مدل قیمت‌گذاری اختیار بلک-شولز، قیمت‌های سهام با استفاده از مدل حرکت براونی هندسی توصیف شد (بلک و شولز، ۱۹۷۳). ارائه‌ی مدل قیمت‌گذاری اختیار توسط بلک، شولز و مرتون، عصر جدیدی از قراردادهای مشتقه‌ی اوراق بهادار آغاز شد. به موجب این تلاش،

1. Stachel et al.
2. Jerison et al.
3. Wiener Measure
4. Hull

شولز و مرتون برنده‌ی جایزه‌ی نوبل علم اقتصاد در سال ۱۹۷۷ شدند. از نظر ریاضیات، فرایند وینر دارای سه ویژگی مهم می‌باشد (دکزیت و پندایک، ۱۹۹۴):

ویژگی (۱): فرایند وینر یک فرایند مارکوف است: فرایند مارکوف، فرایندی تصادفی است که بموجب آن توزیع احتمال کلیه‌ی مقادیر آتی در هر زمانی از فرایند، تنها وابسته به مقدار جاری یا فعلی آن است.

ویژگی (۲): فرایند وینر دارای نمونه‌های مستقل در طول فواصل زمانی متفاوت یا فواصل زمانی ناهمپوشانی^۱ است: با این ویژگی، توزیع dW ها برای هر دو فاصله‌ی زمانی متفاوت، از هم مستقلند. یعنی، اگر $0 \leq s < t \leq u < v$ ، آنگاه $(W_t - W_s)$ و $(W_v - W_u)$ متغیرهای تصادفی مستقل از هم هستند. نتایج مشابه را می‌توان برای بیش از دو فاصله‌ی زمانی غیرمشترک نیز بدست آورد.

ویژگی (۳): تغییر در فرایند وینر بطور نرمال توزیع شده است: در هر فاصله‌ی زمانی dt ، میانگین تغییر (dw) صفر و واریانس تغییر برابر با dt می‌باشد. واریانس تغییر، متناسب با طول فاصله‌ی زمانی است؛ یعنی:

$$E(dw) = 0 \quad (۲)$$

$$Var(dw) = dt \quad (۳)$$

به عبارت دیگر،

$$dw \sim N(0, \sqrt{dt}) \quad (۴)$$

یا، اگر $0 < s < t$ ، آنگاه:

$$(W_t - W_s) \sim N(0, \sqrt{(t-s)}) \quad (۵)$$

فرایند وینر را همچنین می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$dw = \varepsilon \sqrt{dt} \quad (۶)$$

تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۲۱

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

حرکت براونی هندسی به وسیله‌ی افزایش جمله‌ی رانش μdt به عنوان بخش معین و پارامتر واریانس σ جهت تعدیل واریانس بر اساس فرایند وینر ساخته شده است. یعنی، مدل GBM عبارت از مجموع یک جزء معین و حرکت براونی انیشتن σdW (واریانس σdW برابر با $\sigma^2 dt$) است. مدل قیمتی GBM را می‌توان به کمک فرمول زیر بیان کرد: اگر P قیمت سهام در زمان t باشد، در این صورت:

$$dP = \mu P dt + \sigma P dW \quad (7)$$

با توجه به معادله‌ی فوق، بازده قیمتی در هر دو شکل تغییر درصدی قیمت و بازده لگاریتمی قیمت را می‌توان به صورت زیر بیان کرد. اول اینکه، از معادله‌ی (۷) می‌توان به رابطه‌ی زیر رسید:

$$\frac{dP}{P} = \mu dt + \sigma dW \quad (8)$$

در طول هرگونه فاصله‌ی زمانی از dt ، عبارت $\frac{dP}{P}$ با میانگین و واریانس زیر، بطور نرمال توزیع شده است:

$$E\left(\frac{dP}{P}\right) = \mu dt \quad (9)$$

$$Var\left(\frac{dP}{P}\right) = \sigma^2 dt \quad (10)$$

یعنی،

$$\frac{dP}{P} \sim N(\mu dt, \sigma \sqrt{dt}) \quad (11)$$

دوم اینکه، وقتی GBM به شکل تفاضل لگاریتمی یا بازده لگاریتمی قیمت باشد، در این صورت می‌توان نوشت:

$$F = \ln P \quad (12)$$

و

$$dP = \mu P dt + \sigma P dW \quad (۱۳)$$

با استفاده از قضیه‌ی ایتو،

$$dF = \frac{\partial F}{\partial t} dt + \frac{\partial F}{\partial P} dP + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 F}{\partial P^2} (dP)^2 \quad (۱۴)$$

و

$$(dP)^2 = \sigma^2 P^2 dt \quad (۱۵)$$

می‌توان نوشت:

$$dF = \left[\frac{\partial F}{\partial t} + \mu P \frac{\partial F}{\partial P} + \frac{1}{2} \sigma^2 P^2 \frac{\partial^2 F}{\partial P^2} \right] dt + \sigma P \frac{\partial F}{\partial P} dW \quad (۱۶)$$

از آنجا که

$$\frac{\partial F}{\partial t} = 0 \quad \text{و} \quad \frac{\partial F}{\partial P} = \frac{1}{P} \quad \text{و} \quad E(d \ln P) = \mu t$$

آنگاه،

$$dF = d \ln P = \left(\mu - \frac{1}{2} \sigma^2 \right) dt + \sigma dW \quad (۱۷)$$

باید توجه داشت که μ و σ مورد استفاده در dt ، ثابت در نظر گرفته می‌شوند. همچنین

$\varepsilon = N(0,1)$ نیز دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد ۱ است. در عبارات

فوق، W را فرایند وینر یا حرکت استاندارد براونی نامند.

$$\frac{dP}{P} \sim N(\mu dt, \sigma \sqrt{dt})$$

$$E\left(\frac{dP}{P}\right) = \mu dt$$

$$Var\left(\frac{dP}{P}\right) = \sigma^2 dt$$

$$\frac{dP}{P} = \mu dt + \sigma dW$$

سوم این که، از زمان ۰ تا T ، مقدار تغییر در $\ln P$ عبارت است از:

$$\ln P_T - \ln P_0 \sim N\left[\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)T, \sigma \sqrt{T}\right] \quad (۱۸)$$

یعنی،

$$\text{Ln}P_T \sim N\left[\text{Ln}P_0 + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)T, \sigma\sqrt{T}\right] \quad (19)$$

معادله‌ی فوق نشان می‌دهد با فرض وجود قیمتی در امروز، قیمت در زمان T بطور نرمال لگاریتمی توزیع شده است. در زمان محدود T ، قیمت دارای میانگین (۲۰) و واریانس (۲۱) می‌باشد:

$$E(P_T) = P_0 \text{EXP}(\mu T) \quad (20)$$

$$\text{Var}(P_T) = P_0^2 \text{EXP}(2\mu T) [\text{EXP}(\sigma^2 T) - 1] \quad (21)$$

۲-۴. تخمین پارامترهای مدل قیمتی حرکت هندسی براونی

با توجه به اشکال قیمتی روابط (۷)، (۸) و (۱۷) واضح است، مادامی که پارامترهای μ و σ معلوم باشند، می‌توان توزیع احتمال قیمت در آینده را پیش‌بینی کرد. رابطه‌ی تخمین پارامترهای موجود در مدل GBM با استفاده از داده‌های قیمت تاریخی را می‌توان به شکل زیر بدست آورد:

$$d\text{Ln}P = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt + \sigma dW \quad (22)$$

$$(d\text{Ln}P)^2 = \left[\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt\right]^2 + (\sigma dW)^2 + 2\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt\sigma dW \quad (23)$$

$$\begin{aligned} E(d\text{Ln}P) &= E\left[\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt\right] + E[\sigma dW] = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt + E(\sigma\varepsilon\sqrt{dt}) = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt + \sigma\sqrt{dt}E(\varepsilon) \\ &= \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt + 0 = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)dt = \psi dt \end{aligned} \quad (24)$$

$$\psi = \frac{E(d\text{Ln}P)}{dt} \quad (25)$$

$$\mu = \psi + \frac{\sigma^2}{2} \quad (۲۶)$$

$$Var(dLnP) = E(dLnP)^2 - E^2(dLnP) = \left[\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) dt \right]^2 + \sigma^2 dt E(\varepsilon)^2 + 0 - \left[\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) dt \right]^2 = \sigma^2 dt \quad (۲۷)$$

آنگاه،

$$\sigma^2 = \frac{Var(dLnP)}{dt} \quad (۲۸)$$

یا

$$\sigma = \sqrt{\frac{Var(dLnP)}{dt}} \quad (۲۹)$$

معادلات (۱۹)، (۲۵) و (۲۶) را می‌توان جهت تخمین دو پارامتر مدل GBM مورد

استفاده قرار داد؛ با توجه به روابط (۸)، (۹) و (۱۰) می‌توان نوشت:

$$\mu = \frac{E\left(\frac{dP}{P}\right)}{dt} \quad (۳۰)$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{Var\left(\frac{dP}{P}\right)}{dt}} \quad (۳۱)$$

معادلات (۳۰) و (۳۱) را نیز می‌توان جهت تخمین پارامترهای مدل GBM مورد

استفاده قرار داد.

با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، می‌توان پیش‌بینی قیمت‌ها را انجام داد. بدین

منظور، به کمک شکل پیوسته‌ی مدل قیمتی GBM در رابطه‌ی (۱۷)، شکل گسسته آن

به صورت زیر است:

$$\Delta LnP = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) \Delta t + \sigma \varepsilon \sqrt{\Delta t} \quad (۳۲)$$

لذا:

$$LnP_{t+\Delta t} - LnP_t = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) \Delta t + \sigma \varepsilon \sqrt{\Delta t} \quad (۳۳)$$

بنابراین، رابطه‌ی پیش‌بینی قیمت بدین صورت قابل بیان است:

تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۲۵

$$P_{t+\Delta t} = P_t \exp \left[\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) \Delta t + \sigma \varepsilon \sqrt{\Delta t} \right] \quad (34)$$

با وجود قیمت گاز طبیعی در زمان t ، توزیع قیمت گاز در زمان $t + \Delta t$ را می‌توان از رابطه‌ی (۳۴) بدست آورد. در رابطه‌ی مذکور، ε دارای توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس ۱ می‌باشد. باید توجه داشت که شبیه‌سازی مونت کارلو در ابتدا در سال ۱۹۷۷ توسط بویل^۱ معرفی شد که استقلال نرخ همگرایی آن از تعداد تکرارهای اجرای مدل، از جمله مزایای آن است.

۲-۵. معیارهای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی

در این مطالعه، به جهت ارزیابی توانمندی مدل و مقایسه‌ی بین سری‌های پیش‌بینی متعددی که با پارامترهای مختلف μ و σ در زیردوره‌ها و مقیاس‌های مختلف اجرا شده‌اند، از معیارهای ارزیابی عملکرد نش-ساتکلیف^۲ (Ens)، جذر میانگین مربعات خطا^۳ (RMSE) و ضریب نابرابری تایل (Theil-U) استفاده شده است:

$$E_{ns} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (RP_i - FP_i)^2}{\sum_{i=1}^n (RP_i - \overline{RP})^2} \quad (35)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (RP_i - FP_i)^2}{n}} \quad (36)$$

$$Theil - U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (RP - FP)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n FP^2 + \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n RP^2}} \quad (37)$$

-
1. Boyle
 2. Nash-Sutcliffe
 3. Root-Mean-Square-Error

در سه رابطه‌ی 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 دامنه‌ی $-\infty$ تا ۱ را دربرمی‌گیرد. اگر جواب رابطه‌ی (۳۵) 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 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 رابطه‌ی (۳۵) 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 بازه‌ی صفر تا ۱ تغییر کرده که هرچه به یک نزدیکتر، دقت مدل پایین‌تر و اگر نزدیک صفر باشد، بیانگر دقت بالای مدل است.

۳. بحث و نتایج

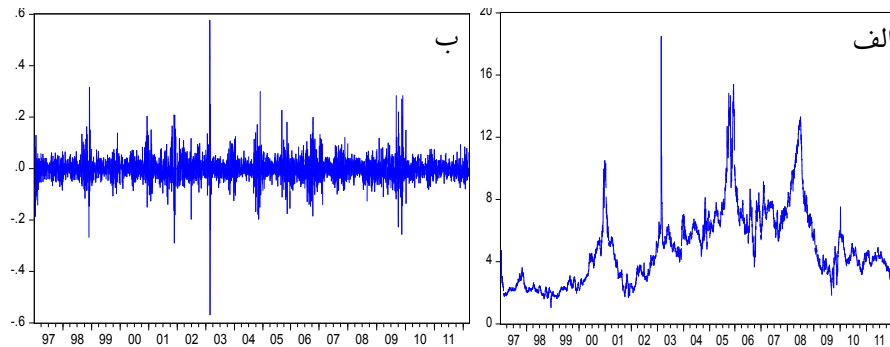
در این بخش، ابتدا مروری بر خصوصیات آماری قیمت‌های نقدی روزانه گاز طبیعی و نیز بازده لگاریتمی آن صورت گرفته سپس به محاسبه و تحلیل پارامترهای مورد نیاز جهت مدل حرکت هندسی براونی و در نهایت مدل‌سازی و پیش‌بینی قیمت پرداخته می‌شود.

۳-۱. تحلیل آماری تاریخی نقدی روزانه‌ی 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 ($\ln P_t$) و تفاضل لگاریتمی قیمت نقدی $D\ln P = (\ln(P_t/P_{t-1})) = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ یا همان بازده ناخالص^۱ 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

تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۲۷



شکل ۱. نمودار الف) قیمت (mmBtu/\$) و ب) تفاضل لگاریتمی قیمت نقدی روزانه گاز طبیعی از
۲۰۱۱/۱۲/۲۰ تا ۱۹۹۷/۰۱/۰۷

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^۱ و داده‌های لگاریتم قیمت دارای توزیع پهن‌تر از نرمال^۲ 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 مشاهده‌ی 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

1. Leptokurtic
2. Platykurtic

مدل بهره گرفته خواهد شد و بازده لگاریتمی به‌عنوان آماره‌ی اصلی در تحلیل‌ها مورد استفاده خواهد بود.

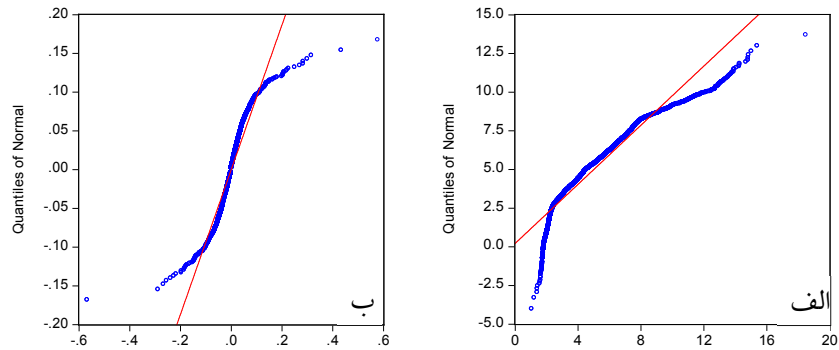
جدول ۱. خصوصیات آماری داده‌های قیمت، لگاریتم قیمت، تغییرات درصدی و تفاضل لگاریتمی قیمت نقدی روزانه گاز طبیعی

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

منبع: یافته‌های تحقیق

خاطر نشان می‌شود که فهم خصوصیات توزیع متغیرهای مورد بررسی، در مدل‌سازی هر گونه 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 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 فرضیه‌ی مشهور، بازده لگاریتمی قیمت انواع کالاهای انرژی معمولاً از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. اما این فرضیه‌ی نرمالیته 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. بنابراین، فرضیه‌ی صفر مبنی بر اینکه بازده لگاریتمی از توزیع نرمال تبعیت می‌کند را باید بطور جدی مورد آزمون قرار داد. در این خصوص، ابتدا نمودار Q-Q Plot جهت سری قیمت‌های گاز (۲-الف) و نیز بازده لگاریتمی (۲-ب) رسم می‌شود؛ ملاحظه می‌شود که مقادیر بالا و پایین موجود در دنباله‌ها از خط مرجعی که مطابق با توزیع نرمال است، منحرف گشته‌اند و بیانگر آن است که این توزیع‌ها نرمال نمی‌باشند.

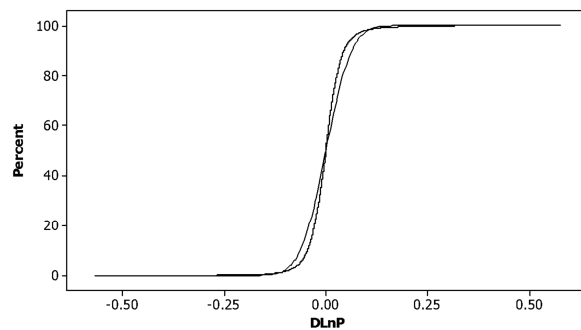
تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۲۹



شکل ۲. نمودار کوانتیل‌های الف) قیمت و ب) تفاضل لگاریتمی قیمت نقدی روزانه گاز طبیعی در بازه‌ی مطالعاتی

منبع: داده‌های تحقیق

در شکل ۳ نیز نمودار تابع توزیع احتمال تجمعی (c.d.f^۱) جهت بازده لگاریتمی در مقابل تابع توزیع احتمال تجمعی نرمال ارائه شده است. ملاحظه می‌شود که توزیع بازده لگاریتمی تقریباً دارای دنباله‌ی ضخیم می‌باشد، این مسئله را از مقدار شاخص کشیدگی نیز می‌توان استنباط کرد. همانگونه که ایدلندو ولی نیس^۲ (۲۰۰۳) بیان کرده‌اند، کشیدگی توزیع قیمت‌های انرژی از جمله دلایل اصلی نرمال نبودن آنها است اگرچه این مسئله در مورد چولگی نیز مصداق دارد.



شکل ۳. نمودار تابع توزیع تجمعی بازده لگاریتمی قیمت گاز در مقابل تابع توزیع تجمعی نرمال

^۱ . Cumulative Distribution Function

^۲ . Eydeland & Wolyniec

آزمون معروف جارک-برا^۱ (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، نتیجه‌ی آزمون کولموگروف-اسمیرنوف^۲ (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

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

منبع: یافته‌های تحقیق

از جدول فوق مشخص است که مقدار جارک-برا برای بازده لگاریتمی بسیار بالاست و مقادیر P-Value جهت KS مربوط به همه‌ی سری‌ها نیز از سطح اطمینان ۵٪ کمتر و دلیلی بر رد فرضیه‌ی نرمالیتی می‌باشند. لذا نتیجه می‌گیریم که بازده لگاریتمی قیمت نقدی روزانه گاز طبیعی دارای توزیع نرمال نمی‌باشد.

۲-۳. تخمین پارامترهای μ و σ به دو روش پیشرو و پسرو

همانطور که در بخش قبل ذکر شد، داده‌های تاریخی قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی متلاطم بوده و از این رو امکان تقسیم داده‌ها به چند زیردوره و نیز لحاظ مقیاس‌ها و بازه‌های مختلف زمانی وجود دارد. شکل ۱ نیز نشان می‌دهد که بازده لگاریتمی قیمت‌ها پایدارتر از خود قیمت‌ها هستند. از این رو، در این بخش سعی شده تا مقادیر پارامترهای μ و σ به‌عنوان دو پارامتر اصلی مورد نیاز جهت مدل GBM در بازه‌ها و زیردوره‌های مختلف زمانی داده‌های مورد مطالعه (۲۰۱۲-۱۹۹۷) به دو روش پیشرو و پسرو تخمین زده شوند. قیمت بسیاری از کالاها

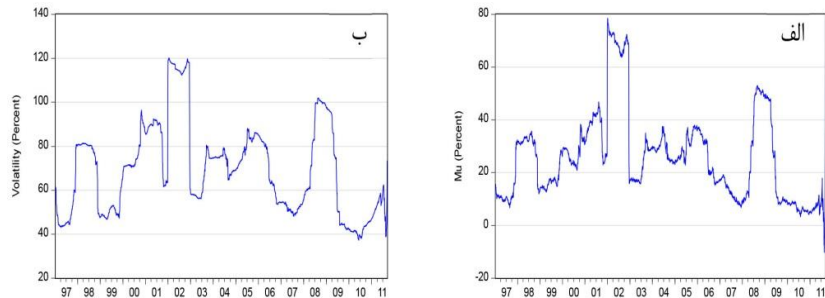
^۱ . Jarque-Bera

^۲ . Kolmogorov-Smirnov

تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۳۱

مانند گاز طبیعی گرایش به تلاطم دارد و خود تلاطم نیز در طول زمان تغییر می‌کند (پندایک^۱، ۲۰۰۴). تلاطم، وجه مشخصه‌ی ثابت یک کالای انرژی است و به‌صورت درصد سالیانه بیان گشته و بیانگر پایداری قیمت کالا است. شایع‌ترین روش مورد استفاده در محاسبه‌ی تلاطم قیمت کالاهای انرژی عبارت از انحراف استاندارد بازده قیمت است. این روش نسبتاً استاندارد است. لذا پس از محاسبه‌ی تلاطم باید به این موضوع پرداخت که آیا درست است تنها از یک مجموعه داده‌ی سری زمانی جهت محاسبه‌ی این پارامترها استفاده شود؟ در بخش بعد به این سؤال پاسخ داده خواهد شد.

۳-۲-۱. تخمین پارامترهای μ و σ به روش پیشرو به کمک داده‌های گروهی با اندازه ثابت
منظور از اندازه‌ی گروه، عبارت از داده‌های قیمتی پیوسته است که در محاسبه‌ی پارامترهای مدل GBM از آنها استفاده می‌شود. یکی از گروه‌های قیمتی با اندازه‌ی ثابت، گروه ۲۵۲ روزه (سال تجاری) می‌باشد. به عبارت دیگر، پارامترها اولین بار با استفاده از اولین ۲۵۲ داده‌ی قیمتی پیوسته‌ی روزانه در بازه‌ی مورد مطالعه (۱۹۹۷/۰۱/۰۷ تا ۲۰۱۲/۰۳/۲۰) و سپس به کمک دومین ۲۵۲ داده که از ۱۹۹۷/۰۱/۰۸ شروع شده، و بهمین ترتیب الی آخر، محاسبه می‌شوند. بدین ترتیب، تغییرات و روند موجود در پارامترها در گذشته به حساب آمده و می‌توان آن را تحلیل کرد.



شکل ۴. مقادیر μ و σ محاسبه شده در دوره‌ی مورد مطالعه (اندازه گروه=۲۵۲ روز)

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل (۴-الف) نشان می‌دهد که در طول ۱۵ سال گذشته، مقدار μ در حول و حوش ۲۷٪ پیوسته در نوسان بوده و حداکثر و حداقل مقدار آن نیز به ترتیب ۷۸٪ و ۲۰٪ می‌باشد؛ در شکل (۴-ب)

^۱. Pindyck

ب) نیز مشخص است که مقادیر σ در طول سه سال آخر دوره‌ی مورد مطالعه نسبت به شش سال قبل از آن کمتر بوده و بازه‌ی تغییرات آن در کل دوره بین ۱۴٪ تا ۱۲۰٪ در نوسان بود. بیشترین میزان آن نیز در نتیجه‌ی بروز جبهه‌ی هوای سرد در فوریه‌ی ۲۰۰۳ رخ داد. جدول ۳، به ارائه‌ی خصوصیات آماری دو پارامتر فوق می‌پردازد.

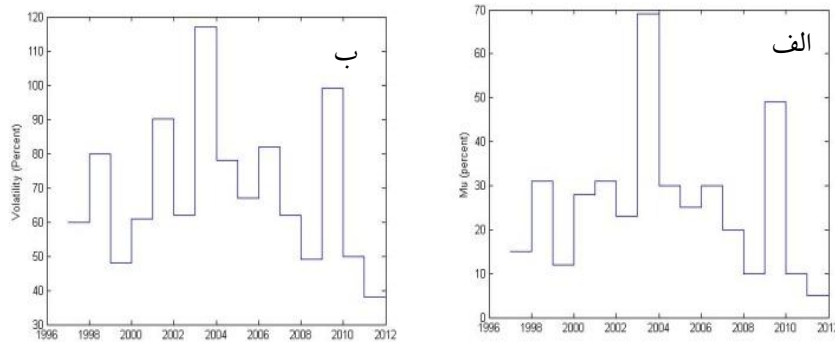
جدول ۳. خصوصیات آماری پارامترهای μ و σ در دوره‌ی مورد مطالعه (اندازه گروه = ۲۵۲ روز)

	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
σ	٪۲۷/۳۴	۰/۲۵۷۰	٪۷۸/۵۳	٪-۱/۷۹	۰/۱۶۲۰	۱/۱۲۲۱	۱/۰۲۰۶
μ	٪۷۰/۶۶	۰/۷۱۱۱	٪۱۲۰/۲۰	٪۱۳/۹۴	۰/۲۰۵۷	۰/۴۸۴۷	-۰/۳۵۷۵

منبع: یافته‌های تحقیق

۲-۲-۳. تخمین پارامترهای μ و σ به روش پیشرو به کمک داده‌های هر سال و زیر دوره‌های مختلف

مقادیر پارامترهای μ و σ را همچنین می‌توان با استفاده از داده‌های تاریخی روزانه‌ی قیمت‌های نقدی گاز طبیعی از ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۲، برای هر سال بطور مجزا محاسبه نمود. شکل ۵، مقادیر μ و σ محاسبه شده برای هر سال و نیز چگونگی تغییرات آنها را از سالی به سال دیگر نشان می‌دهد.



شکل ۵. مقادیر μ و σ محاسبه شده جهت داده‌های هر سال دوره‌ی مورد مطالعه

منبع: یافته‌های تحقیق

تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۳۳

با توجه به نتایج جدول ۴، میانگین تغییرات μ در سال‌های مورد مطالعه، تقریباً ۲۶٪ است که تا حدودی مشابه میزان حاصل از داده‌ای گروهی ثابت در بخش قبل می‌باشد و مقادیر حداکثر و حداقل آن نیز به ترتیب، ۷۰٪ و ۵٪ بوده و میانگین تغییرات تلاطم نیز در این دوره تقریباً ۶۹٪ و مقادیر حداکثر و حداقل به ترتیب، ۱۱۷٪ و ۳۹٪ می‌باشد. ملاحظه می‌گردد که مقدار تلاطم حاصله نیز مشابه نتیجه‌ی قبلی است.

جدول ۴. خصوصیات آماری پارامترهای μ و σ جهت داده‌های هر سال دوره‌ی مورد مطالعه (روش پیشرو)

میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
μ	۰/۲۴	٪۶۹/۹۰	٪۵/۳۷	۰/۱۶	۱/۴۳	۲/۶۸
σ	۰/۶۲	٪۱۱۷/۰۲	٪۳۸/۸۹	۰/۲۱	۰/۸۲	۰/۲۴

منبع: یافته‌های تحقیق

بعلاوه، مقادیر پارامترهای μ و σ برای زیردوره‌های ۱۹۹۷-۲۰۰۰، ۲۰۰۱-۲۰۰۴، ۲۰۰۵-۲۰۰۸ و ۲۰۰۹-۲۰۱۲ و کل دوره‌ی مطالعاتی ۱۹۹۷-۲۰۱۲ نیز بررسی شد (جدول ۵)؛ ملاحظه می‌شود مقادیر تلاطم و μ در زیردوره‌ی ۲۰۰۴-۲۰۰۱ دارای بیشترین مقدار و پس از آن میزان تلاطم در کل دوره دارای بیشترین مقدار است. جهش قیمتی ایجاد شده در زمستان ۲۰۰۱-۲۰۰۰ که در پی عوامل فیزیکی بازار پدید آمد و قیمت‌ها به ۱۰/۴۸ دلار بر هر میلیون بی‌تی‌یو رسید و نیز جهش ایجاد شده در فوریه‌ی ۲۰۰۳، که در نتیجه‌ی نیروهای بازار و بویژه در اثر بروز یک جبهه‌ی سرد هوا ایجاد شد و به دلیل کم شدن تولید چاههای موجود در منطقه‌ی میان‌قاره‌ای که بدنبال آن تقاضا افزایش و عرضه کاهش یافت، و قیمت‌های نقدی به اوج خود برابر با ۱۸/۴۸ دلار بر هر میلیون بی‌تی‌یو رسید، از جمله دلایل بالا بودن میزان تلاطم در زیردوره‌ی ۲۰۰۴-۲۰۰۱ می‌باشد (روسر^۱، ۲۰۰۹).

جدول ۵. مقادیر پارامترهای μ و σ جهت زیر دوره‌های مورد مطالعه و کل دوره (روش پیشرو)

	۱۹۹۷-۲۰۰۰	۲۰۰۱-۲۰۰۴	۲۰۰۵-۲۰۰۸	۲۰۰۹-۲۰۱۲	۱۹۹۷-۲۰۱۲
μ	٪۲۲/۰۳	٪۳۸/۹۹	٪۲۱/۸۳	٪۲۰/۹۳	٪۲۶/۱۹
σ	٪۶۳/۹۴	٪۸۹/۲۹	٪۶۶/۲۳	٪۶۷/۵۰	٪۷۲/۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۲-۳. تخمین و مقایسه‌ی پارامترهای μ ، σ در مقیاس‌های مختلف روزانه، هفتگی و ماهانه به روش پسرو

محاسبه‌ی تلاطم قیمت داده‌های قیمت نقدی گاز طبیعی در بازه‌های زمانی روزانه، هفتگی و ماهانه، به کمک مقادیر قیمت ۱ تا ۱۵۰ روز، هفته و ماه پیش صورت گرفته و نتایج حاصله در جدول ۶ نشان داده شده است؛ مقیاس‌های مذکور با توجه به طول مدت قراردادهای مورد مبادله در بازار نقدی و نیز لحاظ آثار میان مدت و دوره‌ای در این بازار در نظر گرفته شده‌اند. ملاحظه می‌شود که با افزایش مقیاس‌های زمانی از ۱ روزه به ۱۵۰ روزه، میانگین تلاطم داده‌های روزانه افزایش، مقدار حداکثر آن کاهش و مقدار حداقل آن افزایش می‌یابد. میانگین تلاطم داده‌های هفتگی با افزایش مقیاس زمانی از یک هفته تا ۱۵۰ هفته بتدریج افزایش یافته و میزان حداکثر و حداقل آن نیز به ترتیب کاهش و افزایش یافته است. همچنین، در بازه‌ی زمانی ماهانه نیز روند مشابهی وجود دارد. لازم به ذکر است؛ مقادیر حاصله جهت مقیاس ۲۵۲ روز، هفته و ماه بر اساس نتایج حاصل از مقیاس‌های ۱ روز، هفته و ماه بدست آمده که مقادیر تلاطم این مقیاس‌ها به ترتیب بر جذر اعداد ۲۵۲، ۵۲ و ۱۲ تقسیم شده‌اند و مقادیر میانگین تلاطم حاصله در مقیاس ۲۵۲ جهت بازه‌های روزانه، هفتگی، ماهانه و سالانه افزایش یافته است. مقادیر μ محاسبه شده نیز تقریباً الگوی مشابهی را در بین مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. قابل ذکر است که سطح متوسط تلاطم در مقیاس روزانه بیشتر از هفتگی و در هفتگی بیشتر از ماهانه می‌باشد، یعنی با افزایش طول مدت بازه‌ی زمانی، مقادیر تلاطم و μ کاهش می‌یابد. همچنین، می‌توان دریافت که مقادیر تلاطم و μ کاملاً وابسته به دوره یا مقیاس موردنظر است.

۴-۲-۳. تخمین و مقایسه‌ی پارامترهای μ ، σ جهت داده‌های روزانه در زیردوره‌های مختلف به روش پسر و

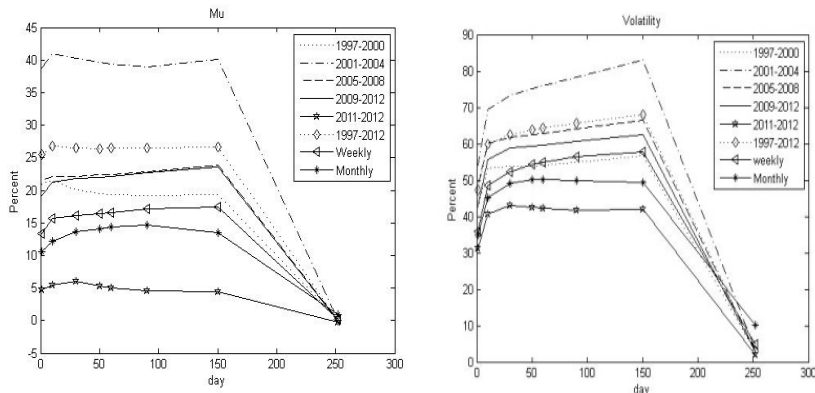
در این بخش، داده‌های مورد مطالعه در زیر دوره‌های ۱۹۹۷-۲۰۰۰، ۲۰۰۱-۲۰۰۴، ۲۰۰۵-۲۰۰۸ و ۲۰۰۹-۲۰۱۲ و برای هر زیردوره مقیاس‌های ۱ تا ۱۵۰ روزه (به دلیل اینکه این پژوهش بدنبال بررسی و پیش‌بینی قیمت‌های روزانه است) و نیز مقیاس سالانه لحاظ شده است. بعلاوه، بمنظور بررسی و تعیین دقیق‌تر مقادیر تلاطم و ^{۱۱} اخیرترین دوره نیز که ۲۰۱۱-۲۰۱۲ بوده، نیز در نظر گرفته شده است. مقادیر حاصله با مقادیر بدست آمده در کل دوره ۱۹۹۷-۲۰۱۲ مورد مقایسه قرار گرفته‌اند که می‌توان در شکل ۶ مشاهده نمود.

جدول ۶. خصوصیات آماری پارامترهای μ و σ در مقیاس‌های مختلف روزانه، هفتگی و ماهانه

زمان	مقیاس	μ			تلاطم		
		میانگین	حداکثر	حداقل	میانگین	حداکثر	حداقل
روزانه	۱	%۲۵/۴۴	%۶۲۱۳/۵۶	%-۲۹۱/۹۴	%۴۷/۲۱	%۱۱۲۴/۳۲	%۰/۰۰
	۱۰	%۲۶/۷۴	%۱۴۶۵/۷۵	%-۵۴/۸۴	%۵۹/۹۲	%۵۳۴/۷۰	%۰/۰۰
	۳۰	%۲۶/۴۵	%۴۸۶/۰۲	%-۱۶/۸۶	%۶۲/۵۳	%۳۰۵/۹۸	%۲۰/۶۶
	۵۰	%۲۶/۴۲	%۲۹۵/۴۲	%-۷/۶۸	%۶۳/۷۳	%۲۴۰/۶۹	%۲۷/۸۴
	۶۰	%۲۶/۴۴	%۲۵۱/۸۲	%-۳/۶۹	%۶۴/۲۷	%۲۱۹/۹۵	%۲۸/۷۷
	۹۰	%۲۶/۴۹	%۱۷۰/۸۲	%-۱/۴۰	%۶۵/۶۹	%۱۸۱/۱۳	%۳۱/۲۶
	۱۵۰	%۲۶/۷۲	%۱۱۲/۹۷	%۱/۱۶	%۶۸/۰۶	%۱۴۵/۰۴	%۳۲/۴۶
	۲۵۲	%۰/۰۹	%۵۱/۰۲	%-۳۶/۲۴	%۲/۹۷	%۷۰/۸۳	%۰/۰۰
هفتگی	۱	%۱۳/۳۷	%۱۵۸۱/۴۸	%-۲۲۰/۷۴	%۳۵/۹۲	%۵۸۴/۷۸	%۰/۰۵
	۱۰	%۱۵/۷۵	%۲۱۵/۴۱	%-۳۴/۴۰	%۴۸/۶۵	%۲۰۳/۴۵	%۱۰/۲۱
	۳۰	%۱۶/۱۱	%۸۵/۲۰	%-۱۷/۹۸	%۵۲/۳۴	%۱۱۸/۵۹	%۲۳/۷۳
	۵۰	%۱۶/۴۲	%۵۴/۰۵	%-۱۱/۱۳	%۵۴/۳۵	%۹۷/۵۲	%۲۹/۳۶
	۶۰	%۱۶/۶۰	%۴۸/۹۰	%-۸/۸۳	%۵۴/۹۳	%۹۰/۴۹	%۲۹/۸۵
	۹۰	%۱۷/۱۲	%۴۰/۵۴	%-۰/۴۴	%۵۶/۵۶	%۸۲/۶۳	%۳۱/۷۸
	۱۵۰	%۱۷/۵۰	%۲۹/۷۳	%۵/۸۰	%۵۷/۶۷	%۷۳/۲۶	%۴۶/۵۱
	۲۵۲	%۰/۱۹	%۴۳/۲۲	%-۳۴/۶۳	%۴/۹۸	%۷۶/۱۰	%۰/۰۱
ماهانه	۱	%۱۰/۶۳	%۱۶۲/۵۳	%-۷۴/۰۳	%۳۴/۸۶	%۱۵۷/۵۵	%۰/۲۹
	۱۰	%۱۲/۱۶	%۵۴/۷۱	%-۴۱/۵۶	%۴۵/۱۴	%۸۰/۱۹	%۱۶/۸۱
	۳۰	%۱۳/۶۷	%۲۶/۳۶	%-۳/۹۵	%۴۹/۱۱	%۶۳/۸۴	%۳۴/۹۴
	۵۰	%۱۴/۱۰	%۲۳/۶۴	%۱/۸۷	%۵۰/۱۰	%۵۵/۳۱	%۴۲/۰۶
	۶۰	%۱۴/۳۵	%۲۱/۳۴	%۱/۴۷	%۵۰/۲۱	%۵۴/۱۴	%۴۰/۴۳
	۹۰	%۱۴/۶۴	%۱۸/۹۵	%۸/۲۱	%۵۰/۰۰	%۵۴/۰۲	%۴۶/۲۶
	۱۵۰	%۱۳/۵۰	%۱۴/۶۵	%۱۱/۷۸	%۴۹/۳۶	%۴۹/۹۵	%۴۷/۹۲
	۲۵۲	%۰/۸۷	%۳۲/۲۴	%-۲۷/۱۲	%۱۰/۰۶	%۴۵/۴۸	%۰/۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۳۷



شکل ۶. مقادیر μ و σ در زیر دوره‌های مختلف

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی بهتر، مقادیر پارامترهای مورد بررسی به روش پسر رو در کلیه‌ی دوره‌ها و مقیاس‌های محاسبه شده را می‌توان در شکل ۶ ملاحظه کرد. با توجه به این شکل، مقادیر تلاطم و μ در زیر دوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۴ دارای بالاترین (بنا به دلایلی که قبلاً ذکر شد) و در جدیدترین دوره یعنی ۲۰۱۱-۲۰۱۲ دارای کمترین مقادیر هستند. همچنین ملاحظه می‌شود که مقادیر هر دو پارامتر در مقیاس‌های محاسبه شده در هر زیر دوره تا مقیاس‌های ۹۰ و نیز ۱۵۰، بطور ملایمی افزایش یافته که بیانگر آثار دوره‌ای و فصلی می‌باشد، اما متوسط مقیاس سالانه کاهش چشمگیری داشته و از اینرو این مقیاس جهت بررسی پارامترها مناسب نبوده و نوسانات را بخوبی منعکس نمی‌کنند. بعلاوه، میزان پارامترهای محاسبه شده جهت داده‌های هفتگی و روزانه نیز بالاتر از مقادیر زیر دوره‌ی اخیر (۲۰۱۱-۲۰۱۲) بوده و در مقیاس‌های ۱ تا ۹۰ و نیز ۱۵۰ دارای روندی مشابه با زیر دوره‌های انتخابی هستند.

جدول ۷. متوسط پارامترهای μ ، σ در کلیه‌ی زیر دوره‌ها و مقیاس‌ها

روش	زیر دوره	σ	μ	روش	زیر دوره	σ	μ
پیشرو	داده‌های ثابت (۲۵۲)	%۷۰/۶۶	%۲۷/۳۴	پسرو	۱۹۹۷-۲۰۰۰	%۴۶/۴۳	%۱۷/۴۹
	داده‌های هر سال	%۶۸/۶۷	%۲۵/۶۴		۲۰۰۱-۲۰۰۴	%۶۴/۰۲	%۳۴/۷۵
	۱۹۹۷-۲۰۰۰	%۶۳/۹۴	%۲۲/۰۳		۲۰۰۵-۲۰۰۸	%۵۳/۶۰	%۱۹/۶۸
	۲۰۰۱-۲۰۰۴	%۸۹/۲۹	%۳۸/۹۹		۲۰۰۹-۲۰۱۲	%۵۰/۳۴	%۱۹/۰۹
	۲۰۰۵-۲۰۰۸	%۶۶/۲۳	%۲۱/۸۳		۲۰۱۱-۲۰۱۲	%۳۵/۶۰	%۴/۴۲
	۲۰۰۹-۲۰۱۲	%۶۷/۵۰	%۲۰/۹۳		روزانه ۱۹۹۷-۲۰۱۲	%۵۴/۳۰	%۲۳/۱۰
	۱۹۹۷-۲۰۱۲	%۷۲/۷۰	%۲۶/۱۹		هفتگی ۱۹۹۷-۲۰۱۲	%۴۵/۶۸	%۱۴/۱۳
					ماهانه ۱۹۹۷-۲۰۱۲	%۴۲/۳۶	%۱۱/۷۴

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مربوط به مقادیر متوسط پارامترهای محاسباتی به دو روش پیش‌رو و پس‌رو در کلیه‌ی زیر دوره‌های مورد بررسی را می‌توان در جدول ۷ بطور خلاصه مشاهده کرد. نتایج حاکی از آن است که در روش پس‌رو مقادیر تلاطم بطور متوسط بین %۳۵/۶۰ تا %۶۴/۰۲ و مقادیر μ نیز در این روش بین %۴/۴۲ تا %۳۴/۷۵ گسترده شده است. ملاحظه می‌گردد که این مقادیر در مقایسه با نتایج روش پیش‌رو در سطح پایین‌تری واقع شده‌اند.

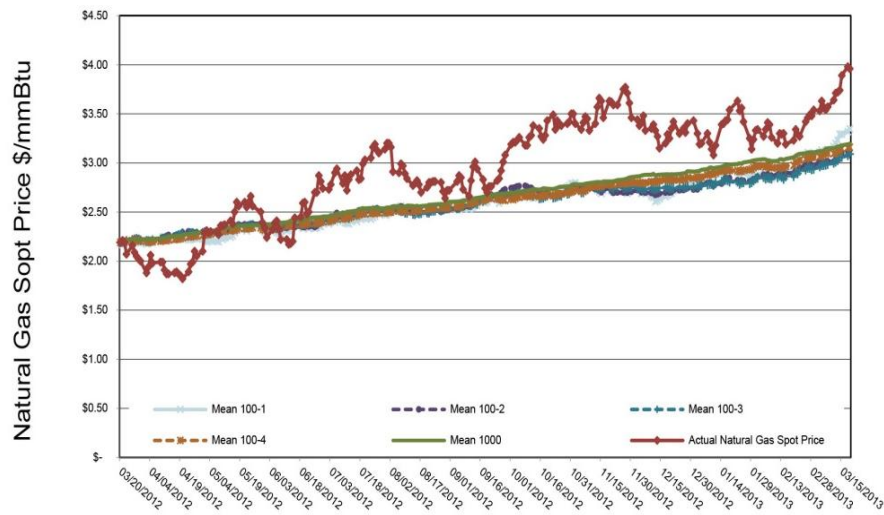
۳-۳. پیش‌بینی قیمت‌های نقدی روزانه گاز طبیعی به کمک مدل GBM

در بخش قبل، به کمک روش‌های متعدد، پارامترهای مدل GBM مورد محاسبه و تحلیل قرار گرفتند. نتایج نشان داد که پارامترهای مورد نظر را می‌توان به کمک زیر دوره‌های متعددی از دوره زمانی مورد بررسی، محاسبه کرد. اما اینکه پارامترهای کدام مورد را می‌توان مبنای اجرای مدل پیش‌بینی قیمت قرار داد. باید مورد بررسی قرار گیرد. همچنین به کمک شبیه‌سازی مونت کارلو در قالب رابطه‌ی (۳۴)، بمنظور تعیین توزیع قیمت در دوره‌ی $t + \Delta t$ ، برای هر زیر دوره و نیز هر مقیاس مورد بررسی، حدود ۱۰۰۰ اجرای تصادفی انجام شد. لازم به ذکر است در ابتدا براساس پیشنهاد (لایینگ^۱، ۲۰۰۶)

1. Liying

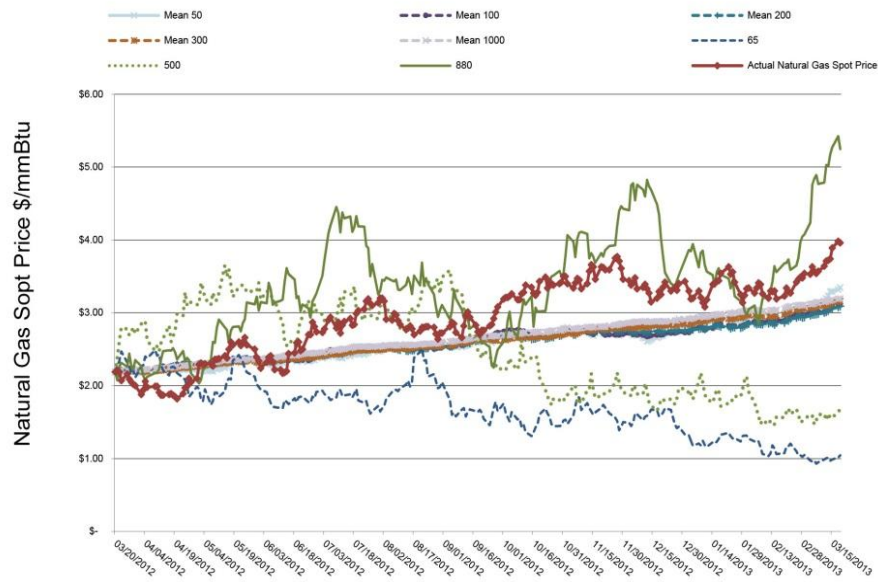
تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۳۹

۱۰۰ اجرا مدنظر قرار گرفت. اما همانطور که در شکل ۷ مشخص شده، اگر اجراهای مجزایی برای هر ۱۰۰ اجرای تصادفی داشته باشیم، نتایج نشان می‌دهد که دامنه تغییرات مقادیر پیش بینی زیاده بوده و به تصادف در برخی اجراها، پیش بینی‌ها به مقادیر واقعی نزدیک و در برخی مواقع نیز تفاوت قابل توجهی بین مقادیر پیش بینی و واقعی وجود دارد. لذا نسبت به تغییر تعداد اجراها به بیشتر از ۱۰۰ اجرا اقدام شد و همانطور که در شکل ۸ مشاهده می‌شود با افزایش تعداد اجراها، اگرچه دامنه نوسانات مقادیر پیش بینی کاهش پیدا کرده، اما شیب خط پیش بینی به شیب خط مقادیر واقعی بسیار نزدیک است. این 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 و کلیه نتایج ارائه شده از این به بعد براساس ۱۰۰۰ اجرا می‌باشد.



شکل ۷. اثر تعداد ۱۰۰ اجرای مجزا بر مقادیر پیش بینی و مقایسه آن با ۱۰۰۰ اجرا و مقادیر واقعی

منبع: یافته‌های تحقیق



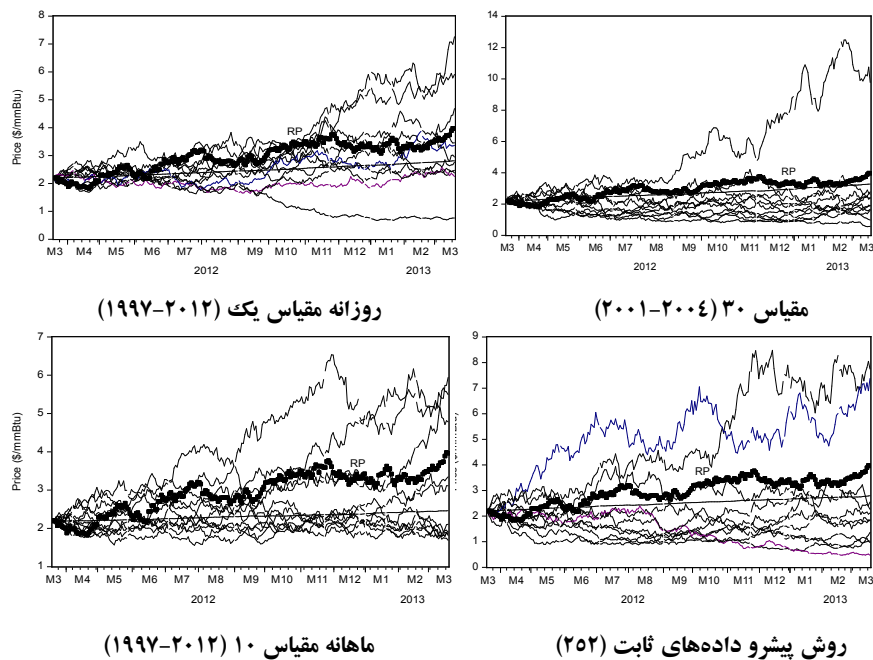
شکل ۸ اثر تک اجراهای تصادفی و تعداد اجرای مختلف بر مقادیر پیش بینی و مقایسه آنها با مقادیر واقعی

منبع: یافته‌های تحقیق

بنابراین به منظور تعیین بهترین مقادیر پارامترهای محاسباتی μ و σ در پیش بینی قیمت‌ها، در وهله‌ی نخست برای کلیه‌ی زیر دوره‌های مورد بررسی در جدول ۷ از هر دو روش پیش رو و پس رو، و همچنین کلیه‌ی مقیاس‌های ۱ تا ۱۵۰ در زیر دوره‌ها با توجه به پارامترهای μ و σ که در مرحله‌ی قبل بدست آمدند مدل مذکور اجرا شد و به پیش‌بینی قیمت از ۲۰۱۲/۰۳/۲۱ تا ۲۵۲ روز بعد (سال مالی) یعنی ۲۰۱۳/۰۳/۱۹ پرداخته شد؛ در هر مورد به جهت اطمینان بیشتر، ۱۰۰۰ اجرای تصادفی و بعلاوه یک سری که معادل میانگین ۱۰۰۰ اجرا بود، در نظر گرفته شد که به پیش‌بینی قیمت در قالب مدل GBM در بازه‌ی فوق تا ۲۵۲ روز بعد می‌پردازند؛ نمودارهای پیش‌بینی قیمت روزانه توسط مدل مذکور جهت ۱۱ سری تصادفی و میانگین ۱۰۰۰ سری تصادفی اجرا شده و نیز سری زمانی قیمت‌های

تخمین قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی با استفاده ... □ ۴۱

واقعی برای ۴ زیر دوره نیز به‌طور نمونه در شکل ۹، قابل مشاهده است. نمودار سری پرنرنگ بیانگر سری داده‌های واقعی اند که در شکل با RP مشخص شده است.



شکل ۹. پیش‌بینی قیمت گاز به کمک مدل GBM جهت مقادیر μ و σ ، در زیر دوره‌های مختلف بطور نمونه

RP: منظور همان سری قیمت‌های واقعی است.

منبع: طیفانه‌های تحقیق

با توجه به شکل ۹، مشخص است که به لحاظ وجود زیردوره‌های مختلف و نیز مقیاس‌های متفاوت هر یک و بعلاوه دو روش پیش‌رو و پس‌رو، و همچنین انجام ۱۰۰۰ اجرا برای هر یک، انتخاب بهترین پارامترها، از این رو مدل مربوطه، دشوار است؛ لذا سعی شد با لحاظ معیارهای ارزیابی عملکرد سه‌گانه‌ی ضریب تایلر، RMSE و نش-ساتکلیف به بررسی سری‌های تصادفی در زیردوره‌ها پرداخته شود. معیارها حاکی از آن است که الگوی یکنواختی در بین این سری‌ها موجود نیست و در زیردوره‌های مختلف، سری‌های مختلف

دارای عملکرد متفاوتی هستند. بنابراین، به منظور رفع این مسئله برای هر زیر دوره یا مقیاس یا روش مطالعاتی، سری میانگین پیش‌بینی قیمت از ۱۰۰۰ اجرای مربوطه محاسبه شده و سپس معیارهای ارزیابی در هر مورد محاسبه شد که در جداول ۸ و ۹ ذیلاً قابل مشاهده است:

جدول ۸. مقادیر ارزیابی عملکرد پیش‌بینی جهت روش پسر و

	۲۰۰۰-۱۹۹۷	۲۰۰۴-۲۰۰۱	۲۰۰۸-۲۰۰۵	۲۰۱۲-۲۰۰۹	۲۰۱۲-۲۰۱۱	۲۰۱۲-روزانه	۲۰۱۲-هفتگی	۲۰۱۲-ماهانه
نش-ساتکلیف	-۰/۴۱	۰/۵۵	-۰/۳۳	-۰/۲۹	-۱/۶۵	-۰/۱۶	-۰/۷۳	-۰/۸۵
تایل	۰/۱۱	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۶	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۱۳
جذر میانگین مربعات خطا	۰/۶۲	۰/۳۵	۰/۶۰	۰/۵۹	۰/۸۵	۰/۵۶	۰/۶۹	۰/۷۱
مقیاس	۳۰	۵۰	۱۰	۹۰	۱	۶۰	۹۰	۹۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول فوق، مشخص است که بهترین مقادیر عملکرد در روش پسر و مربوط به داده‌های سال ۲۰۰۱-۲۰۰۴ و سپس به ترتیب مقادیر روزانه ۱۹۹۷-۲۰۱۲، زیر دوره‌های ۲۰۰۹-۲۰۱۲، ۲۰۰۵-۲۰۰۸، ۱۹۹۷-۲۰۰۰، مقادیر هفتگی ۱۹۹۷-۲۰۱۲، ماهانه ۱۹۹۷-۲۰۱۲ و در نهایت ۲۰۱۲-۲۰۱۱ هستند. لذا برخلاف تصور عمومی تنها نباید به داده‌های دوره‌های اخیر نیز در محاسبه‌ی پارامترهای اصلی مدل GBM تکیه کرد.

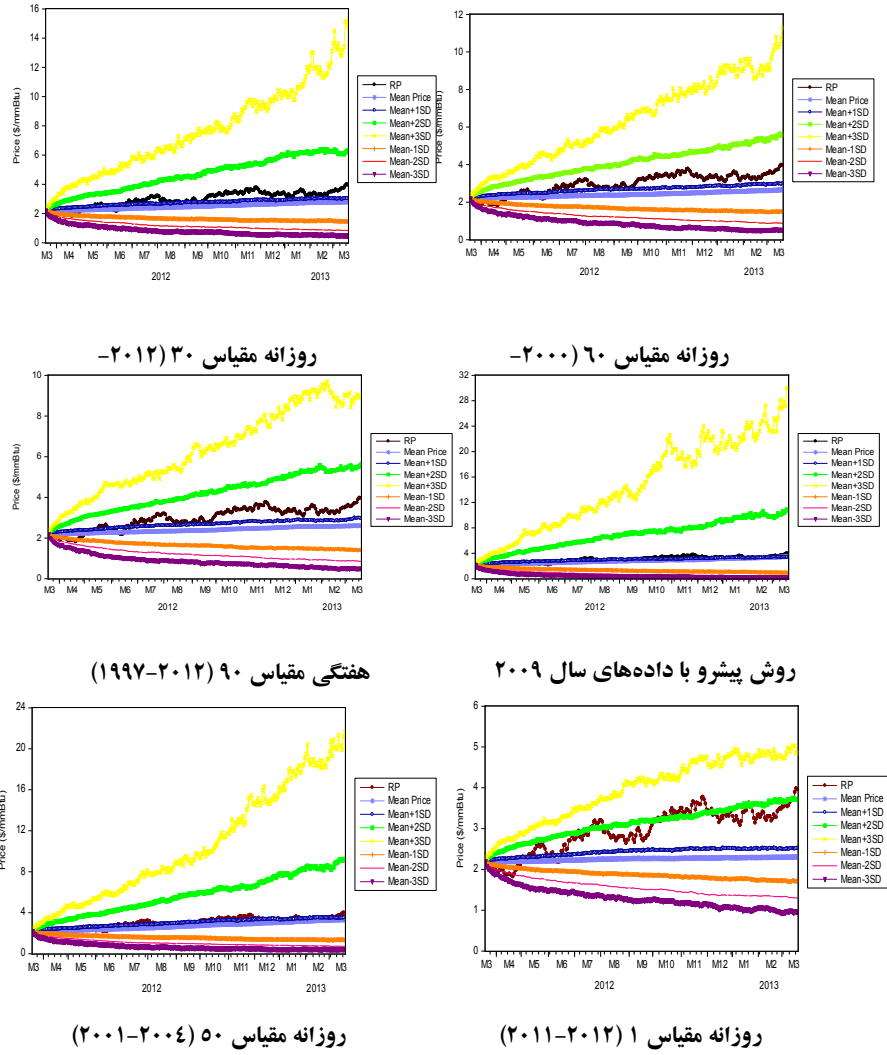
جدول ۹. مقادیر ارزیابی عملکرد پیش‌بینی جهت روش پیشرو

۲۰۰۹	متوسط کل داده‌های ثابت (۲۵۲)	۲۰۰۰-۱۹۹۷	۲۰۰۴-۲۰۰۱	۲۰۰۸-۲۰۰۵	۲۰۱۲-۲۰۰۹	۱۹۹۷-۲۰۱۲
نش-ساتکلیف	۰/۶۶	-۰/۲۵	-۰/۳۴	۰/۱۷	-۰/۵۷	-۰/۸۱
تایل	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۱۳
جذر میانگین مربعات خطا	۰/۳۱	۰/۵۵	۰/۵۸	۰/۶۰	۰/۴۸	۰/۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر عملکردهای حاصل از روش پیش‌رو در جدول ۹ نشان می‌دهد که بطور مشخص داده‌های سال ۲۰۰۹ و سپس در زیر دوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۴ بهترین معیار عملکرد را

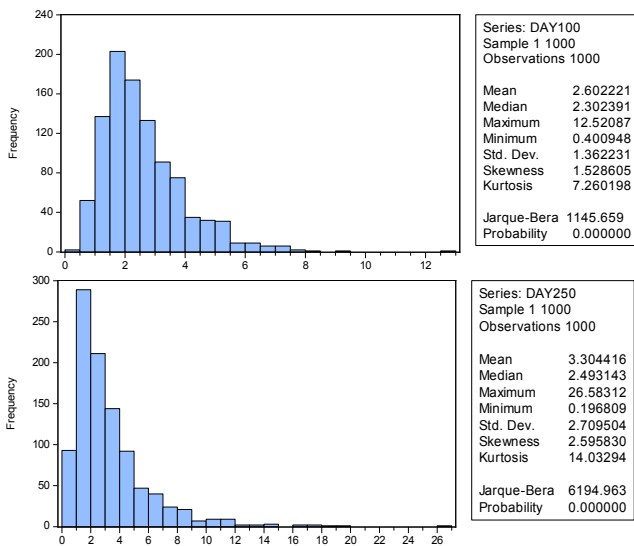
دارا هستند. مقایسه بین دو روش پس‌رو و پیش‌رو حاکی از آن است که روش پیش‌رو و بطور مشخص سال ۲۰۰۹ و سپس زیر دوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۴ در روش پس‌رو و در نهایت ۲۰۰۱-۲۰۰۴ در روش پیش‌رو می‌تواند به عنوان مبنایی جهت محاسبه‌ی مقادیر پارامترهای اصلی مدل مورد استفاده قرار گیرند. به‌منظور تأیید این مدعا سعی شد تا در سری‌های تصادفی پیش‌بینی قیمت با توجه به پارامترهای محاسباتی μ و σ مربوط به زیردوره‌های مورد بررسی در هر دو روش پیش‌رو و پس‌رو، ابتدا فواصل اطمینان μ و σ ، محاسبه شده تا نحوه‌ی قرارگیری سری قیمت‌های واقعی در دوره‌ی مورد پیش‌بینی در بین این فواصل، بهتر قابل مشاهده باشد. نتایج حاکی از آن است که در همه‌ی این سری‌ها، به‌جز سری مبتنی بر سال ۲۰۰۹ از روش پیش‌رو و تا حدودی سری مبتنی بر داده‌های زیردوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۴ در روش پس‌رو، در بقیه‌ی پیش‌بینی‌های صورت گرفته، سری داده‌های واقعی در بین فاصله اطمینان $(\sigma^2/2)$ واقع شده است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدل بدست آمده بر اساس پارامترهای این دو زیردوره دارای بهترین مقادیر پیش‌بینی و بهترین معیارهای عملکرد هستند (شکل ۱۰).



شکل ۱۰. قیمت‌های واقعی در مقابل پیش‌بینی شده در فواصل اطمینان متفاوت به کمک پارامترهای دوره‌های مختلف

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر تلاطم محاسبه شده از هر دو روش فوق و در بازه‌های مختلف زمانی و نیز معیارهای ارزیابی عملکرد مربوطه، بیانگر آن است که زیردوره‌ها یا مقیاس‌هایی که دارای تلاطم بالاتری هستند، بالنسبه از معیارهای ارزیابی بهتری نیز برخوردارند و از این رو بهتر می‌توان از آنها در پیش‌بینی قیمت‌ها در قالب مدل GBM بهره گرفت. همچنین، در پیش‌بینی قیمت‌ها در قالب مدل مذکور همواره باید به محاسبه‌ی مقادیر مختلف تلاطم در بازه‌های مختلف تاریخی پرداخت و با در نظر گرفتن مقادیر ارزیابی مدل، نسبت به انتخاب بهترین پارامترها در مدل به پیش‌بینی قیمت‌ها پرداخت. بعلاوه، باید توجه داشت که پس از تعیین بهترین زیر دوره جهت تخمین پارامترهای μ و σ ، به کمک ۱۰۰۰ اجرای تصادفی انجام شده در پیش‌بینی قیمت‌ها جهت ۲۵۲ روز آتی، این امکان وجود دارد که برای هر یک از ۲۵۲ روز بعد که مدنظر است، نمودار هیستوگرام قیمتی را بدست آورد و براساس آن نسبت به انعقاد قرارداد در روز مورد نظر تصمیم‌گیری کرد. در قسمت بعد، (شکل ۱۱) خصوصیات آماری و هیستوگرام دو روز انتخابی ۱۰۰ و ۲۵۰ که معادل ۲۰۱۲/۰۸/۰۹ و ۲۰۱۳/۰۳/۱۵ هستند، ارائه شده‌اند که می‌توان ملاحظه کرد مانند خصوصیات آماری داده‌های قیمتی در جدول ۱، در اینجا نیز نمودار حاصله چوله به راست و دارای کشیدگی مازاد و ازاینرو توزیع غیرنرمال است.



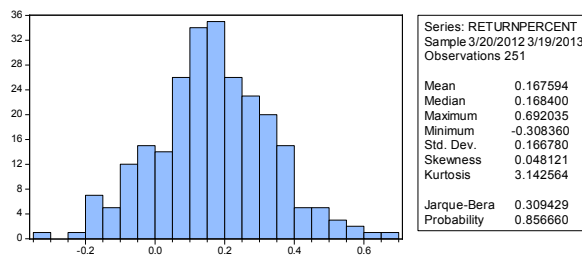
۱۰۰ روز بعد

۲۵۰ روز بعد

شکل ۱۱. توزیع قیمت‌های پیش‌بینی شده در روزهای ۱۰۰ و ۲۵۰ آتی

منبع: یافته‌های تحقیق

حرکت هندسی براونی بر این امر دلالت دارد که بازده قیمت‌های بدست آمده از این مدل دارای توزیع نرمال لگاریتمی بوده و به عبارت دیگر، مقادیر بازده بطور پیوسته ترکیب شده و از توزیع نرمال (زنگوله‌ای شکل) تبعیت می‌کنند (شکل ۱۲). در واقع، توزیع نرمال-لگاریتمی از افت قیمت‌ها به زیر صفر ممانعت می‌کند.



شکل ۱۲. هیستوگرام قیمت‌های پیش‌بینی شده به کمک مدل GBM با استفاده از پارامترهای زیر دوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

طی قرن بیستم، بحران‌های مالی عمده‌ای سبب برانگیخته شدن بسیاری از مطالعات و تحقیقات در زمینه‌ی مدل‌سازی مالی شده تا بدین وسیله ریسک ناشی از وقوع این قبیل بحران‌ها تخفیف یابد. طی سالیان متمادی، ریاضیدانان و مهندسين مالی به ارائه و توسعه‌ی بسیاری از مدل‌های ریاضیاتی همت گماشته‌اند که یکی از این مدل‌ها، مدل حرکت هندسی براونی است که بطور گسترده‌ای در مدل‌سازی قیمت سهام، دارایی‌ها و کالاهای انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در تحقیق حاضر، با استفاده از فرایند هندسی براونی، جهت قیمت‌های نقدی روزانه‌ی گاز طبیعی هنری هاب از ۱۹۹۷/۰۱/۰۷ تا ۲۰۱۲/۰۳/۲۰، به پیش‌بینی قیمت گاز طبیعی پرداخته شد. قیمت‌های تاریخی گاز طبیعی متغیر و دارای تلاطم بوده و پیش‌بینی قیمت دقیق در آینده دشوار است. 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.

یکی از خصوصیات قیمت‌ها در بازار مالی و بازارهای انرژی، بی‌ثباتی یا تلاطم قیمت طی زمان است، به طوری که آگاهی از آینده بازارها و تحولات آنها به یکی از علاقمندیها و ضروریات عاملان اقتصادی فعال در بازار مبدل شده است. بنابراین، نسبت به تخمین دو پارامتر فرایند حرکت هندسی براونی یعنی μ (رانس) و σ (تلاطم) در بازه‌ها و زیردوره‌های مختلف زمانی داده‌های مورد مطالعه (۱۹۹۷-۲۰۱۲) به دو روش پیش‌رو و پس‌رو اقدام شد. نتایج حاکی از آن است در روش پیش‌رو در گروه داده‌های قیمتی با اندازه‌ی ثابت مقادیر μ و σ در طول سه سال آخر دوره‌ی مورد مطالعه نسبت به شش سال قبل از آن کمتر بوده و بیشترین میزان آن نیز در نتیجه‌ی بروز جبهه‌ی هوای سرد در فوریه‌ی ۲۰۰۳ رخ داده، همچنین مقادیر این پارامترها در کل دوره‌ی مورد مطالعه هر سال

بطور مجزا از روش پیش‌رو نیز مشابه نتیجه‌ی قبلی را بدست داد. پارامترهای محاسباتی در زیردوره‌های ۱۹۹۷-۲۰۱۲، ۲۰۰۱-۲۰۰۴، ۲۰۰۵-۲۰۰۸ و ۲۰۰۹-۲۰۱۲ و کل دوره‌ی مطالعاتی ۱۹۹۷-۲۰۱۲ نیز نشان می‌دهد؛ مقادیر تلاطم و μ به ترتیب در زیردوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۴ و پس از آن در کل دوره دارای بیشترین مقدار است. این نتیجه مؤید جهش قیمتی ایجاد شده در زمستان ۲۰۰۰-۲۰۰۱ و در پی عوامل فیزیکی بازار و نیز جهش ایجاد شده در فوریه‌ی ۲۰۰۳، در نتیجه‌ی نیروهای بازار و بویژه در اثر بروز یک جبهه‌ی سرد هوا و به دلیل کم شدن تولید چاههای موجود در منطقه‌ی میان‌قاره‌ای است. بدنبال آن تقاضا افزایش و عرضه کاهش یافت، و قیمت‌های نقدی به اوج خود برابر با ۱۸/۴۸ دلار بر هر میلیون بی‌تی‌یو رسید. نتایج حاصل از روش پس‌رو نیز در بازه‌های زمانی روزانه، هفتگی و ماهانه به کمک مقادیر قیمت ۱ تا ۱۵۰ روز، هفته و ماه پیش صورت گرفته و بیانگر آن است که سطح متوسط تلاطم در مقیاس روزانه بیشتر از هفتگی و در هفتگی بیشتر از ماهانه بوده، یعنی با افزایش طول مدت بازه‌ی زمانی، مقادیر تلاطم و μ کاهش می‌یابد. همچنین، می‌توان دریافت که مقادیر تلاطم و μ کاملاً وابسته به دوره یا مقیاس موردنظر است. مقادیر پارامترهای زیر دوره‌های ۱۹۹۷-۲۰۰۰، ۲۰۰۱-۲۰۰۴، ۲۰۰۵-۲۰۰۸ و ۲۰۰۹-۲۰۱۲ و همچنین جدیدترین دوره یعنی ۲۰۱۱-۲۰۱۲ و مقیاس‌های ۱ تا ۱۵۰ روزه برای هر کدام نشان می‌دهد که مقادیر تلاطم و μ در زیردوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۴ دارای بالاترین و در جدیدترین دوره یعنی ۲۰۱۱-۲۰۱۲ دارای کمترین مقادیر می‌باشند. میزان پارامترهای محاسبه شده جهت داده‌های هفتگی و روزانه نیز بالاتر از مقادیر زیر دوره‌ی اخیر (۲۰۱۱-۲۰۱۲) بوده و در مقیاس‌های ۱ تا ۹۰ و نیز ۱۵۰ دارای روندی مشابه با زیر دوره‌های انتخابی هستند. ملاحظه می‌شود که پارامترهای محاسباتی μ و σ در روش پس‌رو در مقایسه با نتایج روش پیش‌رو در سطح پایین‌تری واقع شده‌اند.

به منظور تعیین توزیع قیمت به کمک مدل GBM، برای هر زیر دوره و نیز هر مقیاس مورد بررسی، حدود ۱۰۰۰ اجرای تصادفی انجام شد، زیرا تعداد اجراهای کمتر نشان می‌دهد دامنه تغییرات مقادیر پیش‌بینی زیاد بوده و به تصادف در برخی اجراها، پیش

بینی‌ها به مقادیر واقعی نزدیک است. و در برخی مواقع نیز تفاوت قابل توجهی بین مقادیر پیش‌بینی و واقعی وجود دارد. 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. مقادیر معیارهای ارزیابی عملکرد سه‌گانه‌ی ضریب تایل، RMSE و نش-ساتکلیف نشان داد که الگوی یکنواختی در بین این سری‌های تصادفی موجود نبوده و در زیردوره‌های مختلف، سری‌های مختلف دارای عملکرد متفاوتی هستند. از این رو، سری میانگین پیش‌بینی قیمت از ۱۰۰۰ اجرای مربوطه محاسبه و سپس معیارهای ارزیابی عملکرد سه‌گانه در هر مورد محاسبه گردید. مقایسه‌ی مقادیر عملکرد در بین دو روش پس‌رو و پیش‌رو حاکی از آن است که روش پیش‌رو و به‌طور مشخص سال ۲۰۰۹ دارای بهترین معیار عملکرد است و زیر دوره‌ی ۲۰۰۱-۲۰۰۴ در روش پس‌رو و در نهایت ۲۰۰۱-۲۰۰۴ در روش پیش‌رو می‌توانند به عنوان مبنایی جهت محاسبه‌ی مقادیر پارامترهای اصلی مدل مورد استفاده قرار گیرند. بنابراین، ملاحظه می‌شود که زیردوره‌ها یا مقیاس‌هایی که دارای تلاطم بالاتری هستند بالنسبه از معیارهای ارزیابی بهتری نیز برخوردارند و از این رو بهتر می‌توان از آنها در پیش‌بینی قیمت‌ها در قالب مدل GBM بهره گرفت. نتایج حاصله نشان می‌دهد که مدل GBM خواص اصلی خود از قبیل مقادیر مثبت در هر نقطه‌ای از زمان مشروط بر وجود نقطه‌ی شروع مثبت، مقادیر بازدهی قیمت مستقل از هم، وجود فرایند مارکوفی یعنی انعکاس کلیه‌ی اطلاعات مربوطه از جانب مقادیر جاری و استقلال توزیع مقادیر بازده آتی، از مقادیر جاری و قبلی را دارا است (میلترسن^۱، ۲۰۱۱)؛ همچنین، در پیش‌بینی قیمت‌ها در قالب مدل مذکور همواره باید به محاسبه‌ی مقادیر مختلف تلاطم در بازه‌های مختلف تاریخی پرداخت و با در نظر گرفتن مقادیر ارزیابی مدل نسبت به انتخاب بهترین پارامترها در مدل، به پیش‌بینی قیمت‌ها پرداخت. بعلاوه، باید توجه داشت که پس از تعیین بهترین زیر دوره جهت تخمین پارامترهای μ و σ ، به کمک ۱۰۰۰ اجرای تصادفی انجام شده در پیش‌بینی قیمت‌ها جهت ۲۵۲ روز آتی، این امکان وجود

دارد که برای هر یک از روزهای آتی، نمودار هیستوگرام قیمتی را بدست آورد و براساس آن نسبت به انعقاد قرارداد در روز مورد نظر تصمیم‌گیری کرد. با توجه به گسترش روزافزون حجم مبادلات در بورسها، بی‌ثباتی بیشتر و نیز نوسانات قیمت گاز طبیعی استفاده از مکانیسم‌هایی که بتوان به کمک آن ریسک تغییر قیمت در آینده را پوشش داد، امری ضروری است. مطابق نتایج تحقیق حاضر، مدل مورد استفاده به جهت پیش‌بینی مسیر قیمت آتی می‌تواند کمک بزرگی در این زمینه باشد.

منابع و مآخذ

- جعفری صمیمی، احمد، برادران هاشمی، احمد و دهقانی، تورج. (۱۳۸۵). الگوی بررسی اثر ذخیره‌سازی گاز طبیعی بر نوسانات قیمت آن، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۶، آذر و دی، صص: ۱۱۹-۱۴۲.
- رحیمی، غلامعلی. (۱۳۸۶). بررسی مکانیسم‌های قیمت‌گذاری گاز طبیعی در مناطق مختلف، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال چهارم، شماره ۱۳، صص: ۹۶-۱۲۱، تابستان.
- منصورکیایی، اسحاق. (۱۳۸۷). تخمین رابطه میان قیمت نفت خام و گاز طبیعی مایع شده (LNG)، فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال پنجم، شماره ۱۸، صص: ۹۹-۱۲۱، پاییز.
- منظور، داود. و نیاکان، لیلی. (۱۳۹۱). مدیریت ریسک در صنعت نفت و گاز کشور؛ ضرورت‌ها و ابزارها، نشریه انرژی ایران، دوره ۱۵، شماره ۱، بهار، صص: ۱-۱۸.
- "Brownian Motion", Encyclopedia Britannica, (2005). Encyclopedia Britannica Premium Service. November 2, 2005, <http://www.britannica.com/eb/article-9016720/08/24/2014>.
- Bachelier, L. (1900). "Th'eorie de la sp'eculation. Annales Scientifiques de l'Ecole Normale Sup'erieure." (English Translation: In P. H. Cootner, editor, Random Character of Stock Market Prices, Massachusetts Institute of Technology, pp. 17-78).
- Benavides, D. L., Duley, J. R., and Johnson, B. E. (1999). "As Good as It Gets Optimal Fab Design and Deployment." IEEE Transactions on Semiconductor Manufacturing, Vol. 12, No. 3, pp. 281-287.
- Berkowitz, J. (2001). "Getting the Right Option Price with the Wrong Model." University of California, Irvine, USA, Sept.
- Black, F., and Scholes, M. (1973). "The Pricing of Options and Corporate Liabilities." The Journal of Political Economy, pp. 637-654.
- Boyle, P. (1977). "Options: A Monte Carlo approach." Journal of Financial Economics, Vol. 4, pp.323-338.
- Chalmers, M. (2005). "Five Papers that Shock the World." Physics World, Physicsweb. <http://physicsweb.org/articles/world/03/11/2014>.
- Chan, R. H., Chen, Y., & Yeung, k. M. (2003). "A Memory Reduction Method in Pricing American Options." J. Statist. Comput. Simul., Vol. 12, pp: 1-11.
- CME: Chicago Mercantile Exchange Group, Website:(<http://www.cmegroup.com./09/02/2014>).
- Collomb, A. (2005); "Dynamic Asset Allocation by Stochastic Programming Methods."; Ph.D, Thesis, Management Science and engineering Department: Stanford University.

- Copeland, T. & Antikarov, V. (2001). "Real Options." Texere LLC, New York.
- Dimson, E., & Mussavian, M. (2000). "Three Centuries of Asset Pricing." London Business School and Salomon Brothers International, January.
- Dixit, R. K. & Pindyck, R. S. (1994). "Investment under Uncertainty." Princeton University Press.
- Dmouj, A. (2006); " Stock price modelling Theory and Practice."; Master Thesis, Vrije University: Faculty of Science, Amsterdam, The Netherlands, pp. 1-40.
- EIA: Energy Information Administration, (2012). Web Page:(
<http://tonto.eia.gov/dnav/ng/hist/rngwhhda.htm/10/17/2014>).
- EIA: U.S. Energy Information Administration. (2003). "Derivatives and Risk Management in the Petroleum, Natural Gas, and Electricity Industries." U.S. Department of Energy, Washington, DC.
- 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/07/12/2014>.
- EIA: U.S. Energy Information Administration. (2013). "The International Energy Outlook 2013." DOE/EIA-0484, July.
- Einstein, A. (1956). "Investigation on the Theory of the Brownian Movement." New York: Dover Publications, Inc.
- Encyclopedia Britannica, (2005). "Brownian Motion", Encyclopedia Britannica Premium Service. November 2, 2005, <http://www.britannica.com/eb/article-9016720/01/12/2015>.
- Eydeland, A., and Wolyniec, K. (2003). "Energy and Power Risk Management: New developments in Modeling Pricing, and Hedging." John Wiley & Sons.
- Fleming, J. (1998). "The Impact of Energy Derivatives on the Crude Oil Market." Jones School of Management, Rice University, U.S.
- Gersovitz, M., & Paxson, C.H. (1990). "The Economics of Africa and the Prices of Their Exports." Tech. Rep. 68, Princeton University, Princeton, NJ.
- 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.
- Hamis, s. (2012);" Dynamics of Oil and Electricity Spot Prices in Ensemble Stochastic Models."; Master Thesis, Lappeenranta University of Technology: Department of Mathematics and Physics, Techno-mathematics, pp.1-59.
- Haw, M. D. (2002). "Colloidal Suspensions, Brownian Motion, Molecular." Journal of Physics: Condensed Matter, pp. 7769-7779.
- Haw, M. D. (2005). "Einstein's Random Walk." Physics World, Physicsweb.
<http://physicsweb.org/articles/world/01/10/2015>.
- Henning, B., Sloan, M. (2003). "Natural Gas and Energy Price Volatility prepared for the Oak Ridge National Laboratory by the American Gas Foundation." Arlington, Virginia: pp. 1-154.
- Hull, J. C. (2000)."Options, Futures, and Other Derivatives." 4th Edition. Prentice-Hall International, Inc, NJ.

- IEA: International Energy Agency. (2012). "World Energy Outlook 2012 Special Report Factsheet." 75739, Paris Cedex 15, France, www.iea.org/01/11/2015.
- Jerison, D., Singer, I. M., and Stroock, D. W. (1997). "The Legacy of Norbert Wiener: A Centennial Symposium in Honor of the 100th Anniversary of Norbert Wiener's Birth." *Proceeding of Symposia in Pure Mathematics*, V. 60, Providence: American Mathematical Society.
- Kurehira, H. (2009); "An Investment Decision under the Clean Development Mechanism: A Real Options Approach."; Master Thesis in Management sciences, Waterloo, Ontario, Canada.
- Ladde, G.S. and Wu, L. (2009). "Development of Modified Geometric Brownian Motion Models by using Stock Price Data and Basic Statistics." *Nonlinear Analysis: Theory, Methods and Applications*, Vol. 71, No. 12, pp. 1203-1208.
- Liang, Y. Y. (2003). "Demand Modeling with the Geometric Brownian Motion Process." Technical Report NTU-IE-Chou-T001.
- Liying, X. (2006); "A Geometric Brownian Motion Oil Price Model."; Master Thesis, The University of Texas at Austin, pp. 1-130.
- Mandrekar, V., and Masani, P. R. (1994). "Proceeding of the Norbert Wiener Centenary Congress." 1994-*Proceeding of Symposia in Applied Mathematics*, V. 52, Providence: American Mathematical Society.
- Masani, P. R. (1990). "Norbert Wiener." Basel: Birkhauser Verlag.
- Matsuda, K. (2005). "Introduction to Brownian Motion." Department of Economics, The Graduate Center, The City University of New York, <http://www.maxmatsuda.com/01/11/2015>.
- Mazo, R. M. (2002). "Brownian Motion Fluctuation, Dynamics, and Application." Oxford University Press.
- McNichols, J. P., & Rizzo, J. L. (2012). "Stochastic GBM Methods for Modeling Market Prices." *Casualty Actuarial Society E-Forum*, Summer.
- Merton, R. C. (1973). "Theory of Rational Option Pricing." *Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 4, pp. 141-183.
- Miltersen, K. R. (2011). "Mathematical Methods and Models in Finance." *Energy Market Course OE32*, 7 September. pp. 1-18.
- Nelson, E. (2001). "Dynamical Theories of Brownian Motion." Second Edition: Princeton University Press. <http://www.math.princeton.edu/nelson/books.html>.
- Osborne, M.F.M. (1972). "Random Nature of Stock Market Prices." *Journal of Economics and Business*, 6, 220-233.
- Perrin, M. J. (1910). "Brownian Movement and Molecular Reality." London.
- Pindyck, R., and Rubinfeld, D. (1991). "Econometric Models & Economic Forecasts." McGraw-Hill, 3rd ed.
- Pindyck, R. S. (2004). "Volatility and Commodity Price Dynamics." *The Journal of Futures Markets*, Vol. 24, No.11, pp.1029-1047.
- Postali, F. A. S., & Picchetti, P. (2006). "Geometric Brownian Motion and structural breaks in oil prices: A quantitative analysis." *Energy Economics*, Vol. 28, pp. 506 – 522.

- Roesser, R. (2009). "Natural Gas Price Volatility." Joint Committee Workshop on Natural Gas Issues, Electricity Analysis Office, Electricity Analysis Supply Division, rroesser@energy.state.ca.us / 916-654-5124.
- Samuelson, P. A. (1965). "Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly." *Industrial Management Review*, Vol. 6, pp. 41-9.
- Samuelson, P.A. (2001). "Rational theory of warrant pricing." *Industrial Management Review* 6.
- Siti Nazifah, Z. and Maheeran Mohd, J. (2012). " A Review on Geometric Brownian Motion in Forecasting the Share Prices in Bursa Malaysia." *World Applied Sciences Journal* 17 (Special Issue of Applied Math): pp. 87-93.
- Smith, W.T. (1994). "Investment, Uncertainty and Price Stabilization Schemes." *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 18, pp. 561-579.
- Stachel, J. (1989). "The Collected Papers of Albert Einstein." V. 2, Princeton University Press.
- Sun, K. H. (2005). "Brownian Motion and the Economic World-Article One." *Surprise* 95.
http://doc.ic.ac.uk/~nd/surprise_95/journal/vol11/skh1/article.html/12/20/2014.
- Titman, S., & Martin, J. (2008). "Valuation." Pearson Education, Inc., Boston.
- Tsay, R. S. (2002). "Analysis of Financial Time Series." New York, United States of America, John Wiley and Sons, Inc.
- Wiener, N. (1918). "Mathematical Logic." Ph.D. Thesis, Harvard University.
- Wilmott, P. (2001). "The Use, Misuse and Abuse of Mathematics in Finance." Mathematical Institute, Oxford, UK.