بررسی روابط قیمتی نفت خام در بازارهای اسپات و آتی‌ها بر اساس ریسک مبنا و ذخیره‌ی نفت خام با استفاده از مدل GARCH

علی فریدزاد[1]　　پریسا مهاجری[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۵/۱۲　　تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۱/۲۶

چکیده

از یک سو، ماهیت دوگانه‌ی نفت خام به عنوان یک کالای فیزیکی و دارایی مالی و از سوی دیگر، وجود عوامل متعدد تأثیرگذار بر بازارهای اسپات و آتی‌های نفت خام موجب شده است که تحلیل روابط متغیرهای اصلی این بازارها پیچیده‌تر شود. هدف اصلی این مطالعه، بررسی روابط قیمت‌های نفت‌خام در بازارهای اسپات و آتی‌ها و اثرگذاری موجودی ذخایر و ریسک مبنای تعدیل شده بر اساس نرخ بهره بازارهای مالی بر تغییرات قیمت‌های مذکور است. به منظور انجام این مطالعه، سری زمانی اطلاعات ماهانه مربوط به قیمت اسپات و آتی‌های نفت خام WTI، ذخایر تجاری نفت خام و ریسک مبنای تعدیل شده در دوره‌ی زمانی ژانویه ۱۹۸۶ تا دسامبر ۲۰۱۰، استخراج شده است. همچنین، با توجه به وجود نوسان‌های غیرقابل پیش‌بینی و عدم اطمینان در متغیرهای بررسی شده، در این مطالعه از رویکرد مدل‌سازی GARCH استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری میان تغییرات قیمت آتی‌ها و تغییرات قیمت اسپات نفت خام وجود دارد. همچنین، تغییرات ریسک مبنا می‌تواند از یک تا سه دوره‌ی گذشته بر قیمت‌های آتی‌ها و اسپات اثرگذار باشد و میزان موجودی ذخایر نفت خام با یک دوره وقفه، اثر منفی بر تغییرات قیمت اسپات نفت خام دارد.

واژگان کلیدی: قیمت اسپات، قیمت آتی‌ها، موجودی ذخایر نفت خام، ریسک مبنای تعدیل شده

JEL : C32 ،C58 ،G13 ،G31

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز دانشگاه علامه طباطبایی، Email: a.faridzad@st.atu.ac.ir

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز دانشگاه علامه طباطبایی، Email: p.mohajeri@st.atu.ac.ir

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

۱- مقدمه

درآمدهای بدست آمده از صادرات نفت خام، تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر اقتصاد ایران دارد، به طوری که بیش از ۸۰ درصد درامدهای صادراتی و حدود ۴۰ تا ۵۰ درصد از بودجه‌ی دولت به درآمدهای نفتی وابسته است. از این‌رو، شناخت بازارهای اسپات و آتی‌های نفت خام و عوامل مؤثر بر قیمت‌های شکل‌گرفته در این بازارها، برای تحلیل وضعیت فعلی و آینده‌ی درآمدهای نفتی که اثرگذاری غیرقابل انکاری بر اقتصاد داخلی دارد، ضروری است.

امروزه، یکی از ویژگی‌های بازارهای نفت خام، فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و بسیاری از کالاها، وجود نوسان‌های[1] قابل ملاحظه در قیمت و موجودی ذخایر این منابع در بازار است. لذا بسیاری از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان درجستجوی راهی برای کاهش ریسک مبادلاتی خود در بازارها هستند و در این راستا بیشتر از ابزارهایی مانند قراردادهای آتی‌ها[2] استفاده می‌کنند. در حال حاضر«آتی‌ها» یکی از فعال‌ترین بازارهای مربوط به محصولات به شمار می‌رود. نفت خام یکی از محصولات استراتژیک در بازارهای جهانی است که قیمت آن متأثر از فعالیت بازارهای آتی‌ها، میزان ذخایر تجاری نفت خام و نظایر آن است. با این شرایط، لزوم توجه به مکانیزم‌های قیمتی در بازارهای مالی دوچندان می‌شود. لذا بررسی روابط قیمتی نفت خام با استفاده از روش‌ها و ابزارهای مختلف در این بازارها از گذشته مورد توجه بوده است، که می‌توان به مطالعه‌ی پیندایک (۲۰۰۱)[3]، آتس و وانگ (۲۰۰۷)[4]، جلالی‌نائینی (۲۰۰۹)[5] و فتوح (۲۰۱۰)[6] و بسیاری مطالعات دیگر در این زمینه اشاره کرد.

بررسی تجربی این ارتباط، موضوع مورد علاقه‌ی آن دسته ازکارشناسان اقتصادی و مالی است که در این سال‌ها در زمینه‌ی اقتصاد مالی مطالعاتی داشته‌اند.گرایش آنها به این موضوع با یک یا چند عامل زیر توجیه‌پذیر است:

الف- دیدگاه‌های اقتصادی در زمینه‌ی بازارهای مالی، به‌ویژه بورس کالاهای اساسی؛ از جمله بورس‌های نفتی، روند رو به رشدی را نشان می‌دهد که پی‌آمد آن مطالعاتی با ابعاد نظری غنی و متعدد است.

ب- پیشرفت‌های اخیر در روش‌های اقتصادسنجی، که اندازه‌گیری نوسان‌های یک متغیر اقتصادی حتی غیرقابل پیش‌بینی را تسهیل می‌کند.

1- Volatility
2- Futures Contracts
3- Pindyck, Robert S. (2001
4- Ates , Aysegul and Wang, George H. K. (2007)
5- Jalali-Naini, Ahmad R (2009)
6- Fattouh, Bassam (2010)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

ج- نتایج غیرهم‌جهت و ناهمگون مطالعات تجربی صورت گرفته که امکان استنتاج یک رابطه‌ی مشخص میان قیمت نفت خام در بازارهای مختلف، میزان ذخایر تجاری نفت خام و تغییر عوامل بنیادی[1] و غیربنیادی در بازار نفت و نوسان‌های آن را تا حدودی غیر ممکن می‌سازد.

با توجه به موارد یاد شده و روش‌های موجود، یکی از اهداف این پژوهش بررسی روابط قیمتی نفت خام در بازارهای اسپات[2] و آتی‌ها[3] و تأثیر ذخایر تجاری نفت خام و در نتیجه اندازه‌گیری میزان و جهت بر قیمت‌های اسپات و آتی‌های نفت خام از راه تغییر در موجودی انبار یا ذخایر تجاری نفت خام و تغییرات در ریسک مبنای تعدیل یافته بر اساس نرخ بهره‌ی[4] بازارهای مالی است. این پژوهش به دلایل مختلفی از دیگر مطالعات تجربی صورت گرفته متفاوت است. اول، به منظور بررسی تأثیرپذیری قیمت‌های اسپات و آتی‌های نفت خام در بازار- از متغیرهای ذخایر تجاری نفت خام و ریسک مبنای تعدیل شده- استفاده می‌شود که بر اساس بررسی‌های صورت گرفته چنین متغیرهایی در سایر پژوهش‌ها منفک از دیگری مورد بررسی قرارگرفته یا اصلا ذکر نشده است. دوم، از مدل‌های GARCH[5] به عنوان یکی از روش‌های برای مدل‌سازی این مطالعه از طریق واریانس شرطی استفاده می‌شود که امروزه در مطالعات مربوط به اقتصاد مالی کاربرد فراوانی دارد. دلیل اصلی استفاده از این مدل، نوسان‌های موجود در متغیرهای بررسی شده است که دیگر مدل‌های سری زمانی، قدرت توضیح تجربی این ویژگی‌ها را ندارند. بی‌توجهی به این مسأله در مطالعات مختلف نتایج ناهمگون، غیرمشابه و غیر هم‌جهت را در پی داشته است. بر این اساس در بخش دوم پژوهش، اصول، ابعاد نظری و همچنین نتایج مطالعات تجربی درباره‌ی موضوع مورد پژوهش، بررسی می‌شود. بخش سوم به معرفی مدل اختصاص یافته است که درآن توضیح اجمالی و مختصری از فرآیند مدل‌سازی GARCH بیان خواهد شد. بخش چهارم شامل پایه‌های آماری، منابع گردآوری داده‌ها و اطلاعات استفاده شده در تحقیق است. تحلیل داده‌ها و کاربرد مدل، موضوع بخش پنجم خواهد بود و در پایان جمع‌بندی پژوهش موردنظر ارائه می‌شود.

۲- پایه‌ی نظری و نتایج مطالعات تجربی

آتس و وانگ (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای تأثیر عوامل بنیادین در روابط قیمت‌گذاری بین‌دوره‌ای در بازارهای آتی‌ها و اسپات گاز طبیعی و نفت کوره را بررسی کرده‌اند. تئوری ذخیره‌سازی[6] و هم‌انباشتگی[7] دو بازار،

1- Fundamental Factors
2- Spot Markets
3- Futures Markets
4- Interest-Adjusted Basis Risk
5- Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedastic Model
6- Theory of Storage
7- Cointegeration

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

به وسیله‌ی آربیتراژ، پایه‌ی نظری مدل‌سازی پویایی‌های قیمتی در بازارهای اسپات و آتی‌های مربوط به گاز طبیعی و نفت کوره در این مطالعه است. آمارهای مربوط به قیمت‌های آتی‌ها، اسپات و حجم قراردادهای آتی‌های مبادله شده[1] به صورت روزانه در این مطالعه استفاده شده ضمن اینکه دوره‌ی زمانی آن‌ها برای بازار گاز طبیعی از ۳ ژانویه ۱۹۹۴ تا ۲۸ جولای ۲۰۰۴ و برای بازار نفت کوره از ۵ جولای ۱۹۸۳ تا ۱۹ جولای ۲۰۰۴ است. آن‌ها در این مطالعه از مدل‌های تصحیح خطای غیرخطی[2] و فرآیند GARCH دو متغیره[3] استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که بازارهای اسپات و آتی‌ها دارای هم‌انباشتگی هستند و یافته‌های تجربی آن‌ها حاکی از آن است که یک ارتباط توأم با وقفه میان این دو بازار وجود دارد. درنهایت، همبستگی شرطی میان بازارهای اسپات و آتی‌ها در زمستان کم‌تر و در تابستان بیشتر است.

پیندایک (۲۰۰۱) در مطالعه‌ی خود، چگونگی مرتبط شدن قیمت‌ها در بازار اسپات و آتی‌های کالاها، تولید و سطح موجودی انبارها با یکدیگر را بررسی می‌کند و برقراری تعادل در دو بازار اسپات و بازار ذخیره‌سازی را تشریح می‌نماید. وی همچنین، تأثیرگذاری و تأثیرپذیری تعادل دو بازار یاد شده به وسیله‌ی تغییرات در سطوح نوسان‌های قیمتی را مطالعه می‌کند و با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۰، این مسئله را برای نفت خام، بنزین و نفت کوره بررسی می‌نماید. نتایج به‌دست‌آمده از این مطالعه حاکی از آن است که قراردادهای آتی‌ها همانند موجودی انبار، ابزاری برای کاهش ریسک است و با استفاده از آن می‌توان ارزش نهایی ذخیره‌سازی کالا را اندازه‌گیری کرد.

گمن و اُهانا[4] (۲۰۰۹) تأثیر موجودی انبار در توضیح شکل منحنی فوروارد[5] و نوسان‌های قیمت اسپات در در بازارهای کالا را بررسی کردند. این مطالعه بر اساس آمارهای ۱۵ ساله‌ی موجودی ذخایر و قیمت گاز طبیعی و نفت خام در آمریکا صورت پذیرفته که در آن دو هدف اصلی دنبال شده است. اول، اثبات تابع بودن شکل منحنی فوروارد نفت و گاز طبیعی از موجودی ذخایر است. دیگری، تحلیل ارتباط میان نوسان‌های قیمتی و موجودی ذخایر است. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه با تئوری ذخیره‌سازی سازگاری دارد. این نتایج نشان می‌دهد که ابتدا همبستگی منفی معنی‌داری میان نوسان‌های قیمتی و موجودی ذخایر نفت خام وجود دارد و در نهایت همبستگی منفی میان نوسان‌های قیمتی نفت خام و موجودی انبار، تنها در

1- Trading Volume of Futures Contracts
2- Non-Linear Error Correction Models
3- Bivariate GARCH Error Process
4- Geman, Helyette and Ohana, Steve (2009), "Forward Curves, Scarcity and Price Volatility in Oil and Natural Gas Market", *Energy Economics*, Vol.31, Issue.4, p.p. 576-585.
5- Forward Curve

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

دوره‌ای شایع می‌شود که کمیابی وجود دارد؛ یعنی ذخایر انبار کم‌تر از متوسط تاریخی خود است. همچنین، همبستگی منفی میان این دو متغیر در طول زمستان برای گاز طبیعی افزایش می‌یابد.

کاپورال و همکاران[1] (۲۰۱۰)، با استفاده از مدل‌های هزینه‌ی حمل[2] ، تأثیر قیمت‌های آتی‌ها و اسپات نفت خام در فرآیند کشف قیمت را بررسی کردند. آن‌ها در مطالعه‌ی خود از اطلاعات و آمارهای روزانه در دوره زمانی ژانویه‌ی ۱۹۹۰ تا دسامبر ۲۰۰۸، استفاده کردند و در مدل خود، ثمرات رفاهی[3] را به عنوان متغیر درون‌زا درنظرگرفتند. یکی از نتایج بدست آمده از این مطالعه آن است، که بازارهای آتی‌ها، از بازارهای اسپات درزمینه‌ی قراردادهایی با زمان سررسید کوتاه‌تر، تأثیری به‌سزا می‌پذیرد. همچنین، در این مطالعه دلالت‌ها و آثار این نتایج براساس پوشش ریسک[4] و پیش‌بینی قیمت‌های اسپات نفت خام تشریح شده است. درباره‌ی تحت پوشش قرار گرفتن ریسک قیمتی، یافته‌های این پژوهشگران نشان می‌دهد که استفاده از قراردادهای آتی‌ها برای پوشش ریسک قیمت نفت خام در قراردادهایی با سررسید یک یا دو ماه آینده، کاراتر از حالتی خواهد بود که قراردادها دارای سررسیدهای طولانی‌تری باشد. همان‌گونه که گفته شد، نتایج این مطالعه در زمینه‌ی پیش‌بینی قیمت نفت خام در بازار اسپات نیز کاربرد خواهد داشت. هم‌انباشتگی میان قیمت‌های اسپات و آتی‌ها نشان می‌دهد که هر یک از این بازارها دارای اطلاعاتی از روندهای استوکاستیک (تصادفی) است که دو قیمت را به یکدیگر مرتبط می‌سازد. از این‌رو، اطلاعات موجود در هر یک از این بازارها می‌تواند توانایی پیش‌بینی بازار دیگر را بالا ببرد.

کافمن[5] (۲۰۱۱) در یک مطالعه‌ی تحلیلی- فنی نشان داده که ترقی و سقوط بی‌سابقه‌ی قیمت نفت خام در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۷، از عوامل بنیادین بازار (چون مازاد ظرفیت و ذخایر تجاری) و فعالیت‌های سفته‌بازی (مبادلات در بازار آتی‌ها) نشأت گرفته است. وی از کاهش مازاد ظرفیت تولیدی اوپک به عنوان مهم‌ترین دلیل افزایش قیمت نفت خام در دوره‌ی زمانی گفته شده یاد کرده و بر این باور است که انتظارات سفته‌بازی، تشدید این نوسان‌ها را موجب شده است. یافته‌های پژوهشی وی حاکی از بر هم خوردن مکرر و مداوم روابط هم‌انباشتگی میان قیمت‌های اسپات و آتی‌هایی با سررسیدهای طولانی (به‌ویژه پس از سال ۲۰۰۴ میلادی) است که با قوانین قیمتی و فرصت‌های آربیتراژ ناسازگار است.

1- Caporale, Guglielmo Maria, *et al.* (2010), "Time-Varying Spot and Futures Oil Prices Dynamics", Working Paper, Brunel University, Department of Economics and Finance.
2- Cost of Carry Model
3- Convenience Yield
4- Hedging
5- Kaufmann, Robert K. (2011), "The Role of Market Fundamentals and Speculation in Recent Price Changes for Crude Oil", *Energy Policy*, Vol.39, Issue.3, p.p. 105-115.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

اثر تغییرات پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی نشده‌ی قیمت نفت خام و موجودی ذخایر بنزین روی قیمت‌های بنزین ایالات متحده در مطالعه‌ی راچنکو و شاپیرو[1] (۲۰۱۱) بررسی شده است. آن‌ها بر اساس مدل‌های مبتنی بر تصحیح خطا (ECM)[2] و مدل بردار خودرگرسیونی (VAR)[3] و با استفاده از آمارهای هفتگی مربوط به ذخایر تجاری بنزین، قیمت‌های خرده‌فروشی و قیمت‌های نفت خام برای دوره‌ی زمانی مارس ۱۹۹۱ تا مارس ۲۰۱۰، به این نتیجه رسیده‌اند که تعدیل‌های قیمتی بنزین نسبت به تغییرات پیش‌بینی شده‌ی قیمت نفت و موجودی انبار، نیرومندتر و سریع‌تر از تعدیل‌های قیمتی نسبت به تغییرات پیش‌بینی نشده دو متغیر یاد شده است. همچنین، از این یافته‌ها برای ارزیابی فرضیه‌ی هزینه‌های تعدیل، استفاده کرده و دریافته‌اند که اثرگذاری موجودی انبار بنزین روی قیمت‌های نفت و بنزین نامتقارن است.

مطالعات متعددی درباره‌ی بررسی روابط میان قیمت‌های اسپات و آتی‌های نفت انجام شده است ؛که از جمله‌ی آن‌ها می‌توان به مطالعه‌ی لی و زنگ[4] (۲۰۱۱) و مطالعه‌ی وانگ و همکاران[5] (۲۰۱۱) اشاره کرد. لی و زنگ با استفاده از رویکرد ابداعی به نام - رگرسیون هم‌انباشتگی فصلی- به بازنگری ارتباط بین قیمت‌های اسپات و آتی‌های نفت خام وست تگزاس اینترمدیت (WTI[6]) در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۶، پرداخته و هم‌انباشتگی، علیت و کارایی بازارها را آزموده‌اند.

در مطالعه‌ی دوم نیز وانگ و همکارانش، با استفاده از آنالیز نوسان‌های روندزدایی‌شده (DFA)[7] و آنالیز آنالیز همبستگی متقاطع روندزدایی شده (DCCA)[8] به مطالعه‌ی خودهمبستگی‌ها و همبستگی‌های متقاطع بازارهای اسپات و آتی‌های نفت خام WTI در دوره‌ی زمانی ۲ ژانویه ۱۹۹۰ تا ۹ مارس ۲۰۱۰، پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که برای مقیاس زمانی کم‌تر از یک ماه، رفتار خودهمبستگی و همبستگی متقاطع، پایا است، در حالی‌که در مقیاس‌های زمانی بیش از یک سال، هر دو سری زمانی نه تنها خودهمبستگی ندارند بلکه همبستگی متقاطع نیز نخواهند داشت. یکی دیگر از یافته‌های مهم این پژوهش بیشتر بودن درجه‌ی همبستگی متقاطع در کوتاه‌مدت، از درجه‌ی خودهمبستگی‌ها است. در نتیجه، می‌توان با استفاده از پیش‌بینی قیمت‌های اسپات یا آتی‌ها قیمت متغیر دیگر را نیز پیش‌بینی کرد.

1- Radchenko, Stanislav and Shapiro, Dmitry (2011)
2- Error Correction Models (ECM)
3- Vector Autoregressive Model (VAR)
4- Lee, Chien-Chiang and Zeng Jhih-Hong (2011)
5- Wang, Yudong, *et al.* (2011)
6- West Texas Intermediate
7- Detrended Fluctuation Analysis (DFA)
8- Detrended Cross-Correlation Analysis (DCCA)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

در مطالعات دیگری نیز با استفاده از انواع مدل‌های GARCH، موضوعاتی متعدد؛ از جمله پیش‌بینی نوسان‌هایی در بازارهای آتی‌های پترولیوم با تأکید بر تأثیر رژیم‌ها و وضعیت بازاری، استراتژی‌های پوشش ریسک برای نفت خام، ارزیابی نوسان‌ها در بازارهای نفت خام و توانایی مدل‌های GARCH در گرفتن حافظه‌ی بلندمدت از نوسان‌های موجود در سری‌های زمانی بازدهی نفت خام WTI بررسی شده است که می‌توان به مطالعه‌ی نامیکس و پویلیاسیس[1] (۲۰۱۱)، وانگ و همکاران[2] (۲۰۱۰)، هانگ و همکاران[3] (۲۰۱۰) چانگ و همکاران[4] (۲۰۱۱) اشاره کرد. همچنین، در برخی مطالعات تا حدودی به تأثیر اطلاعات و و مبادلات توأم با فراوانی و تواتر بالا (HFT)[5] در شکل‌گیری قیمت‌های مربوط به بازارهای آتی‌های نفت خام پرداخته شده که می‌توان به مطالعه‌ی انجام شده به‌وسیله‌ی تیم تحقیقاتی سازمان ملل متحد (۲۰۱۱)[6] اشاره کرد.

HFT یک روش پیشرفته فنی است که الگوریتم مبادلات فوق سریع را هدایت می‌کند. بر خلاف دیگر الگوریتم‌های مبادله که بر سطح قیمت‌ها و وضعیت مبادله‌گران تمرکز دارد، معامله‌گران HFT می‌کوشند از نوسان‌های قیمتی برای حداکثرسازی سود خود استفاده کنند و عموماً در پایان روز مبادله، موقعیت خود در بازار را ببندند. فعالیت‌های این دسته از مبادله‌گران نیز بر نوسان‌های قیمتی در بازارهای آتی‌ها خواهد افزود که ممکن است بخشی عمده از این نوسان‌های به بازار اسپات انتقال پیدا نکنند.

۳- معرفی مدل

در مدل‌های شناخته‌شده‌ی اقتصادسنجی متداول، یکی از فروض کلاسیک، ثبوت واریانس جزء اختلال در کل دوره‌ی زمانی نمونه است؛ اما، در بسیاری از داده‌های سری زمانی اقتصادی، این داده‌ها در دوره‌هایی با نوسان‌های بالایی همراه است و درپی آن دوره‌هایی با تغییرات اندک را می‌گذرانند. در این وضعیت، فرض وجود واریانس ثابت یا همسان معقول نخواهد بود. از سوی دیگر، در بسیاری از موارد به دنبال پیش‌بینی واریانس شرطی یک سری داده‌ها هستیم. برای مثال، یک سهامدار ممکن است به دنبال پیش‌بینی نسبت سود سهام و واریانس آن در طول دوره‌ی نگهداری باشد؛ اگر این سهامدار بخواهد سهمی را در دوره‌ی t

1- Nomikos, Nikos K. And Pouliasis, Panos k. (2011)
2- Wang, Yudong, *et al.* (2011)
3- Huang, Dengshi, *et al.*(2010)
4- Chang Chia-Lin, *et al.* (2011)
5- High-Frequency Trading (HFT)
6- United Nations (2011)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

خریداری کرده و در دوره‌ی t+۱ به فروش رساند، برای وی واریانس غیرشرطی و یا بلندمدت درآمد آن ارزش نخواهد داشت[۱].

در روش‌های شناخته شده به منظور رفع واریانس ناهمسانی از تبدیل‌های مختلف استفاده می‌شود؛ اما، این مسأله تا زمانی می‌تواند درست باشد که، دنباله‌ی جزء اختلال مدل براورد شده، دارای واریانس ثابت باشد، در غیر این‌صورت باید از تبدیلاتی دیگر برای همسانی واریانس استفاده کرد.

انگل (۱۹۸۲) نشان داد که به جای تبدیل داده‌ها می‌توان میانگین و واریانس یک سری از داده‌ها را به‌طور هم‌زمان مدل‌سازی کرد. بالرسلو (۱۹۸۶) این الگو را گسترش داد و روشی را ابداع کرد که بر اساس آن واریانس شرطی می‌تواند یک فرایند ARMA باشد.

بر این اساس، به منظور اندازه‌گیری نااطمینانی‌های موجود در قیمت اسپات و آتی‌های نفت خام و پیرو آن دخایر تجاری نفت خام و میزان ریسک مبنا از واریانس شرطی خودرگرسیون و میانگین متحرک جملات اخلال معادله‌ی قیمتی نفت خام استفاده شده است که به- مدل ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته- GARCH(p,q) شناخته می‌شود. در این مدل، واریانس شرطی جمله خطا، از یک فرایند ARMA پیروی می‌کند. در این حالت، q رتبه‌ی قسمت میانگین متحرک ARCH[۲] و p رتبه‌ی قسمت خودبازگشت GARCH را نشان می‌دهد. مدل GARCH(p,q) را می‌توان به صورت معادله‌ی (۱) نوشت:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_j \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_i h_{t-j} \qquad (۱)$$

$$p \geq 0 , q \geq 0 , \omega > 0 , \alpha_j \geq 0 , \beta_i \geq 0$$

$$i = 1,2, \dots , q \qquad j = 1,2, \dots , p$$

اگر در مدل GARCH(p,q) میزان p=0 باشد، آنگاه فرایند GARCH(p,q) به ARCH(q) تبدیل می‌شود. چنانچه p=q=0 باشد، آنگاه واریانس شرطی، تبدیل به مقدار ثابت، همانند مدل‌های سری زمانی استاندارد می‌شود و ε_t همانند یک فرایند وایت نویز[۳] عمل خواهد کرد. ساده‌ترین مدل GARCH(p,q)، مدل GARCH(1,1) است که شامل یک جزء ثابت (ω) نوسان دوره‌ی گذشته که به شکل وقفه‌ای از مجموع باقیمانده‌ها یا پسماندهای معادله‌ی میانگین اندازه‌گیری می‌شود که جزء ARCH معادل ε_{t-1}^2 و

۱- اندرس. والتر (۱۳۸۶)، «اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی»، ترجمه‌ی مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، جلد اول، صفحه‌ی ۲۵۲.

2- Auto Regressive Conditional Heteroscedastic

3- White Noise

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

واریانس پیش‌بینی آخرین دوره، یا جزء GARCH معادل h_{t-1} خواهد بود که به صورت معادله‌ی (۲) خواهد بود:

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۲)$$

بنابراین، در صورت برآورد مدل مورد نظر برای روابط قیمتی نفت خام در صورت وجود اثر ARCH و ناهمسانی واریانس، از فرایند GARCH(p,q) به منظور برازش مناسب‌ترین مدل استفاده خواهد شد. در ادامه، پس از معرفی پایه‌های استفاده شده در این مطالعه مدل برآورد شده از دیدگاه میزان تطابق با پایه‌های نظری بازارهای مالی تحلیل و ارزیابی خواهد شد.

٤- پایه‌های آماری

به منظور بررسی روابط میان قیمت‌های اسپات وآتی‌های نفت خام با ملاحظه‌ی ریسک مبنا و میزان ذخایر تجاری نفت خام از داده‌های سری زمانی نفت خام وست تگزاس اینترمدیت (WTI) به عنوان نفت خام شاخص استفاده می‌شود.این نوع به‌عنوان عمده‌ترین نفت خام شاخص در بازار آمریکا به‌شمار می‌آید. که با ۳۹/۶ درجه‌ی API و محتوای سولفور ۰/۲۴ درصد از جمله نفت خام‌های شیرین و سبک است[۱]. بر این اساس، قیمت ماهانه‌ی اسپات نفت خام وست تگزاس اینترمدیت[۲] به صورت فوب[۳] از ماه ژانویه سال ۱۹۸۶ تا پایان ماه دسامبر سال ۲۰۱۰ میلادی، از اداره‌ی اطلاعات انرژی امریکا (EIA)[۴] استخراج شده است. همچنین، قیمت آتی‌های این نفت خام بر اساس قراردادهای یک‌ماهه[۵] که دارای نزدیک‌ترین زمان تحویل یا انقضا بوده، از طریق پایگاه یادشده برای همان دوره‌ی زمانی به‌دست‌آمده است. میزان داده‌های ذخایر تجاری نفت خام وست تگزاس اینترمدیت (WTI) نیز از پایگاه اداره‌ی اطلاعات انرژی امریکا بر اساس هزار بشکه در ماه، در همان دوره‌ی زمانی ژانویه سال ۱۹۸۶ تا پایان ماه دسامبر سال ۲۰۱۰ میلادی، به‌دست آمده است. همچنین، میزان ریسک مبنای تعدیل شده با نرخ بهره‌ی میانگین اوراق بهادار یا خزانه‌ی سه ماه در بازار ثانویه‌ی[۶] ایالات متحده امریکا به‌دست آمده است که از مرکز داده‌های اقتصادی فدرال رزرو امریکا[۷] برای دوره‌ی زمانی ماه ژانویه سال ۱۹۸۶ تا پایان ماه دسامبر سال ۲۰۱۰ میلادی، استخراج شده است.

---

۱. کاملی؛ علیرضا (۱۳۸۸)، «نحوه‌ی معاملات نفت خام در بازارهای واقعی»، مؤسسه‌ی مطالعات بین‌المللی انرژی، تهران، صفحه ۵۹.

2- WTI Spot Price FOB (Dollars per Barrel)
3- Free On Board (FOB)
4- Energy Information Administration (EIA)
5- Crude Oil Future Contract 1 (Dollars per Barrel)
6- 3-Month Treasury Bill Rate: Auction Average (Discounted Series)
7- FRED (Federal Reserve Economic Data)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

۵- تحلیل داده‌ها و کاربرد مدل

به منظور بررسی روابط قیمتی نفت خام با دیگر متغیرهای یادشده از رهیافت سری زمانی، نخستین گام بررسی وجود ریشه‌های واحد در داده‌های سری زمانی است. لازمه‌ی به‌کارگیری رهیافت سری‌های زمانی، ایستا بودن متغیرهای بررسی شده است. متغیرهای بررسی شده؛ شامل قیمت‌های اسپات نفت خام، قیمت‌های آتی‌های نفت خام، میزان ذخایر تجاری نفت خام و ریسک مبنای تعدیل شده است. بر اساس آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) همه‌ی سری‌های زمانی بالا به جز میزان ذخایر تجاری یا موجودی انبار نفت خام، ریشه‌ی واحد دارند. دیفرانسیل لگاریتم سری‌های زمانی قیمت‌های اسپات نفت خام، قیمت‌های آتی‌های نفت خام و دیفرانسیل ریسک مبنای تعدیل شده پس از آزمون ریشه‌ی واحد، ایستا خواهد بود. نتایج به‌دست آمده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول (۱) نشان داده شده است[۱].

جدول۱- نتایج آزمون ADF (دیکی-فولر تعمیم‌یافته) روی متغیرها

	$D(LogC_t)$	$D(LogF_t)$	$D(Basis_t)$	Inv_t
مقدار آماره‌ی محاسباتی	-۷/۹۶	-۸/۰۱	-۸/۷۴	-۳/۸۴
ارزش بحرانی در سطح ۱ درصد	-۳/۴۵	-۳/۴۵	-۳/۴۵	-۳/۴۵
ارزش بحرانی در سطح ۵ درصد	-۲/۸۷	-۲/۸۷	-۲/۸۷	-۲/۸۷
ارزش بحرانی در سطح ۱۰ درصد	-۲/۵۷	-۲/۵۷	-۲/۵۷	-۲/۵۷

منبع: نتایج تحقیق

در الگویی که هدف مدل‌سازی در این مطالعه است، از متغیرهای زیر برای براورد مدل، استفاده خواهد شد که در جدول (۲) به اختصار آمده است:

جدول۲- معرفی متغیرهای به‌کار رفته در مدل‌سازی

$D(LogC_t)$	دیفرانسیل لگاریتم قیمت‌های اسپات نفت خام WTI بر حسب دلار به ازای هر بشکه در زمان t
$D(LogF_t)$	دیفرانسیل لگاریتم قیمت‌های آتی‌های نفت خام نزدیک به تاریخ تحویل WTI بر حسب دلار به ازای هر بشکه در زمان t
$D(Basis_t)$	دیفرانسیل میزان ریسک مبنای تعدیل یافته بر اساس اوراق خزانه سه ماهه‌ی فدرال رزو بازارهای ثانویه آمریکا در زمان t
Inv_t	میزان ذخایر تجاری یا موجودی انبار نفت خام در امریکا در زمان t

۱. در جداول مربوط به پیوست شماره‌ی (۱) این مطالعه، نتایج کامل‌تر آزمون ریشه‌ی واحد آمده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

در مرحله‌ی برآورد و مدل‌سازی، به دلیل تغییرات واریانس سری‌های زمانی یادشده در طول زمان و غیرقابل پیش‌بینی بودن رفتار این داده‌ها، نیاز است تا اثر ARCH در ساختار پسماندهای مدل بررسی شود. مدلی که به شکل کلی بر اساس متغیرهای گفته شده برآورد می‌شود، به صورت معادله‌ی (۳) برای قیمت‌های اسپات نفت خام نشان داده شده است:

$$\Delta \log C_t = \alpha_0 + \sum \alpha_i \Delta \log C_{t-i} + \sum \beta_j \Delta \log F_{t-j} + \sum \theta_k \Delta basis_{t-k} + \sum \rho_m inv_{t-m} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

همچنین، می‌توان این مدل را برای قیمت‌های آتی‌های نفت خام به طور مشابه در قالب معادله‌ی (۴) برآورد کرد که از لحاظ نظری نمی‌توانند تفاوت ساختاری چندانی داشته باشند.

$$\Delta \log F_t = \alpha_0 + \sum \alpha_i \Delta \log F_{t-i} + \sum \beta_j \Delta \log C_{t-j} + \sum \theta_h \Delta basis_{t-h} + \sum \rho_n inv_{t-n} + \eta_t \quad (۴)$$

بنابراین، تفاوت ماهیتی میان دو معادله‌ی (۳) و (۴) وجود ندارد و می‌توان این مسأله را با تصریحی مناسب از دو مدل نشان داد. ذکر این نکته ضروری است که با توجه به هدف این پژوهش پس از آزمون‌های مورد نیاز، تنها برآوردهای نهایی از معادلات قیمت‌های اسپات و آتی‌ها ارائه شده است که آزمون‌های مربوط به خوبی برازش مدل، درباره‌ی آن‌ها به‌کارگرفته شده است. یکی از مهم‌ترین آزمون‌های خوبی برازش، مربوط به اطمینان یافتن از وجود خودهمبستگی پیاپی یا سریالی میان اجزای اخلال است که یکی دیگر از عوامل نقض فروض کلاسیک است. برای این منظور، از آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری[1] استفاده می‌شود.

جدول ۳- نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری مربوط به مدل قیمت‌های اسپات

آماره توزیع F	۴۹/۴۰	احتمال	۰
ضریب تعیین مشاهده شده	۷۶/۰۶	احتمال	۰

منبع: نتایج تحقیق

جدول ٤- نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری مربوط به مدل قیمت‌های آتی‌ها

آماره توزیع F	۵۰/۶۵	احتمال	۰
ضریب تعیین مشاهده شده	۷۷/۴۸	احتمال	۰

منبع: نتایج تحقیق

1- Breusch-Godfrey

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

در جداول (۳) و (۴) نتایج آزمون خوبی برازش مربوط به مدل‌های اولیه براورد شده، فرضیه‌ی، صفر، مبنی بر نبود خودهمبستگی، با توجه به ارزش احتمال صفر موجود در جداول، رد شده است. دراین صورت نتایج آزمون بیانگر وجود خودهمبستگی در پسماندهای معادلات تخمینی است[1]. که دراین راستا با توجه به وجود خودهمبستگی در مدل می‌توان به منظور برازش مناسب مدل و تغییر تصریح اولیه‌ی مدل از دو روش استفاده کرد.

روش اول: می‌توان با افزودن وقفه‌هایی از متغیر وابسته یا توضیحی در مدل، خودهمبستگی را رفع کرد. روش دوم: دراین روش برای رفع خودهمبستگی، ورود عبارات خودرگرسیون ARMA(p,q) در معادلات تخمینی اولیه است. مدل‌های آورده شده عبارات شامل وقفه را که به طور عمده خودهمبستگی به‌وجود می‌آورند از مدل حذف می‌کنند. بنابراین، از روش دوم و تصریح مدل ARMA(6,0) یا به عبارت بهتر AR(6) برای رفع خودهمبستگی استفاده شد. این مدل پایین‌ترین میزان معیارهای آکائیک(AIC)[2] و شوارتز (SBC)[3] را در میان دیگر مدل‌های برازش شده دارد و همچنین، تابع خودهمبستگی جزئی در آن، میزان ۶ وقفه برای تصریح مدل AR را پیشنهاد می‌کند. نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری پس از تصریح مدل آورده شده با روش دوم، نشان‌دهنده‌ی نبود خودهمبستگی سریالی در مدل‌های تخمینی است. این آزمون‌ها در جداول (۵) و (۶) نشان داده شده است[4].

جدول۵- نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری مربوط به مدل قیمت‌های اسپات

آماره‌ی توزیع F	۰/۸۲	احتمال	۰/۴۳
ضریب تعیین مشاهده شده	۱/۷۳	احتمال	۰/۴۲

منبع: نتایج تحقیق

جدول٦- نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری مربوط به مدل قیمت‌های آتی‌ها

آماره‌ی توزیع F	۰/۸۶	احتمال	۰/۴۲
ضریب تعیین مشاهده شده	۱/۸۲	احتمال	۰/۴۰

منبع: نتایج تحقیق

۱. در جداول مربوط به پیوست شماره‌ی (۲) این مطالعه، نتایج کامل آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری آمده است.

2- Akaike Information Criterion

3- Schwartz Bayesian Criterion

۴- در جداول مربوط به پیوست شماره‌ی (۳) این مطالعه، نتایج کامل آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری پس از تصریح مدل جدید و رفع خودهمبستگی آمده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

اکنون، با توجه به این‌که روابط رگرسیونی دارای خودهمبستگی سریالی نیست، می‌توان با استفاده از همبستگی‌نگار[1] با توابع خودهمبستگی[2] و خودهمبستگی جزئی[3]، وقفه‌های مربوط به جزء اخلال و تعیین ARMA مورد نیاز در بخش واریانس ناهمسان شرطی مدل یا بخش ARCH اجزای اخلال را برآورد کرد. همچنین، می‌توان به‌جای بکارگیری این روش با مشاهده میزان احتمالات و معنی‌داری ضرایب در مدل واریانس ناهمسان اجزای اخلال، وقفه‌های مربوط به جزء اخلال و تعیین ARMA مورد نیاز را برازش کرد و تعیین کرد.

بر اساس نمودار همبستگی‌نگار، وقفه‌های بهینه با برآورد این نمودار، برای مجذور پسماندهای مدل، بدست خواهد آمد که با روش دوم نیز این میزان وقفه تأیید شده است؛ زیرا مراتب بالاتر وقفه، برازشی مناسب از مدل تخمینی ندارد و ضرایب معادله‌ی واریانس معنی‌دار نخواهد بود. بر این اساس، مدل GARCH(p,q) بهینه با یک وقفه در جزء ARCH (q=1) و یک وقفه در جزء GARCH (p=1) به صورت GARCH(1,1) می‌تواند براوردی مناسب از پسماندهای واریانس ناهمسان مدل داشته باشد. این برازش برای معادلات (۳) و (۴) نتیجه‌ای یکسان دارد. بنابراین، مدل پسماندهای بدست آمده در معادلات (۳) و (۴) به صورت معادله‌ی (۵) برآورد خواهد شد:

$$\sigma^2{}_t = \omega + u_1\varepsilon_{t-1}^2 + \delta_1\sigma^2{}_{t-1} \qquad (۵)$$

$$\omega > 0\,, u_1 \geq 0\,, \delta_1 \geq 0$$

درراستای تعیین وقفه‌های مورد نیاز برای متغیرهای موجود در مدل از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز (SBC) بهره‌گرفته می‌شود. در این معیارها مقادیری از وقفه برای مدل، گزینش خواهند شد که میزان معیارهای گفته شده را حداقل کند. همچنین، با توجه به معیارهای دیگر؛ از جمله ضریب تعیین تعدیل شده و انحراف معیار خطاها و میزان لگاریتم درست‌نمایی، مدل GARCH(1,1) با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی براورد می‌شود. ضرایب برآوردشده از معادلات (۳) و (۴) و با توجه به معادله‌ی (۵) در جداول (۷) و (۸) نشان داده شده است[4].

1- Correlogram
2- Auto Correlation Function (ACF)
3- Partial Auto Correlation Function (ACF)
۴- در جداول مربوط به پیوست شماره‌ی (۴) این مطالعه، نتایج کامل براورد مدل‌های این مطالعه آمده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

جدول۷- براورد مدل GARCH(1,1) برای مدل قیمت‌های اسپات نفت خام

معادله میانگین				
پارامتر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی Z	احتمال
c	-۰/۰۶۲۰۸۵	۰/۰۱۳۱۲۶	-۴/۷۲۹۸۵۶	۰/۰۰۰۰
α_1	-۰/۰۰۹۴۴۸	۰/۰۰۱۱۲۸۹	-۷/۳۲۸۵۰۵	۰/۰۰۰۰
β_0	۱/۰۱۱۹۶۴	۰/۰۰۱۱۹۲	۸۴۹/۱۱۶۸	۰/۰۰۰۰
θ_1	۰/۰۰۰۵۷۱	۰/۰۰۰۴۴۱	۱/۲۹۵۳۱۱	۰/۱۹۵۲
θ_2	-۰/۰۰۲۵۰۱	۰/۰۰۰۷۶۴	-۳/۲۷۵۰۷۴	۰/۰۰۱۱
θ_3	۰/۰۰۱۸۵۶	۰/۰۰۰۳۶۴	۵/۰۹۷۰۰۱	۰/۰۰۰۰
ρ_1	-۰/۰۰۰۰۰۲۲۸	۰/۰۰۰۰۰۰۰۴۵۱	-۵/۰۵۱۳۹۲	۰/۰۰۰۰
ρ_2	۰/۰۰۰۰۰۲۵۸	۰/۰۰۰۰۰۰۰۴۳۶	۵/۹۱۴۰۵۵	۰/۰۰۰۰
π_1	-۰/۷۳۲۸۷۰	۰/۰۷۳۱۲۳	-۱۰/۰۲۲۴۵	۰/۰۰۰۰
π_2	-۰/۶۷۲۳۷۸	۰/۰۶۰۲۵۹	-۱۱/۱۵۸۲۱	۰/۰۰۰۰
π_3	-۰/۴۶۷۲۱۲	۰/۰۷۰۸۲۷	-۶/۵۹۶۵۵۹	۰/۰۰۰۰
π_4	-۰/۳۷۰۱۹۵	۰/۰۶۳۶۵۷	-۵/۸۱۵۴۳۴	۰/۰۰۰۰
π_5	-۰/۱۸۷۰۲۳	۰/۰۵۸۹۶۹	-۳/۱۷۱۵۶۲	۰/۰۰۱۵
π_6	-۰/۰۹۳۲۱۸	-۰/۰۳۸۸۵۳	-۲/۳۹۹۲۸۷	۰/۰۱۶۴
معادله‌ی واریانس				
ω	۰/۰۰۲۱۳۴	۰/۰۰۰۵۰۰	۴/۲۶۹۳۴۸	۰/۰۰۰۰
u_1	۱/۱۱۱۷۱۶	۰/۱۵۸۳۲۹	۷/۰۲۱۵۵۷	۰/۰۰۰۰
δ_1	۰/۱۸۸۱۶۸	۰/۰۶۲۱۴۸	۰/۰۲۷۷۲۵	۰/۰۰۲۵

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۸- براورد مدل GARCH(1,1) برای مدل قیمت‌های آتی‌های نفت خام

معادله‌ی میانگین				
پارامتر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال
c	۰/۰۶۰۷۴۲	۰/۰۱۲۹۶۸	۴/۶۸۴۰۲۱	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۰۰۹۶۶۱	۰/۰۰۱۲۶۴	۷/۶۴۳۷۹۴	۰/۰۰۰۰
β_0	۰/۹۸۷۷۸۶	۰/۰۰۱۱۹۶	۸۲۶/۰۳۴۵	۰/۰۰۰۰

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

ادامه جدول ۸- براورد مدل GARCH(1,1) برای مدل قیمت‌های آتی‌های نفت خام

معادله‌ی میانگین				
θ_1	−۰/۰۰۰۵۸۱	۰/۰۰۰۴۴۲	−۱/۳۱۵۹۸۳	۰/۱۸۸۲
θ_2	۰/۰۰۲۴۹۴	۰/۰۰۰۷۷۱	۳/۲۳۴۳۷۵	۰/۰۰۱۲
θ_3	−۰/۰۰۱۸۴۱	۰/۰۰۰۳۶۷	−۵/۰۰۸۵۴۳	۰/۰۰۰۰
ρ_1	۰/۰۰۰۰۰۲۲۴	۰/۰۰۰۰۰۰۴۴۲	−۵/۰۶۵۵۶۳	۰/۰۰۰۰
ρ_2	−۰/۰۰۰۰۰۲۵۳	۰/۰۰۰۰۰۰۴۲۷	−۵/۹۳۶۷۸۰	۰/۰۰۰۰
π_1	−۰/۷۴۲۸۵۱	۰/۰۷۳۶۹۶	−۱۰/۰۷۹۹۵	۰/۰۰۰۰
π_2	−۰/۶۷۷۴۰۷	۰/۰۶۰۸۴۹	−۱۱/۱۳۲۵۷	۰/۰۰۰۰
π_3	−۰/۴۶۸۴۱۸	۰/۰۷۱۲۶۵	−۶/۵۷۲۸۷۱	۰/۰۰۰۰
π_4	−۰/۳۶۷۴۰۴	۰/۰۶۴۳۴۴	−۵/۷۰۹۹۷۱	۰/۰۰۰۰
π_5	−۰/۱۸۵۲۵۵	۰/۰۵۹۱۶۵	−۳/۱۳۱۱۷۱	۰/۰۰۱۷
π_6	−۰/۰۸۹۸۱۱	۰/۰۳۸۴۲۴	−۲/۳۳۷۳۳۷	۰/۰۱۹۴
معادله‌ی واریانس				
ω	۰/۰۰۲۰۷۹	۰/۰۰۰۴۸۸	۴/۲۶۰۹۱۰	۰/۰۰۰۰
u_1	۱/۱۱۴۳۸۲	۰/۱۵۷۶۵۵	۷/۰۶۸۴۷۸	۰/۰۰۰۰
δ_1	۰/۱۸۶۵۲۱	۰/۰۶۲۶۰۵	۲/۹۷۹۳۱۴	۰/۰۰۲۹

منبع: نتایج تحقیق

به منظور بررسی وجود اثر ARCH نیاز است تا از آزمون ARCH LM یا آزمون ضریب لاگرانژ[1] استفاده شود. پس از براورد مدل GARCH(1,1) و برازش بهترین مدل با توجه به اجزای اختلال و مدل‌سازی واریانس شرطی، می‌توان با استفاده از آزمون یادشده، نسبت به باقی‌ماندن اثرات ARCH در مدل بهینه اطمینان یافت. جدول (۹) نشان می‌دهد که در مدل بهینه‌ی توضیح‌دهنده‌ی رابطه‌ی اسپات قیمت نفت خام با دیگر متغیرها، اثرات ARCH در مدل باقی نمانده است و معنی‌داری ضرایب معادله‌ی واریانس نیز این امر را تأیید می‌کند.

۱- برای اطلاعات بیشتر به مقاله زیر نگاه کنید:

Lee, John. H. H (1991), "A Lagrange Multiplier Test for GARCH Models", Economics Letters, Vol.37, Issue.3, p.p.265-271.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

جدول ۹- نتایج آزمون ARCH LM روی اجزای اخلال براورد مدل مربوط به قیمت‌های اسپات

آماره‌ی توزیع F	۰/۶۷۶	**احتمال**	۰/۴۱
ضریب تعیین مشاهده شده	۰/۶۷۹	**احتمال**	۰/۴۰

منبع: نتایج تحقیق

همچنین، نتایج آزمون یادشده برای معادله‌ی قیمت‌های آتی‌ها در جدول (۱۰) آمده است که نشان‌دهنده‌ی نبود اثر ARCH در اجزای اخلال مدل برآوردی است.[۱]

جدول۱۰- نتایج آزمون ARCH LM روی اجزای اخلال براورد مدل مربوط به قیمت‌های آتی‌ها

آماره‌ی توزیع F	۰/۶۸۷	**احتمال**	۰/۴۰۷
ضریب تعیین مشاهده شده	۰/۶۹	**احتمال**	۰/۴۰۵

منبع: نتایج تحقیق

نتایج رگرسیونی درجدول (۷)و(۸) با توجه به پایه های نظری این مطالعه به ترتیب زیر قابل تفسیر است:

۱ـ نتایج بدست‌آمده از برآورد رگرسیونی با استفاده از مدل GARCH(1,1) برای تغییر در قیمت‌های اسپات و آتی‌ها نشان می‌دهد که، همه‌ی ضرایب این رگرسیون با توجه به مقادیر آماره‌ی z و احتمالات مرتبط با هر ضریب، معنادار است. ضمن اینکه، میزان حداقل معیارهای آکائیک و شوارتز و وجود ضریب تعیین ۹۹/۹ درصدی نشان از برازش مناسب این مدل است. همچنین، میزان آماره‌ی دوربین واتسون در دو معادله که برابر میزان تقریبی ۲ است، نشان‌دهنده‌ی نبود خودهمبستگی در پسماندهای مدل براورد شده می‌باشد.

۲ـ مجموع ضرایب به‌دست آمده از مدل GARCH(1,1) در مدل تغییرات قیمت‌های اسپات و آتی‌های نفت خام در معادلات واریانس، برابر واحد نیست. لذا، در مدل GARCH(1,1) اثری از ریشه‌ی واحد و تبدیل شدن مدل به IGARCH وجود ندارد. نبودن این اثر در مجموع ضرایب بدان معنی است، که شوک وارد شده به واریانس شرطی یا عدم اطمینان در قیمت‌های بازار اسپات یا آتی‌های نفت خام دیرپا و ماندگار نیست و برای پیش‌بینی آینده چندان اهمیت نخواهد داشت. بنابراین، نوسان‌ها در بازار نفت همانند برآورد دیدگاه‌های اقتصاد مالی ، عمدتاً گذرا و موقتی بوده و افزایش شدید نوسان‌ها درنهایت برای یک یا دو ماه پایدار بوده است.

۱- در جداول مربوط به پیوست شماره‌ی (۵) این مطالعه، نتایج کامل‌تر آزمون گفته شده آمده است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

۳ـ ضریب واریانس با یک وقفه در مدل GARCH(1,1) نشان‌دهنده‌ی نااطمینانی و یا نوسان‌های متغیر وابسته در دوره‌ی زمانی بررسی شده است. این ضریب در معادلات واریانس برای تغییرات قیمت‌های اسپات و قیمت‌های آتی‌ها در حدود ۰/۱۸ است. این ضریب نشان می‌دهد که نوسان‌ها و نااطمینانی در قیمت‌های اسپات یا آتی‌ها با ضریب ۰/۱۸ بر نوسان‌ها و نااطمینانی دوره‌ی جاری متغیرهای یاد شده اثرگذار است.

۴ـ تغییرات لگاریتمی مربوط به قیمت‌های اسپات نفت خام وست تگزاس اینترمدیت نشان‌می‌دهد که رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری میان قیمت آتی‌ها و قیمت اسپات نفت خام وجود دارد و با افزایش قیمت آتی‌های نفت خام، قیمت اسپات افزایش خواهد یافت. ضرایب مربوط به تغییرات ریسک مبنا، اختلاف میان قیمت اسپات و آتی‌ها را نشان می‌دهد و با توجه به ضرایب برآورد شده، می‌تواند از یک دوره تا سه دوره‌ی گذشته بر تغییرات قیمت‌های اسپات اثرگذار باشد.

متغیر ریسک مبنا یکی از مهم‌ترین متغیرهای مربوط به روابط قیمتی میان تغییرات قیمت‌های اسپات، آتی‌ها و موجودی ذخایر تجاری نفت خام است و همانند یک ارتباط دهنده و متوازن‌کننده میان عملکرد بازار اسپات، آتی‌ها و میزان موجودی انبار نفت خام عمل می‌کند. به عبارتی، با کاهش ریسک مبنا در دوره‌ی پیش، نوسان‌های بازار اسپات و آتی‌ها در دوره‌ی جاری کم‌تر شده و با توجه به ضریب منفی تغییرات ریسک مبنا بر قیمت‌های اسپات اثر مثبت می‌گذارد. این مسأله ذخایر تجاری نفت خام را کاهش می‌دهد و به همین علت، در صورتی که ضریب انبارداری با یک وقفه‌ی منفی همراه باشد، با کاهش میزان ذخایر تجاری نفت خام اثر مثبت بر قیمت‌های اسپات افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، ریسک مبنا به دلیل تأثیرپذیری از متغیرهایی؛ چون هزینه‌های انبارداری، حمل و نقل، نرخ بهره، وضعیت روانی بازار و عملکرد نیروهای عرضه و تقاضا دائماً در حال تغییر است[1] بنابراین، ریسک مبنا نشان‌دهنده‌ی بازدهی برای پوشش ریسک نگهداری ذخایر تجاری نفت است و هرچه این تفاوت اندک باشد، به معنی بازدهی بالاتر برای معامله‌گران بوده و اثر مثبت بر تقاضای تجاری نفت دارد.

به بیان دیگر، با کاهش ریسک مبنا، نااطمینانی نسبت به نوسان‌های قیمت‌های گذشته نفت خام و تحولات قیمتی آتی‌های نفت خام در آینده کاهش پیدا می‌کند و تقاضا برای نگهداری نفت خام افزایش خواهد یافت و درنهایت قیمت‌های اسپات نفت خام از دوره‌ی پیش تا دوره‌ی جاری تقویت خواهد شد. با این شرایط، همان‌طور که انتظار می‌رود، تغییر موجودی یا ذخایر تجاری نفت خام با یک دوره وقفه با اثر منفی بر تغییرات قیمت اسپات نفت خام همراه است. این مسأله فرضیه‌ی بنیادی و نظری که در اقتصاد مالی

۱- مسعود. درخشان (۱۳۸۳)، «مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت»، مؤسسه‌ی مطالعات بین‌المللی انرژی، صفحه‌ی ۱۶۴ و ۱۶۵.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

مطرح شده است را تأیید می‌کند. به بیانی گویا، در بازار نفت خام همواره کشش عرضه و تقاضا در بازار اسپات کم‌تر از آتی‌هاست. بنابراین، با کاهش میزان ذخایر تجاری در دوره‌ی پیش، قیمت‌های اسپات افزایش خواهد یافت. این میزان برای دو دوره وقفه در موجودی انبار بازار نفت، ضریب مثبت را نشان می‌دهد که البته، میزان تأثیرپذیری قابل ملاحظه نیست.

لذا پرواضح است که تغییر قیمت‌های اسپات نفت خام در بازار آمریکا به طور معناداری به تغییر قیمت‌های اسپات در دوره‌ی پیش از خود وابسته است که با تغییرات ریسک مبنا همراه تغییر قیمت‌های دوره‌ی پیش آتی‌های نفت خام بازار آمریکا نیز در ارتباط خواهد بود.

معادله‌ی قیمتی اسپات نفت خام آمریکا نشان می‌دهد که تغییرات در قیمت اسپات به‌صورت هم‌زمان از تغییر قیمت آن در دوره‌ی پیش از خود، تغییر قیمت آتی‌های دوره‌ی جاری و دوره‌های پیش از آن، همراه با تغییرات در میزان ریسک مبنا و درنهایت، از شوک‌های وارده بر ذخایر تجاری نفت خام متأثر است.

۵ـ تغییر لگاریتمی قیمت نفت خام آتی‌های وست تگزاس اینترمدیت نیز نشان می‌دهد که این تغییرات به طور متقابل از تغییر قیمت‌های اسپات دوره‌ی جاری و آتی‌های دوره‌ی پیش از خود متأثر می‌شود. تغییر قیمت آتی‌ها با ضریب مثبت و معنی‌دار از تغییر قیمت اسپات همان دوره متأثر است. ضمن اینکه، اثرگذاری تغییر قیمت آتی‌ها با یک دوره وقفه بر تغییرات قیمت آتی‌های نفت خام در دوره‌ی جاری معنی‌دار خواهد بود. در این حالت نیز ضرایب مربوط به تغییرات ریسک مبنا که اختلاف میان قیمت اسپات و آتی‌ها را نشان می‌دهد، با توجه به ضرایب برآورد شده، می‌تواند از یک دوره تا سه دوره‌ی گذشته بر تغییر قیمت‌های آتی‌ها اثرگذار باشد. رابطه‌ی تغییر قیمت‌های آتی‌ها همچون تغییر قیمت‌های اسپات متأثر از تغییرات ریسک مبنا و موجودی انبار براساس مکانیزم گذشته خواهد بود، با این تفاوت که واکنش‌های متقابل در بازار آتی‌ها نسبت به بازار اسپات سریع‌تر است. نتایج به‌دست آمده از روابط یاد شده با بسیاری از مطالعاتی که در زمینه‌ی اقتصاد مالی برای دیگر بازارها مانند گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی و دیگر بورس‌ها محاسبه شده، مشابه است.

٦- نتیجه گیری

در این مطالعه با استفاده از رویکرد GARCH و بکارگیری اطلاعات ماهانه‌ی قیمت اسپات نفت خام WTI، قیمت آتی‌های نفت خام WTI با نزدیک‌ترین زمان سررسید (بر اساس قراردادهای یک‌ماهه)، ذخایر تجاری نفت خام WTI و ریسک مبنای تعدیل شده برای دوره‌ی زمانی ژانویه ۱۹۸۶ تا پایان دسامبر ۲۰۱۰، روابط میان قیمت‌های اسپات و آتی‌های نفت خام ارائه گردید که دراین راستا تأثیر ریسک مبنا و

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

ذخایر تجاری نفت خام بر تغییر قیمت‌های گفته شده تحلیل وبررسی شد. در گام نخست، از طریق تحلیل داده‌ها و کاربرد مدل؛ آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته انجام شد و ملاحظه شد که همه‌ی سری‌های زمانی، به‌جز میزان ذخایر تجاری دارای ریشه واحد است.

در گام دوم، با توجه به تغییرات واریانس سری‌های زمانی گفته شده، اثر ARCH در ساختار پسماندهای مدل بررسی شد.

در گام سوم، آزمون‌های خوبی برازش، به منظور اطمینان از نبود خودهمبستگی‌های سریالی میان جزء اخلال‌ها انجام شد که نتایج آزمون حاکی از وجود خودهمبستگی سریالی در پسماندهای معادلات برآوردی بود. به همین دلیل، از روش ARMA (p,q) برای برازش مناسب و تغییر تصریح اولیه مدل استفاده شد.

در گام چهارم با استفاده از همبستگی‌نگار، وقفه‌های مربوط به جزء اخلال و تعیین ARMA مورد نیاز در بخش واریانس ناهمسانی شرطی مدل، برآورد شد. همچنین، برای تعیین وقفه‌های مورد نیاز متغیرهای موجود در مدل، از معیارهای آکائیک و شوارتز بهره گرفته شد.

در گام پایانی نیز از آزمون ضریب لاگرانژ برای بررسی وجود اثر ARCH استفاده شد.

نتایج بدست آمده از برآورد رگرسیون‌ها نشان می‌دهد، که رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری میان تغییرات قیمت در آتی‌ها و اسپات وجود دارد. با افزایش قیمت آتی‌های نفت خام، قیمت اسپات نیز افزایش خواهد یافت. همچنین، تغییرات قیمت آتی‌ها با ضریب مثبت و معنی‌داری از تغییرات قیمت اسپات همان دوره تأثیر می‌پذیرد. همچنین، اثرگذاری تغییر قیمت‌های آتی‌ها با یک دوره وقفه بر قیمت آتی‌های نفت خام در دوره‌ی جاری معنی‌دار خواهد بود. ذخایر تجاری با یک دوره وقفه، اثر منفی بر تغییرات قیمت اسپات دارد که فرضیه‌ی بنیادی در اقتصاد مالی را تأیید می‌کند. تغییرات ریسک مبنای تعدیل شده نیز می‌تواند از یک تا سه دوره‌ی گذشته بر قیمت‌های اسپات و آتی‌ها اثرگذار باشد.

همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و افزایش آگاهی از ماهیت و سازوکار بازار آتی‌ها و روش و میزان اثرگذاری آن بر بازار اسپات، پیش‌بینی قیمت‌های اسپات در دوره‌های بعدی را تسهیل خواهد نمود.

از سوی دیگر، شواهد آماری نشان می‌دهد که بر سرعت و حجم مبادلات در بازارهای آتی‌های نفت در طول زمان افزوده شده است که عمدتاً به دلیل مقررات‌زدایی از بازارهای مالی و پیشرفت فناوری است؛ که پی‌آمدآن، افزایش بی‌ثباتی و نوسان در این بازارهاست. لذا، ضروری است که درآینده با توجه به وجود

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار میان قیمت آتی‌ها و اسپات نفت خام ، از ابزارها و روش‌هایی برای کاهش ریسک و نوسان‌های قیمت نفت خام استفاده شود.

منابع و مآخذ

اندرس. والتر (۱۳۸۶)، **اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی**، ترجمه‌ی مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، جلد اول.

درخشان. مسعود (۱۳۸۳)، **مشتقات و مدیریت ریسک در بازارهای نفت**، مؤسسه‌ی مطالعات بین‌المللی انرژی، تهران.

کاملی. علیرضا (۱۳۸۸)، **نحوه معاملات نفت خام در بازارهای واقعی**، مؤسسه‌ی مطالعات بین‌المللی انرژی، تهران.

Ates, Aysegul and Wang, George. H. K, (2007), "***Price Dynamics in energy Spot and Futures markets: The Role of Inventory and Weather***", Financial Management Association Annual.

Caporale, Guglielmo Maria, Ciferri, Davide and Giradi, Alessandro (2010), "**Time-Varying Spot and Futures Oil Prices Dynamics**", Working Paper, Brunel University, Department of Economics and Finance.

Chang Chia-Lin, McAleer, Michael and Tansuchat, Roengchai (2011), "**Crude Oil Hedging Strategies Using Multivariate GARCH**", Energy Economics, Available online 27 January 2011.

Fama. E. F And French. K. R (1987), "**Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums and the Theory of Storage**", Journal of Business, Vol.60, p.p. 55-74.

Fattouh. Bassam (2010), "**Oil Market Dynamics through the Lens of the 2002-2009 Price Cycle**", Oxford Institute for Energy Studies, Working Paper M39.

Geman, Helyette and Ohana, Steve (2009); "**Forward Curves, Scarcity and Price Volatility in Oil and Natural Gas Market**", Energy Economics, Vol.31, Issue.4, p.p. 576-585.

Huang, Dengshi, Wang, Yudong and Wei. Yu (2010), "**Forecasting Crude Oil Market Volatility: Further Evidence Using GARCH-Class Models**", Energy Economics, Vol.32, Issue.6, p.p. 1477-1484.

Jalali-Naini. Ahmad. R (2009), "**The Impact of Financial Markets on the Price of Oil and Volatility: Developments since 2007**": OPEC Secretrariat, Research Division, Petroleum Studies Department.

Kaufmann, Robert. K (2011), "**The Role of Market Fundamentals and Speculation in Recent Price Changes for Crude Oil**", Energy Policy, Vol.39, Issue.3, p.p. 105-115.

Lee. Chien-Chiang and Zeng Jhih-Hong (2011); "**Revisiting the Relationship**

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

between Spot and Future Oil Prices: Evidence from Quantile Cointegrating Regression", Energy Economics, Available online 23 February 2011.

Lee. John. H H (1991), "**A Lagrange Multiplier Test for GARCH Models**", Economics Letters, Vol.37, Issue.3, p.p.265-271.

Nomikos. Nikos. K And Pouliasis. Panos. k (2011), "**Forecasting Petroleum Futures Markets Volatility: The Role of Regimes and Market Conditions**", Energy Economics, Vol.33, Issue.2, p.p. 321-337.

Pindyck. Robert. S (2001), "**The Dynamics of Commodity Spot and Futures Markets: A Primer**", The Energy Journal, Vol.22, Issue.3, p.p.1-29.

Radchenko. Stanislav and Shapiro. Dmitry (2011), "**Anticipated and Unanticipated Effects of Crude Oil Prices and Gasoline Inventory Changes on Gasoline Prices**", Energy Economics, Available online 14 January 2011.

United Nations (2011), "**Price formation in financialized commodity markets: the role of information**", United Nations Conference on Trade and Development.

Wang. Yudong, Wei. Yu and Wu. Chongfeng (2011), "**Detrended Fluctuation Analysis on Spot and Future Markets of West Texas Intermediate Crude Oil**", Physica A, Vol.390, Issue.5, p.p.864-875.

Wang. Yudong, Wu. Chongfeng and Wei. Yu (2011), "**Can GARCH-Class Models Capture Long Memory in WTI Crude Oil Markets**?", Economic Modeling, Vol.28, Issue.3, p.p.921-927.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

پیوست شماره (۱)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LCT)

Null Hypothesis: D(LCT) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.965887	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.452215	
	5% level	-2.871061	
	10% level	-2.571915	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LCT,2)
Method: Least Squares
Date: 03/18/11 Time: 13:17
Sample (adjusted): 1986M04 2010M12
Included observations: 297 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LCT(-1))	-0.493706	0.061977	-7.965887	0.0000
D(LCT(-1),2)	-0.148577	0.057427	-2.587215	0.0102
C	0.145350	0.203071	0.715761	0.4747

R-squared	0.304805	Mean dependent var	0.026061
Adjusted R-squared	0.300075	S.D. dependent var	4.173944
S.E. of regression	3.491985	Akaike info criterion	5.348867
Sum squared resid	3585.023	Schwarz criterion	5.386178
Log likelihood	-791.3068	Hannan-Quinn criter.	5.363804
F-statistic	64.45134	Durbin-Watson stat	1.962128
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LFT)

Null Hypothesis: D(LFT) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.010425	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.452215	
	5% level	-2.871061	
	10% level	-2.571915	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LFT,2)
Method: Least Squares
Date: 03/18/11 Time: 13:17
Sample (adjusted): 1986M04 2010M12
Included observations: 297 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LFT(-1))	-0.494834	0.061774	-8.010425	0.0000
D(LFT(-1),2)	-0.138378	0.057507	-2.406272	0.0167
C	0.145431	0.201601	0.721380	0.4712

R-squared	0.299990	Mean dependent var	0.026094
Adjusted R-squared	0.295228	S.D. dependent var	4.129369
S.E. of regression	3.466634	Akaike info criterion	5.334295
Sum squared resid	3533.159	Schwarz criterion	5.371605
Log likelihood	-789.1428	Hannan-Quinn criter.	5.349231
F-statistic	62.99709	Durbin-Watson stat	1.967561
Prob(F-statistic)	0.000000		

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

ادامه پیوست شماره (۱)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(BASIS)

Null Hypothesis: D(BASIS) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.743421	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.452366	
	5% level	-2.871128	
	10% level	-2.571950	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(BASIS,2)
Method: Least Squares
Date: 03/15/11 Time: 16:17
Sample (adjusted): 1986M06 2010M12
Included observations: 295 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BASIS(-1))	-0.696212	0.079627	-8.743421	0.0000
D(BASIS(-1),2)	0.130236	0.075119	1.733725	0.0840
D(BASIS(-2),2)	0.013290	0.064254	0.206829	0.8363
D(BASIS(-3),2)	0.197026	0.055687	3.538107	0.0005
C	0.164519	0.480425	0.342444	0.7323

R-squared	0.343393	Mean dependent var	0.035502
Adjusted R-squared	0.334336	S.D. dependent var	10.10444
S.E. of regression	8.244034	Akaike info criterion	7.073661
Sum squared resid	19709.59	Schwarz criterion	7.136152
Log likelihood	-1038.365	Hannan-Quinn criter.	7.098684
F-statistic	37.91609	Durbin-Watson stat	1.985445
Prob(F-statistic)	0.000000		

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INV

Null Hypothesis: INV has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.842463	0.0028
Test critical values:	1% level	-3.452141	
	5% level	-2.871029	
	10% level	-2.571897	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(INV)
Method: Least Squares
Date: 03/18/11 Time: 13:19
Sample (adjusted): 1986M03 2010M12
Included observations: 298 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INV(-1)	-0.079718	0.020747	-3.842463	0.0001
D(INV(-1))	0.223244	0.057536	3.880074	0.0001
C	15555.17	4054.315	3.836696	0.0002

R-squared	0.077712	Mean dependent var	82.74161
Adjusted R-squared	0.071459	S.D. dependent var	7223.326
S.E. of regression	6960.456	Akaike info criterion	20.54389
Sum squared resid	1.43E+10	Schwarz criterion	20.58111
Log likelihood	-3058.040	Hannan-Quinn criter.	20.55879
F-statistic	12.42834	Durbin-Watson stat	1.962043
Prob(F-statistic)	0.000007		

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

پیوست شماره (۲)

آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری مربوط به مدل قیمت‌های اسپات

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	49.40167	Prob. F(2,287)	0.0000
Obs*R-squared	76.06101	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 03/21/11 Time: 12:08
Sample: 1986M04 2010M12
Included observations: 297
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014314	0.076326	0.187539	0.8514
D(LCT(-1))	0.001204	0.002446	0.492123	0.6230
D(LFT)	-7.87E-05	0.002186	-0.036017	0.9713
DBASIS(-1)	0.001156	0.001014	1.140454	0.2550
DBASIS(-2)	-0.001085	0.001549	-0.700377	0.4843
DBASIS(-3)	-2.31E-05	0.000886	-0.026079	0.9792
INV(-1)	-1.53E-06	1.14E-06	-1.348608	0.1785
INV(-2)	1.47E-06	1.15E-06	1.283529	0.2003
RESID(-1)	-0.576323	0.057992	-9.937944	0.0000
RESID(-2)	-0.263431	0.059352	-4.438424	0.0000

R-squared	0.256098	Mean dependent var	1.93E-17
Adjusted R-squared	0.232770	S.D. dependent var	0.147647
S.E. of regression	0.129327	Akaike info criterion	-1.219862
Sum squared resid	4.800178	Schwarz criterion	-1.095494
Log likelihood	191.1495	Hannan-Quinn criter.	-1.170073
F-statistic	10.97815	Durbin-Watson stat	2.120522
Prob(F-statistic)	0.000000		

آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری مربوط به مدل قیمت‌های آتی‌ها

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	50.65321	Prob. F(2,287)	0.0000
Obs*R-squared	77.48522	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 03/21/11 Time: 12:09
Sample: 1986M04 2010M12
Included observations: 297
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006842	0.075686	-0.090406	0.9280
D(LFT(-1))	0.000686	0.002439	0.281418	0.7786
D(LCT)	0.000323	0.002152	0.150152	0.8807
DBASIS(-1)	-0.000948	0.001005	-0.943486	0.3462
DBASIS(-2)	0.000891	0.001536	0.579988	0.5624
DBASIS(-3)	7.19E-06	0.000879	0.008172	0.9935
INV(-1)	1.62E-06	1.13E-06	1.434574	0.1525
INV(-2)	-1.60E-06	1.14E-06	-1.403426	0.1616
RESID(-1)	-0.582939	0.057930	-10.06287	0.0000
RESID(-2)	-0.270107	0.059312	-4.554005	0.0000

R-squared	0.260893	Mean dependent var	-2.05E-17
Adjusted R-squared	0.237715	S.D. dependent var	0.146900
S.E. of regression	0.128257	Akaike info criterion	-1.236471
Sum squared resid	4.721108	Schwarz criterion	-1.112103
Log likelihood	193.6160	Hannan-Quinn criter.	-1.186682
F-statistic	11.25627	Durbin-Watson stat	2.114466
Prob(F-statistic)	0.000000		

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

پیوست شماره (۳)

آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری مربوط به مدل قیمت‌های اسپات پس از رفع خودهمبستگی

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.824453	Prob. F(2,275)	0.4396
Obs*R-squared	1.734443	Prob. Chi-Square(2)	0.4201

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 03/19/11 Time: 23:28
Sample: 1986M10 2010M12
Included observations: 291
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001732	0.018757	0.092328	0.9265
D(LCT(-1))	-0.000100	0.001855	-0.054077	0.9569
D(LFT)	-4.38E-05	0.001782	-0.024596	0.9804
DBASIS(-1)	0.000115	0.000824	0.139886	0.8889
DBASIS(-2)	-0.000161	0.001581	-0.101852	0.9189
DBASIS(-3)	4.74E-05	0.000813	0.058289	0.9536
INV(-1)	-1.66E-07	6.84E-07	-0.243317	0.8079
INV(-2)	1.58E-07	6.87E-07	0.230216	0.8181
AR(1)	0.244500	0.352675	0.693274	0.4887
AR(2)	0.314146	0.259295	1.211538	0.2267
AR(3)	0.230832	0.197337	1.169738	0.2431
AR(4)	0.191153	0.170768	1.119367	0.2640
AR(5)	0.148415	0.138473	1.071796	0.2848
AR(6)	0.071291	0.085790	0.830995	0.4067
RESID(-1)	-0.263570	0.355475	-0.741458	0.4590
RESID(-2)	-0.143396	0.300667	-0.476927	0.6338

R-squared	0.005960	Mean dependent var	7.34E-13
Adjusted R-squared	-0.048260	S.D. dependent var	0.115423
S.E. of regression	0.118175	Akaike info criterion	-1.379886
Sum squared resid	3.840468	Schwarz criterion	-1.177917
Log likelihood	215.7735	Hannan-Quinn criter.	-1.298976
F-statistic	0.109927	Durbin-Watson stat	2.001458
Prob(F-statistic)	0.999991		

آزمون ضریب لاگرانژ بریوش-گادفری مربوط به مدل قیمت‌های اسپات پس از رفع خودهمبستگی

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.867799	Prob. F(2,275)	0.4210
Obs*R-squared	1.825059	Prob. Chi-Square(2)	0.4015

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 03/19/11 Time: 23:29
Sample: 1986M10 2010M12
Included observations: 291
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001661	0.018637	-0.089130	0.9290
D(LFT(-1))	0.000131	0.001841	0.071054	0.9434
D(LCT)	4.78E-05	0.001764	0.027088	0.9784
DBASIS(-1)	-0.000113	0.000820	-0.137369	0.8908
DBASIS(-2)	0.000156	0.001574	0.098847	0.9213
DBASIS(-3)	-4.45E-05	0.000809	-0.055026	0.9562
INV(-1)	1.72E-07	6.78E-07	0.253421	0.8001
INV(-2)	-1.64E-07	6.82E-07	-0.240704	0.8100
AR(1)	0.254046	0.357552	0.710515	0.4780
AR(2)	0.322197	0.259089	1.243577	0.2147
AR(3)	0.237388	0.197711	1.200684	0.2309
AR(4)	0.195854	0.170707	1.147312	0.2523
AR(5)	0.151912	0.138331	1.098181	0.2731
AR(6)	0.073349	0.085693	0.855952	0.3928
RESID(-1)	-0.273908	0.360217	-0.760398	0.4477
RESID(-2)	-0.144266	0.302844	-0.476371	0.6342

R-squared	0.006272	Mean dependent var	-4.96E-13
Adjusted R-squared	-0.047932	S.D. dependent var	0.114827
S.E. of regression	0.117547	Akaike info criterion	-1.390545
Sum squared resid	3.799750	Schwarz criterion	-1.188576
Log likelihood	218.3243	Hannan-Quinn criter.	-1.309635
F-statistic	0.115706	Durbin-Watson stat	2.001447
Prob(F-statistic)	0.999987		

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

پیوست شماره (٤)

نتایج کامل برآورد مدل $GARCH(1,1)$ برای مدل قیمت‌های اسپات نفت خام

Dependent Variable: D(LCT)
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 03/19/11 Time: 23:25
Sample (adjusted): 1986M10 2010M12
Included observations: 291 after adjustments
Convergence achieved after 50 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(15) + C(16)*RESID(-1)^2 + C(17)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.062085	0.013126	-4.729856	0.0000
D(LCT(-1))	-0.009448	0.001289	-7.328505	0.0000
D(LFT)	1.011964	0.001192	849.1158	0.0000
DBASIS(-1)	0.000571	0.000441	1.295311	0.1952
DBASIS(-2)	-0.002501	0.000764	-3.275074	0.0011
DBASIS(-3)	0.001856	0.000364	5.097001	0.0000
INV(-1)	-2.28E-06	4.51E-07	-5.051392	0.0000
INV(-2)	2.58E-06	4.36E-07	5.914055	0.0000
AR(1)	-0.732870	0.073123	-10.02245	0.0000
AR(2)	-0.672378	0.060259	-11.15821	0.0000
AR(3)	-0.467212	0.070827	-6.596559	0.0000
AR(4)	-0.370195	0.063657	-5.815434	0.0000
AR(5)	-0.187023	0.058969	-3.171562	0.0015
AR(6)	-0.093218	0.038853	-2.399287	0.0164
Variance Equation				
C	0.002134	0.000500	4.269348	0.0000
RESID(-1)^2	1.111716	0.158329	7.021557	0.0000
GARCH(-1)	0.188168	0.062148	3.027725	0.0025

R-squared	0.999033	Mean dependent var	0.255258
Adjusted R-squared	0.998976	S.D. dependent var	3.907132
S.E. of regression	0.125012	Akaike info criterion	-1.632686
Sum squared resid	4.282040	Schwarz criterion	-1.418093
Log likelihood	254.5558	Hannan-Quinn criter.	-1.546719
F-statistic	17687.80	Durbin-Watson stat	2.006215
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.37-.62i	.37+.62i	-.17-.62i	-.17+.62i
	-.56+.35i	-.56-.35i		

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

ادامه پیوست شماره (٤)

نتایج کامل برآورد مدل $GARCH(1,1)$ برای مدل قیمت‌های آتی‌های نفت خام

Dependent Variable: D(LFT)
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 03/19/11 Time: 23:27
Sample (adjusted): 1986M10 2010M12
Included observations: 291 after adjustments
Convergence achieved after 56 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(15) + C(16)*RESID(-1)^2 + C(17)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.060742	0.012968	4.684021	0.0000
D(LFT(-1))	0.009661	0.001264	7.643794	0.0000
D(LCT)	0.987786	0.001196	826.0345	0.0000
DBASIS(-1)	-0.000581	0.000442	-1.315983	0.1882
DBASIS(-2)	0.002494	0.000771	3.234375	0.0012
DBASIS(-3)	-0.001841	0.000367	-5.008543	0.0000
INV(-1)	2.24E-06	4.42E-07	5.065563	0.0000
INV(-2)	-2.53E-06	4.27E-07	-5.936780	0.0000
AR(1)	-0.742851	0.073696	-10.07995	0.0000
AR(2)	-0.677407	0.060049	-11.13257	0.0000
AR(3)	-0.468418	0.071265	-6.572871	0.0000
AR(4)	-0.367404	0.064344	-5.709971	0.0000
AR(5)	-0.185255	0.059165	-3.131171	0.0017
AR(6)	-0.089811	0.038424	-2.337337	0.0194
Variance Equation				
C	0.002079	0.000488	4.260910	0.0000
RESID(-1)^2	1.114382	0.157655	7.068478	0.0000
GARCH(-1)	0.186521	0.062605	2.979314	0.0029

R-squared	0.999030	Mean dependent var	0.255292
Adjusted R-squared	0.998982	S.D. dependent var	3.884062
S.E. of regression	0.123946	Akaike info criterion	-1.655806
Sum squared resid	4.209371	Schwarz criterion	-1.441213
Log likelihood	257.9198	Hannan-Quinn criter.	-1.569839
F statistic	17781.39	Durbin Watson stat	1.996114
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.36-.62i	.36+.62i	-.18-.61i	-.18+.61i
	-.56+.34i	-.56-.34i		

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]

پیوست شماره (۵)

آزمون ARCH LM مربوط به اجزای اخلال معادله قیمت‌های اسپات

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.676624	Prob. F(1,289)	0.4114
Obs*R-squared	0.679715	Prob. Chi-Square(1)	0.4097

Test Equation:
Dependent Variable: WGT_RESID^2
Method: Least Squares
Date: 03/19/11 Time: 23:26
Sample: 1986M10 2010M12
Included observations: 291

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.048080	0.131716	7.957110	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.048310	0.058731	-0.822571	0.4114

R-squared	0.002336	Mean dependent var	0.999897
Adjusted R-squared	-0.001116	S.D. dependent var	2.011372
S.E. of regression	2.012494	Akaike info criterion	4.243476
Sum squared resid	1170.489	Schwarz criterion	4.268722
Log likelihood	-615.4258	Hannan-Quinn criter.	4.253590
F-statistic	0.676624	Durbin-Watson stat	2.007118
Prob(F-statistic)	0.411430		

آزمون ARCH LM مربوط به اجزای اخلال معادله قیمت‌های آتی‌ها

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.687654	Prob. F(1,289)	0.4076
Obs*R-squared	0.690769	Prob. Chi-Square(1)	0.4059

Test Equation:
Dependent Variable: WGT_RESID^2
Method: Least Squares
Date: 03/19/11 Time: 23:27
Sample: 1986M10 2010M12
Included observations: 291

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.048410	0.131190	7.991530	0.0000
WGT_RESID^2(-1)	-0.048702	0.058730	-0.829249	0.4076

R-squared	0.002374	Mean dependent var	0.999850
Adjusted R-squared	-0.001078	S.D. dependent var	2.001541
S.E. of regression	2.002620	Akaike info criterion	4.233638
Sum squared resid	1159.030	Schwarz criterion	4.258885
Log likelihood	-613.9944	Hannan-Quinn criter.	4.243752
F-statistic	0.687654	Durbin-Watson stat	2.007165
Prob(F-statistic)	0.407648		

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.5.6.5]