فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هیجدهم/شماره ۷۳/تابستان ۱۴۰۱/صفحات ۹۶-۵۵

# بررسی همگرایی و رابطه علی بین نرخ ارز و قیمت نفت و قیمت گاز در بازارهای منطقه‌ای

**علی امامی میبدی**

**استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، emami@atu.ac.ir**

**آلبرت بغزیان**

**استادیارپردیس بین‌المللی کیش دانشگاه تهران، yahoo.com@albertboghosian**

**سیده کبری قاسمی نژاد[۱]**

**دکتری مدیریت قراردادهای بین‌المللی نفت و گاز، ms.ghaseminejad@yahoo.com**

**تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۱۹**

## چکیده

رابطه کوتاه مدت و بلندمدت بین نرخ ارز، قیمت نفت و قیمت تک محموله گاز سه بازار منطقه‌ای با به کارگیری و برآورد مدل خود توضیح برداری بررسی شده، سپس تحلیل کوواریانس و خود همبستگی بین متغیرهای ماهانه انجام و با آزمون هم انباشتگی یوهانسن بین مقادیر مدل، وجود ارتباط معنادار و بلندمدت بین متغیرها تایید شده است. روابط کوتاه‌مدت متقابل متغیرها با آزمون علیت گرانجر و تاثیر متقابل یکساله متغیرها با وقفه‌های یک تا دوازده ماهه مورد بررسی و به منظور استحکام بخشیدن به نتایج، آزمون والد در برآورد مدل خودرگرسیون برداری[۲] تکرار شده است. نتایج نشان می‌دهد که قیمت تک محموله گاز همواره تحت تاثیر قیمت نفت بوده و قیمت گاز آمریکا با اعمال تاخیر دوازده ماهه، بی‌تفاوت و مصون از تغییرات نرخ ارز می‌باشد. اما همواره ارتباط یک‌طرفه‌ای از سمت بازار گاز آمریکا به سمت بازارهای گاز آسیا و اروپا حاکم است. بازارمنطقه‌ای آمریکا همواره با اعمال تغییرات نرخ ارز بر روی سایر بازارها تاثیرگذار بوده، اما بازار نفت وگاز آن با توجه به افزایش تولید نفت وگاز و اعمال سیاست‌های ارزی و بهره بانکی مصون شده است.

**طبقه‌بندی JEL:** E۲۳, C۲۲, C۳۲, C۵۳

**کلیدواژه:** قیمت تک محموله[۳]، علیت گرانجر[۴]، خود توضیح برداری[۵]، بازارهای منطقه‌ای گاز

۱. نویسنده مسئول

۲ VAR Granger Causality/ Block Exogeneceity Wald Tests

۳. Spot price

۴. Granger Causality

۵. Vector Autoregressive

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**۱- مقدمه**

در میان منابع انرژی، بخش گاز طبیعی فرآیند صنعتی و حقوقی پیچیده و به هم پیوسته‌ای دارد. گاز طبیعی با توجه به مزیت‌های نسبی، به سرعت سهم عمده‌ای از مصارف انرژی جهان را به خود اختصاص داده و با قیمت سایر انرژی‌ها به‌ویژه نفت و ذغال سنگ رقابت می‌کند. با افزایش اهمیت واردات گاز طبیعی برای کشورهای توسعه یافته و سایر مصرف‌کنندگان و با توجه به عدم تنوع منابع عرضه و ریسک جغرافیایی امنیت عرضه گاز طبیعی به چالش بزرگی تبدیل شده است. ذی‌نفعان مرتبط با امنیت انرژی شامل سه گروه عرضه کنندگان، تقاضاکنندگان و بخش صنعت گاز می‌باشند. در این میان طرف عرضه به دنبال دستیابی به قیمت منطقی، سودآوری فعالیت‌ها، سودآوری شرایط مبادله و قرارداد، مشارکت در هزینه فرصت و ظرفیت بهینه تولید می‌باشد. در طرف تقاضا نیز قیمت‌های پرداختی، در دسترس بودن، تنوع عرضه و انواع قراردادها مطرح می‌باشد و در بخش صنعت، شرکت‌های بین‌المللی در پی انتظارات افزایش نرخ بازگشت سرمایه و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری می‌باشند.[۱]

لازم به ذکر است به دلیل تفاوت ماهوی زیادی که در انجام معاملات در بخش خط‌لوله و LNG وجود دارد، مدل و ساختار قیمت‌گذاری در هر یک از این دو بخش متفاوت است. بطور کلی اهمیت انحصاری دسترسی به خطوط لوله بیشتر است و در مورد LNG نیز، به جهت پراکندگی جغرافیایی و عدم انسجام منابع عرضه، نقطه عرضه مرکزی واحدی (هاب مرکزی) شکل نگرفته است، از اینرو ارائه قیمت واحد تنظیم شده در یک بازار بین‌المللی، برای LNG میسر نیست و این امر منجر به عدم شکل‌گیری بازار بین‌المللی گاز شده است. گذشته از مسائل ذکر شده، آب و هوا و مخازن ذخیره‌سازی نقش زیادی در نوسانات قیمت گاز بصورت منفی یا مثبت با آربیتراژ در فصل‌های سرد سال ایفا می‌کند که این عوامل تحولات جدیدی در قیمت‌گذاری گاز طبیعی را ایجاد کرده است. لذا به دلیل فقدان بازار بین‌المللی گاز و ضرورت در نظر گرفتن همزمان قیمت گذاری برمبنای عرضه و تقاضا، قراردادهای بلندمدت و قیمت گذاری برمبنای شاخص نفت در این مطالعه، داده‌های ماهانه سه بازار منطقه‌ای گاز مشتمل بر بازار منطقه آمریکا (لوئیزانا در هنری هاب)، بازار منطقه اروپا (آلمان با قراردادهای بلندمدت

۱. محمودی و همکاران، ۱۹۹۸

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

و ورودی گاز روسیه) و بازار منطقه آسیا (ژاپن با قیمت‌گذاری شاخص نفت) مد نظر قرار گرفته است.

گاز طبیعی از ویژگی‌های منحصر به فردی در تجارت بین‌الملل، حمل و نقل، تکنولوژی، جغرافیای سیاسی، امنیت عرضه، مسائل منطقه‌ای و حقوقی برخرودار است و ریسک‌های منحصر به فردی دارد که آن را از ساختارها و چارچوب‌های سایر منابع انرژی متمایز می‌کند. رهیافت‌های مقرراتی و سیاست‌های اتخاذ شده در رابطه با مصرف گاز، نخست مصرف و سپس عرضه آن را تغییر داده و متعاقبا قیمت در بازارها را تغییر می‌دهد. قیمت گذاری در بسیاری از کشورها مسئله سیاسی مهمی می‌باشد. علائم قیمتی، اطلاعاتی را منتقل نموده و علامت‌هایی را برای انتخاب می‌دهند. اختلال درطرف عرضه در برخی موارد بسیار پیچیده است و فقط یک تلاش راهبردی ذی‌نفعان برای افزایش قیمت‌ها نمی‌باشد، بلکه پیامد عوامل دیگری مثل تنش‌های داخلی و بحران‌های مالی، سیاسی، اقتصادی و اجتماعی است که بر قیمت تأثیرگذار بوده و بر خلاف انتظار، منجر به تلاطم بازار و ایجاد شوک قیمتی می‌شوند.

به دلیل روابط کوتاه مدت و بلندمدت قیمت نفت و گاز و تعیین قیمت‌های نفت و گاز بر اساس دلار، در عین حال تاثیر تغییرات قیمت نفت و نرخ ارز ناشی از بحران‌های مالی و اقتصادی، بر روی قیمت گاز طبیعی نیز حائز اهمیت بوده و جای بحث و بررسی دارد. تأثیر نوسان هریک از عوامل بر قیمت‌های بازارهای منطقه‌ای گاز و قیمت قرارداهای آتی گاز، دارای علائم و اطلاعات تغییر روند ارزشمندی است و در شرایط بحرانی و تنش‌ها و پیامدهای سیاسی، مالی و اقتصادی، این علائم حاوی اطلاعات ارزشمندی جهت اتخاذ تصمیم به هنگام و درست، برای همه ذی نفعان قیمت‌ها و بازارهای آتی می‌باشد.

لذا دراین تحقیق در واقع اثرات تاخیری و بازگشتی به هنگام تغییر قیمت‌ها مدنظر قرار گرفته و مورد تحلیل قرارمی گیرد و تاثیر متقابل یکساله متغیرها با وقفه‌های یک تا دوازده ماهه مورد بررسی قرارگرفته است. این مقاله مشتمل بر پنج بخش می‌باشد که درادامه و در بخش دوم، مبانی نظری پژوهش و پیشینه پژوهش بیان شده است. در بخش سوم نیز روش تحقیق و داده‌ها معرفی شده است. دربخش چهارم نتایج تخمین مدل‌ها و یافته‌های تجربی پژوهش توصیف شده و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

## ۲- مبانی نظری وپیشینه پژوهش

باتوجه به بررسی روابط کوتاه و بلندمدت قیمت‌های تک محموله نفت و گاز و نرخ ارز و همچنین با توجه به مفاهیم قیمت‌گذاری و همچنین ارتباط بین متغیرها، به اختصار به مرور مبانی نظری و پیشینه تحقیق‌های مرتبط می‌پردازیم.

قیمت کالاها و خدمات اصولا از طریق عرضه و تقاضای آن کالا تعیین می‌گردند. اقتصادانان مکتب کلاسیک، هزینه‌های تولید را تعیین کننده قیمت یک کالا می‌دانستند. اقتصاددانان نئوکلاسیک و مارژینالیست‌ها مطلوبیت نهایی را موثر بر ارزش کالا و تقاضا را اثرگذار بر قیمت کالا می‌دانستند. بر اساس نظر مارشال (۱۸۹۸)[1] هر دو سوی عرضه و تقاضا، در تعیین قیمت نقش دارند، اما اثر قالب و تعیین‌کننده عرضه و تقاضا طی دوره زمانی آنی[2]، کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است. در دوره لحظه‌ای و آنی به دلیل عدم امکان تغییر عرضه، تقاضا قیمت را تعیین می‌کند، درکوتاه‌مدت هم عرضه و هم تقاضا در تعیین قیمت اهمیت داشته و در بلندمدت، هزینه‌های تولید و یا عرضه نقش کلیدی در تعیین قیمت بازار دارند[3]. شوک قیمت نیز بر اختلاف غیر منتظره، بین قیمت پیش‌بینی شده و قیمت‌های واقعی بازار دلالت دارد.

### مکانیسم‌های نظری انتقال بین قیمت نفت و نرخ ارز

بوتزر و همکاران (۲۰۱۶)[4]، سه مسیرانتقال قیمت‌های نفت به نرخ ارز مشتمل برضوابط و شرایط مسیر مبادله[5]، مسیر اثر دارایی و ثروت و مسیر تخصیص مجدد سبد دارایی را مورد ملاحظه قراردادند. آن‌ها شوک‌های متغیر قیمت‌های واقعی نفت را در مدل ساختاری VAR تعریف کرده و دریافتند نرخ ارز صادرکنندگان نفت در مقابل آن‌هایی که واردکننده نفت هستند افزایش می‌یابد و کشورهایی با مازاد نفت بیشتر، به منظور پیش‌گیری از فشارهای افزایش بها، در بازار ارز خارجی دخالت کردند. این ادبیات سه مکانیسم اصلی انتقال بین قیمت نفت و نرخ ارز مانند کانال تقاضا و عرضه نفت، شرایط مسیر تجارت، پرتفوی و مسیر ثروت را شناسایی می‌کند.[6]

1. Marshall, 1898
2. Temporary
۳. تفضلی، ۱۳۹۴.
4. Buetzer et al, 2016
5. Amano & Van Norden, 1998a, b
6. Buetzer et al 2016

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**کانال تقاضا و عرضه نفت**

به گفته کوودرت و همکاران (۲۰۰۷)، تغییر در نرخ ارز دلار بر قیمت دریافت شده توسط تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان نفت (به استثنای ایالات متحده) تأثیر می‌گذارد، که به نوبه خود منجر به تغییر در عرضه و تقاضای این کالا می‌شود. در مورد تقاضا، لازم به یادآوری است که قیمت هر بشکه نفت با دلار آمریکا و معاملات با این ارز تعیین و انجام می‌شود. بنابراین، تقاضای نفت در کشورهای واردکننده به محاسبه قیمت هر بشکه نفت، به ارز داخلی بستگی دارد. این قیمت به دلیل تغییرات نرخ ارز در نوسان است. در مورد طرف عرضه نیز، کوودرت و همکاران چندین مورد از مکانیسم‌های انتقال را شناسایی کردند. اول اینکه شرکت‌های نفتی از ارز کشورهای تولیدکننده برای تأمین هزینه‌های تولید (به عنوان مثال حقوق کارمندان، مالیات و...) استفاده می‌کنند با این حال، این ارزها بیشتر به دلار متصل می‌شوند. زیرا بیشتر کشورهای تولیدکننده نفت، دارای یک نرخ ارز ثابت هستند. بنابراین، تغییر در قیمت دلار توسط تولید کنندگان بر قیمت دریافت شده تأثیر می‌گذارد. با این حال، این تأثیر نسبت به قیمت‌های دریافتی توسط کشورهای وارد کننده نفت کمتر است. مسئله دوم، فعالیت‌های حفاری مرتبط با قیمت نفت است. در واقع، اگر قیمت نفت افزایش یابد، در برخی از مناطق که بهره‌برداری دشوار و غیر سودآور تلقی می‌شدند، تولید افزایش می‌یابد که منجر به افزایش ظرفیت تولید می‌شود. سرانجام، کاهش ارزش دلار می‌تواند تورم را افزایش دهد و درآمد کشورهای تولیدکننده نفت را به همان میزان که ارزهای آن‌ها به دلار مرتبط است، کاهش دهد. کاهش نرخ ارز ممکن است منجر به کاهش عرضه نفت شود. در مورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت، همچنین آنان اشاره کردند که عرضه و تقاضای درکوتاه مدت از انعطاف‌پذیری ضعیفی برخوردار هستند و کشش قیمت برای عرضه کم است و به دلیل محدودیت در ظرفیت، تولید شرکت افزایش می‌یابد و به دلیل کم و پایین بودن هزینه‌های تولید حاشیه‌ای نسبت به قیمت، فروش کاهش می‌یابد (به تولیدکنندگان توصیه نمی‌شود که در صورت کاهش قیمت، تولید خود را محدود کنند). تقاضا همچنین کشش‌ناپذیر است و می‌تواند با کمبود جایگزین‌های نفتی که به راحتی و به سرعت قابل بهره‌برداری است با قیمت پایین توضیح داده شود. بنابراین، تأثیرات آن بر تقاضا و عرضه نفت در طولانی مدت قابل مشاهده است. در این افق، عرضه

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

انعطاف‌پذیر است، زیرا سرمایه‌گذاری‌های جدید می‌توانند ظرفیت‌های تولیدی شرکت‌ها را افزایش دهند. تقاضا نیز انعطاف‌پذیرتر می‌شود و می‌توان در طولانی مدت سایر منابع انرژی را جایگزین نفت کرد و به طور خلاصه، کاهش ارزش دلار باعث افزایش تقاضای نفت و کاهش عرضه در بلندمدت می‌شود که منجر به افزایش قیمت ناخالص نفت می‌شود.

**مسیر تجارت**

برخی مطالعات نشان می‌دهد که تغییر در قیمت نفت از طریق دو کانال مشخص بر نرخ ارز تأثیر می‌گذارد:

شرایط اثرات تجاری و اثرات ثروت[۱] و نیز در مورد شرایط مسیر تجارت، کشورهای تولید کننده و مصرف کننده نفت، تحت شرایط مختلف تحت تأثیر قرار می‌گیرند.[۲]

برای کشورهای صادرکننده نفت، شرایط مثبت شوک تجاری می‌تواند منجر به پدیده «بیماری هلندی» با افزایش قیمت‌های غیر قابل تجارت و افزایش نرخ واقعی ارز شود. این مکانیسم با تفاوت در بهره‌وری نسبی بین دو بخش، کالاهای قابل تجارت و غیر قابل تجارت مشابه اثر Balassa-Samuelson[۳] است. با این حال، اثر درآمد در این مدل گنجانده نشده است. از طرفی، طبق نظر توکاریک (۲۰۰۸)[۴]، این اثر باید افزایش نرخ واقعی ارز برای کشور داخلی را تقویت کند، به شرطی که کالای غیر قابل تجارت کالای عادی باقی بماند. در واقع، افزایش سود و دستمزد در بخش اولیه منجر به افزایش تقاضا برای کالاهای غیر قابل تجارت و در نتیجه افزایش قیمت‌ها می‌شود. این افزایش،

1. Basher et al., 2016;B_enassy-Qu_er_e et al., 2007; Buetzer et al., 2016; Coudert et al., 2007
2. Amano and Van Norden, 1998a, 1998b; Basher et al., 2016; Cashin et al., 2004.
۳. اثر Balassa-Samuelson بیان می‌دارد که تفاوت بهره‌وری بین تولید کالاهای قابل تجارت در کشورهای مختلف ۱) تفاوت‌های بزرگ مشاهده شده در دستمزدها و قیمت خدمات و برابری قدرت خرید و نرخ ارز را توضیح می‌دهد و ۲) به این معنی است که ارزها به نظر می‌رسد درکشورهای دارای بهره‌وری بالاتر از نظر نرخ ارز کمتر ارزیابی می‌شوند و این شکاف با افزایش درآمد، بیشتر افزایش خواهد شد. این اثر نشان می‌دهد که افزایش دستمزد در بخش کالاهای قابل تجارت یک اقتصاد درحال ظهور، منجر به افزایش دستمزد در بخش غیر قابل تجارت(خدمات) اقتصاد خواهد شد. افزایش دستمزد همراه با آن باعث می‌شود که نرخ تورم در اقتصادهای با رشد سریعتر از اقتصاد با رشد کند، بیشتر باشد.
4. Tokarick, 2008

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

به نوبه خود، افزایش نرخ واقعی ارز را ایجاد می‌کند.[۱] نتایج مطالعه قاسمی و همکاران نیز بیانگر وجود اثر سرریز تلاطم و همبستگی پویا بین نوسانات بازار نفت برنت و بازارهای مالی (طلا، ارز، سهام) و صنایع پتروشیمی و نفتی در ایران است.

**مسیر ثروت و پورتفوی سرمایه‌گذاری**

با توجه به اثرات ثروت، مدل‌های گولوب (۱۹۸۳) و کروگمن (۱۹۸۳) به ترتیب با مطالعه گزینه‌های سبد و پورتفوی سرمایه‌گذاری و عدم تعادل جریان نقدینگی، رابطه بین قیمت نفت و نرخ ارز را محاسبه می‌کنند.

این مدل‌ها فرض می‌کنند که جهان به سه منطقه تقسیم شده است: اوپک، ایالات متحده و اتحادیه اروپا (به ترتیب یکی از کشورهای صادر کننده و دو کشور وارد کننده). افزایش قیمت نفت باعث انتقال ثروت از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت می‌شود. افزایش قیمت نفت منجر به افزایش تولید و دستمزدهای واقعی در بخش نفت می‌شود. این تأثیرات منجر به افزایش قیمت نسبی کالاهای خدماتی از طریق تساوی حقوق واقعی بین بخش‌ها توسط جنبش‌های کارگری و بوسیله افزایش درآمد در بخش نفت می‌شود. نرخ واقعی ارز افزایش می‌یابد، رقابت کشور تخریب می‌شود و بر رشد اقتصادی بلندمدت تأثیر منفی می‌گذارد. طبق گفته گولوب، تأثیر بر نرخ ارز به انتخاب ترجیحات پورتفوی سرمایه‌گذاری از کشورهای واردکننده و کشور صادرکننده نفت بستگی دارد. کروگمن فرض می‌کند که کشورهای اوپک با افزایش واردات کالاهای خود از کشورهای صنعتی به تدریج از ثروت انباشته شده خود استفاده می‌کنند. بنابراین در بلندمدت، نرخ واقعی ارز به توزیع جغرافیایی واردات اوپک بستگی دارد و دیگر به انتخاب پورتفوی سرمایه‌گذاری آن وابسته نخواهد بود. با فرض اینکه کشورهای صادرکننده نفت از اولویت بیشتری نسبت به دارایی‌های دلاری در مقابل به دارایی‌های متعلق به ایالات متحده برخوردارند، شوک نفتی مثبت در کوتاه‌مدت (نه در بلندمدت) منجر به افزایش نرخ دلار می‌شود.[۲]

در نتیجه، دو مکانیزم اصلی انتقال رابطه علی بین قیمت نفت و نرخ ارز را تشکیل می‌دهند. نخست، نرخ ارز از طریق کانال‌های تقاضا و عرضه باعث تاثیر برقیمت نفت

۱. عبدالرسول قاسمی و همکاران، ۱۳۹۹

2. Benassy-Quere et al., 2007; Golub, 1983; Krugman,1983

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

می‌شود. دوم، قیمت نفت از طریق تأثیر بر شرایط تجارت و اثرات ثروت باعث تغییر نرخ ارز می‌گردد. اگرچه ادبیات تجربی غنی در مورد ارتباط بین قیمت نفت و نرخ ارز وجود دارد، اما در مورد جهت رابطه علی بین این دو متغیر اتفاق نظر وجود ندارد. ادبیات در مورد جهت رابطه علیت بین قیمت نفت و نرخ واقعی موثر ارز صراحت کمتری برخوردار است.

براساس نظر چن وهمکاران[1](۲۰۰۸) نیز مسیر علیت نرخ ارز به قیمت کالاها (قیمت نفت و گاز) را می‌توان طبق رویکرد قیمت‌گذاری یک دارایی براساس نرخ ارز در نظر گرفت. تعیین قیمت‌های نفت وگاز براساس دلار، نقطه شروع مبانی نظری برای توصیف علیت نرخ ارز (دلار) به قیمت‌های نفت وگاز می‌باشد. افزایش بها در قیمت نفت به سبب افزایش ارزش دلار آمریکا، می‌تواند پاسخ‌های مثبت عرضه را به دنبال داشته باشد. حتی زمانی که این افزایش عرضه ناشی از فعالیت حفاری و یا افزایش ظرفیت تولید باشد[2]. شرکت‌ها و یا کشورهای صادرکننده نفت نیزممکن است مصمم به تعدیل قیمت نفت یا عرضه، به عنوان پاسخی به تغییر نرخ ارز، متناسب با استراتژی قیمت باشند[3]. یافته‌های دو دهه اخیر به وضوح نشان داده است که رابطه مابین قیمت واقعی نفت و تاثیر واقعی نرخ ارز در گروه‌های صادرکنندگان و واردکنندگان نفت متفاوت است. سرمایه‌گذاری بیش از حد در بالادست، به علت عدم تمایل تولیدکنندگان به تعویق تولید اضافی، می‌تواند قیمت نفت را کاهش دهد. حتی اعضای اوپک درخواهند یافت که حفظ نقش اوپک به عنوان متعادل کننده بازار در شرایط عرضه بیش از حد به بازار، به علت عدم قطعیت مرتبط با پاسخگویی تقاضای نفت و عرضه غیر اوپک با قیمت بالاتر، چالشی بزرگ و سخت است. آنان به همان اندازه که تمایل به بازگشت سرمایه و سودشان دارند، با ریسک و هزینه از دست دادن سهم بازار مواجه اند[4].

در مطالعه آزمون علیت بین قیمت نفت و نرخ حقیقی ارز در ایران[5] به تفصیل ارتباط بین دو متغیر دردو جهت مورد بررسی قرار گرفته است، در جهت نخست تاثیرات قیمت نفت ازدوکانال رابطه مبادله و اجزای پایه پولی بر نرخ ارز بیان شده و در جهت

1. Chen et al., 2008
2. Coudert et al., 2008
3. Yousefi&Wirjanto, 2004
4. Fattouh&sen, 2015

۵. ابراهیم هادیان و زهور نژاد حرافی ۱۳۹۴.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

دوم، تغییرات نرخ ارز، عامل موثر بر تغییرات قیمت نفت از کانال تغییر درعرضه و تقاضای نفت بر شمرده شده است.

خلیل نژاد و همکاران (۱۳۹۹) [۱]مطالعه پیامدهای تکانه قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان را با در نظر گرفتن کانال‌های تجاری و مالی در کشورهای صادرکننده نفت بررسی کردند. در این راستا یک الگوی خودرگرسیون جهانی نفتی (GVAR) برای ۱۵ کشور عمده صادرکننده نفت عضو اوپک و غیراوپک و ۱۴ کشور اصلی واردکننده نفت به اضافه کشورهای عضو اتحادیه اروپا برای بازۀ ۲۰۱۷-۱۹۹۰ برآورد و نشان داده شد که ترکیب کانال‌های مالی و تجاری برای انتقال تکانه ریزش قیمت نفت مناسب است.

از نظر اکرم و همکاران (۲۰۰۸)[۲] وجود رابطه منفی بین ارزش دلار و قیمت دلاری کالاهایی همچون نفت وگاز، از قانون تک قیمتی کالاهای قابل مبادله پیروی می‌کند و کاهش نرخ ارز منتهی به نفت ارزانتر و افزایش نرخ ارز منتهی به نفت گرانتر می‌شود، لذا هرگونه کاهش ارزش پول ملی منجر به کاهش تقاضا و افزایش ارزش پول ملی، موجب افزایش تقاضا برای نفت می‌شود. از سوی دیگر، هرگونه کاهش یا افزایش در تقاضا برای نفت در سطح بین‌المللی می‌تواند قیمت آن را نیز تحت تاثیر قرار دهد.

کاهش ارزش پول خارجی درکشورهای تولیدکننده و به تبع آن کاهش درآمدهای نفتی، می‌تواند موجب کاهش بودجه برای فعالیت‌های حفاری و تضعیف بخش عرضه با فرض ثابت بودن سایر شرایط شود.[۳]

در ادامه به منظور بررسی ارتباط نفت و گاز، شایان ذکر است این دو منبع، جزء منابع پایان‌پذیر بوده و می‌دانیم که نرخ یا رانت کمیابی نیز در قیمت منابع تجدیدناپذیر حائز اهمیت است. یکی از مهمترین مدلهای توصیف رفتار منابع تجدیدناپذیر قانون هاتلینگ (۱۹۳۱)[۴] می‌باشد. اساس مدل مبتنی بر این نظریه است که تولیدکنندگان یک کالا (مانند نفت وگاز ) تمایل بیشتری به فروش کالای خود تا زمانی که مزایای فروش بیشتر از مزایای نگهداری آن است، دارند. به عبارت دیگر در بازار کارآمد، هزینه استخراج و ارزش فعلی کالا از یک طرف و هزینه ذخیره سازی و ارزش آینده کالا که با

---

۱. خلیل نژاد و همکاران،۱۳۹۹

2. Akram et al, 2008

۳. کشاورزیان و همکاران ۱۳۸۹

4. Hotelling, 1931

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

نرخ بهره مرتبط است، از سوی دیگر بر میزان تمایل فروش و عرضه کالا موثر است. این قانون، ظهور فناوری‌های جدید را که ممکن است سبب کاهش هزینه‌های ذخیره‌سازی گردد را در نظر نمی‌گیرد. لذا پیندایک[1](۱۹۸۷) مدل هاتلینگ را با توجه به افزایش ذخائر به وسیله اکتشاف، به صورت اختصاصی برای نفت و گاز بهینه‌سازی کرده است.

درجه جانشینی بالای گاز طبیعی و نفت خام در بلندمدت، بر عرضه و تقاضای هریک تاثیر گذار بوده و در تولید نیز این دو می‌توانند مکمل یکدیگر باشند. بطوری که به هنگام رخداد اولین شوک نفتی در سال ۱۹۷۳، از آنجایی که گاز جایگزینی برای نفت بود، عرضه‌کنندگان LNG نیز قصد داشتند از افزایش قیمت نفت بهره‌مند شوند. در این راستا ژاپنی‌ها با وابسته شدن قیمت LNG به قیمت نفت خام موافقت کردند[2]. فرمول اولیه قیمت و ارتباط آن با نفت خام تا سال ۱۹۸۷ باقی ماند، تا اینکه پس از تصمیم اوپک مبنی بر توقف استفاده از سقف رسمی قیمت [3]و کمک به تعدیل عرضه و تقاضا در بازار جهانی، قیمت نفت سقوط کرد[4]. به دنبال کاهش قیمت نفت خام، قیمت LNG نیزکاهش یافت و درآمد عرضه‌کنندگان آن که بر مبنای قراردادهای پیشین ملزم به رعایت قیمت بودندکاهش یافت. این رویداد باعث شد تا فرمول قیمت از پایه نفت به قیمت‌گذاری «s شکل»[5] تغییر کند. قیمت گاز طبیعی تا اوایل دهه ۱۹۸۰ تحت تاثیر

---

1. Pindyck, 1987

۲. مهدی اخوان، ۱۳۸۹

3. Official Government Selling Prices(OGSP)

۴. فشارکی، ۲۰۰۴، ص ۵۴

5. S Curve

فرمول قیمت‌گذاری LNG برپایه نفت به صورت $P\ LNG = \alpha \times P\ Crude\ Oil + \beta$ برای قیمت قراردادهای تحویل در بندر است.در اغلب قراردادهای اندونزی قیمت نفت خام اندونزی ملاک قیمت گذاری است و تقریبا در تمام قراردادهای دیگر، قیمت نفت خام ترخیصی از گمرک ژاپن که به آن "مخلوط نفت خام ژاپن " نیز گفته می‌شود (Japan Custom Cleared or Japanese Crude Coktail)، شاخص قیمت گذاری است(جنسن،۲۰۰۴، ص ۹۵).

اغلب برای محموله هایی که در آسیا به فروش می‌رسند از این فرمول استفاده می‌شود و معمولا $\alpha$ برابر 14/85 و $\beta$ حدود ۹۰ تا ۷۰ است، در گذشته شیب خط برای تمام قراردادهای آسیایی ثابت می‌ماند و مذاکرات قرارداد برای تعیین مقدار ثابت بتا انجام می‌شد(فشارکی،۲۰۰۴، ص ۵۵). در اواخرسال ۱۹۹۴، پیمانکار پروژه نورث وست شلف (Australian Northwest Shelf ) روش قیمت‌گذاری" Sشکل "جدیدی برای قرارداد با ژاپن طراحی کرد، در این روش زمانی که قیمت بیش از مقدار خاصی کاهش یابد منافع فروشنده تامین می‌شود و در مقابل زمانی که قیمت از سقف تعیین شده فراتر رود منافع خریدار رعایت می‌شود. این روش قیمت گذاری برای مصرف کننده ریسک افزایش قیمت نفت خام و بالا رفتن قیمت LNG را کاهش می‌دهد.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

قوانین فدراسیون تنظیم مقررات انرژی آمریکا[1] که محدودیت‌هایی را در استفاده از این سوخت به عنوان سوخت جایگزین اعمال می‌نمود، بود. اما تحت قوانین فعلی که تنها شرکت‌های توزیع محلی[2] مخاطب آن هستند، قیمت آن با تبعیت از قانون عرضه و تقاضا در یک بازار رقابتی تعیین می‌شود[3]. مقررات جدید قیمت‌گذاری در بازار گاز، بازاری رقابتی ایجاد کرده که درآن تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌توانند کالا را با قیمت منصفانه ارائه و دریافت کنند. این آزادی همچنین مبنای خوبی برای بازار مشتقات بوده که از اوایل دهه ۱۹۹۰منجر به شروع به کار بازارهای مالی گاز، با آزاد شدن بازار از قید قوانین محدودکننده شد و شبکه ملی آمریکا برای حمل و نقل گاز طبیعی گسترش یافت. این تحولات، زیرساخت قابل اتکایی را برای تجارت گاز طبیعی و در دسترس بودن در سراسر کشور فراهم نمود. بازارهای مالی جدید برای کالاهای انرژی به سرمایه‌گذاران و معامله‌گران کمک کرد تا ریسک کمتری را تجربه کنند. همچنین فعالیت بورس اوراق بهادار نیویورک برای تامین قراردادهای آتی گاز طبیعی هنری هاب، در لوئیزانا به عنوان محل تحویل مبادله، آغاز شد.

در بررسی مطالعات پیشین طبق با پژوهش‌های شی و واریام (۲۰۱۷)[4] شاخص نفت به صورت برون زا، قیمت گاز را تحت تاثیر قرار می‌دهد و اقتصادهای گاز شرق آسیا را از اقتصادهای بازار استاندارد آمریکا و اروپا جدا می‌کند. بر اساس یافته‌های آن‌ها (۲۰۱۶)[5] با وجود مقررات تجاری مانند شروط مقصدو محدودیت فرصت‌های آربیتراژ آتی در بازارهای گاز طبیعی، قیمت‌ها داخل این سه بازار قابل مقایسه نیست. آسچه و همکاران (۲۰۱۳)[6] نیز دریافتند که قیمت قراردادهای گاز قاره اروپا به وسیله قیمت‌های نفت به خوبی تحریک شده‌اند و یک بازار جدید تک محموله در اروپا نیز از فرآیند مشابه‌ای از تعیین قیمت از بازار گاز انگلیس تبعیت می‌کند، درحالی که همه قیمت‌های تک محموله توسط قیمت‌های نفت در بلندمدت تعیین می‌شوند.

1. Federal Energy Regulatory Commission (FERC)
2. Local Distribution Companies(LDCs)
3. Agbon & Araque, 2003
4. Shi &Variam, 2017
5. Shi &Variam, 2017
6. Asche et ai, 2013

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

نیک و توئنس(۲۰۱۴)[1]عوامل پیش برنده و پشتیبان قیمت گاز را درآلمان بررسی کردند و دریافتند که دما، ذخیره و کاهش کوتاه‌مدت عرضه می‌تواند در کوتاه مدت بر روی قیمت‌های گاز طبیعی تاثیرگذارباشد. جی و همکاران (۲۰۱۴)[2] مکانیزم قیمت‌گذاری محلی را در بازارهای شمال آمریکا و اروپا و بازارهای آسیا بررسی نمودند. آن‌ها دریافتند که اقتصاد جهانی عامل پیش برنده اصلی در تعیین قیمت گاز در آسیا و اروپا می‌باشد. جنگ و همکاران (۲۰۱۶a)[3] پویایی قیمت نفت را در آمریکا، ژاپن و اروپا بررسی و دریافتند که قیمت‌های نفت برای تعیین‌کنندگی در ژاپن و اروپا تسلط دارد و عرضه و تقاضا به عنوان عامل کلیدی محرک قیمت درآمریکا هستند. آن‌ها در مطالعه‌ای دیگر (۲۰۱۶b)[4] نقش گاز شیل را روی حرکت رژیم و رابطه بین قیمت‌های نفت و قیمت‌های گاز در بازار آمریکا و اروپا مطالعه نموده و نتیجه گرفتند که انقلاب گاز شیل اثر قابل توجهی روی قیمت هنری هاب دارد. اما این اثر روی قیمت‌های مرکزی از نقطه تعادل ملی انگلیس[5] محدود است. عامل قابل توجه دیگری که به ویژه بعد از سال ۲۰۰۸ بر قیمت گاز طبیعی مؤثر بوده، بازارهای مالی است. چنگ و اکسیون(۲۰۱۴)[6]مطالعاتی را روی اثر مالی‌گرایی در بازارهای کامل شامل بازار انرژی مرور کردند و نتیجه گرفتند که مالی‌گرایی بر بازارهای کالا و تقسیم ریسک و کشف اطلاعات موثر می‌باشد. ژانگ (۲۰۱۷)[7] نشان داد که قیمت‌های نفت از زمان وقوع بحران‌های مالی جهانی، به بازارهای مالی بیشتر وابسته می‌شود. بخشی از مطالعات، بر یکپارچگی بازار به ویژه در آسیا، اروپا و آمریکا متمرکز می‌باشد. به عنوان مثال طی مطالعاتی[8] بررسی شد که آیا بازارهای گاز در اروپا و آمریکای شمالی و ژاپن طی سال‌های۱۹۹۰تا ۲۰۰۴ یکپارچگی را تجربه کرده‌اند؟ آن‌ها دریافتند که بازار گاز طبیعی در اروپا و آمریکای شمالی به شدت یکپارچه‌اند و نیز قیمت‌های گاز طبیعی در بازارهای اروپا و ژاپن یکپارچه هستند، اما این یکپارچگی در رابطه با بازارهای گاز انتقالی آتلانتیک تا انتهای دوره نمونه اتفاق

1. Nick &Thoenes, 2014
2. Ji et al, 2014
3. Geng et al, 2016a
4. Geng et al, 2016b , 2016c
5. NBP , National Balancing Point
6. Cheng &Xiong, 2014
7. Zhang ,2017
8. Siliverstovs et al., 2005

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

نمی‌افتد. لی و همکاران (۲۰۱۴)[1] دریافتند که قیمت شمال آمریکا به وضوح مجزا از قیمت دیگر بازارها است، آن‌ها ادعا کردند که یکپارچگی قیمت‌های آسیا و اروپا اساسا ناشی از شاخص نفت است. اگرچه تعرفه آسیایی در بازارهای نفت شفاف بوده، اما هیچ اجماعی روی محرک‌های تعرفه آسیایی در قیمت‌های گاز طبیعی به دست نیامده است. مطالعات پیشین روی عوامل تاثیرگذار بر قیمت‌های گاز، بیشتر روی بازارهای شرق آسیا (توصیف شده به وسیله ژاپن) و دو بازار اصلی دیگر (آمریکا و اروپا) آسیا متمرکز شده است.

منتقدان شاخص نفت ادعا دارند که شاخص نفت مبانی بازار را در بازار گاز طبیعی نادیده می‌گیرد و اختصاص طولانی‌تر آن مناسب نیست[2]. در قرن بیست و یکم نیز نفت و گاز به مدت طولانی قابلیت تعویض و جای‌گزینی در بازار مصرف نهایی ندارند و به مدت طولانی‌تر وابستگی قیمت شاخص گاز به نفت مقدور نمی باشد[3]. خصوصا از زمان انقلاب گاز شیل و حادثه نیروگاه هسته‌ای هیروشیما در سال۲۰۱۱ در ژاپن، ارتباط بین قیمت‌های نفت و گاز بطور چشمگیری تحت تاثیر قرار گرفته است[4].در مطالعات بسیاری مشاهده شده که قیمت‌های گاز مرتبط با قیمت نفت بوده، اما اخیراً جدا و آزادتر و فرارتر شده‌اند[5]. از اینرو مقالاتی، در پاسخ به سوال تعادل بلندمدت بین قیمت‌های نفت‌خام و قیمت‌های گازطبیعی پدیدار شده است. رامبرگ و پارسونس(۲۰۱۲)[6] نتیجه گرفتند که رابطه خود همبستگی بین قیمت‌های گاز طبیعی و نفت خام در طول زمان پایدار نیست. همچنین با حد فاصله اطمینان بزرگی نشان داده شد که دو قیمت به صورت هفتگی به هم وابسته‌اند. آن‌ها نشان دادند که ارتباط در طول زمان می‌تواند به طور چشمگیری تغییر و منتقل شود. لین و لی (۲۰۱۵)[7] سرریز موثر بین بازارهای گاز طبیعی و نفت خام در آمریکا, اروپا و ژاپن را با بکارگیری اولین ارزش میانگین و دومین گشتاور، تصدیق کردند. آن‌ها دریافتند که قیمت‌های نفت خام و گاز طبیعی دراروپا و

1. Li et al., 2014
2. Stern, 2014
3. IEA 2014
4. Geng et al.,2016a; 2016b; 2016c; Ji et al., 2014
5. Geng et al.,2016b; Serletis&Shahmoradi, 2005
6. Ramberg& Parsons, 2012
7. Lin & li, 2015

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

ژاپن همبسته، اما در آمریکا جدا هستند. همچنین نشان دادند که مسیر سرریز قیمت از نفت خام به گاز طبیعی است، نه برعکس.

استرن و شی و واریام(۲۰۱۶)[1] مصرف کنندگان را به تشریک مساعی جهت کمک به گذار به سمت قیمت مرکزی تشویق نمودند. تعرفه آسیایی اغلب به عنوان پایه‌ای برای گذار ذکر شده و موضوع بحث برانگیزی است. بسیاری از خریداران گاز و مجامع علمی اعتقاد دارند که شاخص نفت موجب تعرفه آسیایی شده و پیشنهاد توسعه قیمت‌ها بر پایه مقایسه محلی از طریق مراکز تجارت برای جایگزینی شاخص نفت و تعدیل تعرفه آسیایی شده‌اند.[2] حامیان کاربرد شاخص نفت برای قیمت‌گذاری گاز، اگرچه ادعا کرده‌اند که تعرفه آسیایی به علت مبانی بازار متفاوت ایجاد می‌شود،[3] اما تجارب گذشته نشان داده که مبانی بازار ممکن است در میان سه بازار متفاوت، متغیر و در نوسان باشند. در حالیکه، آمریکا انقلاب شیل را تجربه میکند و اروپا کاهش تقاضا برای گاز را، درکشورهای شرق آسیا همانند چین و ژاپن نیاز به گاز طبیعی افزایش یافته است. تقاضای بیشتر ژاپن به علت حادثه هسته‌ای فوکوشیما در سال۲۰۱۱ و نیاز بیشتر چین به گازطبیعی به علت رشد بالای اقتصادی و افزایش فشارها در جهت حرکت به سمت منابع انرژی دوستدار محیط زیست از می‌باشد.[4] رویه‌های زیرساختی و قراردادی، فرصت‌های آربیتراژ را در نواحی مختلف محدود می‌کند و این موجب کاهش واگرایی قیمت در میان بازارها می‌شود.

استرن و کاندر (۲۰۱۲) و نیز آیرس و وار(۲۰۰۵)[5] به منظور برآورد سهم خدمات انرژی در رشد بلندمدت اقتصادی، مدل‌های نظری را بنا نهادند. فوکوئت(۲۰۱۴)[6] مدل تصحیح خطای برداری[7] را برای جستجوی توسعه درآمد بلندمدت و انعطاف‌پذیری قیمت به کاربرد، در حالی که محققین دیگری[8] مدل‌های تصادفی را به منظور آشکار نمودن روندهای تحول بلندمدت قیمت‌های انرژی به کار بردند. اما اکثر این مدل‌ها برای

1. Shi &Variam, 2016; Stern, 2016
2. Iea. 2014; Tong et al., 2014
3. Blank, 2007; Neumann & Von Hirschhausen, 2015
4. IEA, 2013
5. Stern &Kander, 2012; Ayres &war, 2005
6. Fouquet, 2014
7. Vector Error Correction Model
8. Pindyck, 1999;Cashin & Mcdermott, 2002

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

اندازه‌گیری اثر درونزای رابطه متغیرهای تحلیلی و تصادفی همانند قیمت‌های انرژی و رشدGDP مناسب نیستند. اخیرا از مدل‌های VAR برای تجزیه و تحلیل اطلاعات تصادفی بلندمدت استفاده می‌شود[1].

در این مطالعه نیز بصورت همزمان متغیرهای قیمتی تک محموله سه بازار منطقه‌ای گاز علاوه بر متغیر نرخ ارز و قیمت تک محموله نفت خام در مدل وارد شده است و با به کارگیری و برآورد مدل خودرگرسیون برداری (VAR) نیز پنج متغیر تاثیرگذار است. ابتدا ماهیت داده‌ها و متغیرهای پژوهش تجزیه و تحلیل و توصیف شده است. بررسی تاثیر تغییرات نرخ ارز بر روی قیمت تک محموله گاز در سه بازار منطقه‌ای گاز، همزمان با تغییرات قیمت نفت وجه تمایز و نوآوری این پژوهش نسبت به مطالعات پیشین می‌باشد، زیرا در مطالعات پیشین عمدتاً اثرات تغییرات قیمت نفت بر روی قیمت گاز در یک منطقه مورد مطالعه قرار گرفته است که به واسطه تاثیر پذیری قیمت نفت از نرخ ارز، بصورت غیرمستقیم، مطالعات قیمت گاز شامل تغییرات نرخ ارز نیز می‌باشد. وجه تمایز دیگر آن، در واقع مدنظر قراردادن اثرات تاخیری و بازگشتی به هنگام تغییر قیمت‌ها با اعمال وقفه‌ها و تجزیه و تحلیل آن و بررسی تاثیر متقابل یکساله متغیرها با وقفه‌های یک تا دوازده ماهه می‌باشد. با توجه به همبسته بودن متغیرهای انتخاب شده، تغییر قیمت‌ها در شرایط اقتصادی و در سراسر دوره پویا می‌باشد، بنابراین ما به طور موثر اثر نوسانات قیمت در دوره‌های مختلف اقتصادی را بررسی کرده و به منظور ارائه تصویر واقعی تر، از مجموعه داده هایی با دوره بلندمدت، گسترده و طولانی (بیست ساله) برای تشکیل سری‌های زمانی غیر خطی استفاده کرده ایم که دربرگیرنده دوره‌های نمونه پویای اقتصادی بزرگی است و وجود ارتباط معنادار و بلندمدت بین متغیرها بررسی شده است که ما را قادر به ارائه نتایج واقعی تر و روزآمد می‌کند.

## ۳- روش پژوهش و داده‌ها

مطالعه حاضر سعی دارد رابطه کوتاه مدت و بلندمدت بین نرخ ارز، قیمت نفت و قیمت تک محموله گاز سه بازار منطقه‌ای را بررسی کند. با توجه به فقدان بازار بین‌المللی گاز

1. Rathke&Sarferaz, 2012; Stuermer, 2016

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

و ضرورت در نظر گرفتن همزمان قیمت‌گذاری برمبنای عرضه و تقاضا، قراردادهای بلندمدت و قیمت‌گذاری برمبنای شاخص نفت در این مطالعه، داده‌های ماهانه سه بازار منطقه‌ای گاز مشتمل بر بازار منطقه آمریکا (لوئیزانا در هنری هاب)، بازار منطقه اروپا (آلمان با قراردادهای بلندمدت و ورودی گاز روسیه) و بازار منطقه آسیا (ژاپن با قیمت‌گذاری شاخص نفت) مد نظر قرار گرفته است. درانتخاب داده‌ها، پیشینه پژوهش دوره‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت تغییرات قیمت نفت و کالا و مبانی نظری ارتباط قیمت‌گذاری نفت و گاز بر اساس دلار و خاصیت جانشینی کالای نفت و گاز در نظر گرفته شده است. همچنین، مقدار لگاریتم نپرین تمام متغیرهای محاسبه و مانایی سری‌های زمانی موجود در مدل را با به کارگیری از آزمون‌های ریشه واحد بررسی نموده و تحلیل کوواریانس و خود همبستگی بین متغیرهای ماهانه انجام شده است و با آزمون هم انباشتگی یوهانسن بین مقادیر مدل، وجود ارتباط معنادار و بلندمدت میان متغیرها بررسی شده است. به منظور مطالعه روابط متقابل متغیرها نیز علاوه بر تحلیل کوواریانس و خود همبستگی با به کارگیری آزمون علیت گرانجر، تاثیر متقابل یکساله متغیرها با وقفه‌های یک تا دوازده ماهه مورد بررسی قرار گرفته است.

آزمون علیت گرانجر توسط گرانجر[1] (۱۹۶۹) معرفی شده است. علیت در این آزمون به معنای تقدم در توضیح دهندگی است. برای مثال چنانچه سری زمانی x، در زمان t-p بتواند رفتار سری زمانی y را در زمان t پیش‌بینی کند، x علت گرانجری y، خواهد بود. نتیجه آزمون گرانجر چهار حالت ممکن خواهد داشت. نخست، x علت y باشد. دوم، y علت x باشد. سوم، y و x هر دو علت گرانجری یکدیگر باشند و چهارم، دو سری زمانی هیچ‌گونه رابطه علی با یکدیگر نداشته باشند. نکته دیگر اینکه آزمون علیت گرانجر برای داده‌های سری زمانی طراحی شده است. شکل ساده و عمومی این آزمون بر مبنای روش VAR و برای سری‌های زمانی مانا قابل استفاده است. این آزمون به وقفه‌ی (p) حساس است. تعیین صحیح این وقفه یکی از الزامات پیشین برآورد است. لازم به ذکر است که در آزمون علّیت گرانجر فرضیه صفر مبنی بر عدم رابطه علّی است، به همین دلیل برخی آزمون گرانجر را آزمون عدم علیت گرانجر می‌نامند.

1. Granger

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

پس از بررسی علیت دو طرفه و رابطه کوتاه مدت از طریق علیت گرانجر بررسی، برای تعیین اینکه یک سری زمانی برای پیش‌بینی دیگری مفید است یا خیر، توسط برآورد خودرگرسیون برداری متغیرها و آزمون والد[1]، استفاده از آزمون علیت گرانجر در سری‌های زمانی متغیرها، تأیید شده است.[2]

## ۳-۱- توصیف آماری داده‌ها

بر اساس آمار بانک جهانی در خصوص تغییرات ماهانه نرخ ارز و قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت و قیمت‌های تک محموله گاز در سه بازار منطقه‌ای آسیا (ژاپن)، اروپا (آلمان) و آمریکا (لوئیزانا) به شرح زیر می‌باشد.

**جدول ۱- مقادیر توصیفی داده‌های ماهانه برای سال‌های ۱ /۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷/۶**

**براساس دادهای بانک جهانی**

| نشانه‌ها اختصاری | LG. LOIS | LG.GER | LG.JAP | LEX | LOIL |
|---|---|---|---|---|---|
| میانگین | ۱/۲۰۸ | ۱/۵۴۳ | ۱/۸۵۹ | -۰/۲۰۱ | ۴/۲۴۹ |
| میانه | ۱/۱۴۷ | ۱/۳۷۲ | ۱/۸۰۲ | -۰/۲۰۱ | ۴/۱۱۲ |
| بیشترین | ۲/۶۱۲ | ۲/۷۷۳ | ۲/۹۷۳ | ۰/۱۴۲ | ۵/۵۲۰ |
| کمترین | ۰/۱۳۸ | ۰/۵۱۲ | ۰/۹۴۳ | -۰/۴۷۲ | ۲/۹۷۲ |
| انحراف استاندارد | ۰/۵۳۲ | ۰/۶۲۳ | ۰/۵۶۶ | ۰/۱۲۵ | ۰/۷۰۲ |
| چولگی | ۰/۲۹۲ | ۰/۲۷۰ | ۰/۴۱۴ | ۰/۶۴۷ | ۰/۱۶۲ |
| کشیدگی | ۲/۳۷۹ | ۱/۶۶۰ | ۲/۱۱۶ | ۳/۵۰۸ | ۱/۶۴۲ |
| Jarque-Bera | ۹/۶۴۳ | ۲۷/۶۵۶ | ۱۹/۴۵۶ | ۲۵/۶۵۳ | ۲۵/۸۳۸ |
| Probability | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۰۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۰۶۰ | ۰/۰۰۰۰۰۳ | ۰/۰۰۰۰۰۲ |
| Sum | ۳۸۴/۳۲۷ | ۴۹۰/۷۲۳ | ۵۹۱/۳۴۴۶ | -۶۴/۰۱۱۷۳ | ۱۳۵۱/۲۳۷ |
| Sum Sq. Dev. | ۸۹/۷۴۶۷ | ۱۲۳/۰۸۰ | ۱۰۱/۶۴۷ | ۴/۹۷۷ | ۱۵۶/۵۹۸ |
| تعداد مشاهده | ۳۱۸ | ۳۱۸ | ۳۱۸ | ۳۱۸ | ۳۱۸ |

مأخذ : محاسبات تحقیق

1. VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
2. Nishi Sharma , 2017

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

همانطور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود میانگین لگاریتم نپرین نرخ ماهانه ارز طی دوره زمانی ۱۹۹۷/۱ تا ۲۰۱۷/۶ به صورت ماهانه برابر با ۰/۲۰۱- بوده است. کمترین شاخص ۰/۴۷۲- و بیشترین شاخص ۰/۱۴۲ بوده است. با توجه به مقدار آماره جارک برا و سطح معنی داری آن که کوچکتر از ۰/۰۵ می‌باشد، می‌توان گفت توزیع متغیر لگاریتم نپرین نرخ ارز، از توزیع نرمال پیروی نمی کند.

میانگین لگاریتم نپرین قیمت ماهانه نفت برای دوره مورد بررسی برابر با ۴/۲۴۹ بدست آمده است. کمترین مقدار این متغیر برابر با ۲/۹۷۲ و بیشترین مقدار این متغیر برابر با ۵/۵۲۰ بوده است. با توجه به مقدار آماره جارک برا و سطح معنی داری آن که کوچکتر از ۰/۰۵ می‌باشد، می‌توان بیان داشت که توزیع متغیر شاخص قیمت نفت توزیع نرمال پیروی نمی کند.

میانگین لگاریتم نپرین قیمت ماهانه گاز در بازار منطقه‌ای اروپا طی دوره مورد بررسی برابر با ۱/۵۴۳ بوده است. کمترین مقدار این متغیر برابر با ۰/۵۱۲ و بیشترین مقدار آن برابر با ۲/۷۷۳ بوده است. با توجه به مقدار آماره جارک برا و سطح معنی داری آن که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، می‌توان گفت که توزیع متغیر شاخص قیمت گازتک محموله در بازار منطقه‌ای اروپا از توزیع نرمال پیروی نمی کند.

میانگین لگاریتم نپرین قیمت ماهانه گاز در بازار منطقه‌ای آسیا طی دوره مورد بررسی برابر با ۱/۸۵۹ بوده است. کمترین مقدار این متغیر برابر با ۰/۹۴۳ و بیشترین مقدار آن برابر با ۲/۹۷۳ بوده است. با توجه به مقدار آماره جارک برا و سطح معنی داری آن که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، می‌توان اظهار کرد که توزیع متغیر شاخص قیمت گازتک محموله در بازار منطقه‌ای آسیا از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند.

میانگین لگاریتم نپرین قیمت ماهانه گاز در بازار منطقه‌ای آمریکا طی دوره مورد بررسی برابر با ۱/۲۰۸ بوده است. کمترین مقدار این متغیر برابر *با* ۰/۱۳۸ *و* بیشترین مقدار آن برابر با ۲/۶۱۲ بوده است. با توجه به مقدار آماره جارک برا *و* سطح معنی داری آن که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد می‌توان بیان داشت که توزیع متغیر شاخص قیمت گازتک محموله در بازار منطقه‌ای آمریکا از توزیع نرمال پیروی نمی کند.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

### ۳-۲- بررسی مانایی سری‌های زمانی ماهانه (آزمون پایا بودن و ایستایی متغیرها)

برای بررسی روابط بلندمدت ماهانه میان متغیرهای مدل، ابتدا مانایی سری‌های زمانی موجود در مدل را با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج مربوط به وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی مورد استفاده در این مطالعه که به وسیله آزمون دیکی فولر تعمیم[1] یافته ثبت شده است به شرح جدول (۲) می‌باشد.

**جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای الگو**

| متغیر نسبت به عرض از مبدأ | مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ | مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ | مقادیر بحرانی در سطح ۱۰٪ | کمیت دیکی فولر مقادیر آماره t | Prob.* |
|---|---|---|---|---|---|
| نفت خام در سطح | -۳/۴۵۰ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۱/۵۵۰ | ۰/۵۰۶۵ |
| با یک بار تفاضل گیری | -۳/۴۵۰ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۱۳/۷۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| گاز آلمان در سطح | -۳/۴۵۱ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۱/۶۶۴ | ۰/۴۴۸۶ |
| با یک بار تفاضل گیری | -۳/۴۵۱ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۶/۱۰۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| گازژاپن در سطح | -۳/۴۵۰ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۱/۳۶۲ | ۰/۶۰۰۶ |
| با یک بار تفاضل گیری | -۳/۴۵۰ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۱۴/۷۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| گازلوئیزانا در سطح | -۳/۴۵۰ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۲/۵۱۳ | ۰/۱۱۳۲ |
| با یک بار تفاضل گیری | -۳/۴۵۰ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۱۵/۹۰۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| نرخ ارز در سطح | -۳/۴۵۰ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۱/۴۹۷ | ۰/۵۳۳۶ |
| با یک بار تفاضل گیری | -۳/۴۵۰ | -۲/۸۷۰ | -۲/۵۷۱ | -۱۵/۷۶۹ | ۰/۰۰۰۰ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Augmented Dickey-Fuller

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

نتایج گویای آنست که متغیرهای مورد بررسی ایستا نبوده و نیاز به تفاضل‌گیری دارد. همانطور که در جدول فوق مشاهده می‌شود نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان می‌دهد که متغیرهای مدل شامل نرخ ارز، قیمت نفت، قیمت‌های تک محموله گاز ژاپن، آلمان و لوئیزانا از فرآیند مانا در تفاضل[1] پیروی کرده و ساکن از درجه یک می‌باشند و بدین ترتیب، این متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری ساکن و مانا گردیده‌اند.

سیمز[2] و دوان و همکاران[3] عدم تفاضل‌گیری را حتی درصورتی که متغیرها دارای ریشه واحد باشند توصیه می‌کنند. آن‌ها معتقدند که هدف تحلیل خود رگرسیون‌برداری (VAR) تعیین رابطه متقابل بین متغیرها است، نه برآورد پارامترها می‌باشد. استدلال آن‌ها در رابطه با تفاضل‌گیری و ایستا شدن متغیرها آن است که تفاضل‌گیری اطلاعاتی که ناشی از حرکت متقابل داده‌ها است (مانند امکان وجود رابطه همگرایی) را از بین می‌برد. به عبارت ساده‌تر، تفاضل‌گیری اطلاعات بلندمدت ارزشمندی را از بین می‌برد. از این رو در این مطالعه برای حفظ اطلاعات ارزشمند بلندمدت داده‌ها و مطالعه رابطه متقابل بین متغیرها از لگاریتم نپرین متغیرها به کارگیری می‌شود.

## ۴- یافته‌های تجربی پژوهش و تحلیل نتایج

بررسی رابطه احتمالی متغیرهای ماهانه طی آزمون‌های ذیل مشهود است.

### ۴-۱- آزمون ریشه واحد برای کل متغیرها

همانطور که از نتایج جداول (۳) و (۴) مشهود است با یکبار تفاضل گیری، کل متغیرهای ماهانه مانا می‌شوند.

1.Difference stationar processes
2. Sims ,1980
3. Doan &Thmas ,1992

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد در سطح برای کل متغیرها**

| Method | Statistic | Prob.** | Cross-sections | Obs |
|---|---|---|---|---|
| Levin, Lin & Chu t* | -۰/۸۹۵۶۵ | ۰/۱۸۵۲ | ۵ | ۱۵۷۸ |
| Im, Pesaran and Shin W-stat | -۰/۷۳۱۹۳ | ۰/۲۳۲۱ | ۵ | ۱۵۷۸ |
| ADF – Fisher Chi-square | ۱۱/۱۷۷۰ | ۰/۳۴۳۹ | ۵ | ۱۵۷۸ |
| PP – Fisher Chi-square | ۹/۳۵۰۵۳ | ۰/۴۹۹۲ | ۵ | ۱۵۸۵ |
| ** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality. | | | | |

مأخذ: محاسبات تحقیق

**جدول ۴- نتایج آزمون ریشه واحد با یک بار تفاضل‌گیری برای کل متغیرها**

| Method | Statistic | Prob.** | Cross-sections | Obs |
|---|---|---|---|---|
| Levin, Lin & Chu t* | -۳۵/۹۱۳۳ | ۰/۰۰۰۰ | ۵ | ۱۵۷۷ |
| Im, Pesaran and Shin W-stat | -۳۰/۵۸۳۸ | ۰/۰۰۰۰ | ۵ | ۱۵۷۷ |
| ADF – Fisher Chi-square | ۵۳۵/۸۱۳ | ۰/۰۰۰۰ | ۵ | ۱۵۷۷ |
| PP – Fisher Chi-square | ۶۳۷/۸۵۸ | ۰/۰۰۰۰ | ۵ | ۱۵۸۰ |
| ** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality. | | | | |

مأخذ: محاسبات تحقیق

### ۴-۲- تجزیه و تحلیل کوواریانس و خود همبستگی بین متغیرهای ماهانه

در جدول شماره (۵) نیز همبستگی بین متغیرها و آماره t برای دو به دو متغیرها مورد بررسی قرارگرفته است که نتایج آن وجود همبستگی مستقیم بین متغیرهای قیمت گاز در سه بازار منطقه‌ای و قیمت نفت و نیز همبستگی معکوس نرخ ارز با سایر متغیرها طی دوره بلندمدت داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۱۹۹۲/۱تا ۲۰۱۷/۶ را نشان می‌دهد. که بیشترین همبستگی معکوس نرخ ارز با قیمت گاز منطقه‌ای اروپا و قیمت نفت و سپس قیمت گاز منطقه‌ای آسیا می‌باشد و کمترین خود همبستگی را با قیمت گاز منطقه‌ای آمریکا دارد.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**جدول ۵- تجزیه وتحلیل کوواریانس وخود همبستگی بین متغیرهای ماهانه**

| Covariance<br>Correlation<br>t-Statistic<br>Probability | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **Observations** | **LG.OIS** | **LG.GER** | **LG.JAP** | **LEX** | **LOIL** |
| LG. LOIS | ۰/۲۸۲۲۲۲ | | | | |
| | ۱/۰۰۰۰۰۰ | | | | |
| | ----- | | | | |
| | ----- | | | | |
| LG.GER | ۰/۱۹۰۸۳۶ | ۰/۳۸۷۰۴۴ | | | |
| | ۰/۵۷۷۴۱۱ | ۱/۰۰۰۰۰۰ | | | |
| | ۱۲/۵۷۱۸۰ | ----- | | | |
| | ۰/۰۰۰۰ | ----- | | | |
| LG.JAP | ۰/۱۳۱۶۰۷ | ۰/۳۲۲۸۴۸ | ۰/۳۱۹۶۴۷ | | |
| | ۰/۴۳۸۱۷۴ | ۰/۹۱۷۸۷۴ | ۱/۰۰۰۰۰۰ | | |
| | ۸/۶۶۵۲۹۳ | ۴۱/۱۱۲۶۴ | ----- | | |
| | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ----- | | |
| LEX | -۰/۰۱۸۳۵۶ | -۰/۰۴۴۱۵۵ | -۰/۰۳۵۰۲۰ | ۰/۰۱۵۶۵۴ | |
| | -۰/۲۷۶۱۶۲ | -۰/۵۶۷۲۷۴ | -۰/۴۹۵۰۷۹ | ۱/۰۰۰۰۰۰ | |
| | -۵/۱۰۷۸۰۷ | -۱۲/۲۴۴۹۵ | -۱۰/۱۲۹۱۸ | ----- | |
| | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ----- | |
| LOIL | ۰/۲۲۹۳۹۷ | ۰/۴۱۰۹۲۴ | ۰/۳۷۱۹۳۸ | -۰/۰۴۸۲۹۴ | ۰/۴۹۲۴۴۷ |
| | ۰/۶۱۵۳۳۷ | ۰/۹۴۱۲۴۲ | ۰/۹۳۷۴۶۷ | -۰/۵۵۰۰۵۹ | ۱/۰۰۰۰۰۰ |
| | ۱۳/۸۷۶۶۴ | ۴۹/۵۴۱۸۲ | ۴۷/۸۷۷۰۵ | -۱۱/۷۰۸۵۰ | ----- |
| | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ----- |

مأخذ: محاسبات تحقیق

در خصوص قیمت نفت نیز خودهمبستگی شدیدی بین آن و قیمت گازهای منطقه‌ای آسیا و اروپا وجود دارد که این امر ناشی از ارتباط قیمت‌گذاری گاز این مناطق با شاخص قیمت نفت می‌باشد و همبستگی بین قیمت‌های گاز منطقه‌ای آسیا و اروپا نیز شدید می‌باشد.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

### ۴-۳- آزمون هم انباشتگی

با توجه به مدل ارایه شده در این پژوهش، قیمت ماهانه تک محموله گاز ارتباط معناداری با متغیرهای مستقل مدل دارد. اگر این فرضیه درست باشد، باید ارتباط معنادار و بلندمدتی بین متغیرهای مدل وجود داشته باشد. برای بررسی صحت این ادعا از آزمون هم انباشتگی یوهانسن بین مقادیر مدل استفاده شده است. انتخاب رتبه ماتریس اثر مستلزم وارد کردن عرض از مبدأ و روند در بردار بلندمدت است که طبق پیشنهاد یوهانسن، این اعمال باید به صورت همزمان صورت گیرد. همانگونه که یوهانسن بیان کرده است، اگرتعداد متغیرهای موجود در بردار بلندمدت، برابر n باشد، حداکثر تعداد (n-1) بردار همگرا را می‌توان به دست آورد. در نتیجه با وجود دو متغیر تنها یک بردار همگرا می‌تواند وجود داشته باشد که از طریق آزمون‌های حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر به دست می‌آید (نوفرستی، ۱۳۷۸).

نتایج جداول (۶) و (۷) نشان می‌دهد که با توجه به هر دو آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، حداقل وجود یک بردار همگرایی در سطح ۵ درصد خطا و ۹۵ درصد اطمینان تأیید می‌شود و می‌توان از خود رگرسیون برداری (VAR) برای تجزیه و تحلیل متغیرها استفاده نمود.

**جدول ۶- نتایج حاصل از آزمون یوهانسن بین متغیرها**

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None * | ۰/۲۷۷۲۷۷ | ۱۵۲/۹۹۴۵ | ۶۹/۸۱۸۸۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| At most 1 * | ۰/۰۸۲۶۹۱ | ۵۰/۷۰۴۸۱ | ۴۷/۸۵۶۱۳ | ۰/۰۲۶۳ |
| At most 2 | ۰/۰۵۰۶۷۶ | ۲۳/۵۱۶۷۳ | ۲۹/۷۹۷۰۷ | ۰/۲۲۱۶ |
| At most 3 | ۰/۰۱۳۸۲۱ | ۷/۱۳۵۰۸۱ | ۱۵/۴۹۴۷۱ | ۰/۵۶۲۰ |
| At most 4 | ۰/۰۰۸۶۹۵ | ۲/۷۵۱۰۰۲ | ۳/۸۴۱۴۶۶ | ۰/۰۹۷۲ |
| Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level<br>* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level<br>**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | |

مأخذ: محاسبات تحقیق

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**جدول ۷- نتایج حاصل از آزمون حداکثر مقدار ویژه**

| Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigen value) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
| None * | ۰/۲۷۷۲۷۷ | ۱۰۲/۲۸۹۷ | ۳۳/۸۷۶۸۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| At most 1 | ۰/۰۸۲۶۹۱ | ۲۷/۱۸۸۰۸ | ۲۷/۵۸۴۳۴ | ۰/۰۵۶۱ |
| At most 2 | ۰/۰۵۰۶۷۶ | ۱۶/۳۸۱۶۵ | ۲۱/۱۳۱۶۲ | ۰/۲۰۳۳ |
| At most 3 | ۰/۰۱۳۸۲۱ | ۴/۳۸۴۰۷۹ | ۱۴/۲۶۴۶۰ | ۰/۸۱۶۷ |
| At most 4 | ۰/۰۰۸۶۹۵ | ۲/۷۵۱۰۰۲ | ۳/۸۴۱۴۶۶ | ۰/۰۹۷۲ |
| Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level<br>* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level<br>**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values | | | | |

مأخذ: محاسبات تحقیق

ازآنجایی که بردارهای همگرایی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهند، می‌توان گفت که ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مدل از نظر آماری قابل اعتماد می‌باشد. همبستگی شدید بین قیمت نفت و قیمت‌های ماهانه گاز ژاپن و قیمت گاز آلمان نیز حاکی از همگرایی این قیمت‌ها می‌باشد.

## ۴-۴- آزمون انگل گرانجر

به منظور بررسی علیت دوطرفه هر زوج از متغیرهای ماهانه، آزمون‌های علیت گرانجر با خطای ۵ درصد اجرا شد. و بر اساس بررسی علیت دو طرفه متغیرهای ماهانه نرخ ارز و قیمت نفت و قیمت تک محموله گازدر سه بازار منطقه‌ای آمریکا، آسیا و اروپا با وقفه‌های بهینه و کاربردی (براساس جداول پیوست یک) کوتاه مدت یکساله (پوشش دوازده ماهه) نتایج ذیل به دست آمد.

وقفه‌های بهینه و کاربردی بر اساس معیارهای آکائیک، شوآرتز و هنان کوئین تست و انتخاب شده است. (جدول پیوست دو)

توصیف روابط دو طرفه قیمت ماهانه نفت و نرخ ارز:

**برای فرض صفر مبتنی بر اینکه نرخ ارز علیت گرانجر قیمت نفت نیست**: برای همه وقفه‌های جدول (۸) به جز وقفه دهم ماهانه، مقدار P-Value بیشتر از ۰/۰۵ است، بنابراین می‌توان گفت که فرضیه صفر مبتنی بر این که «نرخ ارز علیت گرانجر قیمت

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

نفت نیست» با سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود و پابرجاست. برای وقفه دهم ماهانه مقدار P-Value کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین می‌توان گفت که فرضیه صفرمبتنی بر این که «نرخ ارز علیت گرانجر قیمت نفت نیست» با سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن وقفه دهم ماهانه «نرخ ارز علیت گرانجر قیمت نفت است».

**برای فرض صفرمبتنی بر اینکه قیمت نفت علیت گرانجر نرخ ارز نیست:** به جز وقفه ماهانه دوم که مقدار P-Value آن ۰/۰۷۱۶ می‌باشد، برای سایر وقفه‌های جدول مقدار P-Value بیشتر از ۰/۰۵ است. بنابراین می‌توان گفت که فرضیه صفر مبتنی بر این که «قیمت نفت، علیت گرانجر نرخ ارز نیست» با سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود و پابرجاست. برای وقفه دوم ماهانه مقداره P-Value کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین می‌توان گفت که فرضیه صفر مبتنی بر این که «قیمت نفت علیت گرانجر نرخ ارز نیست». باسطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن وقفه دوم ماهانه «قیمت نفت علیت گرانجر نرخ ارز است».

**در بررسی روابط دو طرفه قیمت ماهانه نفت و قیمت گازبازار منطقه‌ای آسیا (ژاپن):** برای همه وقفه‌های مورد مطالعه «قیمت نفت علیت گرانجر قیمت گاز ژاپن» است. البته قیمت‌گذاری گاز آسیا نیز بر اساس شاخص نفت انجام می‌شود. به جز وقفه اول ماهانه برای سایر وقفه‌ها «قیمت گاز ژاپن علیت گرانجر قیمت نفت نیست.»

**در بررسی روابط دو طرفه نرخ ارز و قیمت گاز بازار منطقه‌ای آسیا (ژاپن):** در وقفه سوم و چهارم «نرخ ارز علیت گرانجر قیمت گاز ژاپن است» و در سایر وقفه ها «نرخ ارز علیت گرانجر قیمت گاز ژاپن نیست».

**در بررسی روابط دو طرفه قیمت ماهانه نفت و قیمت گازبازار منطقه‌ای اروپا (آلمان):** برای همه وقفه‌های ماهانه «قیمت نفت علیت گرانجر قیمت گاز آلمان است.» به غیر از وقفه دوازدهم ماهانه برای سایر وقفه‌ها «قیمت گاز آلمان علیت گرانجر قیمت نفت نیست» و صرفا برای وقفه دوازدهم ماهانه«قیمت گاز آلمان علیت گرانجر قیمت نفت است».

**در بررسی روابط دو طرفه نرخ ارز و قیمت گازبازار منطقه‌ای اروپا (آلمان)** : برای وقفه‌های اول، دوم، سوم و چهارم ماهانه «نرخ ارز علیت گرانجر قیمت گاز آلمان

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

نیست»، اما برای وقفه‌های ششم، هشتم، دهم و دوازدهم «نرخ ارز علیت گرانجر قیمت گاز آلمان است» و برای همه وقفه‌ها «قیمت گاز آلمان علیت گرانجر نرخ ارز نیست».

**در بررسی روابط دو طرفه قیمت ماهانه نفت و قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا(لوئیزانا):** برای وقفه‌های اول و دوم ماهانه، «قیمت نفت علیت گرانجر قیمت گازتک محموله لوئیزانا نیست» برای سایر وقفه‌های سوم تا دوازدهم ماهانه، «قیمت نفت علیت گرانجر قیمت گاز لوئیزانا است» و برای همه وقفه‌های ماهانه، «قیمت گاز تک محموله لوئیزانا علیت گرانجر قیمت نفت نیست.»

**در بررسی روابط دو طرفه نرخ ارز و قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا (لوئیزانا):** برای همه وقفه‌های ماهانه «نرخ ارز علیت گرانجر قیمت گاز لوئیزانا نیست» و برای همه وقفه‌های ماهانه «قیمت گازلوئیزانا علیت گرانجر نرخ ارز نیست».

**در بررسی روابط دو طرفه قیمت گازبازار منطقه‌ای اروپا (آلمان) و قیمت گازبازار منطقه‌ای آمریکا (لوئیزانا):** برای همه وقفه‌های ماهانه «قیمت گاز آلمان علیت گرانجر قیمت گاز لوئیزانا نیست» و برای همه وقفه‌های ماهانه «قیمت گازلوئیزانا علیت گرانجر قیمت گاز آلمان است».

**در بررسی روابط دو طرفه قیمت گاز بازار منطقه‌ای آسیا (ژاپن) و قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا (لوئیزانا):** برای همه وقفه‌های ماهانه «قیمت گاز ژاپن علیت گرانجر قیمت گاز لوئیزانا نیست» و برای همه وقفه‌های ماهانه «قیمت گازلوئیزانا علیت گرانجر قیمت گاز ژاپن است».

**در بررسی روابط دو طرفه قیمت گاز بازار منطقه‌ای آسیا (ژاپن) و قیمت گاز بازار منطقه‌ای اروپا (آلمان):** برای همه وقفه‌های ماهانه «قیمت گاز ژاپن علیت گرانجر قیمت گاز آلمان است» و به جز وقفه ششم ماهانه برای سایر وقفه‌ها «قیمت گاز آلمان علیت گرانجر قیمت گاز ژاپن نیست».

به منظور استحکام بخشیدن به نتایج علیت گرانجر، علاوه بر انتخاب وقفه‌های بهینه بر اساس معیارهای آکائیک[1]، شوآرتز[2] و هنان کوئین[3] (جدول پیوست دو)، این

1. AIC: Akaike information criterion
2. SC: Schwarz information criterion
3. HQ: Hannan-Quinn information criterion

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

فرآیند با استفاده از آزمون والد دربرآورد مدل خودرگرسیون برداری[1] تکرار می‌شود (جدول ۸). آماره منتج از آزمون‌ها، علیت جریان یافته متغیرها را گزارش می‌کند.

همانگونه که مشاهده می‌شود قیمت گاز ژاپن و سپس قیمت گاز آلمان به سایر متغیر ها(Prob All = ۰/۰۰۰۰) وابسته می‌باشند. گاز ژاپن به قیمت نفت و همچنین قیمت گاز لوئیزانا در هنری هاب بیشترین وابستگی را دارد.

قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت به تغییرات سایر متغیرها (Prob All = ۰/۶۱۲۵) وابسته نیست و با بررسی سایر روابط نیز مشهود است که نتایج حاصله تأیید روابطی است که توسط آزمون علیت گرانجر به نمایش گذاشته شده است.

**جدول۸- نتایج آزمون والد علیت گرانجر خودتوضیح برداری**

| **متغیر وابسته: DLG.LOIS** | | | |
|---|---|---|---|
| **Excluded** | **df** | **Chi-sq** | **Prob.** |
| D(LG.GER) | ۲ | ۲/۳۵۹۳۷۶ | **۰/۳۰۷۴** |
| D(LG.JAP) | ۲ | ۷/۴۷۴۳۶۰ | ۰/۰۲۳۸ |
| D(LEX) | ۲ | ۱/۰۳۲۳۹۰ | **۰/۵۹۶۸** |
| D(LOIL) | ۲ | ۱۴/۰۲۰۸۶ | ۰/۰۰۰۹ |
| All | ۸ | ۱۹/۲۹۳۱۷ | ۰/۰۱۳۴ |
| **متغیر وابسته: D(LG.GER)** | | | |
| D(LG.LOIS) | ۲ | ۱۴/۰۸۹۷۵ | ۰/۰۰۰۹ |
| D(LG.JAP) | ۲ | ۲/۹۰۵۱۶۲ | **۰/۲۳۴۰** |
| D(LEX) | ۲ | ۸/۳۰۵۱۴۵ | ۰/۰۱۵۷ |
| D(LOIL) | ۲ | ۲۳/۵۷۶۷۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| All | ۸ | ۱۰۲/۱۳۰۴ | ۰/۰۰۰۰ |
| **متغیر وابسته: D(LG.JAP)** | | | |
| D(LG.LOIS) | ۲ | ۸/۰۳۸۳۴۴ | ۰/۰۱۸۰ |
| D(LG.GER) | ۲ | ۱/۴۱۱۵۷۴ | **۰/۴۹۳۷** |
| D(LEX) | ۲ | ۱/۲۳۲۳۶۲ | **۰/۵۴۰۰** |
| D(LOIL) | ۲ | ۱۱۶/۵۷۷۲ | ۰/۰۰۰۰ |
| All | ۸ | ۱۴۰/۲۳۴۰ | ۰/۰۰۰۰ |

1. VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

| | | | |
|---|---|---|---|
| **متغیر وابسته: D(LEX)** | | | |
| **۰/۲۸۲۹** | ۲/۵۲۵۳۲۰ | ۲ | D(LG.LOIS) |
| ۰/۰۵۲۹ | ۵/۸۷۷۷۸۴ | ۲ | D(LG.GER) |
| ۰/۰۲۷۲ | ۷/۲۰۶۵۵۸ | ۲ | D(LG.JAP) |
| ۰/۰۵۱۷ | ۵/۹۲۵۸۶۸ | ۲ | D(LOIL) |
| ۰/۰۱۱۲ | ۱۹/۷۷۲۹۹ | ۸ | All |
| **متغیر وابسته: D(LOIL)** | | | |
| **۰/۷۶۲۳** | ۰/۵۴۲۸۳۷ | ۲ | D(LG.LOIS) |
| **۰/۷۳۶۶** | ۰/۶۱۱۳۷۴ | ۲ | D(LG.GER) |
| **۰/۹۹۷۰** | ۰/۰۰۵۹۱۷ | ۲ | D(LG.JAP) |
| ۰/۰۸۳۹ | ۴/۹۵۶۲۳۷ | ۲ | D(LEX) |
| ۰/۶۱۲۵ | ۶/۳۱۰۳۴۴ | ۸ | All |

## ۵- نتیجه‌گیری

با مطالعه روابط سری زمانی ماهانه متغیرها درسه بازار گاز منطقه‌ای اروپا، آسیا و آمریکا در می‌یابیم که:

- قیمت نفت در بازار منطقه‌ای آسیا و اروپا علیت گرانجر قیمت گازهای بازار منطقه‌ای می‌باشد و برای بازار آمریکا نیز قیمت نفت برای وقفه‌های اول و دوم ماهانه علیت قیمت گاز نیست، اما برای سایر وقفه‌های مورد مطالعه، قیمت نفت علیت گرانجر قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا می‌باشد. در کوتاه مدت قراردادهای آتی می‌توانند به‌عنوان مصون ساز عمل نمایند.
- نرخ ارز برای همه وقفه‌ها علیت گرانجر قیمت گاز بازارمنطقه‌ای آمریکا نیست.
- برای وقفه‌های اول تا چهارم، نرخ ارز علیت قیمت گاز بازار منطقه‌ای اروپا نیست و از وقفه‌های ششم تا دوازدهم، نرخ ارز علیت قیمت گاز بازار منطقه‌ای اروپاست. همچنین قیمت گاز بازار منطقه‌ای اروپا علیت نرخ ارز نیست که البته انواع قراردادهای آتی در وقفه‌های اول تا چهارم می‌توانند به عنوان مصون ساز عمل نمایند.
- برای وقفه‌های سوم و چهارم، نرخ ارز علیت گاز آسیاست و برای سایر وقفه‌ها، نرخ ارز علیت قیمت گاز بازار منطقه‌ای آسیا نیست. قیمت گاز بازار منطقه‌ای آسیا نیز در وقفه‌های سوم و چهارم علیت نرخ ارز است و در سایر وقفه‌ها گاز آسیا علیت نرخ ارز نیست.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

- برای همه وقفه‌های ماهانه، قیمت گاز بازار منطقه‌ای اروپا علیت گرانجر قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا نیست. همچنین برای همه وقفه‌های ماهانه، قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا علیت گرانجر قیمت گاز بازار منطقه‌ای اروپا است و ارتباط یکطرفه‌ای از سمت قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا به بازار گاز منطقه‌ای اروپا حاکم است.
- برای همه وقفه‌ها قیمت گاز منطقه‌ای آسیا علیت گرانجر قیمت گاز منطقه‌ای آمریکا نیست، اما تقریبا برای همه وقفه‌ها، قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا علیت گرانجر قیمت گاز منطقه‌ای آسیا می‌باشد و ارتباط یک‌طرفه‌ای از سمت بازار گاز منطقه‌ای آمریکا به سمت بازار گاز منطقه‌ای آسیا حاکم است.
- برای همه وقفه‌های ماهانه قیمت گاز منطقه‌ای آسیا علیت گرانجر قیمت گاز منطقه‌ای اروپا است، اما به جز وقفه ششم که ناشی از میزان تقاضای فصلی گازاست، برای سایر وقفه‌ها قیمت گاز منطقه‌ای اروپا علیت گرانجر قیمت گاز منطقه‌ای آسیا نیست.

از اینرو نتایج مطالعه روابط علی متغیرهای ماهانه نیز حاکی از این است که قیمت تک محموله گاز همواره تحت تاثیر قیمت نفت می‌باشد که این امر به خاصیت جانشینی دو سوخت فسیلی و نیز شاخص نفت برای قیمت‌گذاری گاز برمی گردد. نکته مهمی که آنست که قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا با اعمال تاخیر دوازده ماهه، بی‌تفاوت و مصون از تغییرات نرخ ارز می‌باشد. اما همواره ارتباط یک‌طرفه‌ای از سمت بازار گاز منطقه‌ای آمریکا به سمت بازار گاز منطقه‌ای آسیا و اروپا حاکم است و قیمت‌های گاز در این مناطق را تحت تاثیر قرار می‌دهد. گاز بازار منطقه‌ای اروپا در عین حال تحت تاثیر نوسانات قیمت بازار گاز منطقه‌ای آسیا می‌باشد. این امر ناشی از میزان تقاضای گاز و نیز شاخص نفت برای قیمت گذاری گاز در مناطق آسیا و تاحدودی در اروپا می‌باشد.

نتایج تحقیق حاضر نیز در دوره‌های مختلف مشابه نتایج رامبرگ و پارسونس (۲۰۱۲)[1] به وضوح نشان داد که رابطه خود همبستگی بین قیمت‌های گاز طبیعی و نفت خام در طول زمان پایدار نیست و ارتباط در طول زمان می‌تواند به طور چشمگیری

1Ramberg& Parsons, 2012

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

تغییریافته و منتقل شود و نیز همسو با نتایج لین و لی(۲۰۱۵)[1] سرریز موثر بین بازارهای گاز طبیعی و نفت خام درآمریکا، اروپا و ژاپن را تصدیق کرد و نشان داد که قیمت‌های نفت خام و گاز طبیعی در اروپا و ژاپن همبسته، اما در آمریکا جدا هستند. در این مطالعه نیز دریافتیم که برای وقفه‌های اول تا چهارم ماهانه که قراردادهای آتی فعال هستند، نرخ ارز بازارمنطقه‌ای گاز اروپا را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد و بازارهای مالی گاز اروپا در قبال تغییرات نرخ ارز مصون هستند. همچنین تغییرات قیمت گاز منطقه‌ای اروپا هیچ تاثیری بر روی نرخ ارز ندارد. از آنجایی که بردارهای همگرایی نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد، می‌توان بیان داشت که ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مدل از نظر آماری قابل اعتماد می‌باشد. همبستگی شدید بین قیمت نفت و قیمت‌های ماهانه گاز ژاپن و قیمت گاز آلمان نیز حاکی از همگرایی این قیمت‌ها است.

## ۶- پیشنهادها

نتایج مطالعه روابط علی متغیرهای ماهانه نیز حاکی از این است که قیمت تک محموله گاز همواره تحت تاثیر قیمت نفت می‌باشد. این امر به خاصیت جانشینی دو سوخت فسیلی و نیز شاخص نفت برای قیمت‌گذاری گاز بر می‌گردد. نکته مهم آنست که قیمت گاز بازار منطقه‌ای آمریکا با اعمال تاخیر دوازده ماهه، بی تفاوت و مصون از تغییرات نرخ ارز می‌باشد. اما همواره ارتباط یک‌طرفه‌ای از سمت بازار گاز منطقه‌ای آمریکا به سمت بازار گاز منطقه‌ای آسیا و اروپا حاکم است و قیمت‌های گاز این مناطق را تحت تاثیر قرار می‌دهد. گاز بازار منطقه‌ای اروپا در عین حال تحت تاثیر نوسانات قیمت بازار گاز منطقه‌ای آسیا می‌باشد که این امر ناشی از میزان تقاضای گاز و نیز شاخص نفت برای قیمت‌گذاری گاز در مناطق آسیا و تاحدودی در اروپا می‌باشد.

همانگونه که تجارب گذشته نشان داده مبانی بازار ممکن است در میان سه بازار متفاوت، متغیر و در نوسان باشند. در حالیکه، آمریکا انقلاب شیل و اروپا کاهش تقاضای گاز را تجربه می‌کند، نیاز کشورهای شرق آسیا همانند چین و ژاپن به گاز طبیعی افزایش یافته است. افزایش تقاضای ژاپن به علت حادثه هسته‌ای فوکوشیما در ۲۰۱۱ و

1Lin & li, 2015

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

نیاز بیشتر چین به گازطبیعی به علت رشد قوی اقتصادی آن و افزایش فشارهایی در جهت حرکت به سمت منابع انرژی دوستدار محیط زیست[1] رویه‌های زیرساختی و قراردادی فرصت‌های آربیتراژ را در نواحی مختلف محدود می‌کند و در نتیجه موجب کاهش واگرایی قیمت در میان بازارها می‌شود.

در این میان بازار منطقه‌ای آمریکا همواره با اعمال تغییرات نرخ ارز بر روی سایر بازارها تاثیرگذار بوده، اما بازار نفت و گاز آن با توجه به افزایش تولید نفت و گاز و اعمال سیاست‌های ارزی و بهره بانکی از شوک‌های نفت وگاز مصون شده و صرفاً شوک ناشی از بحران‌های مالی و شوک نرخ ارز باعث شکست ساختاری و تلاطم سایر بازارهای کالای انرژی آن شده و می‌تواند بازارهای نفت وگاز آن را تحت تأثیر قرار دهد و هر از چندگاه نیز با اعمال سیاست کاهش نرخ بهره بانکی، کاهش نرخ ارز محقق شده و با خارج شدن سکوهای حفاری نفتی از برنامه تولید، قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت افزایش پیدا می‌کند. در حال حاضر نیز با توجه به اینکه آمریکا به لحاظ سطح تولید نفت وگاز همانند گذشته به بازارهای آسیا وابسته نیست، با دو ابزار نرخ ارز و قیمت نفت سعی در اعمال نفوذ در بازار جهانی نفت و بازارمنطقه‌ای گاز دارد. بنابراین برون رفت از این بحران درگرو عدم وابستگی قیمت‌گذاری و فروش نفت و گاز کشورهای صادرکننده براساس ارز مبادلاتی دلار می‌باشد و ایجاد سبد ارزی برای معامله و فروش نفت و گاز، یکی از راه‌های برون رفت از بحران پیش رو می‌باشد. همچنین برای مصرف کنندگان نیز استفاده از ابزارهای مالی و مشتقه مانند انواع قراردادهای آتی و تقویت بازارهای مالی موجب کاهش ریسک و ابزاری مصون ساز در قبال شوک‌های نرخ ارز و شوک‌های قیمتی نفت وگاز می‌باشد. این امر می‌تواند ناشی از این واقعیت باشد که عامل قابل‌توجه دیگری که به ویژه بعد از سال ۲۰۰۸ موثر برقیمت گاز طبیعی بوده است، بازارهای مالی است.

از اینرو ضروری است ماهیت رابطه بین نرخ ارز و پویایی قیمت نفت، با توجه به علیت و جهت‌گیری موجود در ایران نیز برای اجرای استراتژی‌ها مورد توجه قرار گیرد. چنین شواهدی نشان می‌دهد که می‌بایست دولت‌ها و متولیان اقتصادی کشور مراقب باشند تا به دلیل افزایش قیمت نفت، بیش از حد بر مزایای درآمد بالاتر نفت تکیه نکنند.

1. IEA, 2013

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

براساس مطالعات محققین سعودی[1] از میان کشورهای صادرکننده نفت، عربستان سعودی نیز اصلاحات اقتصادی گسترده‌ای را با هدف کاهش اعتماد این پادشاهی به نفت آغاز کرده است و با هدف از بین بردن وابستگی این کشور به نفت و تنوع بخشیدن به اقتصاد خود و تأکید بر پایان دولت رفاه سعودی، برنامه بزرگ اصلاحات اقتصادی به نام Saudi Vision 2030 را اجرا کرده است. این برنامه به ویژه مبتنی بر گذار به رشد بخش خصوصی و فعالیت‌های غیرنفتی است. این کشور همچنان به ایجاد محیط مناسب برای سرمایه‌گذاری و رقابت تجاری ادامه داده و همزمان ادغام اقتصاد خود را در اقتصاد جدید جهانی تسهیل می‌کند. درنتیجه وابستگی شدید عربستان سعودی به بخش هیدروکربن‌ها، که درآمد آن به بیش از نیمی از ثروت ملی (تولید ناخالص داخلی) می‌رسد و از آنجا که اقتصاد عربستان یک اقتصاد صادراتی منفرد و اساساً بر پایه هیدروکربن‌ها است، هر گونه کاهش قابل توجه در نفت خام، اقتصاد کشور عربستان سعودی را حساس می‌کند. براساس گزارش سالانه بانک عربستان سعودی ۲۰۱۸، تجارت خارجی عربستان به درآمد نفتی بستگی دارد که ۷۲ درصد از کل صادرات این کشور، ۵۰/۴ درصد از تولید ناخالص داخلی و تقریبا ۷۰ درصد از درآمد دولت را تشکیل می‌دهد. از آنجا که این درآمد توسط دولتی جمع‌آوری می‌شود و هزینه‌های عمومی را افزایش می‌دهد، منجر به تأثیرات مختلفی بر روی کل اقتصاد کلان و در این میان، تأثیر بر نرخ ارز این کشور شده است. لذا علاوه بر کاهش وابستگی بودجه کشور به درآمدهای نفتی، ضروری است تدوین پورتفوی سرمایه‌گذاری مناسبی به منظور بهره‌برداری از درآمدهای نفتی در دستور کار سیاست‌گذاری‌های و برنامه‌ریزی‌های کلان کشور قرارگیرد.

1. Tilal Hassen Mohammed Suliman1 & Mehdi Abid ; 2020.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

## منابع

- اخوان، مهدی(۱۳۸۹)، «بررسی روشهای قیمت گذاریLNG در جهان»، فصل نامه پژوهشها و سیاست‌های اقتصادی، سال هفدهم، شماره۵۳، بهار ۱۳۸۹، صفحات ۱۵۰-۱۲۷.
- تفضلی، فریدون(۱۳۹۴)، تاریخ عقاید اقتصادی: از افلاطون تا دوره معاصر( چاپ چهاردهم)، تهران، نشر نی.
- کشاورزیان، مریم، زمانی، مهرزاد، و هدی پناهی نژاد(۱۳۸۹)، «اثر سرریز نرخ دلار بر روی قیمت نفت خام»، فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال هفتم، شماره ۲۷، زمستان ۱۳۸۹، ص ۱۵۴-۱۳۱.
- خلیل نژاد، زهرا، اسلاملوئیان، کریم، هادیان، ابراهیم، دهقان شبانی، زهرا(۱۳۹۹)، «تأثیر ریزش قیمت نفت بر کشورهای عمده صادرکننده نفت از طریق کانال‌های تجاری و مالی: یک الگوی خودهمبسته برداری جهانی» فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، جلد شانزدهم، شماره ۶۶, پاییز ۱۳۹۹، صفحات ۲۹-۱.
- قاسمی، عبدالرسول، محمدی، تیمور ، توکلیان، حسین ، صادقین، علی(۱۳۹۹)، «همبستگی پویا بین بازار نفت با بازارهای مالی، صنایع نفتی و پتروشیمی در ایران» فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، جلد شانزدهم، شماره ۶۵, تابستان ۱۳۹۹، صفحات ۳۴-۱.
- محمدی، تیمور، قاسمی، عبدالرسول،عسلی مهدی،نکونام امیر(۱۳۹۷)، «واکنش قیمت گاز طبیعی نسبت به تغییرات قیمت نفت خام در بازارهای گاز منطقه‌ای اروپا و آمریکا : مدل انتقال رژیم برداری»، فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال چهاردهم، شماره ۵۸, پاییز ۱۳۹۷، صفحات ۲۶-۱.
- محمودی، وحید، مومنی، منصور، قاسمی نژاد، سیده کبری، «بررسی پایداری بازارهای گاز منطقه‌ای آسیا، اروپا و آمریکا نسبت به شوک‌های قیمت ارز و قیمت نفت خام»، فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال شانزدهم، شماره ۶۵، تابستان ۱۳۹۹، صفحات ۷۹-۳۵.
- هادیان، ابراهیم، نژادحلافی، زهور(۱۳۹۴)، «آزمون علیت بین قیمت نفت و نرخ حقیقی ارز در ایران با استفاده از روش شبکه عصبی مصنوعی و تبدیل موجک»، فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دهم، شماره ۴۴، بهار ۱۳۹۴، صفحات ۱۲۱-۹۵.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

- Al-Yahyaee, K. H., Mensi, W., Sensoy, A., & Kang, S. H. (2019). Energy precious metals, and GCC stock markets: Is there any risk spillover?. Pacific-Basin Finance Journal, 56, 45-70.
- Alquist, R., Kilian, L. and Vigfusson, Robert J. (2011) , Forecasting the Price of Oil. International Finance Discussion Paper No. 1022, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Andreas Economou, Paolo Agnolucci, Bassam Fattouh and Vincenzo De Lipis. A Structural Model of the World Oil Market: The Role of Investment Dynamics and Capacity Constraints in Explaining the Evolution of the Real Price of Oil, OIES Energy Insight No. 23, Oxford: Oxford Institute for Energy Studies.December 2017:5-21
- Basher SA, Haug A and Sadorsky P (2016) The impact of oil shocks on exchange rates: A Markovswitching approach. Energy Economics 54: 11–23.
- Bassam Fattouh, Director OIES & Andreas Economou, Research Associate, OIES. Oil Price Paths in 2018: The Interplay between OPEC, US Shale and Supply Interruptions, Oxford Institute for Energy Studies, February 2018: 2-19.
- Baumeister, C., Kilian, L., and Lee, T. K. (2014) , Are there gains from pooling real-time oil price forecasts? Energy Economics, 46, 33-43.
- Baumeister, C. and Kilian, L. (2014), 'Real-Time Analysis of Oil Price Risks Using Forecast Scenarios', IMF Economic Review, 62(1), pp. 119-1455 Economou.
- Baumeister, C., Guérin, P., and Kilian, L. (2015) , Do high-frequency financial data help forecast oil prices? The Midas Touch at Work. International Journal of Forecasting, 31(2), 238-252.
- Baumeister, C., and Kilian, L. (2015) , Forecasting the real price of oil in a changing world: A forecast combination approach. Journal of Business & Economic Statistics, 33(3), 338-351.
- Daan Hulshof, Jan-Pieter Van den Maat, Michael Mulder, 2016, Market fundamental, Competition and natural gas prices, Energy Policy 94(2016) 480-491.
- Dayong Zhang, Min Shi, Xunpeng Shi, 2018, Oil Indexation, market fundamentals, and natural gas prices: An investigation of the Asian Premium in natural gas trade, Energy Economics 69 (2018) 3–41.
- Joscha Beckmann, Robert Czudaj, and Vipin Arora June 2017. The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Theory and Evidence. U.S. Department of Energy Washington, DC 20585:9-26.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

- Gabriel, S.A., Rosendahl, K.E, Egging, Ruud, Avetisyan, H.G., Siddiqui, S., Cartelization in gas markets: Studying the potential for a "Gas OPEC", Energy Economics 34 (2012) 137–152.
- Hamilton, J. D., 2014, The Changing Face of Crude Oil Markets. IAEE Energy Forum, 4th Quarter: 713. Hamilton, J. D. and Herrera, A. M. 2004 , Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy. Journal of Money, Credit, and Banking, 36: 265-286.
- Helmut Lutkepohla, Tomasz Wo´zniakb, aDIW Berlin and Freie Universita¨t Berlin bUniversity of Melbourne , November 29, 2017, Bayesian Inference for Structural Vector Autoregressions Identified by Markov-Switching Heteroskedasticity, Provided in Cooperation with: German Institute for Economic Research (DIW Berlin), DIW Discussion Papers, No. 1707.
- Kilian, L. 2009b. Comment on "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08" by James D. Hamilton. Brookings Papers on Economic Activity, 1(2009): 267-278.
- Kilian, L. and Murphy, D. 2012. Why Agnostic Sign Restrictions Are Not Enough: Understanding the Dynamics of Oil Market VAR Models. Journal of the European Economic Association, 10(5): 11661188.
- Kilian, L. and Lee, T. 2014, Quantifying the Speculative Component in the Real Price of Oil: The Role of Global Oil Inventories. Journal of International Money and Finance, 42: 71-87.
- Kilian, L. and Murphy, D. 2014, The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil. Journal of Applied Econometrics, 29(3): 454-478.
- Martin Vladimirov, Primary Reader: Dr. Kenneth Keller, Secondary Reader: Dr. Marco Cesa, Why is a natural gas OPEC not possible? International and Domestic Considera, Johns Hopkins University, SAIS Bologna, 5/17/2013:13-52.
- Nishi Sharma, 2017, Cointegration and Causality among Stock Prices, Oil Prices and Exchange Rate: Evidence from India, International Journal of Statistics and Systems, ISSN 0973-2675 Volume 12, Number 1 (2017), pp. 167-174.
- Obindah N. Wagbara, 2017, "How would the gas exporting countries forum influence gas trade?" , Energy Policy, 35(2007), 1224–1237.
- Rentschler, J.E., 2013 , Oil Price Volatility, Economic Growth and the Hedging Role of Renewable Energy. The World Bank Policy Research Working Papers 6603(September).

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

- Singh, V. K., Nishant, S., & Kumar, P. (2018).Dynamic and directional network connectedness of crude oil and currencies: Evidence from implied volatility. Energy Economics, 76, 48-63.
- Shi, X., & Variam, H. M, 2017, East Asia's gas-market failure and distinctive economics-A case study of low oil prices , Applied Energy, 195, 800-809.
- Tilal Hassen Mohammed Suliman1 & Mehdi Abid; 2020, The impacts of oil price on exchange rates: Evidence from Saudi Arabia.
- van de Ven, Dirk Jan and Fouquet, Roger, 2017, Historical energy price shocks and their changing effects on the economy , Energy Economics, 62. pp. 204-216.
- Yousefi, A., and Wirjanto, T. S, 2004 , The empirical role of the exchange rate on the crude-oil price formation. Energy Economics, 26(5), 783-799.
- Zhang, Y. J. (2013) , The Links between the Price of Oil and the Value of US Dollar. International Journal of Energy Economics and Policy, 3(4), 2013, 341-351.

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

## پیوست‌ها:

### پیوست یک : جداول نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر

**جدول (۴-۴-۱). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر قیمت نفت و نرخ ارز**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LOIL does not Granger Cause LEX (Lags: 1) | 317 | 0.75804 | 0.3846 |
| LEX does not Granger Cause LOIL (Lags: 1) | | 0.23390 | 0.6290 |
| LOIL does not Granger Cause LEX (Lags: 2) | 316 | 1.36613 | 0.2566 |
| LEX does not Granger Cause LOIL (Lags: 2) | | 2.65893 | **0.0716** |
| LOIL does not Granger Cause LEX (Lags: 3) | 315 | 0.94284 | 0.4202 |
| LEX does not Granger Cause LOIL (Lags: 3) | | 1.74659 | 0.1574 |
| LOIL does not Granger Cause LEX (Lags: 4) | 314 | 1.13861 | 0.3384 |
| LEX does not Granger Cause LOIL (Lags: 4) | | 1.43797 | 0.2213 |
| LOIL does not Granger Cause LEX (Lags: 6) | 312 | 1.26910 | 0.2714 |
| LEX does not Granger Cause LOIL (Lags: 6) | | 1.51208 | 0.1737 |
| LOIL does not Granger Cause LEX (Lags: 8) | 310 | 1.28605 | 0.2503 |
| LEX does not Granger Cause LOIL (Lags: 8) | | 1.18582 | 0.3072 |
| LOIL does not Granger Cause LEX (Lags: 10) | 308 | 2.13214 | **0.0222** |
| LEX does not Granger Cause LOIL (Lags: 10) | | 1.80543 | 0.0593 |
| LOIL does not Granger Cause LEX (Lags: 12) | 306 | 1.77297 | 0.0523 |
| LEX does not Granger Cause LOIL (Lags: 12) | | 2.08046 | **0.0183** |

**جدول (۴-۴-۲). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر قیمت نفت و قیمت گاز ژاپن**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LOIL does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 1) | 317 | 59.7891 | 1.E-13 |
| LG.JAP does not Granger Cause LOIL (Lags: 1) | | 6.58481 | **0.0107** |
| LOIL does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 2) | 316 | 62.5476 | 1.E-23 |
| LG.JAP does not Granger Cause LOIL (Lags: 2) | | 0.08616 | 0.9175 |
| LOIL does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 3) | 315 | 45.0753 | 4.E-24 |
| LG.JAP does not Granger Cause LOIL (Lags: 3) | | 0.09672 | 0.9618 |
| LOIL does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 4) | 314 | 34.1305 | 2.E-23 |
| LG.JAP does not Granger Cause LOIL (Lags: 4) | | 0.39341 | 0.8133 |
| LOIL does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 6) | 312 | 23.6529 | 7.E-23 |
| LG.JAP does not Granger Cause LOIL (Lags: 6) | | 1.81677 | 0.0955 |
| LOIL does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 8) | 310 | 17.9447 | 9.E-22 |
| LG.JAP does not Granger Cause LOIL (Lags: 8) | | 1.49134 | 0.1597 |
| LG.JAP not Granger Cause LG.JAP (Lags: 10) | 308 | 14.2964 | 2.E-20 |
| LG.JAP does not Granger Cause LOIL (Lags: 10) | | 1.67778 | 0.0854 |
| LOIL does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 12) | 306 | 12.0439 | 1.E-19 |
| LG.JAP does not Granger Cause LOIL (Lags: 12) | | 1.15576 | 0.3152 |

مأخذ : محاسبات تحقیق

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**جدول (۴-۴-۳). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر نرخ ارز و قیمت گاز ژاپن**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LEX does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 1) | 317 | 3.13474 | 0.0776 |
| LG.JAP does not Granger Cause LEX (Lags: 1) | | 0.07313 | **0.7870** |
| LEX does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 2) | 316 | 1.33190 | 0.2655 |
| LG.JAP does not Granger Cause LEX (Lags: 2) | | 1.30022 | **0.2739** |
| LEX does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 3) | 315 | 3.07725 | **0.0279** |
| LG.JAP does not Granger Cause LEX (Lags: 3) | | 3.14718 | 0.0254 |
| LEX does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 4) | 314 | 2.50820 | **0.0421** |
| LG.JAP does not Granger Cause LEX (Lags: 4) | | 2.54606 | 0.0396 |
| LEX does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 6) | 312 | 2.06121 | 0.0577 |
| LG.JAP does not Granger Cause LEX (Lags: 6) | | 2.10282 | **0.0528** |
| LEX does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 8) | 310 | 1.54448 | 0.1414 |
| LG.JAP does not Granger Cause LEX (Lags: 8) | | 2.20161 | 0.0273 |
| LEX does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 10) | 308 | 1.27856 | 0.2420 |
| LG.JAP does not Granger Cause LEX (Lags: 10) | | 1.97053 | 0.0364 |
| LEX does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 12) | 306 | 1.45344 | 0.1415 |
| LG.JAP does not Granger Cause LEX (Lags: 12) | | 1.80451 | 0.0471 |

مأخذ : محاسبات تحقیق

**جدول (۴-۴-۴). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر قیمت نفت و قیمت گاز آلمان**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LOIL does not Granger Cause LG.GER (Lags: 1) | 317 | 73.5743 | 5.E-16 |
| LG.GER does not Granger Cause LOIL (Lags: 1) | | 3.34949 | 0.0682 |
| LOIL does not Granger Cause LG.GER (Lags: 2) | 316 | 38.0219 | 2.E-15 |
| LG.GER does not Granger Cause LOIL (Lags: 2) | | 0.21018 | 0.8106 |
| LOIL does not Granger Cause LG.GER (Lags: 3) | 315 | 30.0375 | 5.E-17 |
| LG.GER does not Granger Cause LOIL (Lags: 3) | | 0.27234 | 0.8453 |
| LOIL does not Granger Cause LG.GER (Lags: 4) | 314 | 24.1160 | 2.E-17 |
| LG.GER does not Granger Cause LOI L (Lags: 4) | | 0.42995 | 0.7870 |
| LOIL does not Granger Cause LG.GER (Lags: 6) | 312 | 17.0909 | 6.E-17 |
| LG.GER does not Granger Cause LOI L (Lags: 6) | | 0.41059 | 0.8718 |
| LOIL does not Granger Cause LG.GER (Lags: 8) | 310 | 14.2906 | 1.E-17 |
| LG.GER does not Granger Cause LOIL (Lags: 8) | | 0.42072 | 0.9082 |
| LOIL does not Granger Cause LG.GER (Lags: 10) | 308 | 13.7852 | 8.E-20 |
| LG.GER does not Granger Cause LOIL (Lags: 10) | | 0.44813 | 0.9215 |
| LOIL does not Granger Cause LG.GER (Lags: 12) | 306 | 13.0681 | 3.E-21 |
| LG.GER does not Granger Cause LOIL (Lags: 12) | | 2.05124 | 0.0203 |

مأخذ : محاسبات تحقیق

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**جدول (۴-۴-۵). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر نرخ ارز و قیمت گاز آلمان**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LEX does not Granger Cause LG.GER (Lags: 1) | 317 | 3.85581 | 0.0505 |
| LG.GER does not Granger Cause LEX (Lags: 1) | | 0.07524 | 0.7840 |
| LEX does not Granger Cause LG.GER (Lags: 2) | 316 | 1.86877 | 0.1560 |
| LG.GER does not Granger Cause LEX (Lags: 2) | | 2.31185 | 0.1008 |
| LEX does not Granger Cause LG.GER (Lags: 3) | 315 | 1.24043 | 0.2951 |
| LG.GER does not Granger Cause LEX (Lags: 3) | | 1.68004 | 0.1713 |
| LEX does not Granger Cause LG.GER (Lags: 4) | 314 | 2.27819 | 0.0609 |
| LG.GER does not Granger Cause LEX (Lags: 4) | | 1.34047 | 0.2548 |
| LEX does not Granger Cause LG.GER (Lags: 6) | 312 | 2.28258 | 0.0360 |
| LG.GER does not Granger Cause LEX (Lags: 6) | | 1.31100 | 0.2519 |
| LEX does not Granger Cause LG.GER (Lags: 8) | 310 | 2.69939 | 0.0070 |
| LG.GER does not Granger Cause LEX (Lags: 8) | | 0.91147 | 0.5072 |
| LEX does not Granger Cause LG.GER (Lags: 10) | 308 | 2.21320 | 0.0172 |
| LG.GER does not Granger Cause LEX (Lags: 10) | | 0.91418 | 0.5204 |
| LEX does not Granger Cause LG.GER (Lags: 12) | 306 | 2.21523 | 0.0113 |
| LG.GER does not Granger Cause LEX (Lags: 12) | | 1.18134 | 0.2960 |

مأخذ : محاسبات تحقیق

**جدول (۴-۴-۶). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر قیمت نفت و قیمت گاز لوئیزانا**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LOIL does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 1) | 317 | 1.31411 | 0.2525 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LOIL (Lags: 1) | | 0.82139 | 0.3655 |
| LOIL does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 2) | 316 | 1.62022 | 0.1995 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LOIL (Lags: 2) | | 0.31213 | 0.7321 |
| LOIL does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 3) | 315 | 3.91207 | 0.0092 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LOIL (Lags: 3) | | 0.23445 | 0.8723 |
| LOIL does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 4) | 314 | 3.42789 | 0.0092 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LOIL (Lags: 4) | | 0.19162 | 0.9427 |
| LOIL does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 6) | 312 | 2.53502 | 0.0208 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LOIL (Lags: 6) | | 0.38289 | 0.8897 |
| LOIL does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 8) | 310 | 3.09064 | 0.0023 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LOIL (Lags: 8) | | 0.76744 | 0.6318 |
| LOIL does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 10) | 308 | 3.52325 | 0.0002 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LOIL (Lags: 10) | | 0.62030 | 0.7963 |
| LOIL does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 12) | 306 | 3.33691 | 0.0001 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LOIL (Lags: 12) | | 0.60769 | 0.8353 |

مأخذ : محاسبات تحقیق

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**جدول (۴-۴-۷). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر نرخ ارز و قیمت گاز لوئیزانا**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LEX does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 1) | 317 | 0.04105 | 0.8396 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LEX (Lags: 1) | | 2.30940 | 0.1296 |
| LEX does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 2) | 316 | 0.01286 | 0.9872 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LEX (Lags: 2) | | 2.25832 | 0.1062 |
| LEX does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 3) | 315 | 0.02730 | 0.9939 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LEX (Lags: 3) | | 1.55152 | 0.2012 |
| LEX does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 4) | 314 | 0.84630 | 0.4967 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LEX (Lags: 4) | | 1.40709 | 0.2315 |
| LEX does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 6) | 312 | 0.74617 | 0.6129 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LEX (Lags: 6) | | 1.24818 | 0.2816 |
| LEX does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 8) | 310 | 1.27327 | 0.2570 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LEX (Lags: 8) | | 1.43344 | 0.1820 |
| LEX does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 10) | 308 | 1.03769 | 0.4116 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LEX (Lags: 10) | | 1.26957 | 0.2472 |
| LEX does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 12) | 306 | 0.90167 | 0.5458 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LEX (Lags: 12) | | 1.19140 | 0.2887 |

مأخذ : محاسبات تحقیق

**جدول (۴-۴-۸). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر قیمت گازآلمان و قیمت گاز لوئیزانا**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LG.GER does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 1) | 317 | 0.16195 | 0.6876 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.GER (Lags: 1) | | 25.2276 | 9.E-07 |
| LG.GER does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 2) | 316 | 0.02048 | 0.9797 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.GER (Lags: 2) | | 12.8975 | 4.E-06 |
| LG.GER does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 3) | 315 | 1.34195 | 0.2608 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.GER (Lags: 3) | | 9.55948 | 5.E-06 |
| LG.GER does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 4) | 314 | 1.53659 | 0.1914 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.GER (Lags: 4) | | 4.99026 | 0.0007 |
| LG.GER does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 6) | 312 | 1.35815 | 0.2313 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.GER (Lags: 6) | | 3.81557 | 0.0011 |
| LG.GER does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 8) | 310 | 1.23915 | 0.2758 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.GER (Lags: 8) | | 3.05446 | 0.0026 |
| LG.GER does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 10) | 308 | 1.79920 | 0.0604 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.GER (Lags: 10) | | 2.93799 | 0.0016 |
| LG.GER does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 12) | 306 | 1.59904 | 0.0912 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.GER (Lags: 12) | | 2.41103 | 0.0055 |

مأخذ: محاسبات تحقیق

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**جدول (۴-۴-۹). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر قیمت گاز ژاپن و قیمت گاز لوئیزانا**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LG.JAP does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 1) | 317 | 0.01436 | 0.9047 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 1) | | 5.53128 | 0.0193 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 2) | 316 | 2.51667 | 0.0824 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 2) | | 6.77823 | 0.0013 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 3) | 315 | 2.00341 | 0.1135 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 3) | | 4.23253 | 0.0060 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 4) | 314 | 1.72886 | 0.1434 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 4) | | 3.11151 | 0.0157 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 6) | 312 | 1.48256 | 0.1837 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 6) | | 2.31461 | 0.0336 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 8) | 310 | 1.34275 | 0.2219 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 8) | | 1.84980 | 0.0678 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 10) | 308 | 1.30331 | 0.2281 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 10) | | 2.07983 | 0.0261 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG. LOIS (Lags: 12) | 306 | 1.46531 | 0.1367 |
| LG. LOIS does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 12) | | 1.68822 | **0.0689** |

مأخذ : محاسبات تحقیق

**جدول (۴-۴-۱۰). نتایج حاصل از آزمون انگل گرانجر قیمت گاز ژاپن و قیمت گاز آلمان**

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|
| LG.JAP does not Granger Cause LG.GER (Lags: 1) | 317 | 15.2301 | 0.0001 |
| LG.GER does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 1) | | 0.74381 | 0.3891 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG.GER (Lags: 2) | 316 | 7.86584 | 0.0005 |
| LG.GER does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 2) | | 1.77310 | 0.1715 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG.GER (Lags: 3) | 315 | 5.53646 | 0.0010 |
| LG.GER does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 3) | | 1.53614 | 0.2051 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG.GER (Lags: 4) | 314 | 6.60248 | 4.E-05 |
| LG.GER does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 4) | | 1.58912 | 0.1770 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG.GER (Lags: 6) | 312 | 5.94759 | 7.E-06 |
| LG.GER does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 6) | | 2.21170 | **0.0419** |
| LG.JAP does not Granger Cause LG.GER (Lags: 8) | 310 | 5.08819 | 6.E-06 |
| LG.GER does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 8) | | 1.81577 | 0.0738 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG.GER (Lags: 10) | 308 | 5.59234 | 1.E-07 |
| LG.GER does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 10) | | 1.57871 | 0.1123 |
| LG.JAP does not Granger Cause LG.GER (Lags: 12) | 306 | 4.80152 | 4.E-07 |
| LG.GER does not Granger Cause LG.JAP (Lags: 12) | | 1.53048 | 0.1126 |

مأخذ: محاسبات تحقیق

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

**پیوست دو :**

**جدول مقایسه انتخاب وقفه‌های بهینه بر اساس معیارهای آکائیک، شوآرتز و هنان کوئین**

| HQ | SC | AIC | FPE | LR | LogL | Lag |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0.166715 | 0.203225 | 0.142382 | 7.93e-07 | NA | -16.78441 | 0 |
| -13.68457 | -13.46551* | -13.83057 | 6.78e-13 | 4240.905 | 2146.077 | 1 |
| -13.71615* | -13.31454 | -13.98382 | 5.82e-13 | 93.41061 | 2194.524 | 2 |
| -13.57429 | -12.99013 | -13.96362 | 5.94e-13 | 41.52866 | 2216.434 | 3 |
| -13.54500 | -12.77829 | -14.05599* | 5.42e-13* | 72.89490 | 2255.567 | 4 |
| -13.37016 | -12.42090 | -14.00282 | 5.72e-13 | 30.86325 | 2272.431 | 5 |
| -13.18474 | -12.05294 | -13.93907 | 6.10e-13 | 27.40228 | 2287.677 | 6 |
| -12.99928 | -11.68493 | -13.87528 | 6.52e-13 | 26.89496 | 2302.918 | 7 |
| -12.86307 | -11.36617 | -13.86073 | 6.63e-13 | 39.44576 | 2325.692 | 8 |
| -12.73856 | -11.05911 | -13.85788 | 6.67e-13 | 41.74344 | 2350.256 | 9 |
| -12.64527 | -10.78328 | -13.88627 | 6.51e-13 | 48.90413 | 2379.599 | 10 |
| -12.47752 | -10.43298 | -13.84018 | 6.85e-13 | 29.32831 | 2397.548 | 11 |
| -12.39870 | -10.17161 | -13.88303 | 6.61e-13 | 50.52934* | 2429.103 | 12 |

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

مأخذ: محاسبات تحقیق

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]

# Investigating Cointegration and the Causal Relationship Between of Exchange Rate, Oil Price and Gas Price in Regional Markets

**Ali Emami Meibodi**
**Professor of energy economics,Eeconomics Faculty of Allameh Tabataba'i University**
**emami@atu.ac.ir**

**Albert Boghosian**
**Assistant professor, University of Tehran Kish international campus**
**albertboghosian@yahoo.com**

**Seyede Kobra Ghaseminezhad [1]**
**Phd of Oil & Gas International Contracts Management, Management Faculty of Tehran University**
**ms.ghaseminejad@yahoo.com**

**Received: 2021/05/15 Accepted: 2022/05/09**

## Abstract

Short-term and long-term relationship between exchange rate, oil price and spot gas price of three regional gas markets was investigated using and estimating the Vector Autoregressive model. There is a significant and long-term relationship between variables.Short-term interactions of variables with Granger causality test One-year interaction of variables with intervals of one to twelve months is studied and in order to solidify the results, the Wald test is repeated in estimating the Vector Autoregressive. The results show that the spot gas price is always influenced by the price of oil, and the US gas price is indifferent and immune to exchange rate fluctuations with a 12-month delay. But there is always a one-way connection from the US gas market to the Asian and European gas markets. The US regional market has always been affected by exchange rate fluctuations in other markets, but its oil and gas market has been protected by increased oil and gas production and the implementation of foreign exchange and banking policies.

**JEL Classification:** E23, C22, C32, C53
**Keywords:** Spot price, Vector Autoregressive, Granger Causality, Regional Gas Markets.

1. Corresponding Author

[ Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-08 ]