

نااطمینانی درآمد نفت، تحریم‌ها و نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان

غلامرضا کشاورز حداد^۱

اسمعیل ابونوری^۲

طاهره جهانی^۳

تاریخ ارسال: ۱۳۹۸/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۰۲

چکیده

به گزارش صندوق بین‌المللی پول، بیش از ۶۰ درصد درآمد تجارت خارجی کشور و ۴۰ درصد درآمد دولت ایران از بخش نفت و انرژی تأمین می‌شود و همواره بخشی از نوسانات درآمدی نفت به سایر بخش‌های اقتصاد کلان سرایت می‌کند. همچنین تحریم‌های اعمال شده بر اقتصاد ایران با کاهش درآمدهای ارزی و ایجاد محدودیت دسترسی به کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به نوسانات متغیرهای کلان شدت بخشیده‌اند. درک صحیح از میزان اثرات سرریز شوک‌ها و نوسانات درآمد نفت و تحریم‌ها به‌ویژه تحریم‌های بخش انرژی به بخش‌های مختلف اقتصاد کلان از دیدگاه سیاست‌گذاران برای برنامه‌ریزی و هدف‌گذاری باثبات اهمیت دارد. در پژوهش حاضر به منظور مطالعه آثار نکانه‌های نوسانات درآمد نفت و تحریم‌ها در اقتصاد کشور از الگوی VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK با لحاظ شکست ساختاری واریانس شرطی استفاده می‌شود. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه شامل تولید ناخالص داخلی واقعی (بدون احتساب نفت)، درآمد نفت سنگین ایران، نرخ ارز، شاخص بازار سهام و شاخص تحریم در بازه زمانی ۱۳۷۰:۱ تا ۱۳۹۶:۴ است. نتایج نشان می‌دهد هر نکانه‌ای از ناحیه رشد درآمد نفت و یا شاخص تحریم به وقوع بپیوندد هر سه بخش مورد مطالعه شامل بخش تولید، بازار ارز و بازار سهام را متأثر می‌سازد. همچنین افزایش فشار تحریم‌ها منجر به سرریز نااطمینانی به تمامی بخش‌های مورد مطالعه و کاهش فعالیت‌های تولیدی می‌شود و نرخ ارز را به سمت بالا متأثر می‌کند و در مقابل سهم نسبی بازار سهام در پرتفوی انتخابی سرمایه‌گذاران، افزایش می‌یابد. در این دوره شواهدی از اثرات نامتقارن نکانه‌های درآمد نفتی و تحریم در بخش‌های مورد مطالعه مشاهده می‌شود.

واژگان کلیدی: نااطمینانی درآمد نفت، شکست ساختاری، تحریم، اثرات نامتقارن.

طبقه‌بندی JEL: C32, P18, F62, E27.

۱- دانشیار، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران، پست‌الکترونیکی:

G.K.Haddad@Sharif.edu

۲- استاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران، پست‌الکترونیکی:

Esmail.Abounoori@Semnan.ac.ir

۳- دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران (نویسنده مسئول)،

پست‌الکترونیکی: T.Jahani@Semnan.ac.ir

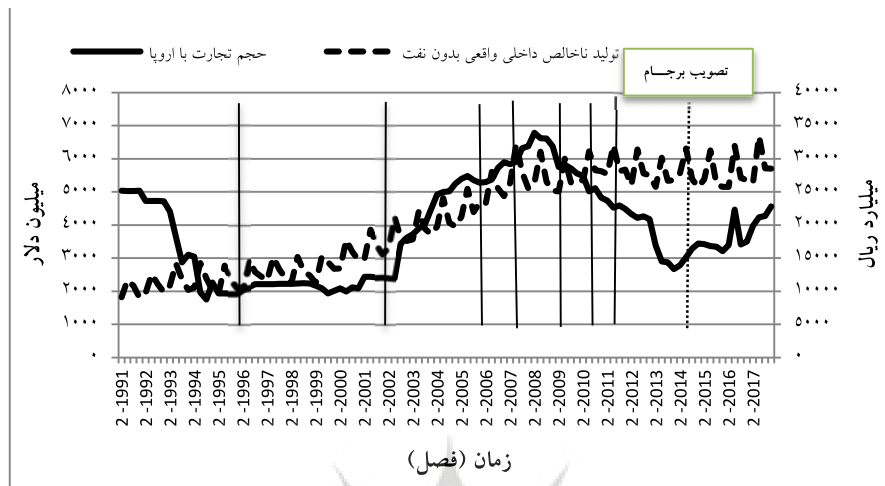
- مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری طاهره جهانی در دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه سمنان است.

۱- مقدمه

تحریم‌های نفتی از طریق محدود کردن فروش نفت و عواید حاصل از آن، نرخ ارز را به سمت بالا متاثر می‌کند و این به نوبه خود منجر به افزایش هزینه‌های تولید ناشی از افزایش قیمت مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی شده و تولید و صادرات غیرنفتی را با محدودیت مواجه می‌کند. علاوه بر این، تحریم تامین برخی کالاهای خاص و تحریم در بخش مبادلات بین بانکی و مالی و نظایر آن موجب محدودیت دسترسی به کالاهای سرمایه‌ای شده، بر بازار فروش محصولات صادراتی فشار وارد کرده و در مراحل بعدی آثار منفی آن به بخش‌های مختلف اقتصادی سرایت می‌کند؛ نوسانات در آمد نفت و عواید ارزی حاصل از آن و همچنین فشار حاصل از تحریم‌ها به خصوص تحریم بخش انرژی، علاوه بر سرایت به بازار ارز و بخش‌های تولیدی به بازار سهام نیز منتقل می‌شود.

قیمت نفت که به صورت برونزا و در بازار جهانی انرژی تعیین می‌شود از طریق افزایش حجم نقدینگی و تورم موجب هدایت بخشی از نقدینگی به سمت بازار دارایی‌ها می‌شود. همچنین در زمینه ارتباطات متقابل نرخ ارز از دیدگاه بازار کالا^۱ و بازار سهام از دیدگاه سبد دارایی‌ها (پرتفولیو^۲) می‌توان این گونه تحلیل کرد که در چارچوب بازار کالا، نرخ ارز در ابتدا سود واحدهای تولیدی و سپس قیمت سهام را متاثر می‌کند و در چارچوب بازار سهام نیز رونق بازار سهام، بخشی از نقدینگی داخلی را به سمت این بازار سوق می‌دهد. همچنین فعالیت سرمایه‌گذاران خارجی در این بازار افزایش می‌یابد که در پی آن تقاضای پول داخلی ارتقا و نرخ ارز افت خواهد کرد (کشاورز حداد و معنوی، ۱۳۸۷). بنابراین به نظر می‌رسد شناسایی و پیش‌بینی جهت و شدت اثرات سرریز ناطمینانی در آمد نفت و تحریم‌ها به بخش واقعی اقتصاد کلان می‌تواند در شناخت دقیق روابط و اثرات سرایت سرریز تکانه‌ها به سایر بازارها به ویژه برای آگاهی سیاست‌گذاران، برنامه‌ریزان و سرمایه‌گذاران اقتصادی و مالی به منظور اتخاذ تصمیم منطقی راه‌گشا باشد. نمودار (۱) روند وقوع تحریم‌ها را به همراه متغیر رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی پژوهش نشان می‌دهد.

-
- 1- Goods Market Approach
 - 2- Portfolio Approach



نمودار ۱- روند وقوع تحریم‌ها به همراه متغیر رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی پژوهش^۱
 توضیح: خطوط عمودی نشان‌دهنده موقعیت آغاز تحریم در دوره مورد نظر است.
 ماخذ: مستخرج از مقاله کشاورز حداد و عابدین (۲۰۱۷)

شواهد تجربی قابل توجهی وجود دارد که به طور علی بی‌ثباتی تغییرات درآمد نفت را با متغیرهایی مانند تولید ناخالص داخلی، بازدهی سهام، نرخ ارز و دیگر شاخص‌های مهم

۱- فهرست تحریم‌ها از این قرار است: ممنوعیت تجارت با ایران و سرمایه‌گذاری خارجی در ایران: ۳۰ آوریل ۱۹۹۵، اعمال تحریم‌های اقتصادی علیه افراد و سازمان‌های غیردولتی: نوامبر ۲۰۰۱، تحریم در زمینه واردات محصولات هسته‌ای ایران: سال ۲۰۰۶، تحریم شورای امنیت سازمان ملل متحد در خصوص نظارت بر بانک‌های ایرانی، کشتی‌ها و هواپیماها و تحریم در خصوص صادرات غیرنفتی ایران: مارس ۲۰۰۸، تحریم شورای امنیت در خصوص برنامه‌های هسته‌ای ایران و خرید و فروش سلاح: ژوئن ۲۰۱۰، تحریم از سوی سه کشور ایالات متحده آمریکا، انگلستان و کانادا در خصوص فعالیت شرکت‌های نفتی و پتروشیمی و انگلستان در خصوص عدم همکاری مالی بریتانیا با ایرانی‌ها: نوامبر ۲۰۱۱، تحریم ایالات متحده آمریکا بر بانک مرکزی در خصوص سودهای صادرات نفتی و تحریم مشروط از سوی اتحادیه اروپا در خصوص مبادلات تجاری مگر به شرط کاهش فعالیت‌های هسته‌ای ایران: ژانویه ۲۰۱۲، ممنوعیت اتحادیه اروپا از صادرات نفت ایران و تحریم مالی سوئیت: جولای ۲۰۱۲ (که منجر به کاهش شدید ارزش پول ایران شد)، اعمال تحریم بیشتر از سوی اتحادیه اروپا بر بخش‌های بانکداری، تجارت و بخش انرژی در خصوص ممنوعیت هرگونه معاملات با مؤسسات مالی و حتی معاملات تجاری گاز ایران: اکتبر ۲۰۱۲ که در جولای ۲۰۱۵ با امضای توافق برجام این سناریو تا سپتامبر سال ۲۰۱۸ مسکوت ماند.

اقتصاد کلان در کشورهای صادرکننده نفت پیوند می‌دهد (هامیلتون^۱، ۱۹۸۳). گروهی از مطالعات بر پایه تحلیل اثر ناطمینانی قیمت نفت بر GDP^۲ به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی بنا نهاده شده‌اند که مطالعات رودریگوئز و سانچز^۳ (۲۰۰۵)، نارایان و اسمیت^۴ (۲۰۰۷)، گرون‌والد^۵ (۲۰۰۸)، کولوگنی و منرا^۶ (۲۰۰۹) و ابراهیمی (۱۳۹۰) از این گروه هستند. همچنین گروهی دیگر مانند دورودیان و بوید^۷ (۲۰۰۳)، چن^۸ (۲۰۰۹) و فرزانیگان و مارکوارد^۹ (۲۰۰۹) بر تاثیر تغییرات درآمد نفت بر تورم، همیلتون^{۱۰} (۲۰۰۳) و رفیق، سلیم و بلوچ^{۱۱} (۲۰۰۹) بر تاثیر آن بر سرمایه‌گذاری، هانگ، ماسولیس و استول^{۱۲} (۱۹۹۶)، سادروسکی^{۱۳} (۱۹۹۹) و وانگ و دیگران^{۱۴} (۲۰۱۷) بر بازار سهام، راتی و حسن^{۱۵} (۲۰۱۳) بر نقش آن بر انتخاب پرتفوی مناسب سبد دارایی‌ها و رجبی و جان‌نثاری (۱۳۹۰)، عرفانی و چرمگر (۱۳۹۳) و فرزانیگان (۲۰۱۱) بر اثرات همزمان تکانه‌های نفتی بر چندین متغیر کلان اقتصادی براساس الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته^{۱۶} تاکید کردند.

اغلب مطالعات تجربی که در زمینه ناطمینانی درآمد نفت انجام پذیرفته است بر پایه معادلات میانگین و بدون توجه کافی به مدل‌های ناهمسان شرطی و اثرات سرریز نوسانات است. از جمله مطالعات قابل اتکا در این زمینه که با به‌کارگیری مدل VARMA GARCH in-mean Asymmetric BEKK به رفع ایرادات یاد شده پرداخته است، می‌توان به مطالعه رحمان و سرلتیس^{۱۷} (۲۰۱۲) اشاره کرد. همین مساله موجب شده تا

- 1- Hamilton
- 2- Gross Domestic Product
- 3- Rodriguez and Sanchez
- 4- Narayan and Smyth
- 5- Gronwald
- 6- Cologni and Manera
- 7- Doroodian and Boyd
- 8- Chen
- 9- Farzanegan and Markwardt
- 10- Hamilton
- 11- Rafiq, Salim and Bloch
- 12- Huang, Masulis and Stoll
- 13- Sadorsky
- 14- Wang, et al.
- 15- Ratti and Hasan
- 16- Multivariate GARCH- in- Mean
- 17- Rahman and Serletis (2012)

الگوی مطرح شده توسط آن‌ها به عنوان الگوی مبنای مطالعات اثرات متقابل نااطمینانی در بازارها در بسیاری از مطالعات بعدی مورد توجه قرار گیرد. با این وجود، پژوهش مورد بحث با عدم لحاظ شکست‌های ساختاری در دوره مطالعه خود تنها به تحلیل روابط میان دو متغیر تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص تغییرات بخش واقعی اقتصاد و نااطمینانی قیمت نفت در اقتصاد کانادا پرداخته است. شکست‌های ساختاری در اثر تغییرات ناگهانی سیاست‌های دولت و یا وقایع جدی نظیر جنگ به وجود می‌آیند که نادیده گرفتن آن‌ها از کارآیی مدل‌ها می‌کاهد (پرون، ۲۰۰۵ و آلارو، کاسا و هاندی، ۲۰۱۱).

بنابراین، در مدل پژوهش حاضر علاوه بر حضور دو متغیر رشد درآمد واقعی نفت ایران^۳ و شاخص تحریم به صورت برون‌زا^۴، مطالعه و تحلیل روابط میان متغیرهای نرخ ارز، شاخص بازار سهام و شاخص رشد اقتصادی (به عنوان متغیرهای درون‌زا) به الگو اضافه شد. همچنین شکست ساختاری واریانس‌های شرطی هر یک از متغیرها در مدل نهایی مورد توجه قرار گرفته است. بنابر استدلال مطرح شده، نتایج پژوهش حاضر با توجه به برتری نسبی آن به الگوهایی نظیر MGARCH-BEKK و DCC-GARCH به لحاظ شاخص‌های دقت برآورد پارامترها به واقعیت نزدیک‌تر بوده و تحلیل‌های شکل گرفته بر اساس آن به شناخت و درک دقیق روابط میان این متغیرها کمک می‌کند و در نهایت بر

1- Perron

2- Allaro, Kassa and Hundie

۳- براساس نتایج مطالعه فرزانگان و حبیب‌پور (۲۰۱۷) و همچنین براساس معناداری پارامترها و آماره‌های معیارهای اطلاعات دقت برآورد (آکائیک، شوارز و حداکثر راست‌نمایی) در اقتصاد ایران شاخص نااطمینانی درآمد نفت نسبت به شاخص نااطمینانی قیمت نفت از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری برخوردار است به همین دلیل در مدل‌سازی از شاخص نااطمینانی درآمد نفت استفاده شده است.

۴- درآمد نفتی از حاصل ضرب مقدار فروش نفت در قیمت آن به دست می‌آید که هر یک از این دو، ویژگی‌های خاص خود را دارند؛ یک عامل مهم در ایجاد نوسان در فروش نفت، تحریم‌هایی است که به چالش‌های سیاسی کشور صادرکننده آن و روابطش در سطح بین‌الملل مرتبط است. قیمت آن نیز به صورت برون‌زا و تحت نوسانات عرضه و تقاضای جهانی تعیین می‌شود که تحقق آن را با نااطمینانی مواجه می‌سازد و با تاثیر بر حجم صادرات، درآمد این حوزه را تحت تاثیر قرار می‌دهد. همچنین در مورد شاخص تحریم می‌توان گفت که به دلیل اینکه آغاز و پایان تحریم‌ها به دیپلماسی و روابط سیاسی بین‌المللی ایران با سایر کشورها وابسته است و چندان تحت تاثیر متغیرهای کلان داخلی اقتصاد قرار نمی‌گیرد، این متغیر به صورت برون‌زا در الگوی پژوهش لحاظ شده است.

پایه نتایج حاصل از این شیوه تحلیل و الگو سازی، اتخاذ سیاست‌ها و واکنش مناسب در مقابل تغییرات بخش‌های مطرح شده به نحو مطلوبی، قابل دستیابی است.

پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به این پرسش‌ها است:

- ۱- آیا اثرات سرریز تکانه‌های حاصل از تحریم‌ها و درآمد نفت به تولید ناخالص داخلی، ارزش و سهام سرایت می‌کند؟ آیا این سرریز به اخبار بد و خوب حساس است؟
- ۲- آیا جهت سرریز تکانه‌ها و تلاطم میان بازار سهام، ارزش و تولید ناخالص داخلی دو سویه است؟

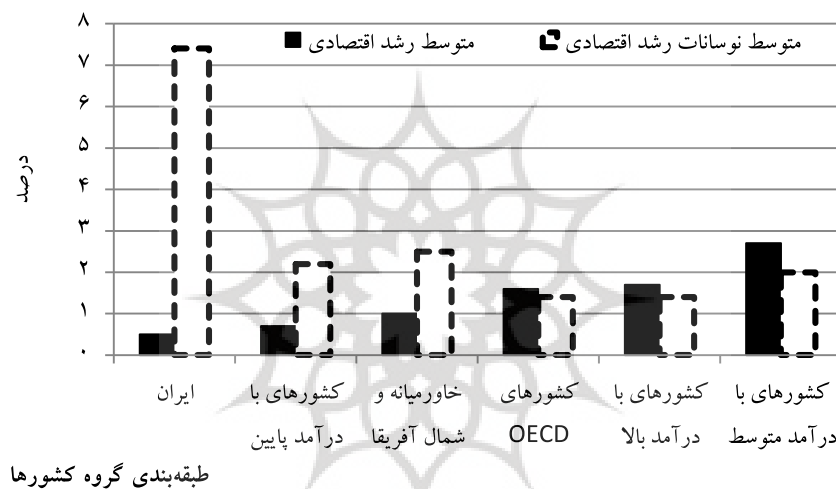
۳- آیا شواهدی از وجود اثرات نامتقارن تکانه‌ها در بخش‌های مورد مطالعه وجود دارد؟ ترتیب مطالب ارائه شده در این مقاله بدین شکل است: پس از مقدم در بخش دوم بررسی کلی وضعیت موضوع مورد مطالعه صورت گرفته است. در بخش سوم مبانی نظری و در بخش چهارم پیشینه پژوهش ارائه شده است. در بخش پنجم به روش‌شناسی پژوهش پرداخته شده است. در بخش ششم برآورد مدل و تحلیل نتایج صورت گرفته است و در نهایت در بخش هفتم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش و پیشنهادات مطرح شده است.

۲- بررسی کلی وضعیت موضوع مورد مطالعه

عدم اطمینان از جمله عواملی است که محیط سرمایه‌گذاری اقتصاد ایران را متاثر می‌سازد؛ عوامل مختلفی در بروز این عدم اطمینان اثرگذارند. برخی از این عوامل ریشه در ساختار سیاسی- اقتصادی کشور دارد (نظیر رانت، فساد، بوروکراسی‌های گسترده، برخوردهای سلیقه‌ای و...) و برخی دیگر ریشه در رویکرد اقتصادی دولت در روابط بین‌الملل و تنش‌های ایجاد شده در این حوزه و عوامل برون مرزی دارد که مجموعه این عوامل می‌توانند موجبات افزایش نااطمینانی در تمامی بخش‌های واقعی اقتصاد را فراهم کنند و با ایجاد ناتوانی در جذب سرمایه‌ها، هزینه‌های تولید را افزایش دهند.

با توجه به اینکه بخش نفت در اقتصاد ایران و درآمدهای ارزی کشور همانند اغلب کشورهای صادرکننده نفت سهم بالایی را به خود اختصاص داده است، انتظار می‌رود تکانه‌های قیمت نفت و نااطمینانی حاصله در این بازار به بخش واقعی اقتصاد سرایت کند. کاهش قیمت نفت و کاهش درآمد در کشورهای صادرکننده آن موجب محدود شدن منابع ارزی و افزایش قیمت ارز و در نتیجه رشد فزاینده هزینه‌های تامین مواد اولیه و کالاهای

سرمایه‌ای واحدهای تولیدی می‌شود. بخشی از این فشارهای وارده بر بخش تولید از طریق افزایش صادرات غیرنفتی (ناشی از افزایش نرخ ارز) کاهش می‌یابد، اما اغلب به دلیل سهم بالای بخش نفت در وصول منابع ارزی، رشد صادرات غیرنفتی ناشی از افزایش نرخ ارز، کاهش درآمد ارزی ناشی از تقلیل قیمت نفت در این کشورها را جبران نمی‌کند. نمودار (۲) متوسط رشد اقتصادی و نوسانات آن را در اقتصاد ایران در مقایسه با سایر گروه‌های کشورهای منتخب طی بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۵ نشان می‌دهد.



نمودار ۲- مقایسه متوسط رشد اقتصادی و نوسانات آن در بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۵

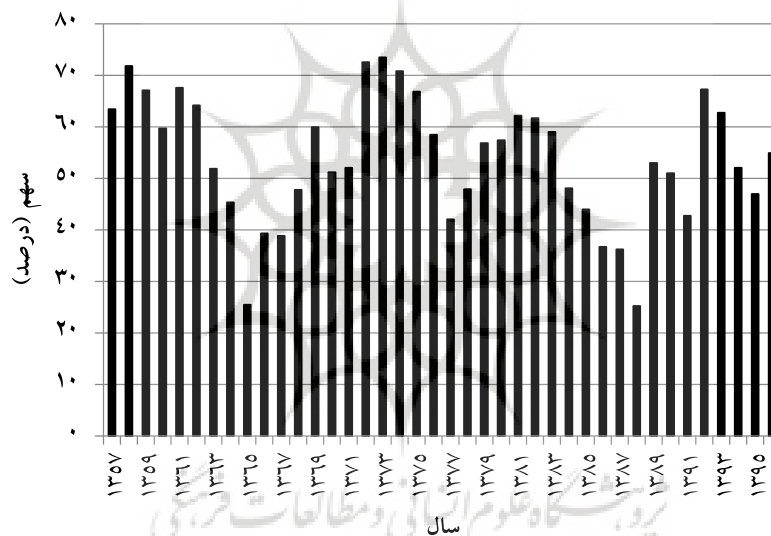
توضیح: رشد متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) به عنوان شاخص رشد اقتصادی در نظر گرفته شده و برای محاسبه نوسانات آن از الگوی واریانس شرطی متغیر استفاده شده است. منبع داده‌های اولیه، بانک داده‌های بانک جهانی^۱ است. ماخذ: محدث^۲ (۲۰۱۹)

نمودار (۳) نشان‌دهنده سهم درآمد نفت و فرآورده‌های آن در بودجه دولتی در اقتصاد ایران است. مطالعه و تحلیل تجربی داده‌ها نشان می‌دهد که هرگاه اقتصاد ایران با کاهش قیمت (و به دنبال آن درآمد) نفت روبه‌رو شده است به دلیل عدم تحقق بخش قابل توجهی از منابع بودجه عمومی دولت و مواجهه آن با کسری بودجه (به دلیل ناتوانی

1 -<https://databank.worldbank.org/data/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG/1ff4a498/Popular-Indicators>

2- Mohaddes, K.

دولت در کاهش هزینه‌های جاری) در نهایت موجب کاهش مضاعف هزینه‌های عمرانی شده و فشار بر بخش تولید را فراهم کرده است. تامین کسری بودجه از طریق بانک مرکزی منجر به افزایش پایه پولی و نقدینگی و آثار زیان بار عواقب آن خواهد شد. افزایش درآمد نفت نیز در موارد متعددی به دلیل عدم وجود تقاضای کافی برای خرید ارز، موجب می‌شود تا بخشی از ارز مازاد توسط بانک مرکزی خریداری شود که این اقدام موجب افزایش پایه پولی و حجم پول در گردش اقتصاد می‌شود و بخش‌های واقعی اقتصاد را متاثر می‌کند.



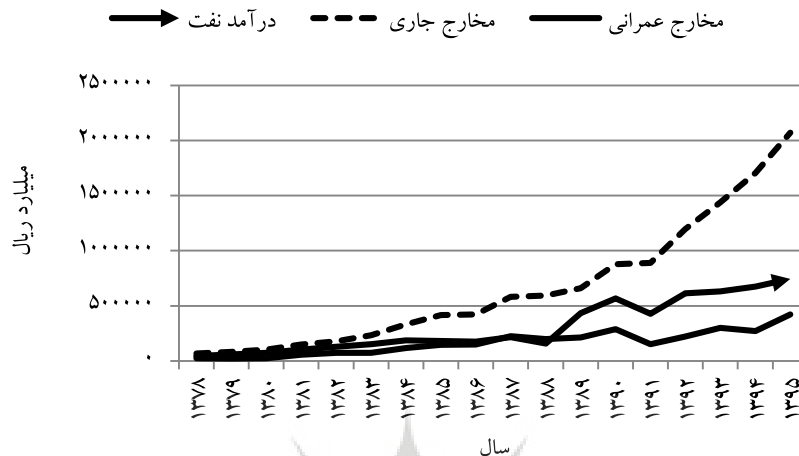
نمودار ۳- سهم درآمد نفت و فرآورده‌های آن در بودجه دولتی در اقتصاد ایران

توضیح: در سال‌هایی که سهم درآمد نفت در بودجه دولتی کاهش یافته، شاهد کاهش قیمت نفت و یا شدت گرفتن فشار تحریم‌ها به خصوص در بخش صادرات انرژی بر اقتصاد کشور بوده‌ایم که موجبات افت شدید درآمد نفتی و کاهش سهم آن در بودجه را فراهم کرده است.

ماخذ: داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نمودار (۴) مقایسه تطبیقی درآمدهای نفتی با مخارج جاری و عمرانی دولت را

نشان می‌دهد.



نمودار ۴- مقایسه‌ای میان درآمد نفت و مخارج جاری و عمرانی

توضیح: از اوایل دهه ۸۰، اقتصاد ایران شاهد سبقت سریع مخارج جاری دولت از مخارج عمرانی آن بوده، اما همچنان نوسانات آن به شدت تحت تاثیر نوسانات درآمد نفت است.
 ماخذ: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

به دلیل وابستگی شدید کشور به درآمدهای نفت به عنوان منبع مهم تامین بودجه و درآمدهای ارزی، بخش انرژی در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصاد کلان ایران در مقابل حوادث و تصمیمات خارجی نظیر تحریم‌ها به نسبت آسیب پذیرتر است.

۳- مبانی نظری

نااطمینانی همواره در بازار نفت خام وجود داشته و در اکثر موارد می‌تواند به طور گسترده‌ای بر اقتصاد کشورهای صادرکننده آن اثر بگذارد. در صورت استمرار، عدم اطمینان می‌تواند به عاملی برای ایجاد بحران در اقتصاد این کشورها تبدیل شود (ابونوری و کیان‌پیشه، ۱۳۹۵). بنابراین، در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی علاوه بر مدیریت آثار تکانه‌های نفتی بر اقتصاد کشور باید اثرات این تکانه‌ها بر اقتصاد و احتمال وقوع آن‌ها در سیاست‌گذاری‌ها لحاظ شود (مهرگان و دیگران، ۱۳۹۱).

نکته حائز اهمیت در خصوص نااطمینانی حاصله در بازار نفت، مبحث عدم تقارن اخبار بد (تکانه‌های منفی) و اخبار خوب (تکانه‌های مثبت) است که اثرات آن بر فعالیت‌های

اقتصادی مختلف متفاوت است؛ خبر خوب نسبت به آینده قیمت نفت با صعود تقاضای معامله‌گران و افزایش تولید این محصول همراه است؛ از این رو، اخبار خوب درخصوص درآمد نفت منجر به پسماندهای مثبت در این متغیر می‌شود و در مقابل چنانچه رشد درآمدی آن کمتر از حد انتظار باشد به عنوان یک خبر بد تلقی شده و در پسماندهای منفی نمود پیدا می‌کند. کوپر و سوئیست^۱ (۲۰۰۰)، رحمان و سرلتیس (۲۰۱۲) و گانگ و لین^۲ (۲۰۱۷) نشان دادند که تکانه‌های قیمت نفت، اثرات نامتقارنی بر رشد اقتصادی دارد؛ بنابراین، پیش‌بینی دقیق نااطمینانی حاصل از نوسانات بخش نفت به‌ویژه در زمان بروز اخبار بد و خوب پیرامون این محصول -به‌خصوص برای یک کشور تولیدکننده آن- بسیار ضروری است. از جمله مطالعاتی که به موضوع اثرات نامتقارن نااطمینانی قیمت نفت پرداخته‌اند، می‌توان به مطالعات سگال و دیگران^۳ (۲۰۱۵)، ون و دیگران^۴ (۲۰۱۶) و هرا، هو و پاستور^۵ (۲۰۱۸) اشاره کرد.

از جمله هزینه‌های مهم نااطمینانی و نوسانات قیمت نفت که موجبات افزایش نااطمینانی در درآمد این بخش را برای یک کشور صادرکننده آن فراهم می‌آورد، افزایش ریسک تصمیمات بنگاه‌های اقتصادی و دولت‌ها در بخش تولید، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌باشد. با وجود این نوسانات، برآورد هزینه و درآمدهای آتی فعالیت‌ها غیرشفاف شده و به تبع آن کارایی‌سازی و کار قیمت‌ها در تخصیص بهینه منابع دچار اختلال می‌شود، در نتیجه نوسانات قیمت نفت اثرات نامطلوبی بر تولید از خود بر جای می‌گذارد (مهرگان و دیگران، ۱۳۹۱).

با مشاهده مطالعات متعددی که در حوزه قیمت و یا درآمد نفت و نااطمینانی حاصل از نوسانات آن حوزه صورت گرفته است، روش‌های متنوعی در این زمینه به کار گرفته شده که هر یک از آن‌ها، پیش‌بینی متفاوتی با درجه دقت برآورد متمایزی ارائه می‌دهند.

- گروه (۱): مدل‌سازی خانواده ARCH و GARCH و مشتقات آن‌ها یکی از پرکاربردترین الگوها برای اندازه‌گیری نااطمینانی‌ها درخصوص تکانه‌های قیمت یا درآمد

1- Kuper and van Soest

2- Gong and Lin

3- Segal et al.

4- Wen, et al.

5- Herrera, Hu and Pastor

نفت است. از قدیمی‌ترین مطالعاتی که این الگو را محور کار پژوهش خود قرار داده‌اند، می‌توان به مطالعات بولرسلو^۱ (۱۹۸۶)، دی و لویس^۲ (۱۹۹۷)، زو و تیلور^۳، دافی و گری^۴ و نلسون^۵ (۱۹۹۶)، رحمان و سرلتیس (۲۰۱۲) اشاره کرد.

- گروه (۲): استفاده از تکنیک شبیه‌سازی توسط کیم و لونگانی^۶ (۱۹۹۲)، آبسفلد و روگوف^۷ (۱۹۹۵)، روتمبرگ و وودفورد^۸ (۱۹۹۶)، برنانکی و همکاران^۹ (۱۹۹۷)، همیلتن و هررا^{۱۰} (۲۰۰۴)، فین^{۱۱} (۲۰۰۰) و باکوس، بارسکی و کیلیان^{۱۲} (۲۰۰۱) است و بر این عقیده تاکید دارد که همواره ناطمینانی در قیمت نفت رو به افزایش است و این افزایش ریشه در سیاست‌های پولی و مالی دارد.

- گروه (۳): روش‌های اتورگرسیون برداری^{۱۳} است که توسط کوردن و نری^{۱۴} (۱۹۸۲)، کوردن^{۱۵} (۱۹۸۴)، نری و وان و گن برگن^{۱۶} (۱۹۸۶)، فردمنش^{۱۷} (۱۹۹۱)، الموتاوا^{۱۸} (۱۹۹۲) شکل گرفته است.

- گروه (۴): استفاده از روش ارزش در معرض ریسک^{۱۹} توسط لیس‌مایر و پیرسون^{۲۰} (۱۹۹۶)، جوریون^{۲۱} (۱۹۹۹)، واهرنبرگ^{۲۲} (۲۰۰۱)، بوش و راشکل^{۲۳} (۲۰۰۴) بوده است.

- 1- Bollerslev
- 2- Day and Lewis
- 3- XU and Taylor
- 4- Duffie and Gary
- 5- Nelson
- 6- Kim and Loungani
- 7- Obstfeld and Rogoff
- 8- Rotemberg and Woodford
- 9- Bernanke, et al.
- 10- Hamilton and Herrera
- 11- Finn
- 12- Barsky and Kilian
- 13- Vector Auto Regression Model
- 14- Cordon and Neary
- 15- Corden
- 16- Neary and Van Wijnbergen
- 17- Fardmanesh
- 18- Al-Mutawa
- 19- Value-at Risk
- 20- Linsmeier and Pearson
- 21- Jorion
- 22- Wahrenburg
- 23- Busch and Ruschky

ویژگی شاخص این مطالعات بررسی ترکیب برآوردهای شبیه‌سازی مونت کارلو و استفاده از متغیرهای مجازی در پیش‌بینی ریسک حاصل از نوسانات آتی بازار نفت است. همچنین در این مطالعات به شناسایی عوامل اقتصادی-سیاسی که بر ریسک و نااطمینانی قیمت نفت تاثیر گذارند، توجه ویژه‌ای شده است.

- گروه (۵): روش هموارسازی نمایی^۱ ارائه شده توسط افرادی نظیر ولرگر^۲ (۱۹۹۳)، سامونلسون^۳ (۱۹۹۳)، ترنس میلز^۴ (۱۹۹۳)، کمبل و مکینلی^۵ (۱۹۹۷)، هوتوپ^۶ (۱۹۹۷)، هیس^۷ (۱۹۹۹) و جوریون (۱۹۹۹) است که مشخص شد برخی پارامترها مانند افزایش شدید تقاضای بازار، شرایط نامساعد جوی، بحران‌های سیاسی و... از جمله عوامل اصلی ایجاد نااطمینانی در آمد نفت هستند.

با مطالعه دقیق‌تر مدل‌های خانواده ARCH و GARCH و مشتقات آن‌ها، مشاهده می‌شود که نتایج حاصل از این گروه در مقایسه با سایر مدل‌ها از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتر در تحلیل اثرات نوسانات قیمت (درآمد) نفت و دقت پیش‌بینی بالاتری برخوردارند به طوری که نتایج آن‌ها، کمترین انحراف را نسبت به داده‌های واقعی دارا است (آنگولوسی^۸، ۲۰۰۹؛ هو و ساردی^۹، ۲۰۱۱ و مانفیرد و اینک^{۱۰}، ۲۰۱۵). بر این اساس در مطالعه حاضر از الگوهای مشتق شده از همین گروه مدل‌سازی جهت تحلیل اثرات نااطمینانی در آمد نفت استفاده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

- 1- Exponential Smoothing
- 2- Verleger
- 3- Samualton
- 4- TerenceMills
- 5- Campbell and MacKinlay
- 6- Hotopp
- 7- Hisch
- 8- Agnolucci
- 9- Hou and Suardi
- 10- Monfared and Enke

۴- پیشینه پژوهش

۴-۱- مطالعات با محوریت ارتباط نااطمینانی قیمت (درآمد) نفت و رشد اقتصادی همیلتون (۱۹۸۳) به بررسی رابطه بین قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی در آمریکا پرداخته است. نتایج حاصل نشان می‌دهد تغییرات قیمت نفت به صورت یک سویه علت گرنجری تغییرات تولید ناخالص داخلی است. ابراهیمی و سوری (۱۳۸۴) به این نتیجه رسیده‌اند که نااطمینانی درآمدهای نفتی از کانال تاثیرگذاری بر میزان سرمایه اثر منفی بر رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۴۵ داشته است.

رحمان و سرلتیس (۲۰۱۲) در پژوهشی در کشور کانادا طی دوره زمانی ۲۰۱۰:۱-۱۹۷۴:۱ به تحلیل ارتباط نااطمینانی قیمت نفت و رشد اقتصادی به عنوان شاخص فعالیت‌های بخش واقعی اقتصاد با استفاده از روش VARMA GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK پرداختند. نتایج علاوه بر تایید ارتباط معنادار و نامتقارن نااطمینانی قیمت نفت و رشد اقتصادی، حاکی از کاهش شدت تاثیر این نوع نااطمینانی در درجات بالای آن بر بخش واقعی اقتصاد است.

چارلز و دیگران^۱ (۲۰۱۶) در پژوهشی با استفاده از الگوی VAR GARCH-in-Mean و داده‌های حدود نیم قرن (۲۰۱۵-۱۹۷۳) به بررسی تاثیر نااطمینانی قیمت نفت بر فعالیت‌های بخش واقعی اقتصاد با استفاده از شاخص رشد اقتصادی آمریکا پرداختند. نتایج حاکی از اثرگذاری مستقیم شوک‌های نفتی بر متغیرهای بخش واقعی اقتصاد آمریکا است.

۴-۲- مطالعات با محوریت ارتباط نااطمینانی قیمت (درآمد) نفت و متغیرهای عمده اقتصاد کلان

التونی و العاودی^۲ (۲۰۰۱) در مطالعه خود به تحلیل چگونگی واکنش متغیرهای کلان نظیر درآمد نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، ارزش واردات و متغیرهای سیاستی شامل عرضه پول، هزینه‌های جاری دولت و هزینه‌های توسعه دولت به اثر نوسانات قیمت‌های جهانی نفت با استفاده از مدل‌های VAR غیرمقید، تصحیح خطای برداری (VECM) و VAR

1- Charles, et al.

2- Eltony and Al-Awadi

ساختاری پرداخته‌اند. نتایج حاصل از هر سه روش موید ارتباط معنادار میان متغیرهای بیان شده است.

ارسلانی (۱۳۸۰) در بررسی جایگاه درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران و ارتباط آن با متغیرهای کلان، نشان می‌دهد که درآمد نفت بر تولید ناخالص ملی به صورت نامتقارن تاثیرگذار است.

عرفانی و چرمگر (۱۳۹۳) به مدل‌سازی ارتباط نااطمینانی قیمت نفت و متغیرهای اقتصاد کلان ایران در دوره ۱۳۶۸:۱ تا ۱۳۸۸:۴ پرداخته‌اند. در این پژوهش با استفاده از روش GARCH چند متغیره با تصریح BEKK قطری، معناداری تاثیر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی، تورم، شاخص بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز مورد تایید قرار گرفته است.

کانگ، پن و ژائو^۱ (۲۰۱۶) به بررسی نااطمینانی قیمت نفت و تاثیر آن بر بخش واقعی اقتصاد با استفاده از مدل‌های GARCH پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که وجود نااطمینانی، تاثیر معکوسی بر متغیر رشد اقتصادی، مصرف و سرمایه‌گذاری حقیقی در آینده خواهد داشت.

۵- روش شناسی پژوهش

با توجه به اینکه در مطالعه صالحی اصفهانی، محدث و پسران^۲ (۲۰۱۳) تاکید شده که بهترین نوع داده‌ها برای بررسی تلاطم و تحلیل نوسانات در حوزه نفت، داده‌های فصلی است در پژوهش حاضر از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۰:۱-۱۳۹۶:۴ (۲۰۱۸:۱-۱۹۹۱:۲) استفاده شده است.

متغیرهای پژوهش شامل رشد تولید ناخالص داخلی واقعی بدون احتساب درآمد نفت به عنوان شاخص رشد اقتصادی^۳ (RGDPW^۴)، رشد نرخ ارز غیررسمی (REX^۵)،

1- Kang, Pan and Zha.

2- Salehi Esfahani, Mohaddes and Pesaran

۳- متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی بدون احتساب درآمد نفت از تقسیم متغیر تولید ناخالص داخلی جاری بدون احتساب درآمد نفت به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (CPI) همان سال به دست آمده است.

4- The Return of GDP Without Oil Revenues

5- The Return of Exchange Rates

بازدهی شاخص کل بازار سهام (RSTOCK)^۱ به عنوان متغیرهای درون‌زا، رشد درآمد واقعی نفت ایران (ROIL)^۲ و رشد حجم تجارت با اروپا (میلیون دلار) به عنوان شاخص تحریم در ایران (RSANC)^۳ به عنوان متغیرهای برون‌زا در مدل‌سازی لحاظ شده‌اند. بازدهی (رشد) فصلی سری‌ها به صورت رابطه (۱) محاسبه شده است:

$$R_{it} = \ln \left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}} \right) \quad (1)$$

که R_{it} و P_{it} به ترتیب رشد متغیر i و مقدار متغیر i در زمان t است. در این بخش ابتدا در خصوص الگوهای متداول نام برده پیشین در حوزه مدل‌سازی توضیحات مختصری ارائه شده، سپس به بسط و تحلیل الگوی اصلی پژوهش و یافته‌های حاصل از پرداخته می‌شود. در مطالعات پیشین در خصوص نااطمینانی قیمت (درآمد) نفت و اثرات آن بر متغیرهای اقتصاد کلان، مدل‌های اقتصادسنجی متنوعی به کار گرفته شده است، اما برتری مدل‌های VARMA^۴ از نظر دقت برآورد و پیش‌بینی در این حوزه ثابت شده است (سیمونسو،^۵ ۲۰۱۳). نتایج تحقیقات مک‌گراتن^۶ (۲۰۰۶)، برتری ضرایب تخمینی الگوی VARMA را تحت شرایط بررسی همزمان بازارها به سبب مطابقت نتایج با مبانی نظری مطرح شده و افزایش درجه معناداری اثبات کرده است (کاسچا و مرتنس^۷، ۲۰۰۹). فرآیند VARMA (p,q) با فرض $p=q=1$ و وقفه بهینه (۱) به فرم ماتریسی با استفاده از متغیرهای مطالعه حاضر در رابطه (۲) تعریف شده است:

- 1- The Return of Total Stock Market Index
- 2- The Return of oil Revenue Growth
- 3- The Return of Sanctions Index
- 4- Vector Autoregressive Moving Average
- 5- Simionescu, M.
- 6- Grattan
- 7- Kascha and Mertens

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \text{RGDPW}_t \\ \text{REX}_t \\ \text{RSTOCK}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{RGDPW}_{t-1} \\ \text{REX}_{t-1} \\ \text{RSTOCK}_{t-1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} m_{11} & m_{12} & m_{13} \\ m_{21} & m_{22} & m_{23} \\ m_{31} & m_{32} & m_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t-1} \\ u_{2,t-1} \\ u_{3,t-1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} \\ \rho_{21} & \rho_{22} \\ \rho_{31} & \rho_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{ROIL}_{t-1} \\ \text{RSANC}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2)$$

که در آن $Y_t = \begin{bmatrix} \text{RGDPW}_t \\ \text{REX}_t \\ \text{RSTOCK}_t \end{bmatrix}$ بردار متغیرهای درون‌زا و $X_t = \begin{bmatrix} \text{ROIL}_t \\ \text{RSANC}_t \end{bmatrix}$ بردار

متغیرهای درون‌زای الگو، ماتریس‌های $C = \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{bmatrix}$ ، $A = [a_{ij}]_{3 \times 3}$ و $M = [m_{ij}]_{3 \times 3}$

به ترتیب نشان‌دهنده عرض از مبدا، ضرایب بخش خودرگرسیون (AR) و بخش میانگین

متحرک (MA)، $\rho = [\rho_{ij}]_{3 \times 2}$ ماتریس ضرایب متغیرهای برون‌زا و $U_t = \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix}$ جمله

پسماند معادله است. مدل‌های اولیه و ساده‌تر ARCH و GARCH که در نخستین پژوهش‌های

کیم و دیگران^۱ (۱۹۹۹)، کاناس^۲ (۱۹۹۸)، ریس^۳ (۲۰۰۱) و هارجو و دیگران^۴ (۲۰۰۸) به

کار گرفته شد، قابلیت تحلیل تنها یک بازار را داشته و از قدرت تحلیل اثرات متقابل بازارها بر

یکدیگر عاجزند و به کوواریانس شرطی میان سری‌ها توجهی ندارند. بنابراین، در مطالعات

بعدی جهت رفع این محدودیت‌ها و توسعه کاربرد این مدل‌ها، الگوهای گارچ دو متغیره به

مدل‌های چندمتغیره (MGARCH) توسعه داده شدند. در مدل‌های MGARCH ماتریس

واریانس-کواریانس جمله‌های اخلاص سری‌ها برآورد می‌شود در حالی که در مدل‌های تک

متغیره فقط واریانس جملات اخلاص سری‌ها محاسبه خواهد شد. بنابراین، مدل گارچ چند

متغیره برای تحلیل پویایی نوسانات بازارها و تشخیص شواهدی مبنی بر وجود انتقال نوسانات

1- Kim, et al.

2- Kanas

3- Reyes

4- Harju, et al.

در میان بازارها در مطالعاتی چون: چو و دیگران^۱ (۱۹۹۹)، بروکز و دیگران^۲ (۲۰۰۰) و لی^۳ (۲۰۰۷) به کار گرفته شد (ابونوری و عبداللهی، ۱۳۹۰).

انگل و دیگران^۴ (۱۹۸۷) مدلی را معرفی کردند که با لحاظ عامل نااطمینانی (با افزودن بخش in-Mean در معادلات میانگین) به الگوی ساده GARCH و ورود واریانس شرطی به معادله میانگین، موجب افزایش کارایی مدل‌های خانواده GARCH به خصوص در حوزه تحلیل اثرات متقابل نااطمینانی‌ها شده‌اند. در الگوهای نظیر آنچه براساس ایده‌ی بابا، انگل، کرافت و کرونر^۵ (۱۹۹۱) و گلوستن، جاناتان و رانکل^۶ (۱۹۹۳)، توسط گریر و دیگران^۷ (۲۰۰۴) به صورت یک معادله نامتقارن BEKK^۸ مطرح شد به منظور تحلیل اثرات واریانس شرطی متغیر موردنظر، تکانه‌های منفی (اخبار بد) و مثبت (اخبار مثبت) با قدرمطلق برابر دارای آثار یکسانی نیستند. یک الگوی MGARCH-BEKK با وقفه بهینه (۱) به فرم باز شده ماتریسی آن در رابطه (۳) تعریف می‌شود:

$$\begin{bmatrix} \text{RGDPW}_t \\ \text{REX}_t \\ \text{RSTOCK}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & \varphi_{13} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} & \varphi_{23} \\ \varphi_{31} & \varphi_{32} & \varphi_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{RGDPW}_{t-1} \\ \text{REX}_{t-1} \\ \text{RSTOCK}_{t-1} \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$+ \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \\ \theta_{31} & \theta_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{ROIL}_{t-1} \\ \text{RSANC}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1} \\ \epsilon_{2,t-1} \\ \epsilon_{3,t-1} \end{bmatrix}$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} \text{RGDPW}_t \\ \text{REX}_t \\ \text{RSTOCK}_t \end{bmatrix}; C^* = \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{bmatrix}; G = \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & \varphi_{13} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} & \varphi_{23} \\ \varphi_{31} & \varphi_{32} & \varphi_{33} \end{bmatrix};$$

$$\theta = \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \\ \theta_{31} & \theta_{32} \end{bmatrix}; X_{t-1} = \begin{bmatrix} \text{ROIL}_{t-1} \\ \text{RSANC}_{t-1} \end{bmatrix}; \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \end{bmatrix}$$

- 1- Chou, et al.
- 2- Brooks, et al.
- 3- Li
- 4- Engel, et al.
- 5- Baba, Engle, Kraft, Kroner (BEKK)
- 6- Glosten, Jagannathan and Runkle
- 7- Grier, et al.
- 8- Asymmetric BEKK

که در آن ماتریس واریانس-کواریانس شرطی مدل مطابق یک مدل BEKK(1,1) به صورت رابطه (۴) تعریف شده است.^۱

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} h_{y_1y_1,t} & h_{y_1y_2,t} & h_{y_1y_3,t} \\ h_{y_2y_1,t} & h_{y_2y_2,t} & h_{y_2y_3,t} \\ h_{y_3y_1,t} & h_{y_3y_2,t} & h_{y_3y_3,t} \end{bmatrix} & (۴) \\
 & = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{y_1y_1,t-1} & h_{y_1y_2,t-1} & h_{y_1y_3,t-1} \\ h_{y_2y_1,t-1} & h_{y_2y_2,t-1} & h_{y_2y_3,t-1} \\ h_{y_3y_1,t-1} & h_{y_3y_2,t-1} & h_{y_3y_3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \\ g_{31} & g_{32} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} e_{ROIL,t-1}^2 & 0 \\ 0 & e_{RSANC,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & h_{RSANC,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \end{bmatrix} \\
 \hline
 & H_{y,t} = \begin{bmatrix} h_{y_1y_1,t} & h_{y_1y_2,t} & h_{y_1y_3,t} \\ h_{y_2y_1,t} & h_{y_2y_2,t} & h_{y_2y_3,t} \\ h_{y_3y_1,t} & h_{y_3y_2,t} & h_{y_3y_3,t} \end{bmatrix}; C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix} \\
 & A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}; \varepsilon_{y,t-1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{y_1,t-1} \\ \varepsilon_{y_2,t-1} \\ \varepsilon_{y_3,t-1} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

۱- منظور از T در $[]^T$ ترانزاده ماتریس است. برای دستیابی به فرم کامل ماتریسی الگو به رابطه (۱-۱) مندرج در پیوست (۱) مراجعه شود.

$$G = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} & g_{13} \\ g_{21} & g_{22} & g_{23} \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix}; \lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} \end{bmatrix}$$

$$\epsilon_{x,t-1}^2 = \begin{bmatrix} e_{ROIL,t-1}^2 & 0 \\ 0 & e_{RSANC,t-1}^2 \end{bmatrix}; \gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \end{bmatrix}$$

$$H_{x,t-1} = \begin{bmatrix} h_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & h_{RSANC,t-1} \end{bmatrix}$$

از دیگر مزیت‌های تصریح BEKK نسبت به جانشین‌هایش نظیر تصریح برداری (VEC) این است که محدودیت تعداد زیاد پارامترهای مدل جهت برآورد و همچنین مشکلات مربوط به تامین شرط مثبت معین بودن ماتریس واریانس - کواریانس شرطی (H_t) را ندارد. نوع دیگر از انواع الگوهای تشریح‌کننده نااطمینانی (تلاطم) میان متغیرها از خانواده الگوهای GARCH، الگوی همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) نام دارد. تحت شرایطی که ماتریس همبستگی مستقل از زمان باشد، الگوی GARCH ساده یا CCC-GARCH مورد استفاده قرار می‌گیرد در حالی که اگر ماتریس همبستگی وابسته به زمان باشد، الگوی DCC-GARCH کاربرد خواهد داشت.

مدل‌های BEKK نسبت به مدل‌های DCC عمومیت بیشتری دارند، زیرا مدل‌های DCC برای برآورد همبستگی طی زمان، فقط از دو پارامتر استفاده می‌کنند که باعث می‌شود نسبت به الگوهای BEKK از انعطاف‌پذیری کمتری برخوردار باشند. همچنین در مدل‌های BEKK قادر به تحلیل روابط جریان اطلاعات در معادلات واریانس و اثرات سرریز از یک بازار به بازار دیگر خواهیم بود؛ در حالی که در مدل‌های DCC، همبستگی میان دو بازار و شدت همراهی آن‌ها قابل دستیابی است، اما جهت سرریزها را نمی‌توان تعیین کرد (افیمووا و سرلتیس، ۲۰۱۴).

-
- 1- Vector Error-Correction
 - 2- Dynamic Conditional Correlation
 - 3- Efimova and Serletis

بنابراین با توجه به استدلال‌های مطرح شده و همچنین مقادیر به‌دست آمده برای معیارهای اطلاعات (آکائیک و شوارتز) و حداکثر راست‌نمایی، الگوی VARMAX^۱ تکانه‌ها و نوسانات متغیرهای مورد مطالعه به‌ویژه تحریم‌ها و قیمت (درآمد) نفت بر متغیرهای عمده اقتصاد کلان است.

الگوی محوری پژوهش براساس وقفه بهینه (۱) به فرم ماتریسی مطابق با روابط (۵) و (۶) که به ترتیب نشان‌دهنده معادلات میانگین و معادلات واریانس-کوواریانس هستند، ارائه شده است.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \text{RGDPW}_t \\ \text{REX}_t \\ \text{RSTOCK}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{y,11} & \beta_{y,12} & \beta_{y,13} \\ \beta_{y,21} & \beta_{y,22} & \beta_{y,23} \\ \beta_{y,31} & \beta_{y,32} & \beta_{y,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{RGDPW}_{t-1} \\ \text{REX}_{t-1} \\ \text{RSTOCK}_{t-1} \end{bmatrix} \quad (5) \\ &+ \begin{bmatrix} \beta_{x,11} & \beta_{x,12} \\ \beta_{x,21} & \beta_{x,22} \\ \beta_{x,31} & \beta_{x,32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{ROIL}_{t-1} \\ \text{RSANC}_{t-1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \varphi_{y,11} & \varphi_{y,12} & \varphi_{y,13} \\ \varphi_{y,21} & \varphi_{y,22} & \varphi_{y,23} \\ \varphi_{y,31} & \varphi_{y,32} & \varphi_{y,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{\text{RGDPW},t-1}} \\ \sqrt{h_{\text{REX},t-1}} \\ \sqrt{h_{\text{RSTOCK},t-1}} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \theta_{y,11} & \theta_{y,12} & \theta_{y,13} \\ \theta_{y,21} & \theta_{y,22} & \theta_{y,23} \\ \theta_{y,31} & \theta_{y,32} & \theta_{y,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{\text{RGDPW},t-1} \\ e_{\text{REX},t-1} \\ e_{\text{RSTOCK},t-1} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

۱- افزودن واژه X به الگوی VARMA و تبدیل آن به الگوی VARMAX به دلیل حضور دو متغیر برونزای رشد قیمت نفت سنگین ایران و شاخص تحریم در مدل است که این موضوع تفاوت اساسی الگوی مطالعه حاضر با پژوهش رحمان و سرلتیس (۲۰۱۲) است.

$$\begin{aligned}
 & + \begin{bmatrix} b_{y,11} & b_{y,12} & b_{y,13} \\ b_{y,21} & b_{y,22} & b_{y,23} \\ b_{y,31} & b_{y,32} & b_{y,33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{y_1y_1,t-1} & h_{y_1y_2,t-1} & h_{y_1y_3,t-1} \\ h_{y_2y_1,t-1} & h_{y_2y_2,t-1} & h_{y_2y_3,t-1} \\ h_{y_3y_1,t-1} & h_{y_3y_2,t-1} & h_{y_3y_3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{y,11} & b_y \\ b_{y,21} & b_y \\ b_{y,31} & b_y \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} b_{x,11} & b_{x,12} & b_{x,13} \\ b_{x,21} & b_{x,22} & b_{x,23} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & h_{RSANC,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{x,11} & b_{x,12} & b_{x,13} \\ b_{x,21} & b_{x,22} & b_{x,23} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} d_{y,11} & d_{y,12} & d_{y,13} \\ d_{y,21} & d_{y,22} & d_{y,23} \\ d_{y,31} & d_{y,32} & d_{y,33} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} u_{y_1,t-1} \\ u_{y_2,t-1} \\ u_{y_3,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{y_1,t-1} \\ u_{y_2,t-1} \\ u_{y_3,t-1} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} d_{y,11} & d_{y,12} & d_{y,13} \\ d_{y,21} & d_{y,22} & d_{y,23} \\ d_{y,31} & d_{y,32} & d_{y,33} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} d_{x,11} & d_{x,12} & d_{x,13} \\ d_{x,21} & d_{x,22} & d_{x,23} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} u_{ROIL,t-1}^2 & 0 \\ 0 & u_{RSANC,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{x,11} & d_{x,12} & d_{x,13} \\ d_{x,21} & d_{x,22} & d_{x,23} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{y_1y_1,t} & h_{y_1y_2,t} & h_{y_1y_3,t} \\ h_{y_2y_1,t} & h_{y_2y_2,t} & h_{y_2y_3,t} \\ h_{y_3y_1,t} & h_{y_3y_2,t} & h_{y_3y_3,t} \end{bmatrix};$$

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ 0 & c_{22} & c_{23} \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix}; A_y = \begin{bmatrix} a_{y,11} & a_{y,12} & a_{y,13} \\ a_{y,21} & a_{y,22} & a_{y,23} \\ a_{y,31} & a_{y,32} & a_{y,33} \end{bmatrix}; e_{y,t-1} =$$

$$\begin{bmatrix} e_{y_1,t-1} \\ e_{y_2,t-1} \\ e_{y_3,t-1} \end{bmatrix};$$

$$A_x = \begin{bmatrix} a_{x,11} & a_{x,12} & a_{x,13} \\ a_{x,21} & a_{x,22} & a_{x,23} \end{bmatrix}; e_{x,t-1} = \begin{bmatrix} e_{ROIL,t-1}^2 & 0 \\ 0 & e_{RSANC,t-1}^2 \end{bmatrix};$$

$$B_y = \begin{bmatrix} b_{y,11} & b_{y,12} & b_{y,13} \\ b_{y,21} & b_{y,22} & b_{y,23} \\ b_{y,31} & b_{y,32} & b_{y,33} \end{bmatrix}; B_x = \begin{bmatrix} b_{x,11} & b_{x,12} & b_{x,13} \\ b_{x,21} & b_{x,22} & b_{x,23} \end{bmatrix};$$

$$H_{x,t-1} = \begin{bmatrix} h_{ROIL,t-1} & 0 \\ 0 & h_{RSANC,t-1} \end{bmatrix}; D_y = \begin{bmatrix} d_{y,11} & d_{y,12} & d_{y,13} \\ d_{y,21} & d_{y,22} & d_{y,23} \\ d_{y,31} & d_{y,32} & d_{y,33} \end{bmatrix}$$

$$u_{y,t-1} = \begin{bmatrix} u_{y_1,t-1} \\ u_{y_2,t-1} \\ u_{y_3,t-1} \end{bmatrix}; D_x = \begin{bmatrix} d_{x,11} & d_{x,12} & d_{x,13} \\ d_{x,21} & d_{x,22} & d_{x,23} \end{bmatrix};$$

$$u_{x,t-1} = \begin{bmatrix} u_{ROIL,t-1}^2 & 0 \\ 0 & u_{RSANC,t-1}^2 \end{bmatrix}$$

در رابطه (۶) که معرف معادلات واریانس-کوواریانس است، H_t و $H_{x,t}$ به ترتیب شامل ماتریس نااطمینانی متغیرهای درون‌زا و برون‌زا، C ماتریس عرض از مبدأ، A_y و B_y ماتریس ضرایب بخش ARCH و GARCH متغیرهای درون‌زا، A_x و B_x ماتریس ضرایب بخش ARCH و GARCH متغیرهای برون‌زا و D_y و D_x ماتریس ضرایب اثرات نامتقارن تکانه‌های منفی و مثبت متغیرهای درون‌زا و برون‌زا (Asymmetric-BEKK) است که پارامترهای برآوردی آن اثرات اخبار خوب و بد را نشان می‌دهد. به عنوان نمونه، هرگاه رشد درآمد نفت (ROIL) پایین‌تر (بالا‌تر) از حد انتظار خود باشد، این موضوع به عنوان یک خبر بد (خبر خوب) برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت تلقی می‌شود. بنابراین، اخبار خوب و بد در خصوص رشد درآمد نفت (یا برای هر x و y دیگری) را می‌توان مانند رابطه (۷) تعریف کرد.

$$\begin{cases} u_{ROIL} = \max(e_{ROIL}, 0) & \leftarrow \text{اخبار خوب} \\ u_{ROIL} = \min(e_{ROIL}, 0) & \leftarrow \text{اخبار بد} \end{cases} \quad (7)$$

همچنین هرگاه در ماتریس، ضرایب D_x یا D_y به صورت زیر باشد:

$$D_{x \text{ or } y} = [d_{ij} \neq 0]; \text{ for all } i \& j$$

به مفهوم وجود اثرات نامتقارن در معادلات واریانس-کوواریانس است. از آنجا که در صورت بروز اخبار بد، پارامتر ضریب برآوردی متغیر مورد نظر مخالف صفر خواهد بود،

بنابراین، تحت این شرایط حاصل جمع d_{ij} و عرض از مبدا معادله مورد نظر نتیجه سرایت اخبار بد بر متغیر وابسته معادله واریانس یا کوواریانس (h_{ij}) است.

ماتریس C یک ماتریس بالامثلثی تعریف شده تا شرط مثبت معین بودن ماتریس H را تضمین کند. این خاصیت اجازه می‌دهد تا نوسانات گذشته H_{i-j} و همچنین مقادیر وقفه-ای uu^T و ee^T در برآورد نوسانات جاری متغیرهای الگو لحاظ شوند به طوری که پاسخ‌های نامتقارن بالقوه دریافت خواهد شد. مقادیر بهینه $p=q=1$ به نحوی تعیین شده است که هیچ‌گونه همبستگی سریالی و اثرات ARCH در پسماندهای استاندارد مدل وجود نداشته باشد. عبارت بیان شده را می‌توان به شکل رابطه (۸) تفسیر کرد:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{h}_{11,t} & \hat{h}_{12,t} & \hat{h}_{13,t} \\ \hat{h}_{21,t} & \hat{h}_{22,t} & \hat{h}_{23,t} \\ \hat{h}_{31,t} & \hat{h}_{32,t} & \hat{h}_{33,t} \end{bmatrix}^{\frac{1}{2}} \begin{bmatrix} \hat{z}_{1,t} \\ \hat{z}_{2,t} \\ \hat{z}_{3,t} \end{bmatrix}; \quad (8)$$

$$\text{Or } \hat{z}_{y,t} = \frac{E_{y,t}}{\sqrt{\hat{H}_{yy,t}}}; \text{ for } (y_i) = y_1, y_2, y_3$$

که منظور از $\hat{z}_{y,t}$ فرم استاندارد شده پسماند معادلات مطرح شده در بخش توابع میانگین، $E_{y,t}$ امید ریاضی y_i ها و $\sqrt{\hat{H}_{yy,t}}$ جذر واریانس (انحراف معیار) برآوردی y_i ها است. پیش از برآورد الگو، اولین گام ضروری، بررسی ایستایی (مانایی) متغیرها است. متغیرهایی که میانگین و واریانس آنها در طول زمان تغییر می‌کند به عنوان متغیرهای ریشه واحد یا نامانا شناخته می‌شوند، بنابراین، استفاده از این گونه متغیرهای نامانا در مدل‌سازی‌ها نتایج گمراه‌کننده‌ای به دنبال دارد. در مقابل اگر متغیرها مانا باشند، برآورد رابطه بلندمدت میان آنها بر پایه رابطه همبستگی واقعی و از صحت لازم برخوردار خواهد بود. از آنجایی که بررسی هر سری متغیرها از نظر ریشه واحد جزو پیش شرط‌های وجود همبستگی بلندمدت میان متغیرها است، آزمون دیکی فولر^۱ (۱۹۷۹) به طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است (آلارو، کاسا و هاندی، ۲۰۱۱). به منظور رفع مشکلات مربوط به

1- Dickey-Fuller

2- Allaro, Kassa and Hundie

همبستگی جملات اختلال از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۱ جهت بررسی مانایی متغیرها استفاده می‌شود که خلاصه نتایج آزمون مانایی متغیرها مطابق جدول (۱) است.

جدول ۱- نتایج آزمون مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره آزمون	مقایسه با سطح ۵ درصد	سطح احتمال	وضعیت مانایی
ROIL	-۸/۸۶	-۴/۱۱	۰/۰۰	ایستا
RGDPW	-۴/۰۴	-۲/۲۳	۰/۰۰	ایستا
REX	-۸/۸۶	-۳/۵۳	۰/۰۰	ایستا
RSTOCK	-۸/۳۵	-۲/۸۹	۰/۰۰	ایستا
RSANC	-۹/۵۳	-۲/۱۷	۰/۰۰	ایستا

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از جدول (۱) نشان می‌دهد تمامی متغیرها در سطح ایستا هستند، اما حتی اگر مشخص شود تمامی متغیرها ایستا بوده‌اند با این حال احتمال بروز مشکل اختلال در تفسیر داده‌ها بر اثر نادیده گرفتن شکست ساختاری^۲ متغیرها همچنان پابرجا است. برای این منظور جهت ارتقای کارایی الگو، وجود شکست ساختاری در واریانس متغیرهای پژوهش آزمون شد. نتایج آزمون شکست ساختاری در جدول (۲) قابل مشاهده است.

جدول ۲- تعداد و موقعیت شکست‌های ساختاری در واریانس سری زمانی بازدهی متغیر

^۳RGDPW

متغیر	موقعیت زمانی شکست	موقعیت عددی شکست	تعداد شکست
RGDPW	تابستان ۱۳۸۱	۴۶	۱

توضیح: شکست ساختاری متغیرها از طریق بسته ICSS در نرم‌افزار GAUSS مورد آزمون قرار گرفته است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

1- Augmented Dickey-Fuller

2- Structural Breaks

۳- عمده‌ترین دلایل آن، افت محسوس نرخ رشد ارزش افزوده فعالیت در بخش نفت و کشاورزی و رکود فراگیر در فعالیت‌های ساختمانی است.

نتایج نشان می‌دهد تنها متغیر رشد تولید ناخالص داخلی واقعی بدون احتساب در آمد نفت (RGDPW) دارای یک شکست ساختاری در طول روند خود در فصل دوم سال ۱۳۸۱ است (در الگو به صورت متغیرهای مجازی^۱ وارد شده است) و سایر متغیرها طی دوره مورد مطالعه فاقد شکست ساختاری تشخیص داده شده‌اند.

۶- برآورد مدل و تحلیل نتایج

به منظور سنجش دقت مدل‌سازی‌ها با هدف به کارگیری الگویی مناسب به منظور تحلیل قابل اعتماد رفتار متغیرها، ابتدا ماتریس ضرایب الگوهای مورد بررسی در پژوهش حاضر برآورد می‌شوند و در گام بعدی با مقایسه نتایج از طریق معیارهای اطلاعات دقت برآورد (آکائیک، شوارز^۲ و حداکثر راست‌نمایی^۳)، الگویی که ضرایب برآوردی آن از دقت بالاتری برخوردار است، مبنای تحلیل اثرات تکانه‌ها و نااطمینانی در آمد نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل مطابق جدول (۳) است.

جدول ۳- نتایج مقادیر معیارهای دقت برآورد

الگوها	روش مدل‌سازی	معیار آکائیک	معیار شوارز	معیار حداکثر راست‌نمایی
الگوی (۱)	M-GARCH BEKK	-۲۳۸/۲۲	-۱۰۹/۷۶	۹۴/۴۷
الگوی (۲)	DCC-GARCH	-۳۲۱/۲۳	-۲۱۳/۲۰	۲۰۱/۶۱
الگوی (۳)	VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK بدون لحاظ شکست ساختاری	-۴۷۸/۱۷	-۳۰۳/۶۶	۳۰۵/۰۹
الگوی (۴)	VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK با لحاظ شکست ساختاری	-۷۶۵/۵۴	-۵۰۳/۷۵	۴۸۱/۷۷

توضیح: تمامی شاخص‌هایی که به عنوان معیار انتخاب دقت برآورد الگوی مطلوب مورد استفاده قرار گرفته‌اند هر سه شاخص تایید می‌کنند که الگوی VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK با لحاظ شکست ساختاری از دقت برآورد بالاتری برخوردار است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

- 1- Dummy Variable
- 2- Akaike and Schwarz
- 3- Maximum Likelihood

بر اساس معیارهای سنجش دقت برآورد مدل‌سازی‌های صورت گرفته، الگوی VARMAX GARCH-in-Mean Asymmetric BEKK نتایج دقیق‌تری را ارائه کرده است؛ بنابراین، نتایج برآورد الگوی فوق به‌عنوان مدل نهایی مبنای تحلیل قرار گرفته است. با توجه به اینکه تعداد معادلات میانگین شرطی و واریانس-کوواریانس شرطی به تعداد متغیرهای درون‌زا وابسته است در پژوهش حاضر (به دلیل حضور سه متغیر درون‌زا) سه معادله برای بخش میانگین و سه معادله برای بخش واریانس-کوواریانس طراحی شده است. نتایج برآورد ماتریس ضرایب معادلات میانگین و واریانس-کوواریانس الگوی منتخب مطابق جداول (۴) و (۵) است.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات میانگین

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات میانگین

$$\alpha = \begin{bmatrix} -0.01 \\ (0.00) \\ 0.01 \\ (0.00) \\ 0.05 \\ (0.05) \end{bmatrix}; \beta_y = \begin{bmatrix} -0.16 & 1.90 & -0.09 \\ (0.00) & (0.00) & (0.00) \\ -0.01 & 0.12 & 0.07 \\ (0.01) & (0.00) & (0.00) \\ 0.01 & -2.06 & 0.46 \\ (0.43) & (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}; \beta_x = \begin{bmatrix} 0.17 & 0.06 \\ (0.00) & (0.00) \\ 0.01 & -0.02 \\ (0.07) & (0.02) \\ 0.01 & -0.02 \\ (0.01) & (0.08) \end{bmatrix}$$

$$\varphi = \begin{bmatrix} 0.28 & 0.03 & -0.03 \\ (0.00) & (0.00) & (0.00) \\ -0.30 & -0.10 & -0.01 \\ (0.00) & (0.00) & (0.00) \\ -0.60 & 0.01 & 0.14 \\ (0.00) & (0.04) & (0.00) \end{bmatrix}; \theta = \begin{bmatrix} -1.06 & 2.12 & 0.03 \\ (0.00) & (0.00) & (0.00) \\ -0.00 & -0.14 & -0.07 \\ (0.59) & (0.00) & (0.00) \\ -0.02 & 2.16 & -0.47 \\ (0.05) & (0.00) & (0.00) \end{bmatrix}$$

توضیح: تمامی اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال (P-Value) متغیر موردنظر هستند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همانطور که در جدول (۴) قابل مشاهده است، ضرایب بخش AR شامل پارامترهای ماتریس‌های $\hat{\beta}_x$ و $\hat{\beta}_y$ به ترتیب نشان‌دهنده تاثیر ارزش‌های وقفه‌ای هر متغیر (درون‌زا و برون‌زا) بر مقادیر جاری آن متغیر است. به طور مثال، هرگاه (در دوره $t-1$) درآمد نفت رشدی معادل یک واحد را تجربه کند، در دوره بعد (t) تولید ناخالص داخلی واقعی، رشدی معادل $\hat{\beta}_{x11} = 17/0$ واحد را تجربه خواهد کرد. همچنین معناداری تمامی ضرایب برآوردی ماتریس $\hat{\beta}_y$ حاکی از اثرات خودی (پارامتر با اندیس ii) و متقابل (پارامتر با اندیس ij) تمامی مقادیر متغیرهای درون‌زا است. ضرایب ماتریس $\hat{\varphi}$ در بخش in-Mean نشان‌دهنده اثر نوسانات شرطی متغیرهای درون‌زا و همچنین گویای ایجاد سطحی از نااطمینانی حاصل از بروز یک تکانه در یکی از متغیرهای درون‌زای الگو (در دوره $t-1$) و اثرات خودی و متقابل انتقال آن (در دوره جاری t) در بخش معادلات میانگین هستند. معناداری تمامی ضرایب این ماتریس موبد از تباطات متقابل و نزدیک میان سه بخش تولید، بازار ارز و بازار سهام خواهد بود. به عنوان نمونه، پارامتر $\hat{\varphi}_{31} = (-0/60)$ (با سطح احتمال $0/000$) نشان‌دهنده بالاترین درجه سرایت نااطمینانی از بخش تولید به بازار سهام در بخش معادلات میانگین است. همچنین ضرایب ماتریس $\hat{\theta}$ در بخش MA میزان اثرات خودی و متقابل ایجاد یک تکانه نسبت به میانگین (دوره $t-1$) بر هر یک از متغیرهای درون‌زای (در دوره جاری t) برآورد می‌کند. بالاترین میزان انتقال تکانه‌ها در این بخش شامل اثرات خودی تکانه بخش تولید به خود بخش تولید معادل $\hat{\theta}_{y,11} = (-1/06)$ ، اثرات متقابل تکانه بازار ارز به بخش تولید معادل $\hat{\theta}_{y,12} = (-2/12)$ و بازار ارز به بازار سهام معادل $\hat{\theta}_{y,32} = 16/2$ هستند.

برآورد ضرایب بخش ARCH با استفاده از ماتریس‌های A_x و A_y میزان انتقال تکانه‌های متغیرهای درون‌زا و برون‌زای الگو را از یک بخش به بخش دیگر نشان می‌دهد که به اثر سرریز^۱ معروف است (بناتو، کاپورین و رانالدو، ۲۰۱۳). براساس نتایج به دست آمده از ضرایب برآوردی ماتریس A_y ، سرریز تکانه‌ها و تلاطم از بازار ارز به تمامی بخش‌های مورد مطالعه سرایت می‌کند. همچنین هر تکانه و تلاطم از سوی بازار ارز و سهام به بخش تولید سرریز می‌شود. این موضوع به این معنا است که بخش تولید در مقابل تکانه‌های درآمد نفت نسبت به دو بخش مورد مطالعه دیگر (بازار ارز و سهام) آسیب‌پذیرتر است. معناداری تمامی ضرایب

1- Spillover Effect

2- Bonato, Caporin and Ranaldo

ماتریس A_x نشان می‌دهد انتقال تکانه و تلاطم از سوی متغیرهای برون‌زا به تمامی بخش‌های مورد مطالعه (شامل بازار ارز و سهام و بخش تولید) صورت می‌گیرد.

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات واریانس- کوواریانس

$$C = \begin{bmatrix} 0/09 & -0/01 & 0/01 \\ (0/00) & (0/00) & (0/00) \\ \cdot & -0/02 & -0/03 \\ \cdot & (0/00) & (0/00) \\ \cdot & \cdot & 0/25 \\ (0/00) & & \end{bmatrix}; A_y = \begin{bmatrix} 0/12 & -0/01 & 0/01 \\ (0/05) & (0/96) & (0/42) \\ -0/29 & 1/34 & 0/37 \\ (0/02) & (0/00) & (0/00) \\ -0/11 & 0/01 & -0/02 \\ (0/00) & (0/25) & (0/63) \end{bmatrix};$$

$$A_x = \begin{bmatrix} 0/03 & 0/01 & -0/01 \\ (0/00) & (0/03) & (0/01) \\ -0/30 & 0/20 & 0/01 \\ (0/06) & (0/01) & (0/07) \end{bmatrix}; B_y = \begin{bmatrix} -0/20 & 0/01 & -0/04 \\ (0/00) & (0/65) & (0/24) \\ -0/11 & 0/26 & -0/09 \\ (0/01) & (0/00) & (0/00) \\ -0/03 & 0/01 & 0/19 \\ (0/07) & (0/31) & (0/00) \end{bmatrix};$$

$$B_x = \begin{bmatrix} -0/12 & 0/37 & -0/05 \\ (0/05) & (0/00) & (0/02) \\ 1/22 & 1/51 & 0/01 \\ (0/00) & (0/00) & (0/07) \end{bmatrix}; D_y = \begin{bmatrix} 0/44 & -0/03 & -0/03 \\ (0/00) & (0/42) & (0/43) \\ -0/71 & -0/08 & -0/95 \\ (0/03) & (0/82) & (0/00) \\ -0/04 & -0/05 & 2/62 \\ (0/10) & (0/07) & (0/00) \end{bmatrix};$$

$$D_x = \begin{bmatrix} -0/02 & 0/01 & -0/01 \\ (0/00) & (0/00) & (0/00) \\ 0/02 & 0/02 & -0/25 \\ (0/00) & (0/00) & (0/00) \end{bmatrix}$$

توضیح: تمامی درایه‌های قطر اصلی ماتریس‌های 3×3 استخراج شده از حاصل ضرب ماتریس‌های طراحی شده در هر یک از بخش‌های معادلات واریانس-کوواریانس (شامل چهار بخش که به ترتیب عبارتند از: عرض از مبدا، اثرات ARCH، اثرات GARCH و اثرات Asymmetric BEKK)، حتی در صورت منفی بودن پارامترهای برآوردی \hat{a}_{ii} ، \hat{b}_{ii} ، \hat{c}_{ii} و \hat{d}_{ii} مندرج در قطر اصلی ماتریس‌های C ، A_y ، B_y و D_y به دلیل ویژگی رسیدن به توان دوم در اثر ضرب در دترمینان ماتریس مربوطه ($[]^T$) دارای علامت مثبت شده و شرط مثبت بودن واریانس‌ها تحت هر شرایطی حفظ می‌شود. همچنین تمامی اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح احتمال (P-Value) متغیر مورد نظر هستند. ماخذ: یافته‌های پژوهش

در بخش اثرات GARCH ضرایب برآوردی مندرج در ماتریس‌های B_x و B_y به ترتیب نشان‌دهنده میزان اثرگذاری ناطمینانی ایجاد شده (در دوره گذشته $t-1$) بر ناطمینانی دوره جاری (t) در متغیرهای درون‌زا و برون‌زای مدل هستند. با بررسی معناداری هر یک از ضرایب درایه‌های ماتریس B_y می‌توان دریافت طی دوره مورد مطالعه با توجه به پارامتر $\hat{b}_{y,22} = (0/26)$ بیشترین انتقال تلاطم (از دوره گذشته) بازار ارز به دوره جاری در بازار ارز روی داده است. همچنین در تحلیل اثرات GARCH متغیرهای برون‌زا و ضرایب برآوردی ماتریس B_x می‌توان دریافت که انتقال ناطمینانی تحریم به بازار ارز $((1/51)-)$ $(\hat{b}_{x,22} =)$ و بخش تولید $((1/22)-)$ $(\hat{b}_{x,21} =)$ قابل توجه است. علاوه بر این، انتقال تلاطم از سوی رشد درآمد نفت و شاخص تحریم به سایر بخش‌های مورد مطالعه نیز مورد تایید قرار گرفته است. معناداری ضرایب برآوردی ماتریس‌های D_x و D_y به ترتیب اثرات نامتقارن اخبار بد از سوی متغیرهای درون‌زا و برون‌زای مدل را نشان می‌دهد.

همانگونه که در بخش‌های پیشین ذکر شد، معناداری بالای تمامی ضرایب برآوردی ماتریس ضرایب D_x ، نشان‌دهنده تایید وجود اثرات نامتقارن BEKK در متغیرهای برون‌زا (شامل درآمد نفت و شاخص تحریم) است. بررسی ضرایب برآوردی نشان می‌دهد اخبار بد نفت و تحریم، تمامی بخش‌های مورد مطالعه را تحت الشعاع قرار می‌دهد و انعکاس اخبار بد تحریم به تلاطم بازار سهام $(\hat{d}_{x,23} = (-0/25))$ بیش از سایر بخش‌های مورد مطالعه نمود

پیدا کرده است. از جمله مطالعات تجربی که نتایج آن‌ها در بحث وجود عدم تقارن با نتایج پژوهش حاضر همراستا است، می‌توان به مطالعات همیلتون^۱ (۲۰۰۳)، برومنت، کیلان و دوگان^۲ (۲۰۰۵)، مندوزا و ورا^۳ (۲۰۱۰)، علمی و جهادی^۴ (۲۰۱۱) و در ایران به مطالعات ابریشمی و همکاران (۱۳۸۸)، ابونوری و رجایی (۱۳۹۱) و مولایی، گل‌خندان و گل‌خندان (۱۳۹۳) اشاره کرد.

۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر مطالعه اثر نوسانات درآمدهای نفت و تاثیر نااطمینانی حاصل از آن با لحاظ نقش تحریم‌ها بر متغیرهای عمده اقتصاد کلان ایران است. برای این منظور، الگوی VARMAX GARCH in Mean Asymmetric BEKK با لحاظ شکست‌های ساختاری واریانس شرطی به عنوان الگوی مبنای کار گرفته شده است. از جمله مزیت‌های الگوی مطرح شده آن است که علاوه بر توانایی تحلیل اثرات نامتقارن (حتی با حضور متغیرهای برون‌زای پژوهش و حفظ شرط مثبت معین واریانس‌ها)، امکان مطالعه اثرات نااطمینانی متغیرهای برون‌زا (ROIL و RSANC) با همراهی اثرات متقابل متغیرهای درون‌زای پژوهش (شامل REX، RGDPW و RSTOCK) به نحو موثری فراهم شده است.

با توجه به اینکه سهم نفت در اقتصاد ملی و درآمدهای ارزی ایران همانند اغلب کشورهای صادرکننده نفت قابل توجه است؛ بنابراین، انتظار می‌رود تکانه‌ها و نااطمینانی درآمد نفت به بخش‌های واقعی اقتصاد سرایت کند. در این میان از نقش موثر تحریم‌ها بر شاخص‌های کلان اقتصاد ایران نمی‌توان غافل بود. با توجه به نتایج استخراج شده از معادلات میانگین، هر تکانه‌ای منجر به رشد درآمد نفت شود، هر سه بخش تولید ناخالص داخلی واقعی (بدون احتساب درآمد نفت)، شاخص بازار ارز و شاخص بازار سهام را (در یک دوره بعد) به نحو مثبتی بهبود می‌بخشد. همچنین اثر تکانه شاخص تحریم در یک دوره بعد بر هر سه این بخش‌ها مورد تایید قرار گرفته است. تجربه بحران ارزی اقتصاد ایران پس از بروز

1- Hamilton
2- Berument, Ceylan and Dogan
3- Mendoza and Vera
4- Elmi and Jahadi

شرایط تحریمی لغو برجام از سوی آمریکا و تلاش در جهت کاهش صادرات نفت ایران در سال ۱۳۹۷ را می‌توان از جمله نمونه‌های عینی آسیب‌پذیری بخش‌های مورد مطالعه اقتصاد ایران از تکانه تحریم مطرح کرد. تحت شرایط افزایش فشار تحریم‌ها و بروز نااطمینانی حاصل از آن در بخش‌های مختلف مورد مطالعه از کانال محدود کردن فروش نفت و عواید ارزی حاصل از آن، نرخ ارز به سمت بالا متاثر می‌شود و موجبات افزایش هزینه‌های تامین مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای واحدهای تولیدی فراهم شده در نهایت با فشار بر بخش تولید و سرریز نااطمینانی به اقتصاد ملی مواجه می‌شویم. همچنین به دلیل احساس عدم امنیت سرمایه‌گذاری در این دو بخش و کاهش دامنه سود، در مقابل بخشی از سرمایه‌ها از بخش تولید و بازار ارز به سمت پرتفوی بازار سهام سراریز می‌شود. بنابراین، درک صحیح از نحوه اثرگذاری تکانه‌های حاصل از تحریم‌ها و نوسانات قیمت نفت برای برنامه‌ریزان، سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران دارای اهمیت ویژه‌ای است.

نتایج به‌دست آمده از سرایت سرریز تکانه‌ها و تلاطم از سوی بازار ارز، بازار سهام، درآمد نفت و شاخص تحریم به بخش تولید نشان می‌دهد بخش تولید به نسبت دو بخش مورد مطالعه دیگر (بازار ارز و سهام) آسیب‌پذیرتر است. شواهد عینی، این یافته را با آسیب بخش تولید و کمبود مواد اولیه و واسطه‌ای و همچنین کاهش دسترسی به تکنولوژی با بروز هر بار تکانه‌های منفی درآمدی نفت می‌توان مشاهده کرد. این مطلب بر اقتصاد تک محصولی ایران و وابستگی بخش تولید به بخش نفت تاکید دارد که موجبات آسیب‌پذیری شدید آن از تکانه‌های حاصل از عوامل بیرونی از جمله نوسانات جهانی بهای نفت و تنش‌ها در روابط سیاسی را فراهم کرده است.

با توجه به تایید اثرات انتقال تلاطم و سرایت اثرات نامتقارن از بخش نفت و تحریم مبنی بر انتقال اخبار بد به تمامی بخش‌های مورد مطالعه به‌خصوص درجه بالای آسیب‌پذیری بازار ارز و بخش تولید اقتصاد ایران از انعکاس تلاطم تحریم - با وجود اینکه در سال‌های پس از انقلاب اسلامی بارها در نوک پیکان هدف تحریم‌های متنوع قرار گرفته است - حکایت از بی‌تدبیری و عدم وجود برنامه‌ریزی صحیح در زمینه جلوگیری از بروز آسیب‌های ناشی از انتقال نااطمینانی دارد. بنابراین، انتظار می‌رود در صورت افزایش نااطمینانی درآمد نفت و

بروز تحریم‌هایی همانند تحریم پس از برجام^۱، اقتصاد ایران در بخش تولید و ارزش با چالشی قابل توجه روبه‌رو شود.

با توجه به اجتناب‌ناپذیری نوسانات درآمد نفتی و ارائه شواهد مستدل در خصوص وابستگی بالای بودجه دولت به این بخش، لازم است با هدف محدودتر کردن انتقال این تکانه‌ها و نااطمینانی به حوزه‌های مختلف اقتصاد کلان به خصوص به بخش تولید در زمینه برداشت‌های صندوق ذخیره ارزی، سازوکار حقوقی روشنی تدوین شده و از استقلال نسبی برخوردار شود. همچنین ضروری است به منظور مقابله با انتقال اثر تکانه‌ها و نااطمینانی حاصل از فشار تحریم بر بازار ارز، بانک مرکزی راه‌حل مناسبی در این زمینه در دست داشته باشد.



پیوست

جدول ۱- نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات میانگین (بخش AR)

	پارامتر	مقدار ضریب	انحراف معیار	t آماره	سطح احتمال	
عرض از مبدا	α	α_1	-۰/۰۱	۰/۰۰	-۱۴/۵۹	۰/۰۰
		α_2	۰/۰۱	۰/۰۰	۴۳/۳۶	۰/۰۰
		α_3	۰/۰۵	۰/۰۰	۱۹/۳۷	۰/۰۰
ضرایب AR	β_y	$\beta_{y,11}$	-۰/۱۶	۰/۰۳	-۵/۲۲	۰/۰۰
		$\beta_{y,12}$	۱/۹۰	۰/۰۲	۱۱۵/۴۴	۰/۰۰
		$\beta_{y,13}$	-۰/۰۹	۰/۰۱	-۱۸/۱۴	۰/۰۰
		$\beta_{y,21}$	-۰/۰۱	۰/۰۰	-۲/۳۲	۰/۰۱
		$\beta_{y,22}$	۰/۱۲	۰/۰۱	۱۰/۴۷	۰/۰۰
		$\beta_{y,23}$	۰/۰۷	۰/۰۰	۴۹/۳۷	۰/۰۰
		$\beta_{y,31}$	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۷۹	۰/۴۳
		$\beta_{y,32}$	-۲/۰۶	۰/۰۷	-۲۹/۲۳	۰/۰۰
	$\beta_{y,33}$	۰/۴۶	۰/۰۱	۵۲/۲۳	۰/۰۰	
	β_x	$\beta_{x,11}$	۰/۱۷	۰/۰۵	۲۴/۸۱	۰/۰۰
		$\beta_{x,12}$	۰/۰۶	۰/۰۱	۱۲/۶۲	۰/۰۰
		$\beta_{x,21}$	۰/۰۱	۰/۰۰	۱/۷۱	۰/۰۷
		$\beta_{x,22}$	-۰/۰۲	۰/۰۰	-۱/۸۱	۰/۰۲
		$\beta_{x,31}$	۰/۰۱	۰/۰۰	۲/۴۸	۰/۰۱
		$\beta_{x,32}$	-۰/۰۲	۰/۰۱	-۱/۷۲	۰/۰۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات میانگین (بخش in-Mean و MA)

	پارامتر	ضرایب	انحراف معیار	t آماره	سطح احتمال	
ضرایب in-Mean	Φ	Φ_{11}	۰/۲۸	۰/۰۰	۷۶/۰۲	۰/۰۰
		Φ_{12}	۰/۰۳	۰/۰۰	۱۰۷/۲۱	۰/۰۰
		Φ_{13}	-۰/۰۳	۰/۰۰	-۲۹/۸۶	۰/۰۰
		Φ_{21}	-۰/۱۰	۰/۰۰	-۳۸/۸۶	۰/۰۰
		Φ_{22}	-۰/۰۱	۰/۰۰	-۷۵/۳۵	۰/۰۰
		Φ_{23}	۰/۰۱	۰/۰۰	۵۰/۲۱	۰/۰۰
		Φ_{31}	-۰/۶۰	۰/۰۳	-۱۹/۳۶	۰/۰۰
		Φ_{32}	۰/۰۱	۰/۰۰	۲/۰۲	۰/۰۴
		Φ_{33}	۰/۱۴	۰/۰۱	۱۵/۵۹	۰/۰۰
ضرایب MA	Θ	Θ_{11}	-۱/۰۶	۰/۰۱	-۲۳۳/۸۹	۰/۰۰
		Θ_{12}	-۲/۱۲	۰/۰۲	-۱۲۵/۷۵	۰/۰۰
		Θ_{13}	۰/۰۳	۰/۰۱	۳/۷۹	۰/۰۰
		Θ_{21}	-۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۵۴	-۰/۵۹
		Θ_{22}	-۰/۱۴	۰/۰۱	-۱۳/۳۲	۰/۰۰
		Θ_{23}	-۰/۰۷	۰/۰۰	-۲۱/۳۶	۰/۰۰
		Θ_{31}	-۰/۰۲	۰/۰۱	-۱/۸۹	۰/۰۵
		Θ_{32}	۲/۱۶	۰/۰۶	۳۵/۱۴	۰/۰۰
		Θ_{33}	-۰/۴۷	۰/۰۲	-۲۱/۳۶	۰/۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات واریانس- کوواریانس
(بخش عرض از مبدا و اثرات ARCH)

	پارامتر	ضرایب	انحراف معیار	tآماره	سطح احتمال	
عرض از مبدا	C	C ₁₁	۰/۰۹	۰/۰۰	۱۷/۱۰	۰/۰۰
		C ₁₂	-۰/۰۱	۰/۰۰	-۳/۲۲	۰/۰۰
		C ₁₃	۰/۰۱	۰/۰۰	۵/۶۴	۰/۰۰
		C ₂₂	-۰/۰۲	۰/۰۰	-۴/۰۳	۰/۰۰
		C ₂₃	-۰/۰۳	۰/۰۰	-۸/۴۶	۰/۰۰
		C ₃₃	۰/۲۵	۰/۰۱	۲۲/۷۸	۰/۰۰
ضرایب ARCH	A _y	a _{y,11}	۰/۱۲	۰/۰۶	۲/۰۱	۰/۰۵
		a _{y,12}	-۰/۰۱	۰/۰۱	-۰/۰۵	۰/۹۶
		a _{y,13}	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۸۱	۰/۴۲
		a _{y,21}	-۰/۲۹	۰/۱۲	-۲/۲۹	۰/۰۲
		a _{y,22}	۱/۳۴	۰/۰۵	۲۸/۳۰	۰/۰۰
		a _{y,23}	۰/۳۷	۰/۰۴	۷/۵۶	۰/۰۰
		a _{y,31}	-۰/۱۱	۰/۰۲	-۶/۱۰	۰/۰۰
		a _{y,32}	۰/۰۱	۰/۰۱	۱/۱۷	۰/۲۵
		a _{y,33}	-۰/۰۲	۰/۰۴	-۰/۴۸	۰/۶۳
	A _x	a _{x,11}	۰/۰۳	۰/۰۱	۴/۱۹	۰/۰۰
		a _{x,12}	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۰۳
		a _{x,13}	-۰/۰۱	۰/۰۰	-۰/۱۱	۰/۰۱
		a _{x,21}	-۰/۳۰	۰/۰۸	-۱/۷۷	۰/۰۶
		a _{x,22}	۰/۲۰	۰/۰۸	۲/۴۵	۰/۰۱
		a _{x,23}	۰/۰۱	۰/۰۹	۲/۰۴	۰/۰۷

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد ضرایب معادلات واریانس (بخش اثرات GARCH و اثرات نامتقارن)

ضرایب	پارامتر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال		
ضرایب GARCH	B _y	b _{y,11}	-۰/۲۰	۰/۰۶	-۳/۳۰	۰/۰۰	
		b _{y,12}	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۴۶	۰/۶۵	
		b _{y,13}	-۰/۰۴	۰/۰۰	-۱/۱۷	۰/۲۴	
		b _{y,21}	-۰/۱۱	۰/۰۶	-۱/۶۰	۰/۰۱	
		b _{y,22}	۰/۲۶	۰/۰۴	۷/۳۸	۰/۰۰	
		b _{y,23}	-۰/۰۹	۰/۰۳	-۳/۲۰	۰/۰۰	
		b _{y,31}	-۰/۰۳	۰/۰۱	-۱/۷۸	۰/۰۷	
		b _{y,32}	۰/۰۱	۰/۰۱	۱/۰۲	۰/۳۱	
		b _{y,33}	۰/۱۹	۰/۰۲	۸/۸۴	۰/۰۰	
	B _x	b _{x,11}	-۰/۱۲	۰/۰۹	-۲/۱۵	۰/۰۵	
		b _{x,12}	-۰/۳۷	۰/۰۶	-۵/۷۱	۰/۰۰	
		b _{x,13}	-۰/۰۵	۰/۰۳	-۲/۲۳	۰/۰۲	
		b _{x,21}	۱/۲۲	۰/۳۷	۳/۳۴	۰/۰۰	
		b _{x,22}	۱/۵۱	۰/۱۸	۸/۵۳	۰/۰۰	
		b _{x,23}	۰/۰۱	۰/۴۷	۲/۰۲	۰/۰۷	
	ضرایب BEKK	D _y	d _{y,11}	۰/۴۴	۰/۰۷	۶/۰۲	۰/۰۰
			d _{y,12}	-۰/۰۳	۰/۰۴	-۰/۷۳	۰/۴۷
			d _{y,13}	-۰/۰۳	۰/۰۴	-۰/۷۹	۰/۴۳
d _{y,21}			-۰/۷۱	۰/۳۲	-۲/۱۹	۰/۰۳	
d _{y,22}			-۰/۰۸	۰/۳۲	-۰/۲۳	۰/۸۲	
d _{y,23}			-۰/۹۵	۰/۲۴	-۳/۹۵	۰/۰۰	
d _{y,31}			-۰/۰۴	۰/۰۳	-۱/۶۲	۰/۱۰	
d _{y,32}			-۰/۰۵	۰/۰۳	-۱/۷۷	۰/۰۷	
d _{y,33}			۲/۶۲	۰/۰۸	۳۲/۱۲	۰/۰۰	
D _x		d _{x,11}	-۰/۰۲	۰/۰۱	-۴/۹۵	۰/۰۰	
		d _{x,12}	۰/۰۱	۰/۰۰	۳/۴۹	۰/۰۰	
		d _{x,13}	-۰/۰۱	۰/۰۰	-۵/۳۵	۰/۰۰	
		d _{x,21}	۰/۰۲	۰/۰۰	۴/۴۵	۰/۰۰	
		d _{x,22}	۰/۰۲	۰/۰۰	۶/۹۸	۰/۰۰	
		d _{x,23}	-۰/۲۵	۰/۰۱	-۲۲/۵۰	۰/۰۰	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

منابع

- ابریشمی، حمید، نوری، مهدی و دودابی‌نژاد، امیر (۱۳۸۸). رابطه قیمت و بهره‌وری انرژی در ایران: بررسی تجربی همانباشتگی پنهان. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۵، ۲۲-۵.
- ابونوری، اسمعیل و رجایی، محمدهادی (۱۳۹۱). ارزیابی اثر تکانه قیمت انرژی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران: معرفی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال اول، شماره ۲، ۲۲-۱.
- ابونوری، عباسعلی و کیان‌پیشه، آزاده (۱۳۹۵). تاثیر ناطمینانی قیمت نفت بر بازارهای مالی در ایران. *نشریه انرژی ایران*، دوره ۱۹، شماره ۳، ۱۰۰-۷۵.
- ابونوری، اسمعیل و عبداللهی، محمدرضا (۱۳۹۰). ارتباط بازارهای سهام ایران، آمریکا، ترکیه، مالزی در یک مدل گارچ چند متغیره. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، شماره ۱۴، سال چهارم، ۹۸۸-۹۵۹.
- ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۰). اثر تکانه های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز و ناطمینانی حاصل از آنها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۳، ۱۰۵-۸۳.
- ابراهیمی، محسن و سوری، علی (۱۳۸۴). زیان ناشی از درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و ضرورت حساب ذخیره ارزی. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، شماره ۱، ۵۴-۴۳.
- رجبی، مصطفی و جان‌نثاری لادانی، مریم (۱۳۹۰). تاثیر ناطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران. *سومین همایش ملی اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی شهر*.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۹۴). تخصیص بهینه دارایی‌ها با فرض ناطمینانی‌های اقتصادی کلان و تحریم‌های بین‌المللی علیه ایران. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۰، شماره ۴، ۹۸۸-۹۵۹.
- عرفانی، علیرضا و چرمگر، اکرم (۱۳۹۳). بررسی تاثیر ناطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران: روش گارچ چندمتغیره با تصریح BEKK. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال دهم، شماره ۴۰، ۱۴۷-۱۲۹.

کشاورزحداد، غلامرضا و معنوی، سیدحسن (۱۳۸۷). تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تاکید بر تاثیر تکانه‌های نفتی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۲، شماره ۳۷، ۱۷۷-۱۵۵.

گلستانی، شهرام، گرگینی، مصطفی و حاج‌عباسی، فاطمه (۱۳۹۱). مقایسه توانایی پیش‌بینی مدل‌های VAR، ARIMA و شبکه‌های عصبی (ANN): تقاضای جهانی نفت اوپک. *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال اول، شماره ۴، ۱۶۸-۱۴۵.

مولایی، محمد، گل‌خندان، ابوالقاسم و گل‌خندان، داود (۱۳۹۳). عدم تقارن آثار تکانه‌های نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت: کاربردی از رهیافت غیرخطی هم‌انباشتگی پانلی پنهان. *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال سوم، شماره ۱۰، ۲۲۹-۲۰۱.

مهرگان، نادر، حقانی، محمود و سلمانی، یونس (۱۳۹۱). تاثیر نامتقارن تکانه‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی گروه کشورهای OECD و OPEC با تاکید بر محیط شکل‌گیری تکانه‌ها و تغییرات رژیم. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۱۹، ۱۹-۱.

متقی، سمیرا (۱۳۹۷). تبیین کارایی تحریم‌های اقتصادی وضع شده علیه جمهوری اسلامی ایران از منظر اقتصاد سیاسی. *فصلنامه رهیافت*، سال ۱۲، شماره ۴۲، ۱۰۶-۸۹.

هیبتی، رضا، صمدی، سعید و واعظ‌برزانی، محمد (۱۳۹۶). اهمیت تصریح معادلات رگرسیونی در برآورد نااطمینانی متغیرهای اقتصاد کلان. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۲، ۹۹۶-۹۶۳.

- Agnolucci, P. (2009). Volatility in crude oil futures: A comparison of the predictive ability of GARCH and implied volatility models. *Energy Economics*, 31(2), 316-321.
- Allaro, H. B., Kassa, B., & Hundie, B. (2011). A time series analysis of structural break time in the macroeconomic variables in Ethiopia. *African Journal of Agricultural Research*, 6(2), 392-400.
- Berument, M. H., Ceylan, N. B., & Dogan, N. (2010). The impact of oil price shocks on the economic growth of selected MENA countries. *The Energy Journal*, 149-176.
- Bonato, M., Caporin, M., & Ranaldo, A. (2013). Risk spillovers in international equity portfolios. *Journal of Empirical Finance*, 24, 121-137.
- Bredin, D., Elder, J., & Fountas, S. (2011). Oil volatility and the option value of waiting: an analysis of the G-7. *Journal of Futures Markets*, 31(7), 679-702

- Efimova, O., & Serletis, A. (2014). Energy markets volatility modelling using GARCH. *Energy Economics*, 43, 264-273.
- Elmi, Z., & Jahadi, M. (2011). Oil price shocks and economic growth: evidence from OPEC and OECD. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 5(6), 627-635.
- Eltony, M. N., & Al-Awadi, M. (2001). Oil price fluctuations and their impact on the macroeconomic variables of Kuwait: a case study using a VAR model. *International Journal of Energy Research*, 25(11), 939-959.
- Grier, K. B., Henry, Ó. T., Olekalns, N., & Shields, K. (2004). The asymmetric effects of uncertainty on inflation and output growth. *Journal of Applied econometrics*, 19(5), 551-565.
- Gong, X., & Lin, B. (2017). Forecasting the good and bad uncertainties of crude oil prices using a HAR framework. *Energy Economics*, 67, 315-327.
- Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248.
- Hamilton, J. D. (2003). What is an oil shock?. *Journal of Econometrics*, 113(2), 363-398.
- Hou, A., & Suardi, S. (2012). A nonparametric GARCH model of crude oil price return volatility. *Energy Economics*, 34(2), 618-626.
- Kascha, C., & Mertens, K. (2009). Business cycle analysis and VARMA models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(2), 267-282.
- Kang, Sang Baum; Pan, Xuhui and Zhao, Jialin. (2016), Oil Price Uncertainty and Real Economic Activities: Importance of Disentangling the Diffusive and Jump Components, <https://www.aeaweb.org/conference/2017/preliminary/paper/b9e9BERh>
- Keshavarz Haddad, Gh. R., Abedin, M. R. (2017). Sanction and Trade Deflection: A decade of experience from Iran, The Conference in Bergamo University.
- Kristjanpoller, W., & Minutolo, M. C. (2016). Forecasting volatility of oil price using an artificial neural network-GARCH model. *Expert Systems with Applications*, 65, 233-241.
- Kuper, G. H., & van Soest, D. P. (2006). Does oil price uncertainty affect energy use?. *The Energy Journal*, 55-78.
- Lanza, A., Manera, M., & Giovannini, M. (2005). Modeling and forecasting cointegrated relationships among heavy oil and product prices. *Energy Economics*, 27(6), 831-848.
- McNelis, P. D. (2005). *Neural networks in finance: gaining predictive edge in the market*. Academic Press.
- Mendoza, O., & Vera, D. (2010). The asymmetric effects of oil shocks on an oil-exporting economy. *Cuadernos de Economía*, 47(135), 3-13.
- Mohaddes, K. (2019). Oil Revenue Volatility, Sanctions and Mismanagement: Lessons from Iran, International Iranian Economic Association (IIEA) Sixth International Conference on the Iranian Economy, University of Naples.L.Orientale.

- Monfared, S. A., & Enke, D. (2015). Noise canceling in volatility forecasting using an adaptive neural network filter. *Procedia Computer Science*, 61, 80-84.
- Perron, P. (2005). Dealing with structural breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics*, 1(2), 278-352.
- Rahman, S., & Serletis, A. (2010). The asymmetric effects of oil price and monetary policy shocks: A nonlinear VAR approach. *Energy Economics*, 32(6), 1460-1466.
- Rahman, S., & Serletis, A. (2012). Oil price uncertainty and the Canadian economy: Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, asymmetric BEKK model. *Energy Economics*, 34(2), 603-610.
- Salehi Esfahani, H., Mohaddes, K., Pesaran, M. H. (2013), Oil exports and the Iranian economy, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, 53, 221-237.
- Serletis, A., & Istiak, K. (2017). Financial intermediary leverage spillovers. *Research in International Business and Finance*, 39, 1000-1007.
- Simionescu, M. (2013). The accuracy assessment of macroeconomic forecasts based on econometric models for Romania. *Procedia Economics and Finance*, (8), 671 – 677.
- Thiem, Christopher. (2017), Oil Price Uncertainty and the Business Cycle: Accounting for the Influences of Global Supply and Demand Within a VAR-GARCH-In-Mean Framework, Ruhr Economic Paper. www.rwi-essen.de/media/content/pages/.../ruhr-economic-papers/rep_17_674.pdf

