

سال هشتم، شماره ۳۲، زمستان ۱۳۹۹، صفحات ۴۵-۷

## بررسی برهم‌کنش بازارهای اقتصادی ایران با توجه به اثر کیفی پاندمی کرونا با رهیافت SVAR

ویدا ورهرامی

دانشیار دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

v\_varahrami@sbu.ac.ir

### معصومه دادگر

دانشجوی دکتری دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

masome.dadgar@yahoo.com

شیوع پاندمی کرونا علاوه بر واگیردار بودن در بین انسان‌ها و آثار محرابی که برای سلامتی آن‌ها داشته، در اقتصاد جهانی نیز آثار مسربی بر جای گذاشته است؛ به طوری که ارتباط بین بازارهای مختلف در این دوران را نیز تحت تأثیر قرار داده است. در این مقاله، ارتباط بین بازارهای کالا، سرمایه، پول، نرخ ارز، طلا و انرژی مورد بررسی قرار گرفته است. به این منظور، شاخص قیمتی مصرف کننده، شاخص کل سهام، حجم نقدینگی، نرخ ارز، قیمت سکه بهار آزادی و قیمت نفت اوپیک طی دوره ۱۳۸۶:۰۹ - ۱۳۹۹:۰۹ است. به عنوان شاخص‌های پرکاربرد این بازارها به کار گرفته شدند. برای بررسی اثر کیفی پاندمی کرونا از متغیر مجازی کرونا طی دوره زمانی ۱۳۹۸:۱۱ تا ۱۳۹۹:۰۹ استفاده می‌گردد. برای مدل‌سازی، رهیافت SVAR به کار گرفته شد و نهایتاً برای اطمینان از نتایج حاصل از برآورد، دو عمل تحلیل توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس نیز انجام پذیرفت. طبق نتایج برآش شوک‌های بازار طلا نقش عمده‌ای در توضیح تغییرات در بازار نرخ ارز و بازار کالا داشته است. بازار انرژی نیز نقش عمده‌ای در توضیح تغییرات بازار سهام به خود اختصاص می‌دهد و شوک‌های بازار ارز نیز بیشترین توضیح دهنده‌گی را در بازارهای انرژی و سهام دارد.

طبقه‌بندی JEL: E5, Q41, Q43, E10

واژگان کلیدی: کرونا، SVAR، شاخص کل سهام، حجم نقدینگی، قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا

## ۱. مقدمه

در دسامبر ۲۰۱۹، یک دست شیطانی<sup>۱</sup> به نام کرونا در ووهان چین ظهرور پیدا کرد و جهان را به وحشت انداخت. با گذشت مدت زمان کوتاهی، بازارهای جهانی توسط این دشمن نامرئی، مورد حمله قرار گرفتند و فعالیت‌های اقتصادی ناگهان متوقف شدند. با این وجود هنوز میزان تأثیر واقعی آن مشخص نیست (عظیمی، ۲۰۲۰<sup>۲</sup>).

با شیوع پاندمی کرونا شوک‌های اقتصادی به کاهش عرضه نیروی کار در هر کشور (مرگ و میر)، افزایش هزینه‌های تجارت در هر بخش (از جمله اختلال در شبکه‌های تولید در هر کشور)، کاهش مصرف به دلیل تغییر در ترجیحات مصرف کننده نسبت به گذشته هر کالا از هر کشور و به دنبال آن تغییر قیمت‌های کالاها منجر شد. از زمان کشف کرونا، قیمت نفت به شدت کاهش یافت به طوری که قیمت نفت برنت از ۶۸.۹۰ دلار در هر بشکه در تاریخ ۱ ژانویه ۲۰۲۰ به ۵۰.۵ دلار در هر بشکه در فوریه کاهش یافت. اگرچه ممکن است عوامل دیگری در این افت مؤثر باشند، اما احتمالاً کرونا مهم‌ترین عامل بوده است و علت آن نیز به دلیل افت قابل توجه تقاضا از چین است (بالدوین و مارو، ۲۰۲۰<sup>۳</sup>).

قبل از ارتباط بین بازارهای اقتصادی در دوره‌های مختلف مورد بررسی پژوهشگران پیشین واقع شده است؛ با این حال با وقوع یک بحران ضرورت بازیبینی مجدد ارتباط بین این بازارها محسوس خواهد بود. از این رو مطالعه پیش رو، قصد دارد به بررسی ارتباط بین بازارهای مختلف اقتصادی در پی شیوع پاندمی کرونا پردازد. در صورتی که این پژوهش با استفاده از داده‌های روزانه و بررسی صرف بازارهای اقتصادی به جز بازارهای پولی و کالا مدل‌سازی می‌شد، امکان استفاده از متغیر کمی برای پاندمی کرونا از طریق شاخص‌های مرتبط با این پاندمی و یا حداقل تعداد افراد مبتلا وجود داشت. ولی از آنجا که داده‌های مربوط به متغیرهای اصلی مدل به ویژه متغیرهای

1. Evil Hand

2. Azimli, 2020

3. Baldwin & Mauro, 2020

مرتبط با بازارهای کالا و پول به صورت ماهانه منتشر می‌شوند، این بررسی به صورت کیفی بوده و از طریق متغیر مجازی صورت می‌پذیرد و ماههایی که این پاندمی رخ داده است با یک و ماههایی که این پاندمی اعلام آمار نشده، صفر است. مدل‌سازی این مقاله شباهت بالایی با مدل‌سازی مطالعه لیو و همکاران (۲۰۲۰)<sup>۱</sup> دارد. لذا در این مقاله قصد بر این است که ارتباط بین بازارهای اقتصادی در زمان شیوع پاندمی کرونا مورد بررسی قرار گیرد. همچنین با توجه به اینکه تصمیم‌گیرندگان سیاسی به وقوع هر بحرانی واکنش نشان می‌دهند، لذا تبیین ارتباط بین بازارهای اقتصادی با شناسایی فرسته‌های موجود در سطح کلان نیز ضروری به نظر می‌رسد.

طبق مباحث فوق هدف اصلی این مقاله تبیین آثار بین بازارهای اقتصادی است. به این منظور شاخص کل سهام از بازار سرمایه، حجم نقدینگی از بازار پول، شاخص قیمت مصرف کننده از بازار کالا، نرخ ارز مبادله‌ای دلار-ریال از بازار نرخ ارز، قیمت سکه تمام بهار آزادی از بازار طلا و قیمت نفت اوپک از بازار انرژی در دوره شیوع پاندمی کرونا در این مقاله مورد استفاده قرار گرفتند و نهایتاً پاندمی کرونا که همان‌طور که اشاره شد، به عنوان یک متغیر مجازی در مدل تعریف می‌شود. به این منظور از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی فروردین ۱۳۸۶ الی مرداد ۱۳۹۹ استفاده شده است. منابع مورد استفاده جهت تهیه داده‌ها، سایت اوپک<sup>۲</sup> برای داده‌های ماهانه قیمت نفت اوپک، سایت بانک مرکزی برای آمار نقدینگی، شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص کل سهام و سایت بانک داده‌های اقتصادی و مالی<sup>۳</sup> برای قیمت سکه بهار آزادی و نرخ ارز است. در ادامه در بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه تحقیق در زمینه موضوع مورد بررسی، اشاره می‌شود. در بخش سوم به بحث مدل‌سازی مورد استفاده در مقاله پرداخته می‌شود و نهایتاً در بخش چهارم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی و مطالعاتی ارائه می‌گردد.

1. Liu et al., 2020

2. www.opec.org

3. <https://databank.mefa.ir>

## ۲. مبانی نظری تحقیق

جهت بررسی مبانی نظری و ارتباط بین بازارها، قیمت نفت به عنوان مبنا در نظر گرفته شده و ارتباط آن با سایر بازارها و تأثیر متقابل بازارها بررسی می‌شود.

سمت عرضه اقتصاد با افزایش قیمت نهاده‌هایی همچون نفت کاهش می‌یابد و در نتیجه موجب تغییر در تعادل بازارها می‌شود. در حالی که سمت تقاضا بالگوی هزینه و مصرف خانوارها مرتبط است. از آنجا که نفت، کالای ضروری بی‌کشش محسوب می‌شود، قیمت‌های در حال افزایش نفت، قدرت خرید خانوارها را کاهش می‌دهد. در نتیجه افزایش قیمت نفت به کاهش تقاضای سایر کالاهای و خدمات منجر می‌شود.<sup>۱</sup> با این وجود افزایش قیمت نفت نه تنها مانع از رشد می‌شود، بلکه باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد نیز می‌گردد. از آنجا که نفت خام به عنوان نهاده رایج برای تولید است، افزایش قیمت آن، به طور مستقیم بر هزینه‌های تولید و به طور غیرمستقیم بر هزینه تحویل کالاهای و خدمات تأثیر می‌گذارد.<sup>۲</sup>

علاوه بر موارد ذکر شده، قیمت نفت بر سیستم پولی و نقدینگی نیز اثرگذار خواهد بود. تأثیر نفت بر نقدینگی را می‌توان از تأثیر آن بر پایه پولی استنتاج کرد. از آنجا که خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی یکی از منابع پایه پولی را تشکیل می‌دهد، نوسان قیمت نفت باعث نوسان میزان دارایی‌های بانک مرکزی حاصل از فروش نفت خام خواهد شد. در توضیح بیشتر پایه پولی می‌توان عنوان کرد که پایه پولی یا پول پرقدرت که بر اساس ترازنامه بانک مرکزی تهیه می‌شود، یکی از متغیرهای بسیار مهم پولی است و هرگونه افزایش در آن منجر به افزایش چندبرابر آن (معادل ضریب فزاينده نقدینگی) در نقدینگی می‌شود (روشنی، ۱۳۹۵). نتایج این پژوهش نیز این واقعیت را نشان خواهد می‌دهد که کاهش قیمت نفت در دوران ظهور کرونا اثر منفی خود را در بلندمدت بر نقدینگی ایران نشان می‌دهد؛ همچنین از نظر تئوری، قیمت نفت می‌تواند با تأثیر

1. Sill, 2007 & Khalid, 2017

2. Richard & Michael, 2008Issa et al., 1980, Hamilton, 1996, Amano & Van, 1998, Khalid, 2017

مستقیم بر سود شرکت‌ها، بر بازده سهام شرکت‌های نفتی تأثیر بگذارد.<sup>۱</sup> در خصوص اهمیت برخی متغیرهای مورد مطالعه این مقاله، کوسه و اونال (۲۰۲۰)<sup>۲</sup> در مطالعه خود به این موضوع اشاره کردند؛ از آنجا که کشورهای حوزه خزر (ایران، روسیه و قزاقستان)، تولیدکنندگان نفت هستند، لذا نفت از جایگاه مهمی در اقتصاد این کشورها برخوردار است و می‌توان انتظار داشت که بازارهای سهام این کشورها به نوسانات قیمت نفت بستگی داشته باشد و آنها را از نوسانات قیمت نفت، چه مثبت و چه منفی، تأثیرپذیر کند. نهایتاً با شیوع پاندمی کرونا به عنوان یک بحران بیرونی، تولید صنعتی جهانی به دلیل تعطیلی و تلاش در راستای جلوگیری از شیوع آن کاهش می‌یابد و این باعث کاهش مصرف نفت می‌گردد. لذا با پیروی از قانون تقاضا، قیمت هر بشکه نفت نیز کاهش می‌یابد. همچنین تفاوت میزان اثر پاندمی کرونا بر اقتصاد کلان کشورها از طریق زیرساخت‌های بهداشتی که قبل از شیوع آن وجود داشته قابل درک است. بالطبع کشورهایی که زیرساخت‌های بهداشتی گسترده‌ای داشته‌اند از آمادگی لازم برای مواجهه با این پاندمی برخوردار بوده‌اند و لذا اثر آن بر اقتصاد این کشورها نیز به میزان کشورهایی که آمادگی لازم را نداشته‌اند کمتر بوده است. به عبارت بهتر، تأمین منابع ضروری همچون نیروی انسانی و تجهیزات محافظتی، در کوتاه‌مدت بی‌کشش است لذا یک سرمایه‌گذاری پایدار در امر بهداشت می‌توانسته مواجهه با عامل بحران همچون پاندمی کرونا را امکان‌پذیر سازد.<sup>۳</sup>

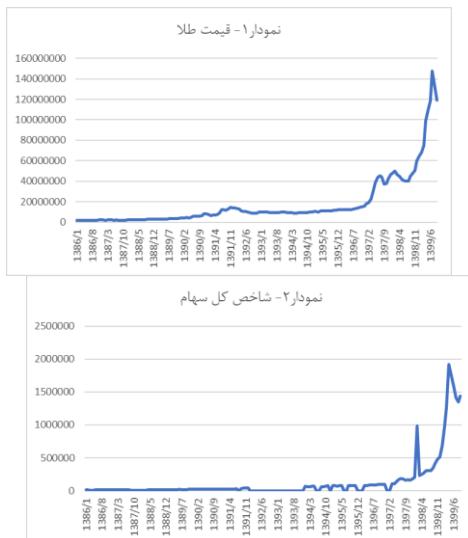
با توجه به اینکه که ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت مصون از آثار ایجادشده توسط پاندمی کرونا نبوده است، نقدینگی در پنج ماهه سال ۱۳۹۹ نسبت به پایان سال ۹۸، در حدود ۱۲ درصد رشد داشته است که طبق گزارش بانک مرکزی عواملی همچون تأمین منابع مالی مبارزه با آثار اقتصادی کرونا، یکی از دلایل اصلی این رشد محسوب می‌شود. طبق نمودار (۳) روند نقدینگی متعادل رو به صعود بوده در حالی که در دوره مورد بررسی مقاله، قیمت نفت اوپک با

1. Kang et al., 2017 & Xin et al., 2020

2. Kose and Unal, 2020

3. Damette & Goutte, 2020.

نوسانات شدید همراه بوده و در دوران اوج شیوع پاندمی کرونا نیز کاهش قابل توجهی نشان می‌دهد. از طرفی طبق نمودار (۴) شوک عرضه ناشی از شیوع پاندمی کرونا در کنار تحریم‌های اقتصادی و همچنین افزایش تقاضای داخلی برای کالاهای مصرفی باعث ایجاد تورم شدید در این دوران گردید. قیمت نفت در این نمودار واگرایی قابل توجهی را نشان می‌دهد. همچنین با وجود سقوط بازارهای سهام سایر کشورهای جهان در دوران ظهور کرونا، شاخص سهام تهران در این دوران صعود یافت و علل مختلفی بر این امر حاکم است که می‌توان یکی از این دلایل را ورود افراد زیاد به بازار سهام به دلیل حمایت‌های دولتی دانست. نمودار (۲) این واقعیت را نشان می‌دهد. در این بین قیمت نفت نیز مسیری متفاوت از شاخص سهام را در پیش می‌گیرد و به عبارت دیگر ارتباط عکس بین دو متغیر قابل مشاهده است. قیمت سکه نیز طبق نمودار (۱) مسیری مشابه نقدینگی دارد و بر خلاف قیمت نفت روندی صعودی در دوران شیوع پاندمی کرونا را نشان می‌دهد. نرخ ارز نیز روندی مشابه روند قیمت طلا را نشان می‌دهد.





### ۳. پیشینه تحقیق

#### ۱-۳. مطالعات خارجی

در حوزه کرونا مطالعات گسترده‌ای منتشر شده‌اند. یوساف<sup>۱</sup> (۲۰۲۱) با استفاده از مدل بک-ام گارچ<sup>۲</sup> انتقال ریسک را از کووید-۱۹ به بازارهای فلزات گران‌بها و انرژی مورد بررسی قرار داد. وی به این نتیجه رسید که انتقال ریسک در این حالت وجود ندارد بلکه بالا رفتن نوسانات کووید-۱۹ به افزایش نوسانات در بازارهای فوق (طلاء، پالادیوم و نفت برنت) منجر می‌شود. صمدی و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۲۱) از تحلیل انسجام موجک<sup>۴</sup> برای بررسی حرکت‌های مشترک بین بازارهای طلا، ارز، سهام و نفت در ایران در یک بازه زمانی از سپتامبر ۲۰۱۴ تا ژوئن ۲۰۲۰ استفاده کردند. همچنین، رگرسیون مقطعی برای تخمین تأثیر تحریم‌ها و بیماری همه‌گیر کووید-۱۹ بر هم‌افزایی بازارهای مالی در ایران انجام شد. نتایج نشان داد که قیمت نفت با سه بازار دیگر، یعنی بورس سهام، نرخ ارز و بازارهای طلا، همبستگی کمی دارد. منسی و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۲۱) با به کارگیری روش موجک برای بررسی حرکت‌های مشترک بین پنج بازار سهام نوظهور بربزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی (BRICS) و بازارهای نفت و گاز طبیعی استفاده کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که همبستگی بین قیمت نفت و بازده بورس در مقایس پایین‌تر یا بلندمدت وجود دارد. انسجام بین نفت و بازارهای سهام طی دوره بحران مالی ۲۰۰۸ و به دنبال آن بهبود اقتصادی آهسته از سال ۲۰۰۹ به حداقل میزان خود می‌رسد. انسجام چند متغیره سهم زیادی از بازده گاز طبیعی و بازار سهام در بازده قیمت نفت خام را نشان می‌دهد. ایرمان خان و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل شیوه‌سازی تأخیری توزیع شده خود رگرسیون پویا<sup>۷</sup> برای داده‌های سالانه از سال ۱۹۸۵ تا

1. Yousaf

2. BEKK MGARCG

3. Samadi & et al

4. Wavelet

5. Mensi & et al

6. Imran Khan & et al

7. Novel dynamic autoregressive distributed lag simulations model

۲۰۱۷ تأثیر قیمت‌های نفت بر عوامل کلان اقتصادی را بررسی می‌کند. نتایج مدل شیوه‌سازی پویا ARDL نشان می‌دهد که قیمت‌های نفت، بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبتی دارند در حالی که نرخ ارز تأثیر منفی بر توسعه بازار سهام پاکستان دارد. این مطالعه نشان می‌دهد که دولت، سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران باید برای پیش‌بینی عملکرد بورس سهام در پاکستان، تغییرات احتمالی قیمت نفت، نرخ ارز، ورودی مورد انتظار حواله‌های شخصی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را تخمین بزنند.

طبق مطالعه ژنگ و همکاران (۲۰۲۰)<sup>۱</sup> با شیوع پاندمی کرونا در چین شاخص سهام منفی شد ولی از طرفی اثر مثبت بر صنایع پیشرو با فناوری برتر داشت. بخش‌هایی همچون حمل و نقل، معدن، برق و گرمایش و صنایع محیط زیست به شدت تحت تأثیر این پاندمی قرار گرفتند. با این حال میانگین شاخص سهام صنایع تولیدی، فناوری اطلاعات، آموزش و بهداشت با همه‌گیر شدن این ویروس رشد مثبتی داشت و باعث تقویت شاخص این صنایع در بورس گردید. با توجه به اینکه چین، اقتصاد بزرگی دارد، توانست با زیرساخت‌های کامل، زنجیره صنعتی تکمیل شده و قابلیت‌های پشتیبانی قوی، به سرعت بر اثرات منفی کووید-۱۹ فائق آید. کینگلی (۲۰۲۰)<sup>۲</sup> نیز در مقاله تحلیلی خود معتقد است که با توجه به اینکه در اروپا ۳۱ درصد از کل مصرف انرژی به فعالیت‌های صنعتی و ۳۷ درصد به مصارف خانگی اختصاص دارد، لذا ارتباط متقابل بین زنجیره تأمین اروپا و اقتصادهای در حال توسعه، گستره آثار منفی پاندمی کرونا را مشخص خواهد کرد. از طرفی به دلیل اینکه اقتصاد اکثر کشورهای در حال توسعه به اقتصاد چین وابسته است و همچنین اقتصاد اکثر کشورهای اروپایی به تقاضای چین و جهان بستگی دارد، لذا در دوران شیوع پاندمی کرونا، به دلیل کاهش فعالیت‌های اقتصادی، اقتصاد کل جهان عموماً آثار منفی خواهد دید. خاتمایت<sup>۳</sup> (۲۰۲۰) با استفاده از روش مطالعه رویداد آزمون واکنش بازار سهام به کووید ۱۹ را

1. Zhang et al.,2020

2. Kingsly, 2020

3. Khanthavit, 2020

انجام داد. نتیجه حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد واکنش بازده سهام جهان، فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا، ایالات متحده، چین، فیلیپین و تایلند نسبت به پاندمی کووید-۱۹ قابل توجه و منفی بوده است. در این کشورها، واکنش‌ها به پوشش گسترده رسانه‌ای در خصوص کووید-۱۹ بیشتر از وقایع و موقعیت‌های در حال رویداد بوده است. به عبارت شفاف‌تر، واکنش بازارها به اخبار قدیمی بیشتر از اخبار جدید بود. هانکه و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۲۰) با استفاده از چگالی‌های خشی ریسک<sup>۲</sup> شش شاخص سهام معروف جهانی در خصوص میزان آمادگی بازار سهام در برابر شوک‌های اقتصادی، به این نتیجه در مطالعه خود دست یافته‌اند که بازارهای مالی، آثار اقتصادی عمده کووید ۱۹ را تا اواخر فوریه نتوانسته بودند پیش‌بینی کنند. این رفتار در بازار تقریباً تا نیمه ماه مارس ادامه می‌یابد، ولی از نیمه مارس به بعد رفتار بازار تغییر می‌کند. بازار سهام در کشورهایی که آمار مرگ‌ومیر کمتر بوده (ژاپن، آلمان و ایالات متحده)، خوش‌بینانه‌تر از بازار سهام کشورهایی که آمار مرگ‌ومیر آن‌ها بالا بوده است (فرانسه و ایتالیا). استثنایی که در این بین وجود داشته، انگلیس بوده است که با وجود مرگ‌ومیر بالا، چشم‌انداز خوش‌بینانه نسبت به شاخص سهام داشته است.

از طرفی مطالعات گسترده‌ای در زمینه تأثیر شوک‌های نفت خام بر متغیرهای اقتصادی انجام شده است. تأثیر این شوک‌ها در بازار سهام<sup>۳</sup>، قیمت کالاهای<sup>۴</sup>، بخش پولی<sup>۵</sup> در ادبیات مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. اکثر مطالعات نشان می‌دهد که شوک قیمت نفت تأثیر قابل توجهی بر اقتصاد کلان می‌گذارد و روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل توجهی بین قیمت نفت و فعالیت اقتصادی حاکم است<sup>۶</sup>.

1. Hanke et al, 2020

2. Risk-neutral densities

3. Basher & Sadorsky, 2006,Mensi et al., 2017, Wang et al,2019

4. Baumeister and Kilian, 2014,Wang et al., 2013,Zhang et al., 2018

5. Hooker, 2002, Cunado et al, 2015, Nazlioglu et al, 2019

6. Raza et al, 2018

با توجه به گستردگی مطالعات، به مطالعات چند سال اخیر در این بخش اکتفا می‌گردد. لیو و همکاران (۲۰۲۰)<sup>۱</sup> در مطالعه خود، با استفاده از یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری و داده‌های ماهانه دسامبر ۱۹۹۹ تا جولای ۲۰۱۸، رابطه دوطرفه بین قیمت‌های جهانی نفت و اقتصاد چین را بررسی کردند. هدف اصلی این مقاله بررسی میزان تأثیرگذاری اقتصاد چین بر قیمت‌های جهانی نفت بوده است. تفاوت این مقاله با مقالات مشابه آن در مقایسه رابطه فوق در دوران قبل و بعد از بحران مالی جهانی و همچنین استفاده از رویکرد SVAR با اعمال قیود بوده است. آن‌ها با استفاده از متغیرهای قیمت نفت و سنتگزاس اینترمیدیت<sup>۲</sup> (WTI)، نرخ رشد ارزش افزوده بخش صنعت، شاخص قیمت مصرف کننده و عرضه پول نشان دادند که اقتصاد چین بر قیمت‌های جهانی نفت تأثیرگذار بوده است. بالاشوا و سرلتیس (۲۰۲۰)<sup>۳</sup> با استفاده از رویکرد VAR دو متغیره ارتباط بین فعالیت اقتصادی و قیمت‌های نفت برای بنگاه‌های داخلی را طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از چندین ابزار مدرن اقتصادسنجی نشان دادند اولاً قیمت‌های داخلی نفت علاوه بر اینکه از قیمت‌های جهانی نفت تأثیرپذیر هستند، بلکه سیاست‌های پولی و مالی اتخاذ شده نیز بر قیمت‌های داخلی نفت در روسیه مؤثر هستند. همچنین شوک مثبت در قیمت نفت، تقریباً تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انواع فعالیت‌های اقتصادی روسیه داشته است. با لحاظ تغییرات ساختاری در اقتصاد روسیه طی بحران اقتصادی ۲۰۰۸-۲۰۰۹ در هر دو سال، پاسخ فعالیت‌های اصلی اقتصادی به افزایش قیمت نفت، منفی بوده است. در این حالت وضعیت به وجود آمده سازگار با خواص چرخه‌ای بوده است. کوسه و اوanal (۲۰۲۰)<sup>۴</sup>، تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر بازار سهام سه کشور ایران، قزاقستان و روسیه را مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها با به کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری و استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره مارس ۲۰۰۵ تا ژوئن ۲۰۱۸، به این نتیجه دست یافتند که تأثیر شوک‌های منفی قیمت نفت بر بازارهای سهام،

1. Liu et al., 2020

2. West Texas Intermediate

3. Balashova & Serletis, 2020

4. Kose& Ünal, 2020

قوی‌تر از شوک‌های مثبت بوده است. همچنین پاسخ بازار سهام سه کشور به شوک‌های منفی قیمت نفت معنی‌دار بوده است.

ونگ و همکاران (۲۰۱۹)<sup>۱</sup>، با به کار گیری تجزیه و تحلیل علیت گرنجری شدید<sup>۲</sup>، طی دوره زمانی ۲ سپتامبر ۱۹۹۵ تا ۳۰ دسامبر ۲۰۱۸ نشان دادند که اثر تغییرات قیمت نفت در بازارهای سهام کشورهای بریکس<sup>۳</sup> در شرایط سخت، قوی‌تر از شرایط عادی است. علاوه بر این، تغییرات بزرگ در قیمت نفت تأثیر نامتقارن شدیدی بر قیمت سهام این بازارها دارد. حصاری و همکاران (۲۰۱۹)<sup>۴</sup>، تأثیر شوک قیمت نفت از طریق متغیرهای پولی بر یک سیستم مرتبط با تجارت را بررسی کردند. آن‌ها با به کار گیری مدل دومرحله‌ای حداقل مربعات<sup>۵</sup> و داده‌های فصلی ۲۱ کشور طی دوره Q1: ۲۰۰۰ تا Q2: ۲۰۱۵ به این نتیجه دست یافته‌ند که کشورهای صادرکننده نفت همچون ایران، روسیه، امارات، اندونزی و قزاقستان از افزایش قیمت نفت سود می‌برند. از جمله یافته‌های دیگر آن‌ها این بود که در کشورهای واردکننده نفت، ضریب اثر غیرمستقیم، از طریق تجارت، برای همه این کشورها مثبت بوده است. وی و همکاران (۲۰۱۹)<sup>۶</sup> در مطالعه خود با به کار گیری آزمون‌هایی همچون آزمون هم اباحتگی نامتقارن انگل و گرنجر در یک چارچوب چند متغیره طی دوره زمانی ژانویه ۲۰۰۵ تا دسامبر ۲۰۱۷ به بررسی روابط بلندمدت بین قیمت آتی نفت خام و بازار سهام چین طی بحران مالی اخیر پرداختند. نتایج تجربی آن‌ها نشان داد که اولاً بازار معاملات آتی نفت از طریق یک روش مستقیم و یک روش غیرمستقیم از طریق کانال‌های اقتصاد کلان تأثیر قابل توجهی بر بازار سهام چین دارد. ثانیاً، روابط هم اباحتگی بلندمدت قابل توجهی بین قیمت آتی نفت خام و بازار سهام چین وجود دارد. با وجود اینکه در مارس ۲۰۰۸ و

- 
1. Wang et al., 2019
  2. Extreme Granger Causality Analysis
  3. Brazil, Russia, India, China and South Africa
  4. Hesari et al, 2019
  5. Two Stage Least Squares
  6. Wei et al, 2019

دسامبر ۲۰۱۲ دو وقفه ساختاری در این رابطه مشاهده شده است. وو و ناکاتا<sup>۱</sup> (۲۰۱۸) با به کارگیری یک مدل خودرگرسیون برداری با بروزنزایی بلوک<sup>۲</sup>، آثار کلان اقتصادی از نوسانات قیمت نفت را برای شش اقتصاد باز کوچک در جنوب شرق آسیا را بررسی کردند. از یافته های این نویسندها عبارتند از: ۱- کشورهای واردکننده نفت همچون فیلیپین، سنگاپور و تایلند از کشورهای صادرکننده ای چون اندونزی، مالزی و ویتنام نسبت به جایگاهشان در بازار جهانی حساس تر هستند. ۲- مقامات پولی این کشورها، با شوک های تقاضای خاص بازار نفت به تغییرات قیمت نفت پاسخ می دهد. ۳- در دوران تورم بالا (۲۰۰۷-۲۰۰۸) کanal قیمت نفت، در اندونزی و فیلیپین مهم تر بوده است. سالیسو و همکاران (۲۰۱۷)<sup>۳</sup> به بررسی رابطه متقارن و نامتقارن بین قیمت نفت و قیمت های سهام در کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت پرداختند. برای اندازه گیری میزان عدم تقارن از روش خود توضیح با وقفه های گسترده پانل غیرخطی<sup>۴</sup> استفاده کردند. آنها همچنین با استفاده از داده های دوره زمانی ژانویه ۲۰۰۰ تا دسامبر ۲۰۱۵ نشان دادند که قیمت سهام این کشورها به طور نامتقارن به تغییرات قیمت نفت پاسخ می دهد. این نتایج برای کشورهای واردکننده نفت نسبت به کشورهای صادرکننده معنی دارتر بوده است.

## ۲-۳. مطالعات داخلی

مطالعات متعددی در زمینه مشابه با مقاله حاضر در ایران انجام شده است. امام قلی پور و عاقلی (۱۳۹۹) با رویکرد توصیفی-تحلیلی، میزان مداخلات دولت ها در مقابله با کرونا را در ۴۶ کشور عضو سازمان ملل مورد بررسی قرار دادند. از جمله یافته این مقاله ضریب همبستگی مثبت موقتی نظام سلامت ۰.۲۶ (نسبت خالص تعداد بهبود یافنگان به تعداد مبتلایان کووید-۱۱) است. که در

- 
1. Vu & Nakata, 2018
  2. Vector Auto Regression with block exogeneity
  3. Salisu et al, 2017
  4. Nonlinear Panel Autoregressive Distributed Lag

این بین برای ایران، سهم حمایت مالی دولتی ۷ درصد و ضریب موفقیت نظام سلامت ۷۲.۳ درصد حاصل شده است.

در زمینه آثار قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران نیز مطالعات گوناگونی انجام شده است. محمدی و همکاران (۱۳۹۸) اثرات شوک افزایش قیمت نفت بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم ۴۷ کشور صادرکننده و واردکننده را با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری جهانی طی دوره ۱۹۷۹-۲۰۱۵ بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد اولاً واکنش تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای صادرکننده نفت، بسته به بیشتر بودن ذخایر اثبات شده نفت و نسبت ذخایر به تولید نفت آن‌ها، متفاوت است. برای آن گروه از کشورهای صادرکننده نفت که نسبت ذخایر به تولید نفت بالاتری دارند، اثر افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی قوی‌تر بوده؛ زیرا افزایش تولید و درآمدهای نفت، اثر مثبت و مستقیمی بر اقتصاد آن‌ها داشته است. ثانیاً، آن گروه از کشورهای واردکننده نفت که شرکای اصلی تجاری کشورهای صادرکننده نفت بوده‌اند، کمتر تحت تأثیر شوک افزایش قیمت نفت قرار گرفته‌اند. ثالثاً، واکنش تورم به افزایش قیمت نفت در کشورهای واردکننده نفت، نسبتاً قوی بوده اما ماندگاری این اثرات، با توجه به اثرات ثانویه تورم، وضع سیاست‌های پولی و انعطاف‌پذیری بازار کار، متفاوت بوده است. از سوی دیگر، واکنش تورم به افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت، ناچیز یا حتی منفی بوده است که می‌تواند ناشی از واکنش نرخ‌های ارز این کشورها بوده باشد. خوش کلام خسروشاهی (۱۳۹۸) در مطالعه خود اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت کشورهای از تکانه‌های نفت بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی، نقدینگی و تورم با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری و علیت گرنجر به صورت فصلی طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ بررسی کرده است. وی بررسی این اثرات را در دو حالت شوک‌های متقارن قیمت نفت و شوک‌های نامتقارن قیمت نفت در نظر گرفته است. نتایج مدل متقارن حاکی از تأثیر شوک قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی حقیقی و نقدینگی مثبت بوده است اما تأثیرش بر تورم منفی است. نتایج مدل نامتقارن نشان می‌دهند تأثیر شوک مثبت قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی حقیقی، تورم و

نقدینگی به ترتیب مثبت، منفی و مثبت بوده است و تأثیر شوک منفی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی حقیقی، تورم و نقدینگی به ترتیب منفی، مثبت و منفی است؛ اما اندازه تأثیر شوک‌های مثبت قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی حقیقی، تورم و نقدینگی در بلندمدت به مراتب بیشتر، کمتر و بیشتر از شوک‌های منفی قیمت نفت است. تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر متغیرها نامتقارن است. فکاری و همکاران (۱۳۹۷) آثار تغییرات قیمت نفت خام بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از الگوی MV-GARCH و روش حل BEKK و داده‌های روزانه از فروردین ماه سال ۱۳۹۰ تا دی ماه ۱۳۹۴ نشان دادند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک نفتی اثرات منفی بر بورس اوراق بهادار دارد. دمیری و همکاران (۱۳۹۶) در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد کیزی جدید و طی دوره زمانی فصل اول ۱۳۹۶ تا فصل چهارم ۱۳۹۱ اثرات تکانه نفتی را بر تراز تجاری و متغیرهای کلان اقتصاد ایران تبیین کردند. بررسی توابع واکنش ضربه‌ای نشان داده است که تکانه قیمت نفت به دلیل اثر درآمدی که ایجاد می‌نماید، سبب افزایش تولید و سرمایه‌گذاری می‌گردد که با گذشت چند دوره به سطح تعادل پایدار خود بازمی‌گردد. همچنین تکانه نفتی با افزایش هزینه تولید کالاهای و خدمات انرژی بر و افزایش انتظارات تورمی، از طرفی نیز با افزایش حجم پول اسمی موجب افزایش تورم می‌شود که این متغیر بعد از چند دوره به سطح تعادل پایدار خود بازمی‌گردد. تکانه نفتی سبب کاهش نسبت تراز تجاری غیرنفتی به محصول ناخالص داخلی می‌گردد. محنت فر (۱۳۹۵) با بهره‌گیری از یک الگوی خودرگرسیونی برداری، در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۵۰) تأثیر قیمت نفت را بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی، حجم پول، شاخص قیمت‌ها و مخارج دولت در ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، با افزایش درآمد نفت، حجم پول افزایش یافته که این امر به میزان تورم می‌افزاید. همچنین هر شوک نفتی تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی در ایران دارد و اثر شوک به مرور زمان افزایش می‌یابد. همچنین، شیرین بخش و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه خود، به بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر شاخص قیمت بازار سهام پرداختند. آن‌ها با به کارگیری روش خودرگرسیون برداری ساختاری

(SVAR) طی دوره زمانی فروردین ۱۳۷۰ تا اسفندماه ۱۳۹۰ نشان دادند که وقوع یک تکانه در قیمت نفت در ابتدای دوره اثر مثبت و بعد از آن اثر منفی بر شاخص قیمت بازار سهام دارد. نوآوری مطالعه حاضر بررسی ارتباط بین بازارهای کالا، سرمایه، بول، نرخ ارز، طلا و انرژی با توجه به اثر کیفی پاندمی کرونا است.

## ۴. روش و مدل

اقتصاددانان و تحلیلگران سیاسی به طور معمول پاسخگوی این سؤال هستند که اگر برای چند ماه آینده، متغیرهای جایگزین را طی کند، پیش‌بینی متغیرهای دیگر چگونه تغییر خواهد کرد. استفاده از این پیش‌بینی‌های مشروط، شامل ارزیابی اثر مسیرهای جایگزین برای ابزارهای سیاسی و گنجاندن اطلاعات خارجی در پیش‌بینی‌های مدل است. در این راستا الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) یک چارچوب تجربی پویا است که می‌تواند پدیده‌های اقتصادی را تحت تأثیر تئوری‌های اقتصادی قرار داده و تفسیر کند.<sup>۱</sup> از سوی دیگر در روش VAR ساختاری علاوه بر اینکه این موضوع لحاظ می‌شود که تمامی متغیرها به صورت درون‌زا مورد بررسی قرار می‌گیرند، بلکه مقادیر گذشته و جاری متغیرها نیز در معادلات وارد می‌شود. لذا بر اساس مبانی نظری مطرح شده، این مقاله از روش اشاره شده (SVAR) برای بررسی اثر قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی با لحاظ دوران کرونا استفاده کرده است تا بتواند روابط درون‌زای بین متغیرها موارد مذکور را مورد بررسی قرار دهد.

در این مقاله، قیودی که به لحاظ نظریه اقتصادی قابل پذیرش است وارد مدل می‌شود. پارامترهای مدل SVAR، شبیه پارامترهای OLS تفسیر نمی‌شوند. بلکه در مدل SVAR از ابزارهایی همچون توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، برای پیش‌بینی استفاده می‌شود. حالت اول امکان شناسایی اثرات پویایی شوک‌ها بر یک متغیر روی دیگری را نشان می‌دهد؛ حالت بعدی دید

1. Nasir et al, 2019.

میکروسکوپی به کل سیستم می‌دهد و واریانس خطاهای پیش‌بینی در یک متغیر را برشوک خودش بررسی می‌کند.<sup>۱</sup>

لذا به منظور بررسی تأثیر شوک‌های شاخص‌های کلان اقتصادی بر هم، ابتدا یک مدل VAR عمومی تشکیل می‌گردد:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \cdots + \gamma_p y_{t-p} + \gamma \varepsilon_t \quad (1)$$

در این مقاله، وقفه بهینه در مدل VAR (P) به وسیله معیارهای حنان کوئین<sup>۲</sup> (HQ)، آکائیک<sup>۳</sup> (AIC)، شوارتز<sup>۴</sup> (SC) و خطای پیش‌بینی نهایی<sup>۵</sup> (FPR) تعیین می‌گردد.  $y_t$  یک بردار  $m \times 1$  تعداد متغیرهای درون‌زای مدل در بردار است. در این مقاله،  $m$  برابر شش است و متغیرهای مدل SVAR به صورت ذیل در مدل معرفی می‌شوند:

$$y_t = [lopec_t, lcpi_t, lgold_t, lm_2, ltepix_t, lex_t]' \quad (2)$$

قیمت نفت با نماد  $lopec_t$ ، که برابر با لگاریتم قیمت نفت اوپک است، لگاریتم قیمت سکه تمام بهار آزادی با نماد  $lgold_t$ ، لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده با نماد  $lcpi_t$ ، لگاریتم نقدینگی با نماد  $lm_2$ ،  $ltepix_t$  لگاریتم شاخص کل سهام و نهایتاً  $lex_t$  لگاریتم نرخ ارز را نشان می‌دهد. در مدل نشان داده شده است. همچنین واحد متغیر قیمت نفت اوپک، دلار به ازای هر بشکه نفت، قیمت سکه بهار آزادی، ریال، حجم نقدینگی، میلیارد ریال، شاخص کل سهام، میلیارد ریال و نرخ ارز دلار به ریال است. معادله ذیل فرم کلی مدل خودرگرسیون برداری ساختاری مورد استفاده را نشان می‌دهد:

$$AU_t = B \varepsilon_t \quad (3)$$

ماتریس  $B$  ضرایب شوک‌های ساختاری و  $\varepsilon_t$  به شوک‌های فرم ساختاری اشاره می‌کند. در این مقاله، به شش شوک ساختاری برای شش جزء مدل ( $lopec_t, lcpi_t, lgold_t, lm_2, ltepix_t, lex_t$ )

1. Adedokun, 2018
2. Hannan-Quinn information criterion
3. Akaike information criterion
4. Schwarz information criterion
5. Final prediction error

اشاره می‌گردد و به ترتیب شوک‌های قیمت نفتی ( $\varepsilon_t^{lopec}$ )، شوک‌های شاخص قیمت مصرف کننده ( $\varepsilon_t^{lcp i}$ )، شوک‌های قیمت طلا ( $\varepsilon_t^{lgold}$ )، شوک‌های نقدینگی ( $\varepsilon_t^{lM_2}$ )، شوک‌های شاخص کل سهام ( $\varepsilon_t^{ltepix}$ ) و ( $\varepsilon_t^{lex}$ ) شوک‌های نرخ ارز هستند.

$$\varepsilon_t = [\varepsilon_t^{lopec}, \varepsilon_t^{lcp i}, \varepsilon_t^{lgold}, \varepsilon_t^{lM_2}, \varepsilon_t^{ltepix}, \varepsilon_t^{lex}]' \quad (4)$$

داده‌های مربوط به پنج متغیر فوق از فروردین ۱۳۸۶ تا آذر ۱۳۹۹ گردآوری شده است. منابع مورد استفاده جهت تهیه داده‌ها، سایت اوپک<sup>۱</sup> برای داده‌های ماهانه قیمت نفت اوپک، سایت بانک مرکزی برای آمار نقدینگی و شاخص کل سهام، شاخص قیمت مصرف کننده به قیمت پایه سال ۱۳۹۵ از سایت مرکز آمار ایران و سایت بانک داده‌های اقتصادی و مالی<sup>۲</sup> برای قیمت سکه بهار آزادی و نرخ ارز است.

## ۵. نتایج تخمین

این بخش به تفسیر نتایج حاصل از برآورد الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری اختصاص دارد. ابتدا در معادله ذیل قیود اعمال شده به همراه ضرایب با توجه به آنچه در بخش قبل اشاره گردید، قابل مشاهده است؛ با توجه به مبانی نظری، پیشینه تحقیق و متغیرهای معرفی شده در بخش‌های قبل و همچنین معادله  $AU = BE$  مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR، با اعمال قیود ذیل همراه خواهد بود:

1. [www.opec.org](http://www.opec.org)  
2. <https://databank.mefa.ir>

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.219 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.003 & -0.001 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -0.050 & 0.067 & -0.184 & 1 & 0 & 0 \\ -0.002 & 0.034 & 0.098 & -0.608 & 1 & 0 \\ -0.001 & 0.003 & -0.001 & -0.012 & -0.060 & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} U_t^{\text{lopec}} \\ U_t^{\text{lcp}} \\ U_t^{\text{lgold}} \\ U_t^{\text{lm2}} \\ U_t^{\text{ltepix}} \\ U_t^{\text{lex}} \end{bmatrix} \\
 & = \begin{bmatrix} 0.117 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.174 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.023 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.066 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.035 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.009 \end{bmatrix} \\
 & \times \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\text{lopec}} \\ \varepsilon_t^{\text{lcp}} \\ \varepsilon_t^{\text{lgold}} \\ \varepsilon_t^{\text{lm2}} \\ \varepsilon_t^{\text{ltepix}} \\ \varepsilon_t^{\text{lex}} \end{bmatrix} \quad (5)
 \end{aligned}$$

اعداد فوق طبق خروجی حاصل از اعمال قیود توسط نرم‌افزار آیویوز در مدل است. در رابطه فوق،  $U_t$  ها، اجزای اخلاق فرم خلاصه شده و عها شوک‌های ساختاری (شوک قیمت نفت، شوک شاخص قیمتی مصرف کننده، شوک قیمت طلا، شوک نقدینگی، شوک شاخص کل سهام و شوک نرخ ارز) هستند. در یک مدل شش متغیره، پانزده عنصر پایین مثلثی وجود دارد ( $\frac{6(6-1)}{2}$ ) که در یک مدل دقیقاً شناساً می‌تواند غیر صفر باشد.

## ۱-۵ آزمون پایایی

آزمون مانایی به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب و یافتن روابط تعادلی بین متغیرها است. پایایی لگاریتم متغیرهای مورد بررسی مدل توسط سه آزمون مورد بررسی قرار گرفته‌اند. به مقادیر آماره‌ها و نتایج نهایی آزمون پایایی در جدول (۱) اشاره شده است.

جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها

آزمون BP		آزمون PP		آزمون ADF		نام متغیر
نتیجه نهایی	آماره BP	نتیجه نهایی	آماره PP	نتیجه نهایی	آماره ADF	
مانا	-۴.۷۰۹	ناما	-۲.۲۳۲	مانا	-۳.۰۳۱	Lopec
ناما	-۲.۱۱۸	ناما	۰.۹۳۲	ناما	۰.۸۳۱	Lcpi
ناما	-۰.۹۴۲	ناما	۱.۰۹۴	ناما	۱.۰۸۱	Lm2
ناما	-۱.۷۷۸	ناما	۰.۷۵۶	ناما	۰.۳۳۱	Lgold
ناما	-۱.۰۶۳	ناما	۱.۳۶۶	ناما	۱.۱۷۴	Ltepix
ناما	-۱.۵۱۷	ناما	۱.۱۱۵	ناما	۰.۵۹۲	lex
مانا	-۱۰.۴۵۹	مانا	-۷.۶۴۶۴	مانا	-۸.۲۹۲	dLopec
مانا	-۶.۷۳۲	مانا	-۷.۱۸۹	مانا	-۲.۸۷۸	dLcpi
مانا	-۱۹.۵۱۴	مانا	-۲۰.۳۳۵	مانا	-۱۹.۴۲۶	dLm2
مانا	-۹.۰۰۴	مانا	-۸.۳۴۱	مانا	-۸.۳۲۲	dLgold
مانا	-۲۴.۴۴۹	مانا	-۱۷.۳۶۹	مانا	-۱۷.۲۴۱	dLtepix
مانا	-۸.۱۴۵	مانا	-۷.۶۱۷۳	مانا	-۵.۲۰۵	dlex

مأخذ: نتایج تخمین

نتیجه آزمون پایایی بر اساس سه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup>، فلیپیس پرون<sup>۲</sup> و نقطه شکست<sup>۳</sup> در جدول ۱ قابل مشاهده است. این نتایج نشان دادند که همه متغیرها به جز قیمت نفت در سطح ناما و با یک مرتبه تفاضل گیری مانا می‌شوند. متغیر لگاریتم قیمت نفت نیز طبق آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و نقطه شکست در سطح مانا می‌شود.

## ۲-۵. تعیین وقفه بهینه

در این مقاله، از معیارهای حنان کوئین (HQ)، شوارتز (SC)، آکائیک (AIC) و خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) جهت دستیابی به وقفه بهینه استفاده شده است و یافته‌های تحقیق در جدول ۲ قابل مشاهده است. طبق معیارهای ذکر شده، وقفه ۱ پیشنهاد می‌گردد.

1. Augmented Dickey–Fuller

2. Phillips Perron

3. Break Point

جدول ۲. تعیین وقفه بهینه

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۱۲۹۹.۴۴۴	NA	۲.۷۳E-۱۵	-۱۶.۵۰۵۶۹	-۱۶.۲۷۱۰.۹	-۱۶.۴۱۰.۴
۱	۱۵۵۶.۶۷۱	۴۸۸.۰۷۱۷	۱.۶۰E-۱۶*	-۱۹.۳۴۱۹۳*	-۱۸.۴۰۳۵۲*	-۱۸.۹۶۰.۷۹*
۲	۱۵۹۱.۳۱۲	۶۳.۰۶۵۲۶	۱.۶۴E-۱۶	-۱۹.۳۲۴۵۲	-۱۷.۶۸۲۲۹	-۱۸.۶۵۷۵۱
۳	۱۶۲۶.۶۳۳	۶۱.۵۸۴۶۰*	۱.۶۶E-۱۶	-۱۹.۳۱۵۸۱	-۱۶.۹۶۹۷۶	-۱۸.۷۶۲۹۴
۴	۱۶۴۶.۳۴۶	۳۲.۸۵۶۰۵	۲.۰۷E-۱۶	-۱۹.۱۰۷۰۱	-۱۶.۰۵۷۱۵	-۱۷.۸۶۸۲۹
۵	۱۶۷۳.۵۷۹	۴۳.۲۹۳۵۳	۲.۳۵E-۱۶	-۱۸.۹۹۴۶۱	-۱۵.۲۴۰۹۴	-۱۷.۴۷۰۰۳
۶	۱۶۹۰.۳۹۶	۲۵.۴۴۰۱۵	۳.۰۸E-۱۶	-۱۸.۷۴۸۶۶	-۱۴.۲۹۱۱۸	-۱۶.۹۳۸۲۳
۷	۱۷۱۶.۹۳۵	۳۸.۱۰۷۵۶	۳.۶۰E-۱۶	-۱۸.۶۲۷۳۷	-۱۳.۴۶۶۰۸	-۱۶.۵۳۱۰۸
۸	۱۷۴۶.۱۸۲	۳۹.۷۴۵۳۵	۴.۱۱E-۱۶	-۱۸.۵۴۰۷۹	-۱۲.۶۷۵۶۸	-۱۶.۱۵۸۶۴

مأخذ: نتایج تخمین

### ۳-۵. نتایج آزمون هم اباستنگی

جهت بررسی رفتار بلندمدت سری‌های زمانی، آزمون هم اباستنگی یوهانسون یوسیلیوس<sup>۱</sup> انجام می‌پذیرد. گرنجر<sup>۲</sup> و انگل گرنجر<sup>۳</sup> این مفهوم را معرفی کردند. این آزمون نشان می‌دهد، در صورتی که متغیر مورد بررسی با یک‌بار تفاضل گیری پایا گردد، آن متغیر هم اباستنگ است. در صورتی که متغیرهای مدل هم اباستنگ باشند، مدل Var با P وقفه به صورت مدل تصحیح خطای برداری با (P-1) وقفه به صورت معادله ذیل تشکیل می‌گردد:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (6)$$

نماد  $\Delta$  نشان‌دهنده یک مرتبه تفاضل گیری است.  $\Pi$  تعداد روابط هم اباستنگی را نشان می‌دهد و نهایتاً  $\tau$  نشان‌دهنده ماتریس ضرایب کوتاه‌مدت است.

- 
1. Johansen Juselius Test
  2. Granger, 1988
  3. Engle Granger, 1987

برای آزمون این مسئله طبق روش یوهانسون آماره اثر و مقدار بحرانی آن باید بررسی گردد. چنانچه این آماره در سطوح معناداری موردنظر بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر اینکه هیچ رابطه بلندمدتی بین متغیرها برقرار نیست رد می‌شود لذا رابطه بلندمدت وجود خواهد داشت. تعداد رابطه بلندمدت را می‌توان از جدول ۳ و جدول ۴ دریافت. لازم به ذکر است در این آزمون تمامی متغیرهای کمی به عنوان متغیرهای درونزا و متغیر مجازی به عنوان متغیر برونزها برای آزمون هم انباشتگی استفاده می‌گردد.

جدول ۳. نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسون یوسیلیوس در صورت عدم ورود متغیر مجازی

مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره اثر	فرضیه صفر
۹۵.۷۵۳۶۶	۱۶۷.۰۶۶۱	نبود بردار هم انباشتگی
۶۹.۸۱۸۸۹	۱۰۹.۳۴۵۲	وجود حداکثر یک بردار هم انباشتگی
۴۷.۸۵۶۱۳	۵۹.۱۲۹۶۹	وجود حداکثر دو بردار هم انباشتگی
۲۹.۷۹۷۰۷	۳۱.۵۵۷۲۲	وجود حداکثر سه بردار هم انباشتگی
۱۵.۴۹۴۷۱	۱۲.۹۰۸۸۵	وجود حداکثر چهار بردار هم انباشتگی
۳۸۴۱۴۶۵	۳.۱۴۹۴۹۲	وجود حداکثر پنج بردار هم انباشتگی

مأخذ: نتایج تخمین

جدول ۴. نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسون یوسیلیوس با متغیر مجازی

مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره اثر	فرضیه صفر
۹۵.۷۵۳۶۶	۱۸۱.۱۹۰۷	نبود بردار هم انباشتگی
۶۹.۸۱۸۸۹	۱۲۰.۹۹۸۷	وجود حداکثر یک بردار هم انباشتگی
۴۷.۸۵۶۱۳	۶۶.۲۱۱۲۲	وجود حداکثر دو بردار هم انباشتگی
۲۹.۷۹۷۰۷	۳۸.۵۵۳۴۷	وجود حداکثر سه بردار هم انباشتگی
۱۵.۴۹۴۷۱	۱۸۸.۴۸۳۷	وجود حداکثر چهار بردار هم انباشتگی
۳۸۴۱۴۶۵	۵.۷۲۲۸۵۶	وجود حداکثر پنج بردار هم انباشتگی

مأخذ: نتایج تخمین

نتایج آزمون اثر در حالتی که متغیر مجازی وارد مدل نشود، نشان می‌دهد که در سطح خطای ۵٪ چهار بردار همانباشتگی وجود دارد و در حالت لحاظ متغیر مجازی شش بردار همانباشتگی وجود دارد.

با توجه به وجود رابطه همانباشتگی بین متغیرها، از تفاضل اول متغیرها به جز متغیر قمت نفت که در سطح پایا بوده، در برآورده مدل VAR استفاده شد. آماره‌های نیکویی برآذش برای برآورده الگوی VAR در جدول ۵ نمایش داده شده است. مقادیر عددی این آماره‌ها نشان می‌دهد که الگوی از برآذش مناسبی برخوردار بوده است. سپس برای اطمینان از نتایج فوق در خصوص سایر متغیرها، از تحلیل توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس استفاده می‌شود.

جدول ۵. آماره‌های خوبی برآذش

	LCPI	LEX	LGOLD	LM2	LOPEC	LTEPIX
R-squared	۰.۹۱۲	۰.۱۳۶	۰.۱۸۵	۰.۲۱۴	۰.۲۵۲	۰.۴۲۹
Adj. R-squared	۰.۹۰۸	۰.۰۹۷	۰.۱۴۸	۰.۱۷۹	۰.۲۱۸	۰.۴۰۴
Sum sq. resids	۲.۱۴۳	۴.۸۳۰	۰.۰۸۷	۰.۷۰۲	۰.۴۷۰	۰.۰۱۷
S.E. equation	۰.۱۱۸	۰.۱۷۷	۰.۰۲۴	۰.۰۶۷	۰.۰۵۵	۰.۰۱۰
F-statistic	۲۲۰.۳۴۵	۳.۴۸۵	۵۰.۰۱۷	۶۰.۴۵	۷.۴۵۰	۱۶۶.۵۶
Log likelihood	۱۲۱.۷۵۱	۵۵.۵۰۶	۳۸۲.۷۶۶	۲۱۲۶.۴۵	۲۴۵.۳۲۸	۵۱۷.۴۸۰
Akaike AIC	-۱.۳۹۶	-۰.۵۸۳	-۴.۵۹۸	-۲.۵۱۱	-۲.۹۱۲	-۶.۲۵۱
Schwarz SC	-۱.۲۴۴	-۰.۴۳۱	-۴.۴۴۷	-۲.۳۵۹	-۲.۷۶۰	-۶.۰۹۹
Mean dependent	۴.۲۴۳	۰.۰۳۱	۰.۰۱۹	۰.۰۲۷	۰.۰۲۰	۰.۰۱۶
S.D. dependent	۰.۳۸۸	۰.۱۸۶	۰.۰۲۶	۰.۰۷۴	۰.۰۶۲	۰.۰۱۳

مأخذ: نتایج تخمین

#### ۵-۴. بررسی نتایج تابع واکنش آنی

پس از اعمال قیود مورد نظر بر ماتریس A و B، مدل SVAR توسط برآورده گر حداکثر درستنمایی برآورده می‌شود. با اعمال قیود بر روابط هم‌زمان میان متغیرها، سیستم شناساً می‌شود. لازم به ذکر است تفسیر نتایج این قسمت در بخش بعدی (نتیجه‌گیری و پیشنهادها) ارائه خواهد شد.

جدول ۶. نتایج تابع واکنش آنی قیمت نفت

دوره	پاسخ قیمت نفت	شوک اول	شوک دوم	شوک سوم	شوک چهارم	شوک پنجم	شوک ششم
۱	۰.۱۱۸	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۲	۰.۱۱۲	۰.۰۰۴	-۰.۰۰۹	۰.۰۱۰	-۰.۰۱۷	۰.۰۰۷	
	-۰.۰۰۷	-۰.۰۰۹	-۰.۰۰۹	-۰.۰۰۹	-۰.۰۰۹	-۰.۰۰۸	
۳	۰.۱۰۵	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۴	۰.۰۱۲	-۰.۰۱۶	۰.۰۰۹	
	-۰.۰۰۹	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۵	-۰.۰۱۲	-۰.۰۱۱	-۰.۰۱۱	
۴	۰.۰۹۸	۰.۰۰۲	-۰.۰۰۵	۰.۰۱۳	-۰.۰۱۴	۰.۰۰۹	
	-۰.۰۱۰	-۰.۰۰۷	-۰.۰۰۶	-۰.۰۱۲	-۰.۰۱۱	-۰.۰۱۲	
۵	۰.۰۹۲	۰.۰۰۲	-۰.۰۰۴	۰.۰۱۲	-۰.۰۱۳	۰.۰۰۹	
	-۰.۰۱۲	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۵	-۰.۰۱۲	-۰.۰۱۱	-۰.۰۱۲	
۶	۰.۰۸۶	۰.۰۰۲	-۰.۰۰۴	۰.۰۱۲	-۰.۰۱۲	۰.۰۰۸	
	-۰.۰۱۳	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۵	-۰.۰۱۱	-۰.۰۱۰	-۰.۰۱۱	
۷	۰.۰۸۱	۰.۰۰۲	-۰.۰۰۴	۰.۰۱۱	-۰.۰۱۱	۰.۰۰۷	
	-۰.۰۱۵	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۵	-۰.۰۱۰	-۰.۰۱۰	-۰.۰۱۰	
۸	۰.۰۷۵	۰.۰۰۲	-۰.۰۰۴	۰.۰۱۰	-۰.۰۱۰	۰.۰۰۷	
	-۰.۰۱۶	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۴	-۰.۰۱۰	-۰.۰۰۹	-۰.۰۰۹	
۹	۰.۰۷۰	۰.۰۰۲	-۰.۰۰۴	۰.۰۱۰	-۰.۰۱۰	۰.۰۰۶	
	-۰.۰۱۷	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۹	-۰.۰۰۸	-۰.۰۰۹	
۱۰	۰.۰۶۶	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۳	۰.۰۰۹	-۰.۰۰۹	۰.۰۰۶	
	-۰.۰۱۸	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۸	-۰.۰۰۸	-۰.۰۰۸	

مأخذ: نتایج تخمین

جدول ۷. نتایج تابع واکنش آنی شاخص سهام

پاسخ شاخص سهام دوره	شوك اول	شوك دوم	شوك سوم	شوك چهارم	شوك پنجم	شوك ششم
۱	۰.۰۲۶	۰.۱۷۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	-۰.۰۱۴	-۰.۰۱۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۲	-۰.۰۰۷	-۰.۰۰۵۷	-۰.۰۰۹	۰.۰۱۲	-۰.۰۰۳	۰.۰۱۶
	-۰.۰۰۷	-۰.۰۱۴	-۰.۰۱۳	-۰.۰۱۳	-۰.۰۱۴	-۰.۰۱۲
۳	۰.۰۰۳	۰.۰۱۸	۰.۰۰۷	۰.۰۰۳	۰.۰۰۵	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۹	-۰.۰۱۰	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۴
۴	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۴	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲
۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۳	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۸	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۹	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۰۲۶	-۷.۳۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۱۷	-۰.۰۰۰۳۲	-۰.۰۰۰۳۱	-۰.۰۰۰۲۱
۱۰	۰.۰۰۰۱۲۸	-۲.۹۲E-۰۶	-۳.۸۴E-۰۵	-۱.۰۸E-۰۵	-۴.۵۷E-۰۵	۹.۳۱E-۰۶
	-۰.۰۰۰۲۱۱	-۵.۱۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۱۲	-۰.۰۰۰۲۹	-۰.۰۰۰۲۹	-۰.۰۰۰۱۹

مأخذ: نتایج تخمین

جدول ۸. نتایج تابع واکنش آنی نقدینگی

پاسخ نقدینگی	شوک اول	شوک دوم	شوک سوم	شوک چهارم	شوک پنجم	شوک ششم
دوره						
۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۲۴	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۰۲	-۰.۰۰۰۲	-۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۱۰	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۱
	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۲	-۰.۰۰۰۲	-۰.۰۰۰۲	-۰.۰۰۰۲	-۰.۰۰۰۲
۳	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰۴	-۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰
۴	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۸	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۹	-۴.۴۳E-۰۵	-۴.۸۲E-۰۶	۲.۱۷E-۰۵	-۵.۳۳E-۰۶	۱.۰۴E-۰۵	-۸.۱۵E-۰۷
	-۰.۰۰۰۲۸	-۱.۵۰E-۰۵	-۳.۳۰E-۰۵	-۴.۰۰E-۰۵	-۳.۹۰E-۰۵	-۲.۶۰E-۰۵
۱۰	-۳.۹۸E-۰۵	۹.۵۵E-۰۷	-۵.۹۰E-۰۶	-۳.۴۹E-۰۶	۵.۴۰E-۰۶	-۳.۶۷E-۰۶
	-۰.۰۰۰۲۶	-۸.۶۰E-۰۶	-۲.۰۰E-۰۵	-۳.۷۰E-۰۵	-۳.۶۰E-۰۵	-۲.۴۰E-۰۵

مأخذ: نتایج تخمین

جدول ۹. نتایج تابع واکنش آنی قیمت طلا

پاسخ قیمت طلا	دوره	شوک اول	شوک دوم	شوک سوم	شوک چهارم	شوک پنجم	شوک ششم
۱		۰.۰۰۸	۰.۰۱۲	۰.۰۰۴	۰.۰۶۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
		-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۴	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۲		۰.۰۰۲	۰.۰۰۵	۰.۰۰۱	۰.۰۲۲	۰.۰۱۰	-۰.۰۱۲
		-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۶	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۵
۳		۰.۰۰۱	۰.۰۰۴	۰.۰۰۱	۰.۰۰۶	۰.۰۰۴	-۰.۰۱۰
		-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۴
۴		۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۶
		-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲
۵		۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۲
		-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
۶		۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
		-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
۷		۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
		-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۸		۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
		-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۹		۷.۸۶E-۰۶	-۴.۲۶E-۰۵	-۴.۱۷E-۰۶	-۹.۵۲E-۰۵	-۷.۵۸E-۰۵	۰.۰۰۰۱۱۷
		-۰.۰۰۰۱۷۴	-۵.۶۰E-۰۵	-۹.۱۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۲۸	-۰.۰۰۰۲۶	-۰.۰۰۰۲۱
۱۰		۱.۴۹E-۰۵	-۱.۸۴E-۰۵	-۴.۱۶E-۰۶	-۱.۵۷E-۰۵	-۱.۷۸E-۰۵	۷.۲۲E-۰۵
		-۰.۰۰۰۱۶۳	-۴.۲۰E-۰۵	-۸.۲۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۲۴	-۰.۰۰۰۲۳	-۰.۰۰۰۱۶

مأخذ: نتایج تخمین

جدول ۱۰. نتایج تابع واکنش آنی نرخ ارز

پاسخ نرخ ارز	دوره	شوک اول	شوک دوم	شوک سوم	شوک چهارم	شوک پنجم	شوک ششم
۱		۰.۰۰۵	۰.۰۱۳	۰.۰۰۰	۰.۰۴۰	۰.۰۳۵	۰.۰۰۰
		-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰
۲		۰.۰۰۴	۰.۰۰۴	۰.۰۰۰	۰.۰۱۹	۰.۰۱۴	-۰.۰۰۹
		-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۵	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۴	-۰.۰۰۴
۳		۰.۰۰۳	۰.۰۰۴	۰.۰۰۰	۰.۰۰۷	۰.۰۰۵	-۰.۰۰۹
		-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۳
۴		۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۵
		-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲
۵		۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۲
		-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
۶		۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
		-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
۷		۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰
		-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۸		۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
		-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۹		۰.۰۰۱۱۴۹	-۱.۴۰E-۰۵	-۶.۱۲E-۰۵	۰.۹۳E-۰۵	-۰.۰۰۰۲۳	۰.۰۰۰۱۹۷
		-۰.۰۰۱۶۲	-۹.۳۰E-۰۵	-۰.۰۰۱۱	-۰.۰۰۰۲۹	-۰.۰۰۰۲۷	-۰.۰۰۰۲۳
۱۰		۰.۰۰۱۰۸۲	۴.۹۵E-۰۶	-۰.۷۷E-۰۵	۰.۰۰۰۱۲۶	-۰.۰۰۰۱۷	۰.۰۰۰۱۵۹
		-۰.۰۰۱۵۲	-۸.۳۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۲۶	-۰.۰۰۰۲۵	-۰.۰۰۰۲

مأخذ: نتایج تخمین

جدول ۱۱. نتایج تابع واکنش آنی شاخص قیمتی

پاسخ شاخص قیمتی	شوك اول	شوك دوم	شوك سوم	شوك چهارم	شوك پنجم	شوك ششم
دوره						
۱	۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۳	۰.۰۰۲	۰.۰۰۹
	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
۲	۰.۰۰۲	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۴	۰.۰۰۲	۰.۰۰۳
	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
۳	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱
۴	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۵	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۶	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۷	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۸	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۹	۰.۰۰۰۹۵۸	۱.۸۰E-۰۵	-۴.۷۷E-۰۵	۰.۰۰۰۱۰۵	-۰.۰۰۰۱۵	۷.۳۵E-۰۵
	-۰.۰۰۰۰۴	-۶.۵۰E-۰۵	-۵.۹۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۱۳	-۰.۰۰۰۱۲	-۰.۰۰۰۱۲
۱۰	۰.۰۰۰۸۹۶	۱.۶۱E-۰۵	-۴.۵۹E-۰۵	۰.۰۰۰۱۰۹	-۰.۰۰۰۱۳	۸.۱۲E-۰۵
	-۰.۰۰۰۰۳۹	-۶.۱۰E-۰۵	-۵.۶۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۱۲	-۰.۰۰۰۱۲	-۰.۰۰۰۱۱

مأخذ: نتایج تخمین

## ۵-۵. تجزیه واریانس<sup>۱</sup>

نمودار ۵ خروجی مربوط به تجزیه واریانس را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است تفسیر نتایج این قسمت در بخش بعدی (نتیجه‌گیری و پیشنهادها) ارائه خواهد شد.

جدول ۱۲. نتایج تجزیه واریانس

متغیر	Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock6
lopec	۱	.۱۱۸	۱۰۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۲	.۱۶۴	۹۸.۰۷۶	۰.۰۵۳	۰.۲۸۱	۰.۳۸۳	۱.۰۲۰	۰.۱۸۷
	۳	.۱۹۶	۹۷.۳۵۱	۰.۰۴۱	۰.۲۴۴	۰.۶۳۷	۱.۳۶۳	۰.۳۶۴
	۴	.۲۲۱	۹۶.۹۱۴	۰.۰۴۰	۰.۲۵۴	۰.۸۲۷	۱.۵۰۱	۰.۴۶۴
	۵	.۲۴۰	۹۶.۶۶۷	۰.۰۳۹	۰.۲۵۰	۰.۹۶۴	۱.۵۵۹	۰.۵۲۲
	۶	.۲۵۶	۹۶.۵۰۳	۰.۰۴۰	۰.۲۵۰	۱.۰۶۳	۱.۵۹۰	۰.۵۵۴
	۷	.۲۶۹	۹۶.۳۹۳	۰.۰۴۰	۰.۲۴۸	۱.۱۳۵	۱.۶۱۰	۰.۵۷۴
	۸	.۲۷۹	۹۶.۳۱۳	۰.۰۴۰	۰.۲۴۸	۱.۱۸۷	۱.۶۲۴	۰.۵۸۸
	۹	.۲۸۹	۹۶.۲۵۳	۰.۰۴۰	۰.۲۴۷	۱.۲۲۷	۱.۶۳۵	۰.۵۹۷
	۱۰	.۲۹۶	۹۶.۲۰۶	۰.۰۴۱	۰.۲۴۷	۱.۲۵۷	۱.۶۴۴	۰.۶۰۵

1. Variance Decomposition Analysis

متغیر	Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock6
d(LTepix)	۱	.۱۷۷	۲.۱۴۲	۹۷.۸۵۸	..۰۰۰	..۰۰۰	..۰۰۰	..۰۰۰
	۲	.۱۸۷	۲.۰۶۰	۹۶.۵۵۱	.۲۵۲	.۳۹۰	.۰۲۴	.۷۲۴
	۳	.۱۸۸	۲.۰۵۶	۹۶.۳۲۱	.۳۹۰	.۴۱۰	.۱۰۷	.۷۱۶
	۴	.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۵۴	.۴۳۱	.۴۳۸	.۱۰۸	.۷۱۵
	۵	.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۶	.۴۴۱	.۴۴۰	.۱۱۲	.۷۱۷
	۶	.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۳	.۴۴۳	.۴۴۱	.۱۱۲	.۷۱۸
	۷	.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۲	.۴۴۴	.۴۴۱	.۱۱۲	.۷۱۸
	۸	.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۲	.۴۴۴	.۴۴۱	.۱۱۲	.۷۱۸
	۹	.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۲	.۴۴۴	.۴۴۱	.۱۱۲	.۷۱۸
	۱۰	.۱۸۸	۲.۰۵۴	۹۶.۲۳۲	.۴۴۴	.۴۴۱	.۱۱۲	.۷۱۸
d(lm2)	۱	..۰۲۴	..۰۱۸	..۰۱۷	۹۹.۹۶۶	..۰۰۰	..۰۰۰	..۰۰۰
	۲	..۰۲۶	..۰۳۴	..۰۴۶	۹۹.۰۱۲	.۱۲۴	.۷۲۱	..۶۳
	۳	..۰۲۶	..۰۴۲	..۰۶۳	۹۸.۹۳۶	.۱۶۴	.۷۳۴	..۶۲
	۴	..۰۲۶	..۰۴۱	..۰۶۷	۹۸.۹۱۸	.۱۶۳	.۷۴۸	..۶۲
	۵	..۰۲۶	..۰۴۳	..۰۶۹	۹۸.۹۱۳	.۱۶۵	.۷۴۸	..۶۳
	۶	..۰۲۶	..۰۴۳	..۰۶۹	۹۸.۹۱۲	.۱۶۵	.۷۴۸	..۶۳
	۷	..۰۲۶	..۰۴۳	..۰۶۹	۹۸.۹۱۱	.۱۶۵	.۷۴۸	..۶۳
	۸	..۰۲۶	..۰۴۴	..۰۶۹	۹۸.۹۱۱	.۱۶۵	.۷۴۸	..۶۳
	۹	..۰۲۶	..۰۴۴	..۰۶۹	۹۸.۹۱۱	.۱۶۵	.۷۴۸	..۶۳
	۱۰	..۰۲۶	..۰۴۴	..۰۶۹	۹۸.۹۱۰	.۱۶۵	.۷۴۸	..۶۳

متغیر	Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock6
d(lgold)	۱	۰..۶۷	۱.۳۰۱	۳.۱۳۱	۰.۴۲۱	۹۵.۱۴۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۲	۰..۷۳	۱.۲۲۴	۳.۱۳۸	۰.۳۶۶	۹۰.۳۷۴	۲.۰۴۷	۲۸۵۱
	۳	۰..۷۴	۱.۲۱۰	۳.۲۸۶	۰.۳۶۳	۸۸.۲۳۵	۲.۲۹۷	۴۶.۹
	۴	۰..۷۴	۱.۲۰۵	۳.۲۹۲	۰.۳۶۱	۸۷.۷۱۹	۲.۲۸۶	۰.۱۳۶
	۵	۰..۷۴	۱.۲۰۴	۳.۲۹۱	۰.۳۶۱	۸۷.۶۲۳	۲.۲۹۱	۰.۲۳۱
	۶	۰..۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۹۰	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۹	۲.۲۹۹	۰.۲۳۸
	۷	۰..۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۸۹	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۷	۲.۲۰۲	۰.۲۳۸
	۸	۰..۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۸۹	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۶	۲.۲۰۳	۰.۲۳۸
	۹	۰..۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۸۹	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۶	۲.۲۰۳	۰.۲۳۸
	۱۰	۰..۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۸۹	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۵	۲.۲۰۳	۰.۲۳۸
d(lex)	۱	۰..۵۵	۰.۹۳۹	۵.۷۷۴	۰.۰۰۳	۵۲۶۲۴	۴.۶۶۰	۰.۰۰۰
	۲	۰..۶۱	۱.۰۹۷	۵.۱۰۶	۰.۰۰۷	۵۲۸۹۱	۳۸۵۱۴	۲۳۸۵
	۳	۰..۶۲	۱.۲۵۰	۵.۲۳۹	۰.۰۱۲	۵۱.۸۳۶	۳۷.۵۰۱	۴.۱۶۲
	۴	۰..۶۳	۱.۳۳۹	۵.۲۲۲	۰.۰۱۲	۵۱.۴۶۴	۳۷.۲۱۲	۴.۷۴۱
	۵	۰..۶۳	۱.۴۰۲	۵.۲۲۷	۰.۰۱۲	۵۱.۳۶۲	۳۷.۱۴۵	۴.۸۵۲
	۶	۰..۶۳	۱.۴۵۱	۵.۲۲۳	۰.۰۱۲	۵۱.۳۲۸	۳۷.۱۲۸	۴.۸۵۱
	۷	۰..۶۳	۱.۴۹۳	۵.۲۲۰	۰.۰۱۲	۵۱.۳۰۳	۳۷.۱۱۶	۴.۸۵۶
	۸	۰..۶۳	۱.۵۰۰	۵.۲۱۸	۰.۰۱۲	۵۱.۲۸۲	۳۷.۱۰۳	۴.۸۵۵
	۹	۰..۶۳	۱.۵۶۳	۵.۲۱۶	۰.۰۱۲	۵۱.۲۶۳	۳۷.۰۹۱	۴.۸۵۴
	۱۰	۰..۶۳	۱.۵۹۲	۵.۲۱۴	۰.۰۱۳	۵۱.۲۴۷	۳۷.۰۸۰	۴.۸۵۳

متغیر	Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock6
d(lcpi)	۱	۰..۱۰	۲.۱۹۹	۰..۷۴	۰.۰۰۱	۹.۷۰۴	۴.۱۸۲	۸۳.۸۳۹
	۲	۰..۱۲	۳.۳۴۴	۰.۲۹۹	۰.۰۵۶	۱۷.۶۴۴	۶۶۶۱	۷۱.۹۹۶
	۳	۰..۱۲	۴.۷۶۵	۰.۴۵۲	۰.۰۵۸	۲۰.۲۷۰	۷.۵۷۹	۶۶.۱۷۷
	۴	۰..۱۲	۵.۹۵۶	۰.۴۸۲	۰.۰۶۱	۲۰.۷۹۷	۷۶.۰۹	۶۵.۰۹۵
	۵	۰..۱۳	۶.۹۵۴	۰.۴۰۳	۰.۰۶۱	۲۰.۷۲۰	۷.۵۱۵	۶۴.۲۴۸
	۶	۰..۱۳	۷.۷۷۹	۰.۴۰۴	۰.۰۶۲	۲۰.۴۶۱	۷.۴۴۸	۶۳.۶۴۶
	۷	۰..۱۳	۸.۴۷۳	۰.۴۰۲	۰.۰۶۳	۲۰.۴۱۱	۷.۴۰۵	۶۳.۱۴۷
	۸	۰..۱۳	۹.۰۶۴	۰.۴۹۹	۰.۰۶۵	۲۰.۲۷۹	۷.۳۷۲	۶۲.۷۲۱
	۹	۰..۱۳	۹.۵۷۳	۰.۴۹۶	۰.۰۶۶	۲۰.۱۶۷	۷.۳۴۳	۶۲.۳۵۶
	۱۰	۰..۱۳	۱۰.۰۱۳	۰.۴۹۳	۰.۰۶۷	۲۰.۰۷۱	۷.۳۱۶	۶۲.۰۴۰

متغیر	Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock6
d(lex)	۱	۰.۰۶۸	۰.۷۹۰	۶.۲۰۱	۰.۰۳۱	۵۳.۳۱۵	۳۹.۶۶۴	۰.۰۰۰
	۲	۰.۰۷۴	۰.۸۴۷	۵.۵۶۷	۰.۰۵۳	۵۴.۸۳۶	۳۷.۵۸۵	۱.۱۱۲
	۳	۰.۰۷۵	۰.۸۹۵	۵۶۱۶	۰.۰۵۵	۵۴.۳۴۱	۳۶.۸۸۶	۲.۲۰۷
	۴	۰.۰۷۵	۰.۹۱۳	۵۶۰۴	۰.۰۵۴	۵۴.۰۵۴	۳۶.۶۷۴	۲.۷۰۱
	۵	۰.۰۷۵	۰.۹۲۱	۵۵۹۸	۰.۰۵۴	۵۳.۹۶۰	۳۶.۶۱۰	۲.۸۵۶
	۶	۰.۰۷۵	۰.۹۲۷	۵۵۹۴	۰.۰۵۵	۵۳.۹۴۲	۳۶.۵۹۴	۲.۸۸۹
	۷	۰.۰۷۵	۰.۹۳۱	۵۵۹۳	۰.۰۵۵	۵۳.۹۳۸	۳۶.۵۹۰	۲.۸۹۳
	۸	۰.۰۷۵	۰.۹۳۶	۵۵۹۳	۰.۰۵۵	۵۳.۹۳۶	۳۶.۵۸۸	۲.۸۹۳
	۹	۰.۰۷۵	۰.۹۴۰	۵۵۹۲	۰.۰۵۵	۵۳.۹۳۳	۳۶.۵۸۷	۲.۸۹۳
	۱۰	۰.۰۷۵	۰.۹۴۴	۵۵۹۲	۰.۰۵۵	۵۳.۹۳۱	۳۶.۵۸۶	۲.۸۹۳
d(lcpi)	۱	۰.۰۵۶	۰.۸۱۰	۰.۴۳۰	۰.۰۹۴	۱۲.۱۱۸	۴.۰۱۸	۸۲.۵۳۰
	۲	۰.۰۶۲	۱.۲۱۰	۰.۳۰۷	۰.۰۶۹	۲۲.۱۸۸	۶.۲۴۱	۶۹.۹۸۴
	۳	۰.۰۶۳	۱.۷۲۲	۰.۵۲۷	۰.۰۸۷	۲۶.۱۸۲	۷.۴۵۲	۶۴.۰۳۰
	۴	۰.۰۶۳	۲.۱۱۷	۰.۵۸۹	۰.۰۸۵	۲۷.۴۱۱	۷.۷۷۴	۶۲.۰۲۵
	۵	۰.۰۶۴	۲.۴۳۵	۰.۶۲۲	۰.۰۸۴	۲۷.۶۲۳	۷.۸۱۰	۶۱.۴۲۶
	۶	۰.۰۶۴	۲۶.۸۹	۰.۶۲۹	۰.۰۸۴	۲۷.۵۹۹	۷.۷۸۶	۶۱.۲۱۱
	۷	۰.۰۶۴	۲.۹۰۱	۰.۶۳۰	۰.۰۸۵	۲۷.۵۴۱	۷.۷۶۷	۶۱.۰۷۶
	۸	۰.۰۶۴	۳.۰۸۴	۰.۶۲۹	۰.۰۸۵	۲۷.۴۸۶	۷.۷۵۷	۶۰.۹۵۸
	۹	۰.۰۶۴	۳.۲۴۵	۰.۶۲۸	۰.۰۸۵	۲۷.۴۳۸	۷.۷۵۰	۶۰.۸۵۲
	۱۰	۰.۰۶۴	۳.۳۹۰	۰.۶۲۷	۰.۰۸۶	۲۷.۳۹۶	۷.۷۴۴	۶۰.۷۵۷

مأخذ: نتایج تخمین

## ۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله، ارتباط بین بازارهای اقتصادی با لحاظ اثر کیفی شیوع کرونا بررسی گردید. به این منظور، متغیرهای قیمت طلا، جهانی، شاخص قیمت مصرف کننده، حجم نقدینگی، شاخص کل سهام و نرخ ارز طی دوره ۱۳۹۹:۰۹ - ۱۳۸۶:۱ به کار گرفته شد. متغیر مجازی کرونا از بهمن ۹۸ تا آذر ۹۹ یک و مابقی ماه‌ها صفر است که این دوره نشانگر دوره‌ای است که اخبار مربوط به کرونا در رسانه‌های جمعی اعلام شده است. برای مدل‌سازی موضوع مورد نظر، رهیافت خودرگرسیون برداری ساختاری به کار گرفته شد و برای اطمینان از نتایج حاصل از برآورد، دو عمل تحلیل توابع

واکنش آنی و تجزیه واریانس نیز انجام پذیرفت. یافته‌های مقاله از توابع واکنش آنی، به صورت ذیل است:

پاسخ قیمت نفت به شوک‌های قیمت نفت، شاخص سهام، قیمت طلا و شاخص قیمتی مصرف کننده منفی بوده است. به طوری که این ارتباط برای متغیر نرخ ارز و نقدینگی مثبت بوده است. البته از آنجا که قیمت نفت به دلایل عمدت‌تری همچون تقاضا و عرضه نوسان دارد ولی از آنجا که هدف مقاله بررسی اثر متقابل بازارها بوده، مطرح کردن ارتباط فوق مناسب به نظر می‌رسد. پاسخ شاخص سهام به شوک قیمت نفت یک روند قطعی منفی را نشان می‌دهد در حالی که این روند در پاسخ به شوک‌های خود شاخص سهام، نقدینگی و نرخ ارز به صورت نوسانی بوده ولی نهایتاً در دوره آخر ارتباط منفی را نشان می‌دهد. پاسخ شاخص سهام به شوک قیمت طلا و شاخص قیمتی مصرف کننده نیز نوسانی بوده ولی در دوره آخر این ارتباط مستقیم و مثبت است.

پاسخ حجم نقدینگی به شوک قیمت نفت، شاخص سهام و قیمت طلا نوسانی بوده ولی نهایتاً در دوره انتهایی اثر مثبت را نشان می‌دهد. همچنین در مقابل شوک نقدینگی، نرخ ارز و شاخص قیمتی مصرف کننده نیز پاسخ حجم نقدینگی نوسانی بوده ولی در دوره انتهایی اثر منفی نشان می‌دهد. در ادامه پاسخ قیمت طلا یا همان سکه بهار آزادی به پنج شوک اول، قیمت نفت، شاخص سهام، نقدینگی، قیمت طلا، نرخ ارز مثبت بوده است. در حالی که برای متغیر شاخص قیمتی مصرف کننده اثر منفی را نشان می‌دهد. پاسخ نرخ ارز نیز به شوک‌های قیمت نفت و شاخص قیمتی مصرف کننده یک پاسخ منفی نشان می‌دهد. در حالی که برای سایر متغیرها این ارتباط مثبت است؛ و نهایتاً پاسخ متغیر شاخص قیمت مصرف کننده به شوک‌های واردہ بر متغیرهای قیمت نفت و شاخص سهام منفی است در حالی که پاسخ این متغیر به سایر متغیرها یعنی نقدینگی، قیمت طلا، نرخ ارز و خود شاخص قیمتی مصرف کننده مثبت است.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد که بیشترین تغییرات متغیرها بعد از شوک‌های واردہ بر آن‌ها توسط خود آن متغیرها توضیح داده می‌شوند. همچنین سهم شوک نرخ ارز در توضیح تغییرات قیمت نفت و نقدینگی در انتهای دوره حدود ۱.۶۴ درصد و ۰.۷۴ درصد

است که نسبت به سایر متغیرها بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده است. در توضیح تغییرات شاخص سهام نیز قیمت نفت با میزان ۲۰۵ بیشترین توضیح دهنده‌گی را به خود اختصاص داده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمتی مصرف کننده بیشترین سهم را در توضیح دهنده‌گی قیمت طلا بعد از خود متغیر دارد. در این مطالعه نرخ ارز تنها متغیری است که در دوره نهایی تجزیه واریانس آن قیمت طلا حتی بیشتر از خود متغیر در توضیح دهنده‌گی تغییرات متغیر نقش داشته است به طوری که خود متغیر سهم ۳۷ درصدی در تغییرات و سکه سهم ۵۱ درصدی را به خود اختصاص داده است و این نشان دهنده همبستگی بالای بین این متغیرها است. قیمت سکه در توضیح دهنده‌گی شاخص قیمتی مصرف کننده نیز نقش عمده‌ای ایفا می‌کند به طوری که سهم ۲۰ درصدی را در دوره انتها در توضیح تغییرات متغیر شاخص قیمتی مصرف کننده به خود اختصاص می‌دهد.

طبق مطالعات پیشین، نوسانات شدید قیمت نفت سیاست‌های پولی را نیز با شرایط سختی مواجه می‌کند چراکه سیستم پولی با نوسانات شدید در منابع و مصارف خود مواجه می‌شود و امکان تصمیم‌گیری در شرایط نامتعادل را بر ایشان سخت می‌کند، لذا در برخی شرایط اعمال سیاست‌های ناکارا، اقتصاد را تا مرز رکود نیز پیش می‌برد.

در این مطالعه، طبق آمار واقعی افزایش رشد ۱۲ درصدی نقدینگی ۵ ماهه اول سال ۱۳۹۹ نسبت به ۵ ماهه ابتدای سال ۹۸ می‌تواند به علت کاهش نسبت سپرده قانونی بانک‌ها به منظور تأمین منابع مالی مبارزه با آثار اقتصادی کرونا توجیه پذیر باشد. طبق نتایج شوک‌های بازار طلا نقش عمده‌ای در توضیح تغییرات در بازار نرخ ارز و بازار کالا داشته است. بازار انرژی نیز نقش عمده‌ای در توضیح تغییرات بازار سهام به خود اختصاص می‌دهد و شوک‌های بازار ارز نیز بیشترین توضیح دهنده‌گی را در بازارهای انرژی و سهام دارد.

شیوع پاندمی کرونا چالش‌های جدیدی برای بانک مرکزی، نهادهای نظارتی و ناظران ایجاد می‌کند. لذا ضروری است برای مواجهه با ریسک‌های ناشی از این پاندمی، دستورالعمل‌های جدیدی در راستای ثبات مالی بانک مرکزی اتخاذ گردد. از این رو، برای حفظ ثبات بلندمدت

مالی، نیاز به ارتقای مدل‌های اقتصادی موجود است تا قدرت پیش‌بینی را با لحاظ ظهور پاندمی‌های جدید بالا ببرند. از سوی دیگر، لحاظ تنوری مالی رفتاری و بررسی تأثیر روانشناسی در تکامل قیمت‌ها ضروری به نظر می‌رسد. همچنین در خصوص چشم‌انداز کوتاه‌مدت بازار کالا و قیمت‌های آن در دوران بحران سلامت ناشی از شیوع پاندمی کرونا، نیز کارایی سیاست‌های اتخاذ‌شده توسط دولت برای تضعیف پاندمی فوق از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

در سطح جهانی، اگرچه سقوط قیمت نفت آن‌طور که به نظر می‌رسد بد نباشد، اما سیگنالی برای انتظار کاهش قیمت نفت در آینده است. چنین اتفاقی بیشترین ضریبه را به کشورهای صادر کننده نفت وارد می‌کند، به همین دلیل این دولت‌ها باید برنامه‌های بودجه خود را به روز کنند و برخی از هزینه‌های وابسته به درآمد نفت خود را کاهش دهند. همچنین جهت کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی، دولت می‌تواند گسترش و حمایت از اقتصاد دیجیتال در این دوران را در پیش بگیرد. پیشرفت فناوری، به کاهش هزینه‌های عملیاتی در فعالیت‌های اقتصادی منجر می‌شود. با توجه به ظهور دیجیتالی شدن در دنیا، حمایت از شرکت‌های فعال در حوزه دیجیتال و نیروی کار ماهر و نخبه در این زمینه‌ها در این شرکت‌ها فعال هستند، ضروری به نظر می‌رسد. لذا تأمین مالی این دسته از شرکت‌ها می‌تواند جز برنامه‌های بلندمدت در اقتصاد ایران باشد.

## منابع

- Adedokun, Adebayo; (2018). The effects of oil shocks on government expenditure and government revenue nexus in nigeria (with exogeneity restrictions). *Future Business Journal*. doi:<https://doi.org/10.1016/j.fbj.2018.06.003>
- Aloui, Donia; Goutte, Stéphane; Guesmi, Khaled; Hchaichi, Rafla; (2020). COVID 19's impact on crude oil and natural gas S&P GS Indexes. *Working Papers from HAL*. doi:<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3587740>
- Amano, R. A.; Van Norden, S.; (1998). Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate. *international Money and finance*, 17(2), 299-316. doi:10.1016/S0261-5606(98)00004-7
- Azimli, Asil; (2020). The impact of COVID-19 on the degree of dependence and structure of risk-return relationship: A quantile regression approach. *Finance Research Letters*. doi:<https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101648>
- Balashova, Svetlana; Serletis, Apostolos;. (2020). Oil prices shocks and the Russian economy. *The Journal of Economic Asymmetries*. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jeca.2019.e00148>

- Baumeister, Christiane; Kilian, Lutz;. (2014). Understanding the Decline in the Price of Oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*.
- Cunado, Juncal; Jo, Soojin; Gracia, FernandoPerez de;. (2015). Macroeconomic impacts of oil price shocks in Asian economies. *Energy Policy*, 86, 867-879. doi:<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.05.004>
- Damette, Olivier; Goutte, Stéphane. (2020). The macroeconomic determinants of Covid19 mortality rate and the role of post subprime crisis decisions. *halshs-02620834f*.
- Damiri,Fatmeh; Eslamlooean, Karim; Hadiyan, Ebrahim; Akbariyan, Reza;. (2017). The Effects of Oil Shock on Trade Balance and Macroeconomic Variables in Iran Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model(Persian). *Applied Economics Studies in Iran*. doi: 10.22084/AES.2017.12109.2311
- Ebadi, Ebad;. (n.d). *Oil price drop brings more economic challenges for Iran*. <https://www.atlanticcouncil.org>.
- Fakari Sardehae, Behzad; Sabuhi, Mahmud; Shahpuri, Ahmadreza;. (2018). Th effects of changes in the price of crude oil on The Tehran Stock Exchange Index: The use of M-GARCH approach BEKK(Persian). *The Journal Of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*, 53(2), 384-407. doi:[10.22059/JTE.2017.221562.1007409](https://doi.org/10.22059/JTE.2017.221562.1007409)
- Golkhandan, Abolghasem;. (2017). Impact of Positive and Negative Oil Shocks on the stock price index in Iran (Is This Impact Asymmetric?)(Persian). *Quarterly journal of fiscal and Economic policies*, 15, 89-114. Retrieved from <http://qjfp.ir/article-1-389-fa.html>
- Hamilton, J. D.; (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Monetary Economics*, 38(2), 215-220.
- Hooker, Mark A.;. (2002). Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, 540-561. doi:[10.2307/3270701](https://doi.org/10.2307/3270701)
- Issa, R.; Lafrance, R.; Murray, J.;. (2008). The turning black tide: energy prices and the Canadian dollar. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 41(3), 737-759. doi:<https://ssrn.com/abstract=11586>
- Khalid, Ahmed; Ahmed, Niaz; Ramzan, Muhammad;. (2017). Decomposing the links between oil price shocks and macroeconomic indicators: Evidence from SAARC region. *Sukkur IBA University, Airport Road, Sukkur 65200, Pakistan*, 61, 423-432. doi:<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.03.001>
- Khoshkalam Khosroshahi, Musa;. (2019). The Symmetric and Asymmetric Effects of Oil Shocks on Macroeconomic Variables in Iran During 1990 to 2017(Persian). *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 7(1), 142-163. doi:<https://doi.org/10.32598/JMSP.7.1.142>
- Liu, Donghui; Meng, Lingjie; Wang, Yudong;. (2020). Oil price shocks and Chinese economy revisited: New evidence from SVAR model with sign restrictions. *International Review of Economics and Finance*, 69, 20-32. doi:<https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.04.011>

- Mahdavi Adeli, Mohammadhossein; Ghezalbash, Azam; Daneshnia, Mohammad; (2010). The Effect of Oil Price Changes on Some of the Main Iranian Macroeconomic Variables(Persian). *Iranian Energy Economics*.
- Mauro, R. B. (Ed). (2020). *Economics in the Time of COVID-19*. VOX, CEPR Policy Portal [Internet]. Retrieved from Available from: <https://voxeu.org/content/economics-time-covid-19>
- mehnatfar, uosef;. (2016). The study of the effect of oil volatility on the macro economy variables in Iran on VAR (A Case Study 1971-2011)(Persian). *Quarterly Journal Applied Economics Studies in Iran(AESI)*, 5(17), 225-242. doi:10.22084/AES.2016.1415
- Mensi, Walid; Hammoudeh, Shawkat; Shahzad, Syed Jawad Hussain; Shahbaz, Muhammad;. (2017). Modeling systemic risk and dependence structure between oil and stock markets using a variational mode decomposition-based copula method. *Journal of Banking & Finance*, 75, 258-279. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.11.017>
- Moghaddam, Mohammadreza; Sezavar, Mohammadreza;. (2012). The Effects of Oil Prices on Macroeconomic Variables of Iran(Persian). *Journal Of Economic Research*, 12(47), 197-216.
- Mohammadi, Teymour; Ghasemi, Abdolrasool; khorsandi, Morteza; bagheri, Sabah;. (2020). Impacts of Oil Price Shocks on Macroeconomic Variables of Oil Exporting and Importing Countries: A Global VAR Approach(Persian). *Quarterly Energy Economics Review*, 15(63), 57-98. Retrieved from <http://iiesj.ir/article-1-1073-en.html>
- Nasir, Muhammad Ali; Al-Emadi, Ahmed Abdulsalam; Shahbaz, Muhammad;. (2019). Importance of oil shocks and the GCC macroeconomy: A structural VAR analysis. *Resources Policy*, 166-179. doi:<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.01.019>
- Nazlioglu, Saban; Gormus, Alper; Ugur Soytas;. (2019). Oil Prices and Monetary Policy in Emerging Markets: Structural Shifts in Causal Linkages. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(1), 105-117. doi:<https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1434072>
- Raza, Syed Ali; Shahbaz, Muhammad; Amir-ud-Din, Rafi; Sbia, Rashid;. (2018). Testing for wavelet based time-frequency relationship between oil prices and US economic activity. *Energy*, 571-580. doi:<https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.02.037>
- Richard, J. Cebula; Michael, Frewer;. (1980). OIL IMPORTS AND INFLATION: AN EMPIRICAL INTERNATIONAL ANALYSIS OF THE 'IMPORTED'INFLATION THESIS. *Kyklos*, 33(4), 615-622. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.1980.tb00716.x>
- Roshani, Hamid Mohammad;. (2016). The Effect of Oil Income on Liquidity of Iran: With Emphasis on the Role of Cash Reserve Fund(Persian). *Quarterly Journal of Economic Growth and development research*, 59-74.

- Salisu, Afees A.; Isah, Kazeem O.; (2017). Revisiting the oil price and stock market nexus: A nonlinear Panel ARDL approach. *Economic Modelling*, 66, 258-271. doi:<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.07.010>
- Shahbazi, Kumars; Rezaei, Ebrahim; Salehi, Yavar;. (2013). The Impact of Oil Price Shocks on the Stock Returns of Tehran Stock Exchange (Persian). *Financial Knowledge Of Securities Analysis*, 6(2), 125-136.
- shirinbakhsh, shamsolah; bazazan, fatemeh; zareei, mobina;. (2015). Evaluation of oil price shocks on stock market price(Persian). *Asset Management and Financing*, 3(2), 15-32.
- Sill, Keith;. (2007). The macroeconomics of oil shocks. *Federal Reserve Bank of Philadelphia, Business Review*, 1(1), 21-31.
- Taghizadeh-Hesary, Farhad; Yoshino, Naoyuki; Rasoulinezhad, Ehsan; Chang, Youngho;. (2019). Trade linkages and transmission of oil price fluctuations. *Energy Policy*. doi:<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.07.008>
- Vu, Tuan Khai; Nakata, Hayato;. (2018). Oil price fluctuations and the small open economies of Southeast Asia: An analysis using vector autoregression with block exogeneity. *Journal of Asian Economics*, 1-21. doi:<https://doi.org/10.1016/j.asieco.2017.11.001>
- Wang, Lu; Ma, Feng; Niu, Tianjiao; He, Chengting;. (2019). Crude oil and BRICS stock markets under extreme shocks: New evidence. *Economic Modelling*, 86, 54-68. doi:<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.06.002>
- Wei, Yu; Qin, Songkun; Li, Xiafei; Zhu, Sha; Wei, Guiwu;. (2019). Oil price fluctuation, stock market and macroeconomic fundamentals: Evidence from China before and after the financial crisis. *Finance Research Letters*, 30, 23-29. doi:<https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.03.028>
- Zhang, Yaojie; Ma, Feng; Shi, Benshan; Huang, Dengshi;. (2018). Forecasting the prices of crude oil: An iterated combination approach. *Energy Economics*, 472-483. doi:<https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.01.027>



**فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی**

[ DOI: 10.52547/qifep.8.32.7 ]

[ DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8 ]

[ Downloaded from qifep.ir on 2025-08-17 ]