[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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 مخربی که برای سلامتی آن‌ها داشته، در اقتصاد جهانی نیز آثار مسری 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 اوپک طی دوره ۱۳۸۶:۱– ۱۳۹۹:۰۹ 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 الی 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 برازش 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 دهندگی را در بازارهای انرژی و سهام دارد.

طبقه‌بندی JEL: E10، Q41، Q43، E5
واژگان کلیدی: کرونا، SVAR، شاخص کل سهام، حجم نقدینگی، قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا

---

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۱/۲۷

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

۱. مقدمه

در دسامبر ۲۰۱۹، یک دست شیطانی[1] به نام کرونا در ووهان چین ظهور پیدا کرد و جهان را به وحشت انداخت. با گذشت مدت‌زمان 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 (عظیملی، ۲۰۲۰)[2].

با شیوع پاندمی کرونا شوک‌های اقتصادی به کاهش عرضه نیروی کار در هر کشور (مرگ‌ومیر)، افزایش هزینه‌های تجارت در هر بخش (از جمله اختلال در شبکه‌های تولید در هر کشور)، کاهش مصرف به دلیل تغییر در ترجیحات مصرف‌کننده نسبت به گذشته هر کالا از هر کشور و به دنبال آن تغییر قیمت‌های کالاها منجر شد. از زمان کشف کرونا، قیمت نفت به‌شدت 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)[3].

قبلاً ارتباط بین بازارهای اقتصادی در دوره‌های مختلف مورد بررسی پژوهشگران پیشین واقع شده است؛ با این حال با وقوع یک بحران ضرورت بازبینی 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 بپردازد. در صورتی که این پژوهش با استفاده از داده‌های روزانه و بررسی صرف بازارهای اقتصادی به‌جز 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 به‌ویژه متغیرهای

1. Evil Hand
2. Azimli, 2020
3. Baldwin & Mauro, 2020

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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)[1] 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 فرصت‌های 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 مصرف‌کننده 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[2] برای داده‌های ماهانه قیمت نفت اوپک، سایت بانک مرکزی برای آمار نقدینگی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص کل سهام و سایت بانک داده‌های اقتصادی و مالی[3] 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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 با الگوی 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 کالاها و خدمات منجر می‌شود[1]. با این وجود افزایش قیمت نفت نه‌تنها 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 کالاها و خدمات تأثیر می‌گذارد.[2]

علاوه بر موارد ذکرشده، 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 فزاینده 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

مستقیم بر سود شرکت‌ها، بر بازده سهام شرکت‌های نفتی تأثیر بگذارد.[1] در خصوص اهمیت برخی متغیرهای مورد مطالعه این مقاله، کوسه و اونال (۲۰۲۰)[2] در مطالعه خود به این موضوع اشاره کرده‌اند؛ 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.[3]

با توجه به اینکه که ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت مصون از آثار ایجادشده توسط پاندمی کرونا نبوده است، نقدینگی در پنج‌ماهه سال۱۳۹۹ 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

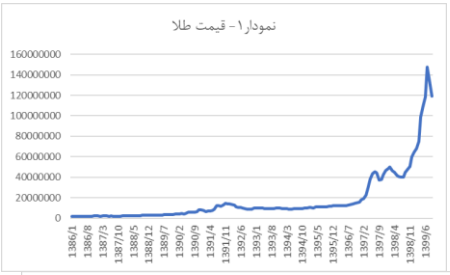
1. Kang et al., 2017 & Xin et al., 2020
2. Kose and Unal, 2020
3. Damette & Goutte, 2020.

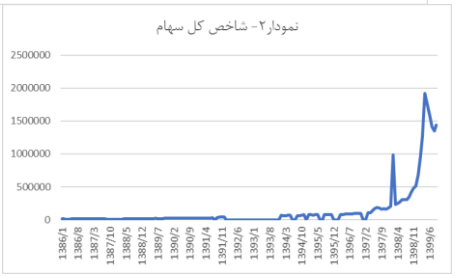
[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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.

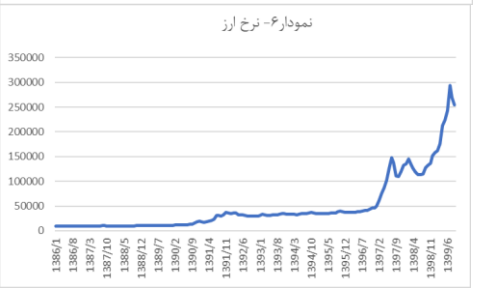












[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]
[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]
[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱. مطالعات خارجی

در حوزه کرونا مطالعات گسترده‌ای منتشر شده‌اند. یوساف[1] (۲۰۲۱) با استفاده از مدل بک-ام گارچ[2] 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 (طلا، پالادیوم و نفت برنت) منجر می‌شود. صمدی و همکاران[3] (۲۰۲۱) از تحلیل انسجام موجک[4] 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[5] (۲۰۲۱) با به‌کارگیری روش موجک برای بررسی حرکت‌های مشترک بین پنج بازار سهام نوظهور برزیل، 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 مقیاس 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 حداکثر 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[6] (۲۰۲۱) با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی تأخیری توزیع‌شده خود رگرسیون پویا[7] 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

۲۰۱۷ تأثیر قیمت‌های نفت بر عوامل کلان اقتصادی را بررسی می‌کند. نتایج مدل شبیه‌سازی 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)[1] با شیوع پاندمی کرونا در چین شاخص سهام منفی شد ولی از طرفی اثر مثبت بر صنایع پیشرو با فناوری برتر داشت. بخش‌هایی همچون حمل‌ونقل، معدن، برق و گرمایش و صنایع محیط زیست به‌شدت 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، به‌سرعت بر اثرات منفی کووید- ۱۹ فائق آید. کینگلی (۲۰۲۰[2]) 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. خانتاویت[3] (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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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[1] (۲۰۲۰) با استفاده از چگالی‌های خنثی ریسک[2] 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[3]، قیمت کالاها[4]، بخش پولی[5] 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[6].

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

با توجه به گستردگی مطالعات، به مطالعات چند سال اخیر در این بخش اکتفا می‌گردد. لیو و همکاران (۲۰۲۰)[1] 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 وست تگزاس اینترمیدیت[2] (WTI)، نرخ رشد ارزش افزوده بخش صنعت، شاخص قیمت مصرف‌کننده و عرضه پول نشان دادند که اقتصاد چین بر قیمت‌های جهانی نفت تأثیرگذار بوده است. بالاشوا و سرلتیس (۲۰۲۰)[3] با استفاده از رویکرد VAR دومتغیره 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 اونال (۲۰۲۰)[4]، تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر بازار سهام سه کشور ایران، قزاقستان و روسیه را مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها با به‌کارگیری 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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

ونگ و همکاران (۲۰۱۹)[1]، با به‌کارگیری تجزیه‌وتحلیل علیت گرنجری شدید[2]، طی دوره زمانی ۲ سپتامبر ۱۹۹۵ تا ۳۰ دسامبر ۲۰۱۸ نشان دادند که اثر تغییرات قیمت نفت در بازارهای سهام کشورهای بریکس[3] 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[4])، تأثیر شوک قیمت نفت از طریق متغیرهای پولی بر یک سیستم مرتبط با تجارت را بررسی کردند. آن‌ها با به‌کارگیری مدل دومرحله‌ای حداقل مربعات[5] و داده‌های فصلی ۲۱ کشور طی دوره Q1: ۲۰۰۰ تا Q2: ۲۰۱۵ به این نتیجه دست یافتند 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[6]) در مطالعه خود با به‌کارگیری آزمون‌هایی همچون آزمون هم انباشتگی 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 انباشتگی 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

دسامبر ۲۰۱۲ دو وقفه ساختاری در این رابطه مشاهده شده است. وو و ناکاتا (۲۰۱۸[1]) با به‌کارگیری یک مدل خودرگرسیون برداری با برون‌زایی بلوک[2]، آثار کلان اقتصادی از نوسانات قیمت نفت را برای شش اقتصاد باز کوچک در جنوب شرق آسیا را بررسی کردند. از یافته‌های این نویسندگان عبارتند از: ۱- کشورهای واردکننده نفت همچون فیلیپین، سنگاپور و تایلند از کشورهای صادرکننده‌ای چون اندونزی، مالزی و ویتنام نسبت به جایگاهشان در بازار جهانی حساس‌تر هستند. ۲- مقامات پولی این کشورها، با شوک‌های تقاضای خاص بازار نفت به تغییرات قیمت نفت پاسخ می‌دهند. ۳- در دوران تورم بالا (۲۰۰۷-۲۰۰۸) کانال قیمت نفت، در اندونزی و فیلیپین مهم‌تر بوده است. سالیسو و همکاران (۲۰۱۷[3]) به بررسی رابطه متقارن و نامتقارن بین قیمت نفت و قیمت‌های سهام در کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت پرداختند. برای اندازه‌گیری میزان عدم تقارن از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده پانل غیرخطی[4] استفاده کرده‌اند. آن‌ها همچنین با استفاده از داده‌های دوره زمانی ژانویه ۲۰۰۰ تا دسامبر ۲۰۱۵ نشان دادند که قیمت سهام این کشورها به طور نامتقارن به تغییرات قیمت نفت پاسخ می‌دهد. این نتایج برای کشورهای واردکننده نفت نسبت به کشورهای صادرکننده معنی‌دارتر بوده است.

۳-۲. مطالعات داخلی

مطالعات متعددی در زمینه مشابه با مقاله حاضر در ایران انجام شده است. امام قلی‌پور و عاقلی (۱۳۹۹) با رویکرد توصیفی-تحلیلی، میزان مداخلات دولت‌ها در مقابله با کرونا را در ۴۶ کشور عضو سازمان ملل مورد بررسی قرار دادند. از جمله یافته این مقاله ضریب همبستگی مثبت موفقیت نظام سلامت ۰.۲۶ (نسبت خالص تعداد بهبودیافتگان 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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 اثبات‌شده 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. خوش‌کلام خسروشاهی (۱۳۹۸) در مطالعه خود اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت ناشی 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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 به‌مراتب 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 فروردین‌ماه سال ۱۳۹۰ تا دی‌ماه 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 کینزی 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 بازمی‌گردند. همچنین تکانه نفتی با افزایش هزینه تولید کالاها 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 (۱۳۵۰-۱۳۹۰) 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 به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری ساختاری

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

(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، پول، نرخ ارز، طلا و انرژی با توجه به اثر کیفی پاندمی کرونا است.

٤. روش و مدل

اقتصاددانان و تحلیلگران سیاسی به طور معمول پاسخگوی این سؤال هستند که اگر برای چند ماه آینده، متغیر X مسیرهای 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.[1] 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 پویای شوک‌ها بر یک متغیر روی دیگری را نشان می‌دهد؛ حالت بعدی دید

1. Nasir et al, 2019.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

میکروسکوپی به کل سیستم می‌دهد و واریانس خطاهای پیش‌بینی در یک متغیر را بر شوک خودش بررسی می‌کند[1].

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

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

در این مقاله، وقفه بهینه در مدل VAR (P) به وسیله معیارهای حنان کوئین[2] (HQ)، آکائیک[3] (AIC)، شوارتز[4] (SC) و خطای پیش‌بینی نهایی[5] (FPR) تعیین می‌گردد. y_t یک بردار m*1، m 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:

$$\mathrm{y_t} = [\mathrm{lopec_t}, \mathrm{lcpi_t}, \mathrm{lgold_t}, \mathrm{lm_2}, \mathrm{ltepix_t}, \mathrm{lex_t}]' \qquad (2)$$

قیمت نفت با نماد $\mathrm{lopec_t}$، که برابر با لگاریتم قیمت نفت اوپک است، لگاریتم قیمت سکه تمام بهار آزادی با نماد $\mathrm{lgold_t}$، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده با نماد $\mathrm{lcpi_t}$، لگاریتم نقدینگی با نماد $\mathrm{lm_2}$، $\mathrm{ltepix_t}$ لگاریتم شاخص کل سهام و نهایتاً $\mathrm{lex_t}$ 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:

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

ماتریس B ضرایب شوک‌های ساختاری و ε_t به شوک‌های فرم ساختاری اشاره می‌کنند. 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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

$$\varepsilon_t = \left[\varepsilon_t^{\text{lopec}}, \varepsilon_t^{\text{lcpi}}, \varepsilon_t^{\text{lgold}}, \varepsilon_t^{\text{lM}_2}, \varepsilon_t^{\text{ltepix}}, \varepsilon_t^{\text{lex}}\right]' \quad (4)$$

داده‌های مربوط به پنج متغیر فوق از فروردین ۱۳۸۶ تا آذر ۱۳۹۹ گردآوری شده است. منابع مورد استفاده جهت تهیه داده‌ها، سایت اوپک[1] برای داده‌های ماهانه قیمت نفت اوپک، سایت بانک مرکزی برای آمار نقدینگی و شاخص کل سهام، شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت پایه سال ۱۳۹۵ از سایت مرکز آمار ایران و سایت بانک داده‌های اقتصادی و مالی[2] 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 اعمال‌شده به همراه ضرایب با توجه به آنچه در بخش قبل اشاره گردید، قابل مشاهده است؛ با توجه به مبانی نظری، پیشینه تحقیق و متغیرهای معرفی‌شده در بخش‌های قبل و همچنین معادله $AU = B\varepsilon$ مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR، با اعمال قیود ذیل همراه خواهد بود:

1. www.opec.org
2. https://databank.mefa.ir

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.219 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.003 & -0.001 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -0.050 & 0.067 & -0.184 & 1 & 0 & 0 \\ -0.002 & 0.034 & 0.098 & -0.608 & 1 & 0 \\ -0.001 & 0.003 & -0.001 & -0.012 & -0.060 & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} U_t^{lopec} \\ U_t^{lcpi} \\ U_t^{lgold} \\ U_t^{lm2} \\ U_t^{ltepix} \\ U_t^{lex} \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 0.117 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.174 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.023 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.066 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.035 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.009 \end{bmatrix}$$

$$\times \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{lopec} \\ \varepsilon_t^{lcpi} \\ \varepsilon_t^{lgold} \\ \varepsilon_t^{lm2} \\ \varepsilon_t^{ltepix} \\ \varepsilon_t^{lex} \end{bmatrix} \qquad (5)$$

اعداد فوق طبق خروجی حاصل از اعمال قیود توسط نرم‌افزار ایویوز در مدل است. در رابطه فوق، Ut ها، اجزای اخلال فرم خلاصه‌شده و εها 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 شناسا می‌تواند غیرصفر باشد.

۵-۱. 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.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

جدول ۱. آزمون پایایی متغیرها

نام متغیر	آزمون ADF		آزمون PP		آزمون BP	
	آماره ADF	نتیجه نهایی	آماره PP	نتیجه نهایی	آماره BP	نتیجه نهایی
Lopec	-۳.۰۳۱	مانا	-۲.۲۳۲	نامانا	-۴.۷۰۹	مانا
Lcpi	۰.۸۳۱	نامانا	۰.۹۳۲	نامانا	-۲.۱۱۸	نامانا
Lm2	۱.۰۸۱	نامانا	۱.۰۹۴	نامانا	-۰.۹۴۲	نامانا
Lgold	۰.۳۳۱	نامانا	۰.۷۵۶	نامانا	-۱.۷۷۸	نامانا
Ltepix	۱.۱۷۴	نامانا	۱.۳۶۶	نامانا	-۱.۰۶۳	نامانا
lex	۰.۵۹۲	نامانا	۱.۱۱۵	نامانا	-۱.۵۱۷	نامانا
dLopec	-۸.۲۹۲	مانا	-۷.۶۴۶۴	مانا	-۱۰.۴۵۹	مانا
dLcpi	-۲.۸۷۸	مانا	-۷.۱۸۹	مانا	-۶.۷۳۲	مانا
dLm2	-۱۹.۴۲۶	مانا	-۲۰.۳۳۵	مانا	-۱۹.۵۱۴	مانا
dLgold	-۸.۳۲۲	مانا	-۸.۳۴۱	مانا	-۹.۰۴	مانا
dltepix	-۱۷.۲۴۱	مانا	-۱۷.۳۶۹	مانا	-۲۴.۴۴۹	مانا
dlex	-۵.۲۰۵	مانا	-۷.۶۱۷۳	مانا	-۸.۱۴۵	مانا

مأخذ: نتایج تخمین

نتیجه آزمون پایایی بر اساس سه آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[1]، فیلیپیس پرون[2] و نقطه شکست[3] در جدول ۱ قابل مشاهده است. این نتایج نشان دادند که همه متغیرها به‌جز قیمت نفت در سطح نامانا و با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. متغیر لگاریتم قیمت نفت نیز طبق آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و نقطه شکست در سطح مانا می‌شود.

۵-۲. 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 ذکرشده، وقفه ۱ پیشنهاد می‌گردد.

1. Augmented Dickey–Fuller
2. Phillips Perron
3. Break Point

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

جدول ۲. تعیین وقفه بهینه

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۱۲۹۹.۴۴۴	NA	۲.۷۳E-۱۵	-۱۶.۵۰۵۶۹	-۱۶.۲۷۱۰۹	-۱۶.۴۱۰۴
۱	۱۵۵۶.۶۷۱	۴۸۸.۰۷۱۷	۱.۶۰e-۱۶*	-۱۹.۳۴۱۹۳*	-۱۸.۴۰۳۵۲*	-۱۸.۹۶۰۷۹*
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	-۱۸.۳۶۲۹۴
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

۵-۳. نتایج آزمون هم انباشتگی

جهت بررسی رفتار بلندمدت سری‌های زمانی، آزمون هم انباشتگی یوهانسون یوسیلیوس[1] انجام می‌پذیرد. گرنجر[2] و انگل گرنجر[3] این مفهوم را معرفی کردند. این آزمون نشان می‌دهد، در صورتی که متغیر مورد بررسی با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا گردد، آن متغیر هم انباشته است. در صورتی که متغیرهای مدل هم انباشته باشند، مدل Var با P وقفه به صورت مدل تصحیح خطای برداری با (P-1) وقفه به صورت معادله ذیل تشکیل می‌گردد:

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

نماد Δ نشان‌دهنده یک مرتبه تفاضل گیری است. Π تعداد روابط هم انباشتگی را نشان می‌دهد و نهایتاً τ_i نشان‌دهنده ماتریس ضرایب کوتاه‌مدت است.

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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 برون‌زا برای آزمون هم انباشتگی استفاده می‌گردد.

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

فرضیه صفر	آماره اثر	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد
نبود بردار هم انباشتگی	۱۶۷.۰۶۶۱	۹۵.۷۵۳۶۶
وجود حداکثر یک بردار هم انباشتگی	۱۰۹.۳۴۵۲	۶۹.۸۱۸۸۹
وجود حداکثر دو بردار هم انباشتگی	۵۹.۱۲۹۶۹	۴۷.۸۵۶۱۳
وجود حداکثر سه بردار هم انباشتگی	۳۱.۵۵۷۲۲	۲۹.۷۹۷۰۷
وجود حداکثر چهار بردار هم انباشتگی	۱۲.۹۰۸۸۵	۱۵.۴۹۴۷۱
وجود حداکثر پنج بردار هم انباشتگی	۳.۱۴۹۴۹۲	۳.۸۴۱۴۶۵

مأخذ: نتایج تخمین

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

فرضیه صفر	آماره اثر	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد
نبود بردار هم انباشتگی	۱۸۱.۱۹۰۷	۹۵.۷۵۳۶۶
وجود حداکثر یک بردار هم انباشتگی	۱۲۰.۹۹۸۷	۶۹.۸۱۸۸۹
وجود حداکثر دو بردار هم انباشتگی	۶۶.۲۱۱۲۲	۴۷.۸۵۶۱۳
وجود حداکثر سه بردار هم انباشتگی	۳۸.۵۵۳۴۷	۲۹.۷۹۷۰۷
وجود حداکثر چهار بردار هم انباشتگی	۱۸.۸۴۸۳۷	۱۵.۴۹۴۷۱
وجود حداکثر پنج بردار هم انباشتگی	۵.۷۲۲۸۵۶	۳.۸۴۱۴۶۵

مأخذ: نتایج تخمین

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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 هم انباشتگی وجود دارد.

با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، از تفاضل اول متغیرها به‌جز متغیر قمت نفت که در سطح پایا بوده، در برآورد مدل VAR استفاده شد. آماره‌های نیکویی برازش برای برآورد الگوی VAR در جدول ۵ نمایش داده شده است. مقادیر عددی این آماره‌ها نشان می‌دهد که الگو از برازش 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 برازش

	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	۲۳۰.۳۴۵	۳.۴۸۵	۵.۰۱۷	۶.۰۴۵	۷.۴۵۰	۱۶.۶۵۶
Log likelihood	۱۲۱.۷۵۱	۵۵.۵۰۶	۳۸۲.۷۶۶	۲۱۲.۶۴۵	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

۵-٤. بررسی نتایج تابع واکنش آنی

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

جدول ۶. نتایج تابع واکنش آنی قیمت نفت

پاسخ قیمت نفت / دوره	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
	-۰.۰۰۷	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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

جدول ۷. نتایج تابع واکنش آنی شاخص سهام

پاسخ شاخص سهام	شوک اول	شوک دوم	شوک سوم	شوک چهارم	شوک پنجم	شوک ششم
دوره						
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	-۰.۰۵۷	-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
	-۰.۰۰۲۲۶	-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
	-۰.۰۰۲۱۱	-۵.۱۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۱۲	-۰.۰۰۰۲۹	-۰.۰۰۰۲۹	-۰.۰۰۰۱۹

مأخذ: نتایج تخمین

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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
	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۱۰	۰.۰۰۱	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۱
	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲	-۰.۰۰۲
۳	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۴	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰
۴	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۲	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
۵	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۱	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	-۰.۰۰۱	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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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
	-۰.۰۰۱۷۴	-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
	-۰.۰۰۱۶۳	-۴.۲۰E-۰۵	-۸.۲۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۲۴	-۰.۰۰۰۲۳	-۰.۰۰۰۱۶

مأخذ: نتایج تخمین

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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	۵.۹۳E-۰۵	-۰.۰۰۰۲۳	۰.۰۰۰۱۹۷
	-۰.۰۰۱۶۲	-۹.۳۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۱۱	-۰.۰۰۰۲۹	-۰.۰۰۰۲۷	-۰.۰۰۰۲۳
۱۰	۰.۰۰۱۰۸۲	۴.۹۵E-۰۶	-۵.۷۷E-۰۵	۰.۰۰۰۱۲۶	-۰.۰۰۰۱۷	۰.۰۰۰۱۵۹
	-۰.۰۰۱۵۲	-۸.۳۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۱	-۰.۰۰۰۲۶	-۰.۰۰۰۲۵	-۰.۰۰۰۲

مأخذ: نتایج تخمین

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

جدول ۱۱. نتایج تابع واکنش آنی شاخص قیمتی

پاسخ شاخص قیمتی / دوره	شوک اول	شوک دوم	شوک سوم	شوک چهارم	شوک پنجم	شوک ششم
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
	-۰.۰۰۰۴	-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
	-۰.۰۰۰۳۹	-۶.۱۰E-۰۵	-۵.۶۰E-۰۵	-۰.۰۰۰۱۲	-۰.۰۰۰۱۲	-۰.۰۰۰۱۱

مأخذ: نتایج تخمین

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

۵-۵. تجزیه واریانس[1]

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	۰.۱۱۸	۱۰۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۲	۰.۱۶۴	۹۸.۰۷۶	۰.۰۵۳	۰.۲۸۱	۰.۳۸۳	۱.۰۲۰	۰.۱۸۷
	۳	۰.۱۹۶	۹۷.۳۵۱	۰.۰۴۱	۰.۲۴۴	۰.۶۳۷	۱.۳۶۳	۰.۳۶۴
	۴	۰.۲۲۱	۹۶.۹۱۴	۰.۰۴۰	۰.۲۵۴	۰.۸۲۷	۱.۵۰۱	۰.۴۶۴
	۵	۰.۲۴۰	۹۶.۶۶۷	۰.۰۳۹	۰.۲۵۰	۰.۹۶۴	۱.۵۵۹	۰.۵۲۲
	۶	۰.۲۵۶	۹۶.۵۰۳	۰.۰۴۰	۰.۲۵۰	۱.۰۶۳	۱.۵۹۰	۰.۵۵۴
	۷	۰.۲۶۹	۹۶.۳۹۳	۰.۰۴۰	۰.۲۴۸	۱.۱۳۵	۱.۶۱۰	۰.۵۷۴
	۸	۰.۲۷۹	۹۶.۳۱۳	۰.۰۴۰	۰.۲۴۸	۱.۱۸۷	۱.۶۲۴	۰.۵۸۸
	۹	۰.۲۸۹	۹۶.۲۵۳	۰.۰۴۰	۰.۲۴۷	۱.۲۲۷	۱.۶۳۵	۰.۵۹۷
	۱۰	۰.۲۹۶	۹۶.۲۰۶	۰.۰۴۱	۰.۲۴۷	۱.۲۵۷	۱.۶۴۴	۰.۶۰۵

1. Variance Decomposition Analysis

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

متغیر	Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock6
d(LTepix)	۱	۰.۱۷۷	۲.۱۴۲	۹۷.۸۵۸	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۲	۰.۱۸۷	۲.۰۶۰	۹۶.۵۵۱	۰.۲۵۲	۰.۳۹۰	۰.۰۲۴	۰.۷۲۴
	۳	۰.۱۸۸	۲.۰۵۶	۹۶.۳۲۱	۰.۳۹۰	۰.۴۱۰	۰.۱۰۷	۰.۷۱۶
	۴	۰.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۵۴	۰.۴۳۱	۰.۴۳۸	۰.۱۰۸	۰.۷۱۵
	۵	۰.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۶	۰.۴۴۱	۰.۴۴۰	۰.۱۱۲	۰.۷۱۷
	۶	۰.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۳	۰.۴۴۳	۰.۴۴۱	۰.۱۱۲	۰.۷۱۸
	۷	۰.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۲	۰.۴۴۴	۰.۴۴۱	۰.۱۱۲	۰.۷۱۸
	۸	۰.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۲	۰.۴۴۴	۰.۴۴۱	۰.۱۱۲	۰.۷۱۸
	۹	۰.۱۸۸	۲.۰۵۳	۹۶.۲۳۲	۰.۴۴۴	۰.۴۴۱	۰.۱۱۲	۰.۷۱۸
	۱۰	۰.۱۸۸	۲.۰۵۴	۹۶.۲۳۲	۰.۴۴۴	۰.۴۴۱	۰.۱۱۲	۰.۷۱۸
d(lm2)	۱	۰.۰۲۴	۰.۰۱۸	۰.۰۱۷	۹۹.۹۶۶	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۲	۰.۰۲۶	۰.۰۳۴	۰.۰۴۶	۹۹.۰۱۲	۰.۱۲۴	۰.۷۲۱	۰.۰۶۳
	۳	۰.۰۲۶	۰.۰۴۲	۰.۰۶۳	۹۸.۹۳۶	۰.۱۶۴	۰.۷۳۴	۰.۰۶۲
	۴	۰.۰۲۶	۰.۰۴۱	۰.۰۶۷	۹۸.۹۱۸	۰.۱۶۳	۰.۷۴۸	۰.۰۶۲
	۵	۰.۰۲۶	۰.۰۴۳	۰.۰۶۹	۹۸.۹۱۳	۰.۱۶۵	۰.۷۴۸	۰.۰۶۳
	۶	۰.۰۲۶	۰.۰۴۳	۰.۰۶۹	۹۸.۹۱۲	۰.۱۶۵	۰.۷۴۸	۰.۰۶۳
	۷	۰.۰۲۶	۰.۰۴۳	۰.۰۶۹	۹۸.۹۱۱	۰.۱۶۵	۰.۷۴۸	۰.۰۶۳
	۸	۰.۰۲۶	۰.۰۴۴	۰.۰۶۹	۹۸.۹۱۱	۰.۱۶۵	۰.۷۴۸	۰.۰۶۳
	۹	۰.۰۲۶	۰.۰۴۴	۰.۰۶۹	۹۸.۹۱۱	۰.۱۶۵	۰.۷۴۸	۰.۰۶۳
	۱۰	۰.۰۲۶	۰.۰۴۴	۰.۰۶۹	۹۸.۹۱۰	۰.۱۶۵	۰.۷۴۸	۰.۰۶۳

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

متغیر	Period	S.E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock6
d(lgold)	۱	۰.۰۶۷	۱.۳۰۱	۳.۱۳۱	۰.۴۲۱	۹۵.۱۴۷	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰
	۲	۰.۰۷۳	۱.۲۲۴	۳.۱۳۸	۰.۳۶۶	۹۰.۳۷۴	۲.۰۴۷	۲.۸۵۱
	۳	۰.۰۷۴	۱.۲۱۰	۳.۲۸۶	۰.۳۶۳	۸۸.۲۳۵	۲.۲۹۷	۴.۶۰۹
	۴	۰.۰۷۴	۱.۲۰۵	۳.۲۹۲	۰.۳۶۱	۸۷.۷۱۹	۲.۲۸۶	۵.۱۳۶
	۵	۰.۰۷۴	۱.۲۰۴	۳.۲۹۱	۰.۳۶۱	۸۷.۶۲۳	۲.۲۹۱	۵.۲۳۱
	۶	۰.۰۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۹۰	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۹	۲.۲۹۹	۵.۲۳۸
	۷	۰.۰۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۸۹	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۷	۲.۳۰۲	۵.۲۳۸
	۸	۰.۰۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۸۹	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۶	۲.۳۰۳	۵.۲۳۸
	۹	۰.۰۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۸۹	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۶	۲.۳۰۳	۵.۲۳۸
	۱۰	۰.۰۷۴	۱.۲۰۳	۳.۲۸۹	۰.۳۶۱	۸۷.۶۰۵	۲.۳۰۳	۵.۲۳۸
d(lex)	۱	۰.۰۵۵	۰.۹۳۹	۵.۷۷۴	۰.۰۰۳	۵۲.۶۲۴	۴۰.۶۶۰	۰.۰۰۰
	۲	۰.۰۶۱	۱.۰۹۷	۵.۱۰۶	۰.۰۰۷	۵۲.۸۹۱	۳۸.۵۱۴	۲.۳۸۵
	۳	۰.۰۶۲	۱.۲۵۰	۵.۲۳۹	۰.۰۱۲	۵۱.۸۳۶	۳۷.۵۰۱	۴.۱۶۲
	۴	۰.۰۶۳	۱.۳۳۹	۵.۲۳۲	۰.۰۱۲	۵۱.۴۶۴	۳۷.۲۱۲	۴.۷۴۱
	۵	۰.۰۶۳	۱.۴۰۲	۵.۲۲۷	۰.۰۱۲	۵۱.۳۶۲	۳۷.۱۴۵	۴.۸۵۲
	۶	۰.۰۶۳	۱.۴۵۱	۵.۲۲۳	۰.۰۱۲	۵۱.۳۲۸	۳۷.۱۲۸	۴.۸۵۸
	۷	۰.۰۶۳	۱.۴۹۳	۵.۲۲۰	۰.۰۱۲	۵۱.۳۰۳	۳۷.۱۱۶	۴.۸۵۶
	۸	۰.۰۶۳	۱.۵۳۰	۵.۲۱۸	۰.۰۱۲	۵۱.۲۸۲	۳۷.۱۰۳	۴.۸۵۵
	۹	۰.۰۶۳	۱.۵۶۳	۵.۲۱۶	۰.۰۱۲	۵۱.۲۶۳	۳۷.۰۹۱	۴.۸۵۴
	۱۰	۰.۰۶۳	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	۰.۰۱۰	۲.۱۹۹	۰.۰۷۴	۰.۰۰۱	۹.۷۰۴	۴.۱۸۲	۸۳.۸۳۹
	۲	۰.۰۱۲	۳.۳۴۴	۰.۲۹۹	۰.۰۵۶	۱۷.۶۴۴	۶.۶۶۱	۷۱.۹۹۶
	۳	۰.۰۱۲	۴.۷۶۵	۰.۴۵۲	۰.۰۵۸	۲۰.۲۷۰	۷.۵۷۹	۶۶.۸۷۷
	۴	۰.۰۱۲	۵.۹۵۶	۰.۴۸۲	۰.۰۶۱	۲۰.۷۹۷	۷.۶۰۹	۶۵.۰۹۵
	۵	۰.۰۱۳	۶.۹۵۴	۰.۵۰۳	۰.۰۶۱	۲۰.۷۲۰	۷.۵۱۵	۶۴.۲۴۸
	۶	۰.۰۱۳	۷.۷۷۹	۰.۵۰۴	۰.۰۶۲	۲۰.۵۶۱	۷.۴۴۸	۶۳.۶۴۶
	۷	۰.۰۱۳	۸.۴۷۳	۰.۵۰۲	۰.۰۶۳	۲۰.۴۱۱	۷.۴۰۵	۶۳.۱۴۷
	۸	۰.۰۱۳	۹.۰۶۴	۰.۴۹۹	۰.۰۶۵	۲۰.۲۷۹	۷.۳۷۲	۶۲.۷۲۱
	۹	۰.۰۱۳	۹.۵۷۳	۰.۴۹۶	۰.۰۶۶	۲۰.۱۶۷	۷.۳۴۳	۶۲.۳۵۶
	۱۰	۰.۰۱۳	۱۰.۰۱۳	۰.۴۹۳	۰.۰۶۷	۲۰.۰۷۱	۷.۳۱۶	۶۲.۰۴۰

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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	۵.۶۱۶	۰.۰۵۵	۵۴.۳۴۱	۳۶.۸۸۶	۲.۲۰۷
	۴	۰.۰۷۵	۰.۹۱۳	۵.۶۰۴	۰.۰۵۴	۵۴.۰۵۴	۳۶.۶۷۴	۲.۷۰۱
	۵	۰.۰۷۵	۰.۹۲۱	۵.۵۹۸	۰.۰۵۴	۵۳.۹۶۰	۳۶.۶۱۰	۲.۸۵۶
	۶	۰.۰۷۵	۰.۹۲۷	۵.۵۹۴	۰.۰۵۵	۵۳.۹۴۲	۳۶.۵۹۴	۲.۸۸۹
	۷	۰.۰۷۵	۰.۹۳۱	۵.۵۹۳	۰.۰۵۵	۵۳.۹۳۸	۳۶.۵۹۰	۲.۸۹۳
	۸	۰.۰۷۵	۰.۹۳۶	۵.۵۹۳	۰.۰۵۵	۵۳.۹۳۶	۳۶.۵۸۸	۲.۸۹۳
	۹	۰.۰۷۵	۰.۹۴۰	۵.۵۹۲	۰.۰۵۵	۵۳.۹۳۳	۳۶.۵۸۷	۲.۸۹۳
	۱۰	۰.۰۷۵	۰.۹۴۴	۵.۵۹۲	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	۲.۶۸۹	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

٦. 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 مصرف‌کننده، حجم نقدینگی، شاخص کل سهام و نرخ ارز طی دوره ۱۳۸۶:۱- ۱۳۹۹:۰۹ 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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 مصرف‌کننده 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 عمده‌تری 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 مصرف‌کننده 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 مصرف‌کننده 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 مصرف‌کننده اثر منفی را نشان می‌دهد. پاسخ نرخ ارز نیز به شوک‌های قیمت نفت و شاخص قیمتی مصرف‌کننده یک پاسخ منفی نشان می‌دهد. در حالی که برای سایر متغیرها این ارتباط مثبت است؛ و نهایتاً پاسخ متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک‌های وارده 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 مصرف‌کننده مثبت است.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد که بیشترین تغییرات متغیرها بعد از شوک‌های وارده 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

است که نسبت به سایر متغیرها بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده است. در توضیح تغییرات شاخص سهام نیز قیمت نفت با میزان ۲.۰۵ بیشترین توضیح دهندگی را به خود اختصاص داده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمتی مصرف‌کننده بیشترین سهم را در توضیح دهندگی 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 دهندگی 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 نشان‌دهنده همبستگی بالای بین این متغیرها است. قیمت سکه در توضیح‌دهندگی شاخص قیمتی مصرف‌کننده نیز نقش عمده‌ای ایفا می‌کند به طوری که سهم ۲۰ درصدی را در دوره انتهایی در توضیح تغییرات متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده 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 توجیه‌پذیر 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 دهندگی 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

مالی، نیاز به ارتقای مدل‌های اقتصادی موجود است تا قدرت پیش‌بینی را با لحاظ ظهور پاندمی‌های جدید بالا ببرند. از سوی دیگر، لحاظ تئوری 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 ضربه را به کشورهای صادرکننده نفت وارد می‌کند، به همین دلیل این دولت‌ها باید برنامه‌های بودجه خود را به‌روز 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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; Eslamloeean, 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

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://qjfep.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

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]

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

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7] [DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-12]

[DOR: 20.1001.1.23453435.1399.8.32.6.8]

[DOI: 10.52547/qjfep.8.32.7]