فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال پانزدهم / شماره ۶۳/ زمستان ۱۳۹۸/ صفحات ۲۴۲-۲۰۹

بررسی تأثیر قیمت نفت بر قیمت سهام و طلا در رژیم‌های مختلف بازار انرژی

مریم میلادی‌فر
دانشجوی دکتری، اقتصاد پولی- مالی دانشگاه آزاد اسلامی قزوین، ایران، M.Miladifar90@gmail.com
تیمور محمدی[۱]
دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، atmahmadi@gmail.com
بیت‌الله اکبری مقدم
استادیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی قزوین، ایران، akbari.beitollah@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۰۹

چکیده

این تحقیق رژیم‌های مختلف برای بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر روی قیمت طلا و شاخص سهام بسته به رژیم‌های مختلف با استفاده از مدل خودرگرسیون‌برداری انتقال رژیم مارکوف بیزی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۸ برای ایران مورد مطالعه قرار گرفته است. در این راستا ما به بررسی رابطه غیرخطی قیمت نفت و طلا و شاخص بازار سهام در مرحله اول و هم‌چنین به تحلیل اثرات شوک قیمت نفت در رژیم‌های مختلف قیمت نفت بر قیمت طلا و سهام در مرحله دوم می‌پردازیم. الگوی بهینه حاوی دو رژیم می‌باشد که طبق بررسی به عمل آمده رژیم یک متناظر با دوره‌های کاهش قیمت نفت و رژیم دوم متناظر با دوره‌های افزایش قیمت نفت است. بر اساس آزمون بروک دچرت و شینکمن و نسبت راست نمایی اثبات می‌شود که رابطه متغیر قیمت طلا و نفت و شاخص قیمت سهام غیرخطی می‌باشد. بر اساس احتمال رژیم‌ها، طول دوره رژیم یک بیشتر از رژیم دو است. مسأله مورد نظر این مقاله بررسی ارتباط بین قیمت دارایی‌ها در هر یک از شرایط اقتصادی (رونق و رکود قیمت نفت) است به‌گونه‌ای که از کلی‌گویی پرهیز شود. اهمیت تحقیق به این جهت است که سرمایه‌گذاران به دلیل احکام یگانه دچار اشتباه محاسباتی می‌شوند، بدین‌صورت که تغییرات قیمت دارایی‌ها در دوران رونق و رکود قیمت نفت یکسان است، درصورتی‌که این طور نیست. پس از برآورد مدل مشاهده می‌شود که شوک قیمت نفت در رژیم یک بر قیمت طلا و سهام اثر مثبت دارد و شدت اثر آن بر سهام کمتر از طلاست. در رژیم دوم به دنبال شوک وارد شده به قیمت نفت، پویایی‌های قیمت نفت به‌گونه‌ای است یک جهش رو به افزایش به قیمت نفت ایجاد می‌کند. شوک قیمت نفت تأثیر مثبت بر قیمت طلا دارد. از طرفی یک شوک مثبت قیمت نفت تأثیر منفی روی قیمت سهام دارد که به‌تدریج این تأثیر منفی کم می‌شود. نتایج مدل نشان میدهد در هر دو رژیم اثر شوک قیمت نفت بر روی قیمت طلا مثبت و دارای اثر یکسان است؛ و این اثر بر روی شاخص سهام در هر رژیم متفاوت است.

طبقه‌بندی JEL: C32, E32, H11, B23
کلیدواژه‌ها: رهیافت تغییر رژیم مارکوف، شوک قیمت نفت، اثرات غیرخطی، ایران

---

۱. نویسنده مسئول

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

۱- مقدمه

بهای نفت، پس از شوک‌های نفتی در سال‌های ۱۹۷۴، ۱۹۷۹، ۱۹۸۰ و به‌ویژه افزایش اخیر قیمت‌های نفت بین سال‌های ۲۰۰۲ و ۲۰۰۸، مورد توجه محققان و سیاست‌گذاران قرارگرفته است. با توجه به شناخت اینکه نفت موتور فعالیت‌های اقتصادی است، مطالعات زیادی اثر قیمت‌های نفت را بر متغیرهای مختلف اقتصادی مانند قیمت طلا، قیمت سهام نرخ مبادلات، رشد، سرمایه‌گذاری، تورم و بیکاری بررسی کرده‌اند. از سوی دیگر در سال‌های اخیر ارتباط بین قیمت نفت و طلا به‌واسطه نوسانات یکسان در قیمت‌هایشان توجه زیادی را به خود جلب کرده‌اند. از نظر حجم مبادله نفت‌خام بیشترین سهم را در جهان دارد که قیمت آن از نوسان‌پذیری بالایی برخوردار است.

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به‌شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تأثیرگذار است و به‌شدت از سایر بخش‌ها تأثیر (نه لزوماً در کوتاه‌مدت) می‌پذیرند. بازارهای سهام و طلا جزء مهم‌ترین بازارهای مالی هر کشور محسوب می‌شوند و از آنها به‌عنوان شاخصی برای نشان دادن وضعیت اقتصادی کشورها نیز استفاده می‌شود. به‌عنوان مثال در بحران مالی جهانی، بازارهای سهام و طلا به‌گونه‌ای متفاوت اما مرتبط تحت تأثیر قرار می‌گیرند (هارتمن و دیگران[1]، ۲۰۰۴). بازار طلا به هنگام اخبار منفی و بد در جهان، نقش پوشش ریسک سرمایه‌گذاری‌ها را دارد و یک سرمایه‌گذاری مطمئن در بحران‌های اقتصادی محسوب می‌شود (بائر و لوسی[2]، ۲۰۱۰ و بائر و مکدرموت[3]، ۲۰۱۰). از سوی دیگر نوسانات قیمت نفت از طریق تغییر نرخ ارز هم بر بازار سهام مؤثر است (جوریون[4]، ۱۹۹۰) و هم بر بازار طلا (استاجاستاد و اسکاچیاویلانی، ۱۹۹۶). در اقتصاد ایران نیز وضعیتی مشابه برقرار است و هنگامی‌که خبر بدی مانند تشدید تحریم‌ها بر اقتصاد حاکم می‌شود، بازار طلا معاملات زیادی را تجربه می‌کند و قیمت طلا به میزان قابل توجهی افزایش می‌یابد و در مقابل بازار سهام واکنش منفی نشان می‌دهد. سرمایه‌گذاران به بازدهی نسبی این بازارها به‌خصوص بازار سهام و طلا توجه ویژه‌ای دارند؛ و بر اساس بازدهی نسبی این بازارها به تخصیص

1. Hartmann et al
2. Baur and Lucey
3. Baur and McDermott
4. Sjaastad &Scacciavillani

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

دارایی‌های خود بین این بازارها می‌پردازند. در شرایط بحرانی همچون شرایط تحریم‌ها در سال ۱۳۹۱، سفته‌بازان نیز به‌شدت سفته‌بازی در بازارهای طلا و ارز را دنبال می‌کردند و لذا روزانه شاهد نوسانات قابل توجهی در بازارهای طلا و ارز در کشور بودیم.

مسئله اصلی پژوهش بررسی ارتباط بین قیمت دارایی‌ها در شرایط مختلف قیمت نفت می‌باشد. به‌گونه‌ای که از کلی‌گویی پرهیز شود؛ بنابراین سؤال اصلی این است که ارتباط بین قیمت دارایی‌ها در هر یک از شرایط اقتصادی متفاوت است یا خیر. در این راستا ما به بررسی رابطه غیرخطی قیمت نفت و طلا و شاخص بازار سهام در مرحله اول و هم‌چنین تحلیل اثرات شوک قیمت نفت در رژیم‌های مختلف قیمت نفت بر قیمت طلا و سهام در مرحله دوم با رویکرد MS-BVAR[1] طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۸ می‌پردازیم.

بازار نفت به دلیل عدم امید به کشف منابع جدید، کمبود سرمایه‌گذاری در تولید نفت و گاز به‌ویژه در اوپک، رشد تقاضای نفت کشورهای درحال‌توسعه و اقتصادهای نوظهور و بحران‌های سیاسی و نظامی در سطح جهان مورد تأکید است. با توجه به نوسانات قیمت نفت و بی‌ثباتی در بازار نفت جهانی، مطالعه شوک‌های قیمتی نفت موردتوجه اقتصاددانان کلان قرارگرفته است. بر این اساس اقتصاد ایران به‌صورت گسترده‌ای به صادرات نفت‌خام وابسته بوده و شوک بازارهای جهانی نفت می‌تواند اثر بزرگی بر ساختار اقتصادی ایران، ازجمله بازار سرمایه داشته باشد؛ به‌غیراز اثر نوسانات قیمت نفت بر روی وضعیت برنامه‌های رفاهی دولت، افزایش ارزش نرخ ارز طی دوره‌های افزایش قیمت نفت، می‌تواند منجر به انقباض بخش‌های قابل تجارت شود؛ بنابراین به‌منظور جلوگیری از بروز بحران‌های اقتصادی و استفاده از فرصت‌های بالقوه به وجود آمده، بررسی اثرات دقیق تغییر قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران و طراحی سیاست‌های اقتصادی مناسب به‌منظور حفظ ثبات اقتصادی، ضروری می‌باشد؛ بنابراین اهمیت تحقیق حاضر به این جهت است که سرمایه‌گذاران به دلیل احکام یگانه دچار اشتباه محاسباتی می‌شوند و فکر می‌کنند که تغییرات قیمت دارایی‌ها در دوران رونق و رکود قیمت نفت یکسان است، درحالی‌که این موضوع نیازمند دقت و بررسی می‌باشد که سرمایه‌گذاران با توجه به افزایش و کاهش قیمت نفت که قیمت دارایی‌ها متأثر از آن به‌عنوان متغیر مالی مهم در کشور می‌باشد تصمیم‌گیری درستی به عمل آورند.

1. Markov Switching-Bayesian Vector Auto Regressive

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

با توجه به اینکه در ایران متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی، بیشتر در حال نوسان بوده و این نوسانات نیز به نوبه خود، محیط نا امنی را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند، از این رو هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی اثر نوسان قیمت نفت بر شاخص قیمت سهام و قیمت طلا در رژیم‌های مختلف با استفاده از مدل انتقال رژیم مارکوف بیزی است؛ بنابراین تأثیر رفتار متغیرها را بر معادله میانگین، واریانس و احتمال انتقال میان رژیم‌ها می‌آزماییم.

با این مقدمه راجع به تحقیقات مختلف، اثرات قیمت نفت بر قیمت طلا و شاخص‌های بازار سهام را مورد بررسی قرار می‌دهیم. این در حالی است که تنها چند مطالعه به این‌که رابطه ممکن است غیرخطی باشد اشاره کرده‌اند. از طرفی سری‌های زمانی ممکن است رفتارهای غیرخطی را به دلیل عوامل مختلف مانند تغییر سیاست، بحران، تصمیمات اوپک و غیره نشان دهند. بنابراین اگر داده‌ها نشان‌دهنده تغییر رژیم ساختاری باشد، مدل مبتنی بر فرض پارامترهای ثابت، میانگین و واریانس نتیجه گمراه‌کننده‌ای خواهد داشت. پس مدل‌سازی رابطه بین قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص سهام می‌تواند در یک چارچوب غیرخطی رهیافت جامع‌تری داشته باشد.

به دلیل اینکه این مقاله تکنیک بیزین را برای بررسی رابطه غیرخطی میان قیمت نفت، سهام و طلا و هم‌چنین اثر پویایی‌های تکانه نفت بر روی قیمت طلا و شاخص بازار سهام بسته به رژیم‌های مختلف را در ایران انجام می‌دهد و بررسی‌های صورت گرفته حاکی از آن بوده که تاکنون مطالعه جامعی در زمینه بررسی نوع و میزان ارتباط قیمت نفت‌خام با شاخص بازار سهام و قیمت طلا انجام نگرفته است. به‌خصوص اینکه مطالعات گذشته روابط متغیرها را در یک محیط خطی بررسی کرده و توجه کمتری به وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها و نیز ناهماهنگی و نوسانات موجود بین آن‌ها داشته‌اند. هم‌چنین پژوهش انجام شده از حیث پویایی مدل مورد استفاده به‌منظور تخمین، گستره و جامعیت حوزه تحلیل داده‌ها و رویداد پژوهشی در خصوص تغییرات قیمت نفت و شوک‌های قیمتی در طول زمان، برآورد احتمالات گذار و مطالعه شرایط خاص اقتصاد ایران مثل اثرات قیمت نفت بر این احتمالات در چارچوب الگوی MS-BVAR دارای نوآوری است.

لذا فرضیات این مقاله به شرح ذیل می‌باشد:

۱. رابطه غیرخطی میان شاخص بازار سهام و قیمت طلا و نفت وجود دارد.
۲. اثر تکانه قیمت نفت بر شاخص بازار سهام بسته به رژیم متفاوت است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

۳. اثرتکانه قیمت نفت بر قیمت طلا بسته به رژیم متفاوت است.

این مقاله در شش بخش ارائه می‌شود: بخش اول مقدمه‌ای از رابطه بین متغیرهای مورد استفاده و نوآوری پژوهش بیان می‌شود. در بخش دوم مروری بر مطالعات انجام گرفته دربارهٔ این موضوع ارائه شده و در بخش سوم و چهارم به تحلیل الگوی تاریخی شوک‌های قیمت جهانی نفت و نیز مروری بر تغییرات قیمت سکه و نفت و شاخص سهام و دلایل آن پرداخته می‌شود. در بخش پنجم مواد و روش تحقیق و برآورد مدل و در بخش ششم نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

مطالعات داخلی

حسینی نسب (۲۰۱۱) به تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش آنالیز موجک و روش خود رگرسیون‌برداری راه گزینی مارکوف (MS-VAR) [1] به این نتیجه دست یافت که در فاز رکود و رونق بازده بازار سهام با نوسانات ملایم، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده بازار سهام مثبت است. به‌علاوه در فاز رکود بازده بازار سهام با نوسانات ملایم و اثر نوسانات بازدهی قیمت نفت بر بازده بازار سهام منفی می‌باشد. به‌طوری‌که افزایش قیمت نفت به‌عنوان عامل تداوم رکود در بورس اوراق بهادار تهران عمل کرده است.

غلامرضا عباسی (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی مقایسه‌ای اثر نوسانات قیمت نفت بر شاخص بازار بورس در کشور ایران به‌عنوان صادرکننده و کشور آلمان به‌عنوان قطب صنعتی اروپا و جهان به‌عنوان واردکننده نفت، طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ با داده‌های ماهانه پرداخته است. روش مورد استفاده در این بررسی VAR-GARCH [2] می‌باشد. براساس نتایج به‌دست‌آمده نوسانات قیمت نفت اثرات پایدارتری را بر شاخص بازار بورس کشور ایران بر جای می‌گذارد و نقش پررنگ‌تری را در بلندمدت بر روند شاخص بازار بورس ایفا می‌کند. صاحب هنر (۲۰۱۳) تحلیل اقتصادی اثر افزایش درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران با رویکرد BVAR [3] (روش خود رگرسیون‌برداری بیزین) و با در نظر گرفتن متغیرهای شاخص جینی، تورم، تولید سرانه داخلی بدون نفت، سهم مخارج

1. Markov Switching- Vector Auto Regressive
2. Vector Auto Regressive- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
3. Bayesian Vector Auro Regressive

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت مخارج مصرفی به مخارج عمرانی دولت و درآمدهای سرانه واقعی نفت در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۹ پرداخته است. نتایج مدل حاکی از آن است که افزایش در آمدهای نفتی باعث افزایش نابرابری در ایران شده است.

ذوالقدر (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین قیمت سهام و نرخ ارز در کشورهای صادرکننده نفت پرداخته و برای بررسی روابط علی کوتاه‌مدت بین متغیرها از روش تصحیح‌برداری مبتنی بر آزمون PMG[1] استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت بین متغیرها هم انباشتگی وجود دارد، به‌طوری‌که ضرایب بلندمدت حاکی از رابطه مثبت بین قیمت سهام و نرخ ارز بوده و رابطه بین قیمت نفت و نرخ ارز منفی است.

اصغر پور و کریمی (۲۰۱۵) به بررسی رابطه علیت بین شاخص توسعه انسانی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۲با رویکرد مدل غیرخطی MS-VAR پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در هر دو رژیم توسعه مالی هیچ تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد. صادقی شاهدانی (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با استفاده از تکنیک BVAR به بررسی اثر شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران برای سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۶۷ پرداخته است. نتایج نشان داد که افزایش عرضه پول در عین حال که باعث ایجاد رونق در اقتصاد ایران می‌گردد تورم را به دنبال خواهد داشت.

اسکویی و شافعی (۲۰۱۵) در مقاله‌ای تحت عنوان بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت‌خام بر تغییرات شاخص سهام برای دوره زمانی ۱۹۹۷ تا مارس ۲۰۱۲ با استفاده از داده‌های ماهانه و مدل خود توضیح برداری ساختاری به این نتیجه رسیدند که شوک ساختاری افزایش تغییرات قیمت نفت‌خام تا دو دوره سبب افزایش قیمت سهام می‌شود.

کریم زاده و هنرور (۲۰۱۷) به بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت نفت‌خام، قیمت طلا، شاخص قیمت مسکن و نرخ ارز در ایران طی دوره Q ۱۳۹۱-Q_1 ۱۳۹۴ با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری (SVECM) پرداختند. نتایج آزمون هم انباشتگی حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد. نتایج توابع واکنش ضربه نشان می‌دهد که شوک قیمت ریالی طلا و شوک شاخص قیمت مسکن در

1. Pooled mean group

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معنادار بر نرخ ارز دارد؛ اما شوک قیمت نفت‌خام در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنادار بر نرخ ارز دارد.

فطرس و هوشیدری (۲۰۱۸) با استفاده از مدل DCC-MGARCH همبستگی شرطی پویا بین قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز با شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران را طی دوره فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۵ مطالعه کردند، نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد که در طول زمان بازدهی قیمت نفت، بازدهی قیمت طلا و بازدهی نرخ ارز با بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران همبستگی شرطی داشته است.

مطالعات خارجی

چینزرا[1] (۲۰۱۱) رابطه نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی (قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز) و قیمت سهام را با استفاده از مدل‌های VAR-GARCH[2] برای آفریقای جنوبی برای سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۷ مورد بررسی قرار داد. یافته‌های وی نشان‌دهنده وجود رابطه دو طرفه بین این متغیرها می‌باشد. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معنی‌داری بر نوسانات بازار سهام دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود دو متغیر از متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش مشابه متغیرهای پژوهش حاضر می‌باشد و از روش‌شناسی این پژوهش نیز استفاده شده است. نیسون[3] و همکاران (۲۰۱۲) در تحقیق خود تحت عنوان "رابطه چرخه‌های تجاری و بحران‌های مالی در آمریکا برای سال‌های ۲۰۱۰-۱۸۹۰" با استفاده از مدل MS-BVAR به این نتیجه رسیدند که نوسانات تصادفی برای رژیم‌های بحرانی و غیر بحرانی در ۱۲۰ سال گذشته از نظر سیستماتیک متفاوت است. آمیسانو[4] و همکاران (۲۰۱۳) با بررسی رابطه میان رشد پول و تورم برای ژاپن و سه کشور دیگر طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۶۰ با استفاده از مدل MS-BVAR به این نتیجه رسیدند که روابط میان رشد پول و تورم طی دوره‌هایی که تورم پایدار و پایین به نظر می‌رسد نسبتاً ضعیف است.

فنچانگ و دیگران[5] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه قیمت نفت، طلا و نرخ ارز در تایوان با استفاده از آزمون علیت گرنجر" به این نتیجه دست یافتند که

1. Chinzara
2. Vector Auto Regressive- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
3. Nason et al
4. Amisano et al
5. Fenchang et al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

قیمت نفت، طلا و نرخ ارز کاملاً مستقل از یکدیگر بوده و سیاست‌گذاران باید سیاست‌های مالی و انرژی را مجزا از هم در نظر بگیرند.

منسی[1] و همکاران (۲۰۱۳)، همبستگی و انتقال نوسانات در کالاهای مانند طلا و نفت‌خام و بازار سهام را بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که تغییرات در S & P ۵۰۰ بر نوسانات قیمت طلا و نفت‌خام تأثیر می‌گذارد.

بهونیا[2] (۲۰۱۳)، رابطه بین قیمت طلا و بازده سهام را با استفاده از آزمون گرنجر مطالعه کرد. علیت دو طرفه بین قیمت طلا و سهام مشاهده شد. اروری[3] و همکاران (۲۰۱۵)، مدل VAR-GARCH را برای بررسی اثر نوسان قیمت طلا در بازار سهام چین در سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۱۱ به‌کار برده است. نتایج آنها شواهدی از تأثیر قابل‌توجهی بر نوسان قیمت طلا در بازده بازار سهام چین نشان داد. همچنین، مطالعات گوناگون در متون مالی بیانگر روابط بلندمدت میان نوسان‌های قیمت طلا و بازار سهام است (چان[4]، تریپونگکارونا، بروکس و گری، ۲۰۱۱؛ وونگ و لی، ۲۰۰۱).

۳- تحلیل الگوی تاریخی شوک‌های قیمت جهانی نفت از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ و دلایل آن

پس از سال ۲۰۰۰ رکود اقتصاد جهان و حادثه ۱۱ سپتامبر بار دیگر باعث کاهش قیمت نفت شدند. در این زمان قیمت نفت با ۳۵ درصد کاهش به بشکه‌ای کمتر از ۲۰ دلار رسید. روند صعودی قیمت‌های نفت از سال ۲۰۰۲ با بروز مشکلاتی در ونزوئلا به‌دلیل افت شدید تولید این کشور همراه شد. در مارس ۲۰۰۳ پس‌ازآنکه تولید ونزوئلا اندکی بهبود یافت، فعالیت‌های نظامی آمریکا در عراق آغاز شد. قیمت نفت در اکتبر ۲۰۰۴ از مرز ۵۰ دلار در هر بشکه گذشت و در ژوئن همان سال، قیمت‌ها جهش کرده و سرانجام از مرز روانی ۶۰ دلار در هر بشکه گذشت. در پایان سال ۲۰۰۵ و آغاز سال ۲۰۰۶ به دلیل آشوب‌های به وجود آمده در نیجریه و بروز اختلاف‌های شدید ایران با غرب بر سر مسئله فعالیت‌های هسته‌ای، قیمت‌های نفت همچنان روند صعودی به خود گرفت، در پایان ژانویه ۲۰۰۶ قیمت نفت به بیش از ۶۸ دلار افزایش یافت. هر بشکه

1. Mensi et al
2. Bhunia
3. Arouri et al
4. Chan et al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

نفت در ماه مه سال ۲۰۰۷ به قیمت ۹۳،۷۳ دلار مبادله شد که این افزایش را به ناآرامی‌های به وجود آمده در نیجریه نسبت می‌دهند. گرچه بازارهای نفت در سال ۲۰۰۷ شاهد نوسانات زیادی بود و حتی رکورد ۹۹،۲۹ دلار را هم تجربه کرد، اما تحقق رویای نفت ۱۰۰ دلاری سرانجام در روزهای نخستین سال ۲۰۰۸ به وقوع پیوست. در پی بروز ناآرامی‌های سیاسی در نیجریه، محدودیت‌های ذخایر نفت و کاهش ارزش دلار و تحولات سیاسی در پاکستان، موجی از خریدهای سودجویانه در بازار نیویورک شکل گرفت که در نتیجه آن بهای نفت به رقم بی‌سابقه ۱۰۰ دلار در بشکه رسید. روند افزایشی قیمت نفت در طول سال ۲۰۰۸ ادامه یافت و به مرز ۱۴۸ دلار در هر بشکه در ژوئیه ۲۰۰۸ رسید. بااین‌حال، با جدی‌تر شدن آثار بحران مالی اخیر در کشورهای پیشرفته و سرایت آن به تمام نقاط جهان، سیر نزولی قیمت نفت مجدداً آغازشده است. شوک جدی نفت طی دوره ۲۰۰۸-۲۰۰۷ می‌باشد. قیمت نفت در سال ۲۰۰۷ به بشکه‌ای ۱۰۰ دلار نزدیک شد و در سال ۲۰۰۸ به بشکه‌ای ۱۵۰ دلار رسید. افزایش شدید قیمت نفت و نگرانی از کمبود منابع نفت به بحران جدیدی منجر گردید. ایجاد حباب در قیمت مسکن و سیاست‌های پولی امریکا باعث بروز بحران مالی در اواسط سال ۲۰۰۷ گردید. این بحران در سال ۲۰۰۸ به تمام جهان گسترش یافت و به بزرگ‌ترین بحران مالی دنیا بعد از بحران بزرگ سال‌های ۱۹۳۳-۱۹۲۹ تبدیل شد. افزایش قیمت‌های نفت آثار متفاوتی بر سطح اقتصاد هر جامعه دارد، به‌طوری‌که یکی از عوامل اصلی در ایجاد بحران‌های اقتصادی شوک اقتصادی بوده است. از طرف دیگر، بعد از ایجاد بحران‌ها، قیمت جهانی نفت و درآمدهای نفتی تحت تأثیر قرار می‌گیرند. پس در حقیقت یک رابطه دوطرفه بین بخش نفت و به‌ویژه شوک‌های نفتی و بحران‌ها وجود داشته است. شوک‌های نفتی پتانسیل ایجاد بحران‌های مختلف را دارند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰). آخرین شوک مربوط به در سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۴، می باشد که به دلیل کاهش تقاضا برای نفت و مقاومت بعضی از کشورهای اوپک در عدم کاهش تولید خود، باعث کاهش قیمت نفت به کمترین مقدار خود در سال‌های اخیر شد. پس‌ازآنکه اوپک و تولیدکنندگان غیر عضو توافق کرده‌اند که تولید خود را از ابتدای ژانویه ۲۰۱۷ کاهش دهند، قیمت نفت در آخرین روز معاملات سال ۲۰۱۶ با کاهشی اندک همراه بود، اما بیشترین افزایش قیمت سالانه از سال ۲۰۰۹ تاکنون را به ثبت رساند.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

۴- تغییرات قیمت سکه و نفت و شاخص سهام در ایران از سال ۹۵-۱۳۸۰

جدول ۱. تغییرات قیمت نفت

سال	*تغییرات قیمت نفت*	*علت*
۸۰	نزولی	حمله تروریستی به امریکا و تعمیق رکود اقتصادی در جهان
۱۳۸۰-۸۲	صعودی	کاهش سقف تولید و تحولات سیاسی خاورمیانه
۱۳۸۳-۸۴	صعودی	افزایش تقاضای نفت به‌ویژه در آمریکا و چین و عواملی نظیر کمبود ظرفیت پالایشی، ناآرامی‌های سیاسی و نظامی در منطقه خاورمیانه، تشدید فعالیت بورس بازان
۱۳۸۵	صعودی	کاهش ارزش دلار
۱۳۸۶-۸۷	صعودی	تغییرات سطح ذخیره نفت‌خام و بنزین در آمریکا، کاهش ارزش دلار آمریکا و تداوم موضوع هسته‌ای ایران، اختلال در عرضه نفت‌خام آفریقا
۱۳۸۸	نزولی	تقویت دلار در مقابل یورو و افت بازار سهام
۱۳۸۹	صعودی	فزونی رشد مصرف نسبت به تولید نفت جهان، کاهش ارزش دلار، سیاست پولی در آمریکا و اروپا جهت کاهش آثار بحران مالی و اقتصادی
۱۳۹۰-۹۲	صعودی	قطع کامل و البته موقت عرضه نفت لیبی، فاجعه نیروگاه اتمی ژاپن، تنش‌های خاورمیانه و احتمال قطع صادرات نفت ایران، بارش برف و سرمای بی‌سابقه در اروپا
۱۳۹۳-۹۵	نزولی	مازاد عرضه نسبت به تقاضای نفت در بازارهای جهانی، افزایش تولید و عرضه نفت نامتعارف، افزایش میزان تولید و ذخیره‌سازی نفت‌خام در آمریکا، کند شدن آهنگ رشد اقتصادی جهان، کاهش تنش در روابط ایران و غرب و افزایش ارزش دلار در برابر یورو، از جمله عوامل کاهنده قیمت نفت بودند.

منبع: بانک مرکزی (خلاصه تحولات اقتصادی کشور: تحولات بازار نفت از سال ۸۰-۹۵)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

جدول ۲. تغییرات شاخص قیمت سهام

سال	*تغییرات شاخص سهام*	*علت*
۱۳۸۰- نیمه اول ۱۳۸۳	صعودی	نرخ بالای بازدهی به ثبات قیمت‌ها در بازار سایر دارایی‌ها، گسترش شبکه کارگزاری از طریق شعب برخی بانک‌ها، ایجاد تالارهای جدید در بورس
نیمه دوم ۱۳۸۳-۸۴	نزولی	وضعیت حباب گونه بازار در کنار سایر عوامل مانند گرایش شرکت‌ها به افزایش سرمایه از طریق تجدید ارزشیابی و مطالبات به روز شده سهامداران، افزایش نسبت قیمت به درآمد انتظاری سهام شرکت‌های تولیدی و صنعتی
۱۳۸۵	ثابت	تداوم چالش‌های سیاسی بین‌الملل ناشی از موضوع هسته‌ای، اجرای سیاست‌های تثبیت قیمت، کاهش نرخ سود تسهیلات بانکی
۱۳۸۶-نیمه اول ۱۳۸۷	صعودی	عرضه اولیه سهام شرکت‌های بزرگ و افزایش قیمت جهانی نفت
نیمه دوم ۱۳۸۷	نزولی	وقوع بحران مالی در اقتصاد جهانی و از بین رفتن حباب قیمت دارایی‌ها
۱۳۸۸-۹۲	صعودی	پایدار شدن علایم رونق بازار جهانی و افزایش قیمت مواد خام، ورود شرکت‌های مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی به بورس، رکود سایر بازارهای رقیب در اقتصاد داخلی و تنوع ابزارهای تأمین مالی
۱۳۹۳-۹۴	نزولی	تحولات در مذاکرات هسته‌ای ایران و کاهش قیمت‌های جهانی نفت و فلزات اساسی
اواخر ۹۵- ۱۳۹۴	صعودی	توافق‌نامه برجام و در نتیجه ورود نقدینگی

منبع: بانک مرکزی (خلاصه تحولات اقتصادی کشور از سال ۹۵-۱۳۸۰: بازار ارز و طلا)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

جدول ۳. تغییرات قیمت سکه

سال	*تغییرات قیمت سکه*	*علت*
۹۲-۸۰	صعودی	افزایش قیمت جهانی طلا، تورم داخلی، انتظارات تورمی، تلاش برای تبدیل ریال به سایر دارایی‌ها برای جلوگیری از کاهش ارزش و افزایش ارزش دلار در راستای افزایش تحریم‌ها و حملات سفته بازانه بازار ارز
۹۴-۹۳	نزولی	کاهش قیمت هر اونس طلا د بازارهای جهانی در کنار ثبات نسبی نرخ دلار در بازار آزاد
۹۵	صعودی	افزایش نرخ برابری دلار در مقابل ریال

منبع: بانک مرکزی (خلاصه تحولات اقتصادی کشور از سال ۹۵-۱۳۸۰: تحولات بازار دارایی‌ها، بورس اوراق بهادار)

۵- روش‌شناسی پژوهش

مدل‌سازی سری‌های زمانی تغییرات رژیمی زمانی آغاز شد که کوآنت[1] (۱۹۵۸) مدل رگرسیونی سوییچینگ را مطرح کرد که پارامترهای سیستم رگرسیون خطی آن از دو رژیم مجزا پیروی می‌کند (کوانت، ۱۹۵۸). فرض مدل او این است که حداقل یک سوییچ در سری‌ها وجود دارد. به‌طور واضح، فرض تنها یک سوییچ میان رژیم‌ها در محیط پویای اقتصادی و مالی به‌طور آشکار غیرواقعی است؛ بنابراین گولد فلد و کوآنت[2] (۱۹۷۳) مدل رگرسیونی سوییچینگ را گونه‌ای تعمیم دادند که تغییرات رژیمی، مجاز به پیروی از زنجیره مارکوف شود. فرض مدل آنها این است که سیستم ممکن است میان دو رژیم بارها به عقب و جلو سوییچ کند. آن‌ها این مدل را مدل رگرسیونی سوییچینگ مارکوف نامیدند (گولدفلد و کوآنت، ۱۹۷۳).

همیلتون (۱۹۸۹) بر اساس ایده‌های گلد فلد کوآنت (۱۹۷۳) تغییرات رژیمی در داده‌های وابسته را بررسی و مدل خود رگرسیونی سوئیچینگ مارکوف (MS-AR) را تدوین نمود. رویکرد او تخمین پارامترهای جامعه با استفاده از شیوه حداکثر درست نمایی را امکان‌پذیر و مبنایی برای پیش‌بینی ارزش‌های آتی سری‌های زمانی فراهم می‌سازد. همیلتون از این مدل برای تعیین مدت زمان و پیش‌بینی رشد GNP واقعی با

1. Quandt
2. Goldfeld Quandt

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

معرفی انتقالات گسسته در میانگین، میان رژیم‌های با رشد بالا و رشد پایین در راستای رفع نقص رویکردهای خطی استفاده کرد. مدل خود رگرسیونی سوئیچینگ همیلتون در راستای تبیین تغییرات ناگهانی در سری‌های ایجاد کننده داده‌ها طراحی شده و فرض می‌کند که انتقال میان حالت‌ها (رژیم‌ها) از فرآیند مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند و رژیم، فرآیند تصادفی غیرقابل مشاهده است (همیلتون، ۱۹۸۹). پس از انتشار مقاله همیلتون (۱۹۸۹)، بسیاری از نویسندگان، سوئیچینگ مارکوف را برای مدل‌سازی تغییرات رژیمی در سری‌های زمانی اقتصادی به‌کار برده‌اند (اسکوئرت و سگوئین[1]، ۱۹۹۰؛ ریموند و ریچ[2]، ۱۹۹۷؛ دریفل و سولا،[3] ۱۹۹۸).

مدل‌های سوئیچینگ رژیمی، چندین مجموعه از پارامترهای مدل (ضرایب) را در یک سیستم ترکیب می‌کند. این مدل‌ها به دلیل انعطاف‌پذیری توجه بسیاری از پژوهشگران را جلب کرده و در بازارهای سهام بسیار زیاد استفاده شده است. رفتار بازار سهام یکی از زمینه‌هایی است که مدل سوئیچینگ مارکوف کاربرد وسیعی در آن دارد. ترنر، استارتز و نلسون[4] (۱۹۸۹) اولین کسانی بودند که رفتار تغییرات رژیمی در بازار سهام را با استفاده از مدل‌های تغییر رژیم مطالعه کردند؛ بنابراین مدل‌هایی که در آن‌ها، پارامترها مجاز به تغییر در طول زمان اند ممکن است برای مدل‌سازی نوسان‌پذیری مناسب‌تر باشند.

روش‌های بیزین با ترکیب تابع درست‌نمایی و تابع پیشین، به تابع پسین می‌رسند. در این حالت حتی اگر پارامترها در تابع درست‌نمایی به درستی تعیین نشده باشند، استفاده از تابع پیشین مناسب می‌تواند ما را به تابع چگالی پسین معتبری رسانده و در نتیجه استنباط بیزین را ممکن سازد. یکی از مزیت‌های روش بیزین این است که می‌توان بدون نگرانی در مورد کم شدن درجه آزادی، متغیرهای مدل را افزایش داد. لذا در این تحقیق یک مدل که شامل تمامی متغیرها می‌باشد برآورد شده است. مدل‌های بیزین دارای سه جز اساسی شامل «تابع چگالی پیشین»[5]، «تابع درست‌نمایی»[6] و «تابع

1. Schwert & Seguin
2. Raymond & Rich
3. Driffill & Sola
4. Turner, Startz and Nelson
5. Prior Density Function
6. Likelihood Function

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

چگالی پسین»[1] می‌باشند. بسته به اینکه از چه نوع تابع پیشینی در مدل استفاده شود می‌توان به نتایج مختلفی دست یافت. در مدل خود رگرسیون‌برداری بیزین چندین تابع پیشین وجود دارد که در این تحقیق طبق پیش فرض پکیج مورد استفاده در نرم‌افزار R از تابع پیشین سیمز- ژا استفاده شده است.

به‌طورکلی مدل‌های خودرگرسیون‌برداری دارای یک مشکل اساسی هستند. این مشکل که وفور پارامتر نامیده می‌شود در مواردی که تعداد مشاهدات چندان زیاد نیستند (مانند ایران) بیشتر بروز می‌کند و پیش‌بینی‌های مدل را با انحراف مواجه می‌سازد. لذا باید به دنبال راهی بود که تعداد پارامترهای مدل را کاهش داده و مدل‌ها را مقید نمود. روش‌های بیزین به‌عنوان روشی برای غلبه به این مشکل به‌طور روزافزون مورد توجه محققان قرار گرفته است (کوپ و کروبلیس[2]، ۲۰۱۰).

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

این مدل با استفاده از مجموعه الگوریتم بیشینه انتظارات[3] برآورد شده که در آن مجموعه‌ها در واقع ضرایب بردارهای BVAR هستند که به‌صورت جداگانه برای عرض از مبدأ، ضرایب AR و کوواریانس جملات خطا تنظیم شده‌اند و هم چنین شامل یک ماتریس انتقال است. سیمز، واگنر و ژا برآورد الگوی MS-BVAR را با طول دوره تأخیری K به قرار زیر معرفی کردند:

$$Y_t' A_0(S_t) = \sum_{j=1}^{k} Y_{t-j}' A_j(S_t) + \alpha_j C(S_t) + \varepsilon_t' \Gamma^{-1}(S_t) \qquad t = 1,\ldots,T \qquad (1)$$

که در آن Y'_t یک ستون n بعدی از بردارهای متغیر درون‌زا است، A_0 یک ماتریس $n \times n$ ناویژه است، S_t بردار رژیم‌های h بعدی، h مقادیر عددی مشخص از H، A_j یک ماتریس $n \times n$، C بردار مقادیر عرض از مبدأ، ε_t بردار تکانه‌های غیرقابل مشاهده Γ، یک ماتریس قطری $n \times n$ از واریانس جملات خطاست. s_t، حالت یا رژیم را مشخص

1. Posterior Density Function
2. Koop & Korobilis
3. Expectation Maximization (EM)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

می‌کند. (swz)[1] فرضیه‌های توزیعی را با چگالی‌های جملات خطای MSBVAR به قرار زیر تبیین کردند:

$$P(\varepsilon_t|Z_{t-1},S_t,\omega,\Theta)=N(\varepsilon_t|O_{n\times1},I_n) \quad (۲)$$

که در آن Z_{t-1} ضریب تأخیراست.

$$P(Y_t|Z_{t-1},S_t,\omega,\Theta)=N(Y_t|u_z(s_t),\sum_z(s_t)) \quad (۳)$$

در واقع $Y_t=[Y_1,Y_2,\dots Y_t]$ و $S_t=[s_1,s_2,\dots s_t]$ و $u_z(s_t)$ جملات خطای هر یک از معادلات، ω،در واقع بردار احتمالاتی که توسط زنجیره مارکوف برآورد شده است.

$$\Theta=\left[A_0(1)A_0(2)\dots A_0(h),A(1)A(2)\dots A(h),\alpha_j\right] \quad (۴)$$

$$\sum_z(0)=[\Gamma(0)]^{-1} \quad (۵)$$

$$Q=\begin{bmatrix} & & \\ P_{11} & \cdots & P_{1h} \\ \vdots & & \vdots \\ & & \\ P_{n1} & \cdots & \begin{bmatrix} P_{22} & \cdots & \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ & \cdots & P_{nh} \end{bmatrix} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

ماتریس Q که در معادله ۶، شامل مجموعه‌ای از پویایی احتمال انتقال است که با استفاده از مدل MSBVAR، پیشین و داده‌ها برآورد شده است.

درست‌نمایی الگوی MSBVAR با استفاده از Y_t در فرضیه‌های مربوط به معادله (۲) و (۳) و (۵) و (۶) تعیین می‌شود.

$$\ln P(Y_t|\alpha_t,\omega,\Theta)=\sum_{t=1}^{T}\ln\left[\sum_{s_1\epsilon H}P(Y_t|\alpha_t,\omega,\Theta)P(Y_t|\alpha_t,\omega,\Theta)\right] \quad (۷)$$

که در آن $P(Y_t|\alpha_t,\omega,\Theta)$ در واقع چگالی‌ها هستند که برای احتمال نمونه استفاده شده S_t در رژیم ما است به شرط اینکه $S_{t-1}=j$ ، سیمز اگنر و ژا هم چنین روش نمونه‌گیری گیبز را برای ساختن لگاریتم درست‌نمایی همراه با چگالی‌های شرطی $\Theta,P(\Theta|\alpha_{t-1},S_t,\omega)$ و $\omega,\omega,P(\Theta|\alpha_{t-1},S_t,\Theta)$ پیشنهاد کردند که S_t بردار

1. Sims, Zha, Wagner

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

رژیم‌هایی که همگرا می‌شود بدون توجه به تابع درست‌نمایی، برآورد مدل MSBVAR به توزیع پسین مشترک از Θ و ω بستگی دارد، این پسین‌ها در این مدل با استفاده از قانون بیز به قرار زیر محاسبه شده است.

$$P(\omega, \Theta|Y_T, \alpha_T, \omega, \Theta)P(Y_T|\alpha_t, \omega, \Theta)p(\omega, \Theta) \quad (۸)$$

مدل و داده‌های پژوهش

برای اجرای اولین مرحله تحلیل، یک مدل مارکوف سوئیچینگ (MS) با اتورگرسیون‌برداری بیزین (BVAR) ایجاد می‌کنیم. این مدل MS (همیلتون ۱۹۸۹) به‌طور گسترده توسط اقتصاددانان برای مدل‌سازی سری‌های زمانی غیرخطی استفاده می‌گردد. این روش به‌منظور تعریف رفتارهای رژیم‌های مختلف در طول زمان، معادلات متعدد را ترکیب می‌کند، الگوهای پویا را در اختیار می‌گیرد و تعویض (سوییچینگ) بین هر ساختار را میسر می‌سازد. این مدل در تضاد با مدل جایگزین معمول خود قرار دارد (کوانت[1]، ۱۹۷۲) که سوییچینگ مستقل از زمان تصادفی را انجام می‌دهد، زیرا مخالف رویکرد تنظیم و اجرا شده توسط مدل مارکوف است (کان[2]، ۲۰۰۲). مدل مارکوف سوییچینگ برای توصیف داده‌هایی که الگوهای پویای گسسته را در دوره‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند بسیار مناسب است و انتخاب آن برای تحقیق در این مقاله را توجیه می‌نماید. همان‌طور که بیان شد، روش مورد استفاده در مقاله حاضر برای تعیین تغییرات رژیم درون اطلاعات ما، از تحقیق ژو[3] و همکارانش (۲۰۱۴)، پیروی می‌کند که به ترکیب مکانیزم‌های سوئیچینگ مارکوف با مدل‌های VAR می‌پردازد.

در اینجا ساخت مدل MSBVAR که باید در تحلیل فعلی به‌کار رود را توصیف می‌نماییم. این مدل قصد دارد به ایجاد فرآیند پویای یک سری زمانی مشاهده شده y_t و یک متغیر حالت گسسته S_t برای $t = 1 \dots T$ بپردازد، همراه با ایجاد احتمال مشترک $\Pr(y_t, s_t)$ و جداسازی اطلاعات مربوط به احتمالات شرطی $\Pr(s_t|y_t)$ و $\Pr(y_t|s_t)$. این مدل یک ماتریس گذار Q ایجاد می‌کند که هر عنصر احتمال گذار بین حالت‌ها

1. Quandt
2. Kuan
3. Zhou

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

$\Pr(s_t = i|s_{t-1} = j)$ را ارائه می‌دهد. در نتیجه ماتریس گذار و مدل مارکوف به‌صورت زیر ساخته می‌شوند:

$$Q = \begin{bmatrix} pr_{ii} & pr_{ij} \\ pr_{ji} & pr_{jj} \end{bmatrix} \quad (۹)$$

$$\Pr(y_t|\Theta, Q) = \prod_{t=1}^{T}\left(\sum_{s_t=1}^{h} \Pr(y_t|Y_{t-1}, \Theta, s_t) \times \Pr(y_t|Y_{t-1}, \Theta, Q)\right) \quad (۱۰)$$

جدول ۴. تعریف علائم اختصاری

متغیر	تعریف
y_t	سری‌های زمانی مشاهده شده در زمان t برای $t=1\dots T$
h	حداکثر تعداد رژیم‌های مورد نیاز
Θ	مجموعه‌ای از پارامترهای دینامیک مختص رژیم $\theta = (\theta_1, \theta_2 \dots \theta_h)$
Q	ماتریس گذار مارکوف $h \times h$ که مجموع ردیف‌های آن به یک می‌رسد
s_t	متغیر حالت گسسته برای هر t

این مدل MS، الگوریتم بیشینه انتظارات (EM) را برای تقریب تکراری حداکثر تابع درست نمایی، به‌کار می‌برد و توزیع مختلط در مجموعه داده را میسر می‌سازد (مقدار هر مشاهده معلوم است، اما توزیع آن معین نمی‌باشد).

ارمان، الیسون و والا[1] (۲۰۰۳) اظهار می‌کنند «از آنجایی که زنجیره مارکوف پنهان است، تابع درست نمایی ماهیت بازگشتی دارد: استنتاج مطلوب در دوره فعلی به استنتاج مطلوب در دوره قبلی بستگی دارد.» در چنین شرایطی این درست نمایی را نمی‌توان با استفاده از تکنیک‌های استاندارد به حداکثر رساند. «الگوریتم EM شامل دو مرحله است که" بین دو مرحله جابجا می‌شود» تا به برآورد پارامترهای این مدل از طریق تابع درست نمایی، تحت حضور متغیرهای پنهان بپردازد. گام اول، متغیرهای پنهان را با توجه به داده‌های مشاهده شده و پارامترهای پیشنهاد شده $\Pr(y_t|Y_{t-1}, \Theta, s_t)$ برآورد می‌کند، درحالی‌که گام دوم به برآورد این پارامترها با توجه به متغیرهای پنهان و داده‌های مشاهده شده می‌پردازد (برندت و فریمن[2]، ۲۰۱۲). احتمالات رژیم از فرآیند مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کنند. با

1. Ehrmann , Ellison & Valla
2. Brandt & Freeman

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

توجه به مدل تعمیم یافته بالا، یک مدل VAR بیزین مختص رژیم را با تعدادی محدودیت مانند کنترل انحراف استاندارد در اطراف پارامتر AR (1) و وقفه تأخیری ایجاد می‌کنیم. این رویکرد بیزین در تحلیل VAR به پارامترهای این مدل اجازه می‌دهد تا به‌عنوان متغیرهای تصادفی در نظر گرفته شوند. روش بیزین با اختصاص دادن احتمالات اولیه به تعداد زیادی پارامتر، با مشکل بیش از حد پارامتری شدن مقابله می‌کند. روش BVAR در تحلیل اقتصادسنجی داده‌های اقتصاد کلان و مالی (کانوا[1]، ۲۰۰۷) دارای محبوبیت گسترده‌ای دارد.

فرآیند سوئیچینگ از یک روش بهینه‌سازی استفاده می‌نماید که به موجب آن بهینه‌سازی مشترک به چهار ماژول جداگانه تقسیم‌بندی می‌شود: عرض از مبدأ مختص رژیم ،$c(s_t)$ ، ضرایب AR (1)، $B_l(s_t)$ کوواریانس‌های خطا $\sum(s_t)$ و باقیمانده‌ها $\in (s_t)$. تعداد وقفه‌های مورد استفاده در هر VAR، توسط $l = 1 \dots p.$ نشان داده می‌شود.

$$y_t = c(s_t) + \sum_{l=1}^{p} y_{t-1} B_l(s_t) + \in (s_t) \qquad (۱۱)$$

$$\in_t (s_t) \sim N\big(0, \sum(s_t)\big)\ t = 1,2, \dots T. \qquad (۱۲)$$

ماتریس واریانس – کوواریانس یک پیشین قطری انتخاب می‌شود که به نظر نمی‌رسد یک شرط محدود باشد زیرا مدل‌های VAR ساخته شده عوامل خارجی را شامل نمی‌شوند. این فرآیند با استفاده از بهینه‌سازی ساده‌ی سیمزژا[2] تخمین زده می‌شود که احتمالات را به ضرایب اثرات تأخیری اختصاص می‌دهد.

به‌طور خاص، این مدل‌های ساخته شده برای DLGOLD, DLINDEX به شرح زیر هستند:

DLINDEX=CINDEX+DLINDEXt-1B1(st)+DLGOLDt-1B1(st)+DLOIL+DLOILt-1+єINDEX(st)

DLGOLD=CGOLD+DLGOLDt-1B1(st)+DLGOLDt-1B1(st)+DLOIL+DLOILt-1+єgold(st)

قیمت نفت در معادلات بالا به‌صورت برون‌زا تعیین شده است.

1. Canova
2. Sims Zha

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

آزمون وجود رابطه غیرخطی در داده‌ها (LR)

از این آزمون برای مناسب بودن مدل غیرخطی تخمین زده‌شده در مقایسه با مدل خطی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در واقع با استفاده از این آزمون بررسی می‌کنیم که آیا مدل غیرخطی تخمین زده شده قادر بوده در مقایسه با مدل خطی به قدرت توضیح‌دهندگی مدل بیافزاید یا خیر. از آزمون LR معمولاً برای بررسی قیدها و برقراری آنها به‌کار می‌رود اما در اینجا برای بررسی غیرخطی بودن مدل استفاده شده است. در اینجا نیز به نوعی آزمون برقراری یک قید را انجام می‌دهیم. تفاوتی که میان مدلی که تخمین زده‌ایم و مدل خطی وجود دارد این است که در مدل خطی فقط یک میانگین وجود دارد، اما در مدل غیرخطی برای هر رژیم یک میانگین برآورد شده است، و به عبارت دیگر سه میانگین داریم. در واقع در مدل غیرخطی فرض می‌کنیم که میانگین معادله در وضعیت یا رژیم‌های مختلف ممکن است متفاوت باشد و از این رو برای هر رژیم میانگین مربوط به خود را برآورد می‌کنیم. حال اگر میانگین محاسبه شده در هر سه رژیم با هم برابر باشند به این معنی است که میانگین در وضعیت‌های مختلف هیچ تفاوتی با هم نداشته است و به عبارت دیگر فلسفه غیرخطی بودن زیر سؤال رفته است. زمانی که میانگین‌ها در وضعیت‌های مختلف با هم برابرند به این معنی است که مدل خطی است. حال اگر آزمونی انجام دهیم که برابر بودن میانگین‌ها در دو رژیم را بررسی کند، در واقع خطی بودن مدل را در مقابل غیرخطی بودن آن آزمون کرده‌ایم. در آزمون LR فرضیه صفر برابر بودن میانگین‌ها و به عبارت دیگر خطی بودن مدل و فرضیه مخالف عدم برابری میانگین‌ها و غیرخطی بودن مدل است. حال اگر مقدار آماره به‌دست‌آمده برای این آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی توزیع کای دو در سطح ۹۵ درصد باشد می‌توان فرضیه برابری میانگین‌ها یا همان خطی بودن مدل را رد نمود؛ و نتیجه گرفت که مدل غیرخطی برآورد شده دارای قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری بوده و برای مدل‌سازی در مقایسه با مدل خطی مناسب‌تر است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

آزمون BDS[1]

آزمون BDS که توسط براک و همکاران[2] ارائه شده است، براساس مفهوم انتگرال همبستگی[3] (یک برآوردگر احتمالات فاصله‌ای در طول زمان) برای آزمون فرض مشخص و مستقل بودن (iid[4]) توزیع جملات خطا در سری‌های زمانی است[5]. با در نظر گرفتن سری‌های زمانی m بعدی X_t و مشاهدات آن $(X_l, X_{l+1}, \dots, X_{l+m-1})$ می‌توان انتگرال همبستگی را به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$C_m(T,e) = \sum_{l=1}^{T_{m-1}} \sum_{s=l+1}^{T_m} l(X_l^m, X_s^m, e) \times \frac{2}{T_m(T_m-1)} \quad (۱۳)$$

$$l(X_l^m, X_s^m, e) = \begin{cases} 1 & \|X_l^m, X_s^m\| < e \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (۱۴)$$

که $l(X_l^m, X_s^m, e)$ یک تابع مشخصه است و $\|X_l^m, X_s^m\|$ فاصله اقلیدسی[6] بین X_l^m, X_s^m است. T_m اندازه نمونه را نشان می‌دهد. می‌تواند به T_m زیرمجموعه نمونه‌ای از بردارهای m بعدی تقسیم شود. انتگرال همبستگی فاصله زوج داده‌های (X_l^m, X_s^m) را اندازه‌گیری می‌کند، بنابراین آماره آزمون BDS به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$W_m(T,e) = \frac{\sqrt{T}[C_m(T,e) - C_1(T,e)^m]}{\sigma_m(e)} \quad (۱۵)$$

که T اندازه نمونه و $\sigma_m(e)$ انحراف معیار نمونه است. آماره آزمون BDS، بیان می‌کند که $W(T,e)$، از یک توزیع مقید نرمال استاندارد پیروی می‌کند. به‌منظور آزمون رفتار غیرخطی، آزمون BDS بر این فرضیه استوار است که اگر سری‌های ما در حقیقت iid باشند، با نمونه‌ای به حجم T، احتمال مشترک هر جفت از نقاط $C_m(T,e)$ که شرط فاصله e را در ابعاد m بر روی دو سری زمانی برآورده می‌کنند، به‌صورت ساده‌ای محصول احتمالات انفرادی هر جفت از نقاط $C_1(T,e)$ بر روی هر کدام از سری‌ها است. به عبارتی اگر مشاهدات مستقل باشند $C_m(T,e) - C_1(T,e)^m$ برقرار خواهد بود و رد این فرضیه احتمال وجود یک رابطه غیرخطی را نشان می‌دهد.

1. Brock, Dechert and Scheinkman
2. Brock, et al
3. Grassberger (1983)
4. Independent and Identically Distributed
5. Brock, et al (1996)
6. Euclian

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

متغیرهای تحقیق

۱. شاخص کل قیمت سهام (تیپکس): برابر با نسبت ارزش جاری سهام به ارزش پایه سهام منتشر شده توسط شرکت‌های پذیرفته شده در بورس می‌باشد.
۲. قیمت طلا که در این تحقیق منظور همان قیمت سکه طرح جدید است.
۳. قیمت نفت، داده‌های مربوط به قیمت نفت سبک ایران می‌باشد.

آمار مربوط به متغیرها از سایت بانک مرکزی و سازمان اوپک و بورس اوراق بهادار گردآوری شده است.

۶- برآورد مدل

برای برآورد پارامترهای این مدل از رویکرد بیزین و در قالب الگوریتم مونت کارلو استفاده می‌شود. برای این منظور، ابتدا باید اطلاعات اولیه‌ای (میانگین، واریانس، حد پایین و حد بالای چگالی احتمال پیشین[1]) برای پارامترها لحاظ نمود. چنانچه این اطلاعات اولیه اطلاعات کاملاً دقیقی باشند، روش بیزین تبدیل به کالیبراسیون می‌شود؛ به عبارت دیگر، در این حالت چگالی پسین[2] پارامتر معادل چگالی پیشین آن شده و تابع درست‌نمایی (و بنابراین داده‌های مورد استفاده برای برآورد پارامتر) اطلاعاتی بیش از اطلاعات موجود در چگالی پیشین نخواهد داشت؛ اما چنانچه این اطلاعات کاملاً نادرست باشند، رویکرد بیزین تبدیل به روش حداکثر درست‌نمایی خواهد شد. در این حالت، چگالی پسین پارامتر معادل تابع درست‌نمایی حاصل از داده‌های مورد استفاده خواهد شد (همیلتون[3]، ۱۹۹۴).

در این پژوهش تعداد رژیم‌ها را با آزمون نسبت راستنمایی[4] بررسی می‌کنیم و از الگوریتم مونت کارلو زنجیره مارکوف[5] و تابع پیشین سیمز و ژا[6] (۱۹۹۸) برای تخمین مدل‌های بیزی و مارکوف- سوئیچینگ[7] استفاده می‌شود. هم چنین تخمین مدل به کمک نرم‌افزار R صورت گرفته است.

1. Perior Density
2. Posterior Density
3. Hamilton (1994)
4. Likelihood Ratio Test
5. Markov chain Monte Carlo
6. Sims & Zha
7. Markov Switching- Bayesian Vector Auto Regressive (MS-BVAR)

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

آمارهای توصیفی

جدول ۵. آمارهای توصیفی

متغیرها	میانگین	کمینه	بیشینه	انحراف استاندارد	آماره Jarque-Bera	Prob	تعداد مشاهدات
قیمت طلا	۱۵/۵۴۵۸۵	۱۴/۵۵۸۵۷	۱۶/۴۳۸۷۶	۰/۶۲۴۶۱۷	۱۰/۵۲۶۵۱	۰/۰۰۵۱۷۸	۹۶
قیمت نفت	۴/۴۳۵۹۹۱	۳/۶۵۷۷۵۹	۴/۸۰۸۷۰۷	۰/۳۱۶۵۹۳	۱۳/۳۴۶۳۶	۰/۰۰۱۲۶۴	۹۶
قیمت سهام	۱۰/۲۵۵۱۹	۹/۰۲۳۵۹۶	۱۱/۳۵۵۶۸	۰/۷۵۹۶۴۴	۸/۰۲۶۵۶۳	۰/۰۰۸۰۷۴	۹۶

منبع: یافته‌های تحقیق

۱- اولین گام در استفاده از مدل‌های MS-BVAR تعیین وقفه بهینه در مدل VAR با استفاده از معیارهای آکائیک یا شوارتز-بیزین است. مقادیر آماره آکائیک و شوارتز بیزین را برای وقفه‌های ۱ تا ۵ را نشان می‌دهد. کمترین مقدار این معیارها در وقفه ۱ به‌دست‌آمده است. در نتیجه وقفه بهینه طبق جدول (۶)، معادل ۱ می‌باشد.

جدول ۶. مقادیر آماره آکائیک و شوارتز بیزین

تعداد وقفه	AIC	BIC	HQ
۱	- ۱۸/۸۷۹۷۳	- ۱۸/۵۲۲۴۲	-۱۸/۷۳۶۴۷
۲	-۱۸/۹۵۰۱۳	- ۱۸/۳۲۴۸۵	-۱۸/۶۹۹۴۴
۳	-۱۸/۸۷۲۳۲	-۱۷/۹۷۹۰۶	-۱۸/۵۱۴۱۸۸
۴	- ۱۸/۷۵۰۷۴	-۱۸/۹۷۹۰۶	-۱۸/۵۱۴۱۸۸
۵	-۱۸/۵۹۹۷۳	-۱۷/۱۷۰۵۱	-۱۸/۰۲۶۷۲

۲- در مرحله بعد تعداد بهینه رژیم در مدل مورد استفاده باید تعیین شود با توجه به (جدول ۷) تعداد رژیم بهینه متناظر با کمترین آماره آکائیک و بیشترین مقدار راستنمایی است. نتایج برای تعداد رژیم ۲ تا ۴ به‌صورت زیر می‌باشد:

جدول ۷. تعداد بهینه رژیم

رژیم	AIC	log-likelihood
۲	- ۷/۸۷۱۲۹۲۴	۳۹۶/۸۸۶
۳	-۶/۹۸۲۵۸۲۴	۲۹۵/۱۵۵
۴	۶/۸۷۲۹۴۱۴	۲۶۳/۴۵۱

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

در نتیجه تعداد رژیم بهینه ۲ انتخاب می‌شود.

برای بررسی الگوی غیرخطی بین متغیرها از آزمون BDS استفاده می‌کنیم که نتایج به شرح ذیل می‌باشد:

به‌طور خلاصه آزمون BDS به آزمون (بروک[1]، دچرت[2]، شینکمن[3]) معروف است. یک آزمون چند منظوره برای بررسی استقلال می‌باشد، این آزمون در اصل به بررسی تفاوت میان جفت‌های مختلف پسماندها می‌پردازد. بدین منظور که آیا پسماندها مستقل توزیع شده‌اند یا خیر. فرضیه صفر در این آزمون استقلال متغیرها و فرضیه رقیب عدم استقلال آن را نشان می‌دهد. با توجه به مقادیر prob می‌توان ملاحظه نمود که عدم استقلال بین متغیرها وجود دارد و روابط بین آنها غیرخطی است. از این آزمون برای تشخیص همبستگی پیاپی، بی‌ثباتی پارامترها، الگوی غیرخطی فراموش شده؛ شکست ساختاری و سایر مشکلات ناشی از تصریح نادرست مدل استفاده نمود.(صادقی و همکاران، ۱۳۸۶)

جدول ۸. آزمون غیرخطی بین متغیرها در مدل

متغیرها	آماره BDS	خطای استاندارد	آماره Z	Prob
قیمت طلا	۰/۱۹۰۳۷۲	۰/۰۰۴۱۱۰	۴۶/۳۱۱۵۱۵	۰/۰۰۰
قیمت نفت	۰/۱۸۶۸۲۲	۰/۰۰۶۰۳۱	۳۰/۹۷۷۷۱	۰/۰۰۰
قیمت سهام	۰/۰۹۱۹۲۵	۰/۰۰۹۲۹۶	۰/۸۸۸۱۳۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۷- آزمون مناسب بودن مدل غیرخطی

در آزمون LR فرضیه صفر برابر بودن میانگین‌ها و به عبارت دیگر خطی بودن مدل و فرضیه مخالف عدم برابری میانگین‌ها و غیرخطی بودن مدل است. حال در اینجا مقدار آماره به‌دست آمده برای این آزمون بزرگ‌تر از مقدار بحرانی توزیع کای دو در سطح ۹۵ درصد باشد، می‌توان فرضیه برابری میانگین‌ها یا همان خطی بودن مدل را رد نمود؛ و

1. Brock
2. Dechert
3. Scheinkman

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

نتیجه گرفت که مدل غیرخطی برآورد شده دارای قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری بوده و برای مدل‌سازی در مقایسه با مدل خطی مناسب‌تر است. نتایج به‌صورت زیر می‌باشد:

Linearity LR-test Chi^2(5)=1138,5 [0.0000] ** approximate upperbound: [0.0000]**

(جدول ۹) احتمال انتقال بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد نتایج تحقیق نشان می‌دهد رژیم ۲ پایدارتر از رژیم ۱ است. به‌طوری‌که احتمال ماندن در رژیم ۱ (انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۱) برابر ۰/۶۹ است؛ و احتمال ماندن در رژیم ۲ (انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۲) برابر ۰.۷۱ است. احتمال تغییر رژیم از رژیم ۲ به رژیم ۱ بیشتر است، به‌طوری‌که احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲ برابر ۰.۲۸۹۷۰۰۴ و احتمال انتقال از رژیم ۲ به رژیم ۱ برابر ۰.۳۰۰۴۸۳۳ است؛ که در (جدول ۹) نشان داده شده است:

جدول ۹. احتمالات گذار بین رژیم‌ها

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۶۹۹۵۱۶۷	۰/۳۰۰۴۸۳۳
رژیم ۲	۰/۲۸۹۷۰۰۴	۰/۷۱۰۲۹۹۶

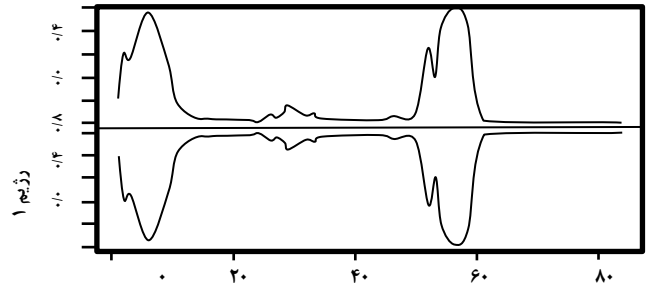
منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. متوسط طول دوره قرار گرفتن و انحراف معیار در هر رژیم را نشان می‌دهد

	میانگین	انحراف معیار	خطای استاندارد
طول دوره رژیم ۱	۲۲۱/۸	۸۴۲۲	۱۸۸/۳

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۱۰) مشاهده می‌شود متوسط طول دوره رژیم ۱ بیشتر از رژیم ۲ است.

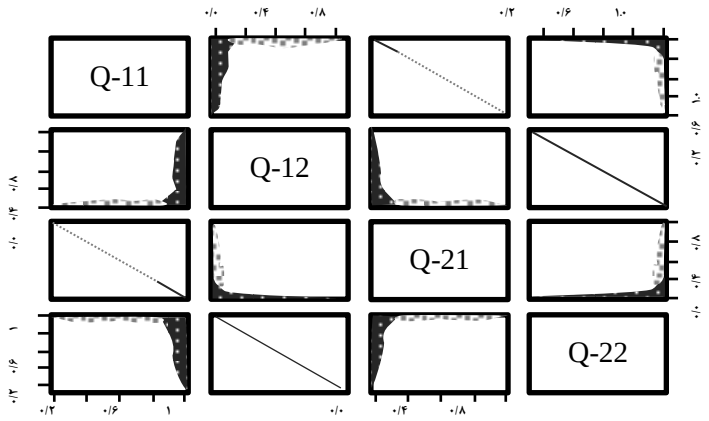


نمودار ۱. تعلق هر یک از دوره‌ها به رژیم‌های مورد نظر در نرم‌افزار R

منبع: خروجی نرم‌افزار

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

در (نمودار ۱) رژیم یک دوره کاهش قیمت نفت و سری دو دوره افزایش قیمت نفت را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در رژیم ۱ مشاهده می‌شود که قیمت نفت در دوره بین سال‌های ۸۹ -۱۳۸۸ و ۹۵ -۱۳۹۴ بیشترین کاهش را در داشته است.



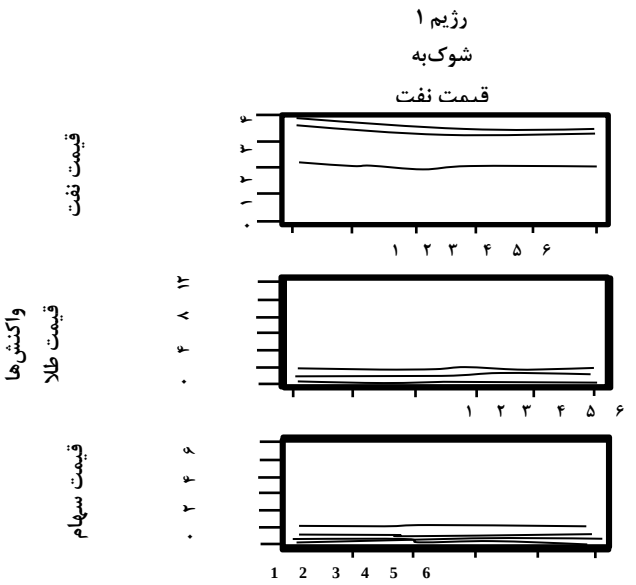
نمودار ۲. توزیع‌های پیشین و پسین پارامترهای مدل طبق فرآیند نمونه‌گیری گیبس

منبع: یافته‌های تحقیق

(نمودار ۲) نشان‌دهنده توزیع‌های پیشین و پسین پارامترهای مدل طبق فرآیند نمونه‌گیری گیبس است. همان‌طور که مشاهده می‌شود نقاط پررنگ از کمرنگ منفک می‌باشد و نشان‌دهنده این است احتمالات دو رژیم یکسان نیست؛ و پراکندگی داده‌ها در رژیم یک بیشتر از رژیم دو است. نقاط پررنگ رژیم ۱ و نقاط رژیم ۲ را نشان می‌دهد.

نمودارهای (۳) توابع واکنش آنی را برای هر یک از متغیرها به تفکیک رژیم‌ها نشان می‌دهد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]



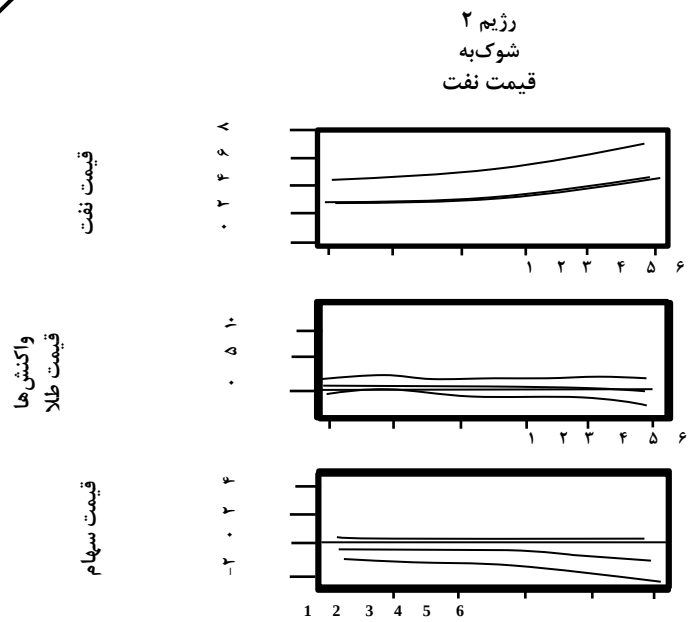
نمودار ۳. شوک قیمت نفت به متغیرها در رژیم ۱

منبع: یافته‌های تحقیق

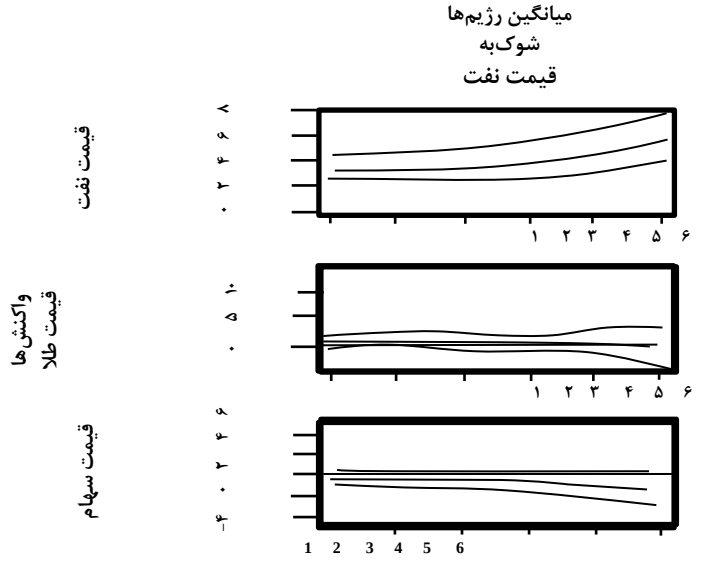
همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در رژیم ۱ شوک وارد شده به قیمت نفت (نمودار ۳) کاهش قیمت نفت را نشان می‌دهد و به‌واسطه پویایی‌های آن تأثیر آن به‌تدریج طی زمان کم می‌شود. تأثیر شوک قیمت نفت بر طلا باعث یک تأثیر مثبت در قیمت طلا و دارای ماندگاری طولانی می‌شود. تأثیر شوک قیمت نفت بر سهام باعث تأثیر مثبت بر شاخص قیمت سهام و تأثیر آن کند و به‌تدریج کاهش می‌یابد و شدت اثر آن بر سهام کمتر از طلاست. شوک قیمت طلا و سهام بر قیمت نفت اثری ندارد. به دلیل اینکه قیمت نفت به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شود و بازار سهام در ایران سهم ناچیزی بر تغییرات قیمت جهانی طلا و نفت دارد.

در (نمودار ۴) به دنبال شوک وارد شده به قیمت نفت، پویایی‌های قیمت نفت به‌گونه‌ای است که یک جهش رو به افزایش به قیمت نفت ایجاد می‌کند. شوک قیمت نفت تأثیر مثبت بر قیمت طلا دارد و از دوره ۵ به بعد تأثیر این شوک از بین می‌رود. از طرفی یک شوک مثبت قیمت نفت تأثیر منفی روی قیمت سهام دارد که به‌تدریج این تأثیر منفی کم می‌شود.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]



نمودار ۴. شوک قیمت نفت به متغیرها در رژیم ۲



نمودار ۵. میانگین شوک قیمت نفت به متغیرها

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

در (نمودار ۵) به‌طور متوسط شوک وارد شده قیمت نفت به‌واسطه پویایی قیمت نفت دارای یک جهش صعودی می‌باشد و تأثیر شوک قیمت نفت بر قیمت طلا مثبت می‌باشد، ولی از دوره ۵ به بعد تأثیر این شوک از بین می‌رود و نزولی می‌شود. از طرفی شوک قیمت نفت بر روی شاخص سهام تأثیر مثبت دارد ولی اثر این شوک به‌تدریج از بین می‌رود اثر آن منفی می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از این مطالعه بررسی رابطه میان قیمت طلا و شاخص سهام و نفت است. تجزیه و تحلیل‌ها برای دوره زمانی ۹۵-۱۳۸۸ به‌صورت ماهانه با استفاده از مدل مارکوف سوییچینگ بیزین VAR انجام می‌گیرد. برای تخمین مدل از نرم‌افزار R استفاده نمودیم. این مطالعه از تکنیک بیزین برای بررسی اثر تکانه قیمت نفت بر روی قیمت طلا و شاخص قیمت استفاده می‌کند. برای تعیین تعداد رژیم‌ها از آزمون LR و از الگوریتم مونت کارلو زنجیره مارکوف[1] و تابع پیشین سیمز و ژا-۳۸ (۱۹۹۸) برای تخمین مدل‌های بیزین و مارکوف-سوئیچینگ (MS-BVAR)[2] استفاده می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده از تجزیه و تحلیل مدل نشان می‌دهد در دوره‌های تحلیل دو رژیم وجود دارد که رژیم یک دوره‌های کاهش قیمت نفت و رژیم دو متناظر با دوره‌های افزایش قیمت نفت است. بر اساس احتمال رژیم، طول دوره رژیم یک بیشتر از دو است. پس از برآورد مدل مشاهده می‌شود در رژیم ۱ تأثیر شوک قیمت نفت بر طلا باعث یک تأثیر مثبت در قیمت طلا و دارای ماندگاری طولانی می‌شود. تأثیر شوک قیمت نفت بر سهام باعث تأثیر مثبت بر شاخص قیمت سهام و تأثیر آن کند و شدت اثر آن بر سهام کمتر از طلا می‌باشد. شوک قیمت طلا و سهام بر قیمت نفت اثری ندارد. به دلیل اینکه قیمت نفت به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شود و بازار سهام در ایران سهم ناچیزی بر تغییرات قیمت جهانی طلا و نفت دارد.

در رژیم ۲ به دنبال شوک وارد شده به قیمت نفت، پویایی‌های قیمت نفت به‌گونه‌ای است که یک جهش رو به افزایش به قیمت نفت ایجاد می‌کند. شوک قیمت نفت باعث

1. Markov chain Monte Carlo
2. Markov Switching- Bayesian Vector Auto Regressive

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

افزایش قیمت طلا می‌شود و از دوره ۵ به بعد تأثیر این شوک از بین می‌رود. از طرفی یک شوک مثبت قیمت نفت تأثیر منفی روی قیمت سهام دارد که به‌تدریج این تأثیر منفی کم می‌شود.

از سوی دیگر رویکرد بیزین برای اقتصادسنجی یک روش کلی برای ترکیب باور محقق با شواهد موجود در داده‌ها است. برخلاف رویکرد کلاسیک برای برآورد مجموعه‌ای از پارامترها، آمار بیزین مبتنی بر پیش فرض یک مجموعه‌ای از احتمالات پیشین در مورد پارامترهای اساسی تخمین زده شده می‌باشد.

به‌طورکلی جهت دستیابی به اهداف اصلی این پژوهش سؤالاتی بنانهاده شد که اکنون به بررسی رد یا قبول این سؤالات پرداخته خواهد شد. سؤالاتی که این تحقیق به دنبال بررسی آن است، عبارت‌اند از:

سؤال اول این تحقیق که عبارت بود از "رابطه غیرخطی میان قیمت نفت و طلا و میان قیمت نفت و سهام و قیمت سهام و طلا وجود دارد " بر اساس نتایج آزمون LR و BDS رابطه غیرخطی میان متغیرها وجود دارد.

سؤال دوم تحقیق که " اثر تکانه قیمت نفت بر روی قیمت سهام بسته به رژیم متفاوت است " بر اساس یافته‌های تحقیق مورد تأیید قرار می‌گیرد.

و درنهایت سؤال" اثر تکانه قیمت نفت بر روی قیمت طلا بسته به رژیم متفاوت است " رد می‌شود.

با توجه به نتایج به‌دست آمده پیشنهاد می‌شود:

۱. زمانی که افزایش یا کاهش قیمت نفت روی می‌دهد، رفتار بازار سهام و طلا در مقایسه با قبل، تغییرات قابل ملاحظه‌ای خواهد کرد. چنین پدیده‌ای اشاره به انتقال‌های رژیمی دارد و با مدل‌های سری زمانی خطی و معادله‌های ساده تبیین پذیر نیست. بنابراین، برای تبیین و تصریح بهتر پویایی‌های این بازارها از مدل سوئیچینگ مارکوف استفاده شود.

۲. به‌طورکلی مدل‌های خود رگرسیون برداری[1] دارای یک مشکل اساسی هستند. این مشکل که وفور پارامتر نامیده می‌شود، در مواردی که تعداد مشاهدات چندان زیاد نیستند (مانند ایران) بیشتر بروز می‌کند و پیش‌بینی‌های مدل را با

1. VAR

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

انحراف مواجه می‌کند. لذا باید به دنبال راهی بود که تعداد پارامترهای مدل را کاهش داده و مدل‌ها را مقید نمود. روش‌های بیزین به‌عنوان روشی برای غلبه به این مشکل می‌باشد.

۳. مدل‌های مارکوف سوئیچینگ قادر به تشخیص نوسانات اقتصاد کلان در حضور شکست‌های ساختاری است. این روش‌ها به پژوهشگران اجازه می‌دهد تا بر نقاط ضعف مدل‌های خطی با تقارن میان انبساط و انقباض غلبه کنند.

۴. با افزایش قیمت نفت، فشار تقاضای ناشی از افزایش درآمد واقعی کشور می‌تواند شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهد؛ بنابراین، با هدایت بخشی از درآمدهای ارزی به سرمایه‌گذاری در بخش بورس اوراق بهادار توازن عرضه و تقاضا در سهام عرضه‌شده حفظ می‌گردد.

منابع

پایتختی اسکویی، علی، شافعی احسان (۱۳۹۴)، بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تغییرات شاخص قیمت سهام در ایران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، جلد ۱۱، شماره ۴۷.

پورعبادالهان کویچ، محسن، اصغرپور، حسین و ذوالقدر، حمید (۱۳۹۳)، بررسی رابطه بین قیمت سهام و نرخ ارز در کشورهای صادرکننده نفت: رویکرد هم انباشتگی. فصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)، شماره ۵.

حسینی نسب ابراهیم، خضری، محسن و رسولی، احمد (۱۳۹۰)، تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه گزینی مارکوف. نشریه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲۹، صص ۶۰-۳۱.

صاحب هنر، حامد، ندری، کامران (۱۳۹۲)، تحلیل اثر افزایش درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد با رویکرد: BVAR مطالعه موردی ایران. فصل‌نامه اقتصاد انرژی، شماره ۹: صص ۱۴۹-۱۱۵.

صادقی شاهدانی، مهدی، صاحب هنر، حامد و عظیم‌زاده آرانی، محمد و حسینی دولت آبادی، مهدی (۱۳۹۱)، بررسی اثر شوک‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

استفاده از روش BVAR: مطالعه موردی ایران. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، شماره ۴: صص ۹۱-۱۲۴.

عباسی، غلامعلی و شفقت، مجتبی (۱۳۹۱)، بررسی تطبیقی اثر نوسانات قیمت نفت بر شاخص بازار بورس در کشورهای صادرکننده و وارد کننده نفت (مطالعه کشورهای ایران و آلمان). *کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری*، گرگان، دانشگاه جامع علمی کاربردی استان گلستان.

فطرس، محمد حسن و هوشیدری، مریم (۱۳۹۷)، ارتباط‌های پویا بین قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ ارز با شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، جلد ۱۴، شماره ۵۸.

مهدیلو، علی، اصغرپور، حسین و کریمی تکانلو، زهرا (۱۳۹۵)، بررسی رابطه علیت بین شاخص توسعه انسانی و رشد اقتصادی در ایران: با رویکرد مدل غیرخطی MS-VAR. فصل‌نامه برنامه‌ریزی و بودجه، شماره ۲، ۲۵-۵۳.

والتر اندرس (۱۳۹۱)، اقتصادسنجی سری زمانی با رویکرد کاربردی، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال پور، جلد دوم، انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).

هنرور، نغمه و کریم‌زاده سعید (۱۳۹۶) بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت نفت‌خام، قیمت طلا، شاخص قیمت مسکن و نرخ ارز در ایران با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، جلد ۱۳، شماره ۵۲.

Amisano G. Colavecchio R, (2013), Money Growth and Inflation: evidence from a Markov Switching Bayesian VAR. Department Socioeconomics. DEP (Socioeconomics) Discussion Papers Macroeconomics and Finance Series 4/20.

Arouri M. Nguyen D, (2011), Return and volatility transmission between world oil prices and stock markets of the GCC countries. *Econ, Model*,28(4),1815-1825.

Baur, D. G., & Lucey, B. M, (2010), Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. *Financial Review*, 45(2), 217-229.

Baur, D.G., T.K., McDermott, (2010),Is gold a safe haven? International evidence, *Journal of Banking and Finance*, 34: 1886–1898.

Bhunia, A, (2013), Cointegration and casual relationship among crude price, domestic gold price and financial variables: An evidence of BSE and NSE. *Journal of Contemporary Issues in Business Research*, 2: 1–10.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

Brock, William, Davis Dechert, Jose Scheinkman, and Blake Lebaron, (1997), A test for Independence Based Upon the Correlation Dimnsion." *Econometric Reviews* 15, 197-235.

Brandt, P and Freeman, J, (2006), Modeling Macro-Political Dynamics (online) available

from http://www.polisci.umn.edu/~freeman/brandt-freeman-2006.pdf (Accessed: 26th March 2015).

Canova, F, (2007), Methods for Applied Macroeconomic Research Princeton, Princeton University Press

Central Bank of Iran (www.cbi.ir).

Chan, K., F., Treepongkaruna, S., Brooks, R., Gray, S, (2011), Asset market linkages: Evidence from financial, commodity and real estate assets, *Journal of Banking and Finance*, (35):1415-1426.

Chinzara Z, (2011), Macroeconomic Uncertainty and Conditional Stock Market Volatility in South Africa. *South African Journal of Economics*, 79(1), pp 27-49.

Driffill, J., Sola, M, (1998), Intrinsic Bubbles and Regime Switching. *Journal of Monetary Economics*, 42 (2): 357- 373.

Ehrmann, M., Ellison, M. and Valla, N, (2003), Regime-Dependent Impulse Response Functions in a Markov-Switching Vector Autoregression Model. *Economics Letters*, 78, 295-299.

Fenchang, A., & Liangchou, H., & Mingchin, C, (2013), Interactive relationships between crude oil prices, gold prices, and the NT-US dollar exchange rate, *A Taiwan stud. Energy policy*,63, pp441-448.

Goldfeld S, M Quandt R. E, (1973), A Markov model for switching regressions. *Journal of econometrics*, *1*(1),pp 3.

Hamilton, J.D, (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57 (2): 357-384.

Hartmann, P., Straetmans, S., & De Vries, C. G, (2004), Asset market linkages in crisis periods. *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 313-326.

Jorion, P, (1990), The exchange-rate exposure of US multinationals. *Journal of business*, 331-345.

Koop G. Korobilis,D, (2010), Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics, *Foundations and Trends® in Econometrics*. Vol 3: No. 4, pp 267-358.

Krolzig, H. M, (1997), Markov-switching vector autoregressions(modelling, statistical interference, and application to business cycle analysis). *Lecture notes in economics and mathematical systems*.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

Kuan, C, (2002), The Markov Switching Model. Institute of Economics, Academia Sinica

Linking energies, food, and gold. *Economic Modelling*, 32: 15–22.

Mensi, W., M., Beljid, A., Boubaker, S. Managi, (2013), Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold. *Economic Modelling*, 32: 15–22.

Nason J. Tallman E. (2012), Business Cycles and Financial Crises: The Roles of Credit Supply and Demand Shocks. *the Fourth Financial Stability Conference of the International Journal of Central Banking*, held at the Hong Kong Monetary Authority, May 17–18, 2012.

Quandt, R, (1972), A new approach to Estimating switching Regressions. *Journal of the American Statistical Association* 67(1) 239-265.

Raymond J E, Rich R W, (1997), Oil and the macroeconomy: a Markov state switching approach. *Journal of Money, Credit, and Banking,* 29 (2): 193–213.

Sims C, A & Zha T, (1998), Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, pp 949-968.

Sjaastad, L. A., &Scacciavillani, F, (1996), The price of gold and the exchange rate. *Journal of international Money and Finance*, 15(6), 879-897.

Schwert G. W and Seguin P.J.(1990), Heteroskedasticity in stock returns. *Journal of Finance*, 45 (4): 1129-1155.

Turner, M. C., Startz, R. & Nelson, C. F, (1989), A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. *Journal of Financial Economics,* 25 (1): 3-22.

Zhu, H. M., & Li, S. F., & Yu, K, (2011), Crude oil shocks and stock markets: A panel threshold cointegration approach, *Energy Economics*, 33 (5): 987–994.

International Energy Agency (IEA).

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]

Investigating the Effect of Oil Price Shocks on Stock and Gold Prices During Periods of Decline and Increase in Oil Prices

Maryam Miladifar
Ph.D. Student of Financial and Monetary Economics, Islamic Azad University of Qazvin, Iran, maryam.miladifar@yahoo.com

Teymour Mohamadi[1]
Associate Professor at Allameh Tabataba'i University, Iran, atmahmadi@gmail.com

Beitollah Akbari Moghadam
Assistant Professor of Islamic Azad University, Qazvin, Iran, akbari.beitollah@gmail.com

Received: 2018/02/05 Accepted: 2019/10/06

Abstract

This paper presents a differentiated approach for assessing the effect of oil price changes on gold price and the stock index, during upward and downward movements, using the Markov Switching Bayesian VAR model to analyze data for Iran over the period 2009 to 2016. We study the non-linear relationship between the price of oil and gold and the stock market index during periods of price decrease (called data set 1) and periods of price increase (data set 2).

We use the Brock Dechert and Shinkman test and the likelihood ratio to prove that the relationship between the price of gold and the Tehran stock exchange index with oil price is nonlinear. We aim to examine the relationship between the prices of gold and the value of the Tehran stock exchange index, as two key financial assets, and oil prices during upward and downward price movements in a manner that leads to specific predictions. This research should allow investors to avoid losses due to decisions based on the thinking that the direction of causality between oil prices and asset prices remains the same during increasing and decreasing phases. The estimated values of our model suggest that during periods of declining oil prices gold and the stock exchange index both increase in value, while the impact on gold is greater than on the stock exchange index. We find that during periods of rising oil prices, gold prices also increase, while the value of the Tehran stock exchange index tends to be negative, though the rate of decrease slows down over time.

JEL Classification: C32, E32, H11, B23

Keywords: Markov's regime change approach, Shock oil price, Nonlinear effects, Iran

---

[1] Corresponding Auther

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-27]