

رابطه بازار مالی ایران با بازارهای داخلی و خارجی مبتنی بر تحلیل علیت در گشتاورهای توزیع

مریم مقدس بیات^۱

شمس‌اله شیرین بخش^۲

تیمور محمدی^۳

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۸/۲۰

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۱۷

چکیده

تحلیل و پیش بینی مناسب رفتار یک متغیر به تبیین درست الگوی آماری برای آن متغیر بستگی دارد. بدین معنا که متغیرهای گنجانده شده در الگوبه بهبود تبیین آن منجر گردد. این امر پژوهشگر را به مفهوم علیت هدایت می نماید. تاجندی پیش تحلیل روابط بین متغیرها در چارچوب رابطه علی محدود به گشتاور مرتبه اول و رابطه خطی بود که در صورت رد شدن این رابطه، متغیر از الگو کنار گذاشته می شد. اخیراً، تحلیل علیت در گشتاور مراتب بالاتر و به صورت غیرخطی مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. در روش نوین ممکن است متغیر مفروض علی حاوی اطلاعات منحصر به فردی برای برخی از گشتاورها و نه همه آن ها باشد. در این صورت حذف چنین متغیری از الگو به پنهان ماندن اطلاعات مهمی از رفتار واقعی متغیر مورد بررسی منجر می گردد. در این پژوهش تلاش بر آن است تا تحلیل جامعی از علیت در مراتب مختلف گشتاوری در چارچوب مدل میانگین شرطی خود بازگشت برداری چند رژیمه ارائه گردد. از این رو، متغیرهای شاخص آزادشاور بورس اوراق بهادار تهران، نرخ دلار بازار آزاد، قیمت نفت سبد اوپک و قیمت جهانی طلا انتخاب گردید تا رابطه علی از سوی بازارهای داخلی و خارجی به سوی بازار سهام مورد بررسی قرار گیرد. نتایج دلالت بر آن دارد که علیت در گشتاورهای توزیع از سوی متغیرهای ارز، نفت و طلا به سوی متغیر مالی وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: بازار مالی ایران، مدل خود بازگشتی برداری چند رژیمه، علیت در گشتاورهای توزیع.

۱- دکتری اقتصادسنجی، استادمدهو گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
moghaddasbayat.maryam@gmail.com

۲- هیات علمی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران.

۳- هیات علمی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

۱- مقدمه

افزایش کارایی، تولید و رشد اقتصادی نیازمند تجهیز منابع مالی و تخصیص بهینه آنها در اقتصاد است. این امر با کمک بازارهای مالی سازمان یافته و کارآمد میسر خواهد شد. در بازار مالی ارتباط میان پس انداز و سرمایه گذاری فراهم می گردد. تاثیر این ارتباط بر طرف عرضه می تواند به افزایش کارایی منجر گردد. بر این اساس، لازم است تا عوامل موثر بر تحولات بازار مالی مورد شناسایی قرار گیرد. بازار سرمایه علاوه بر تاثیر پذیری از عوامل نظیر ترجیحات، میزان ریسک پذیری سرمایه گذاران و نرخ تنزیل تحت تاثیر اطلاعات سایر بازارها نیز قرار دارد. در این راستا آگاهی از تعامل بازار مالی با سایر بازارها یک ضرورت است. تحلیل متغیر مالی بدون در نظر گرفتن روابط آن با سایر متغیرها ممکن است به پنهان ماندن اطلاعات مهمی از رفتار واقعی متغیر مورد نظر منجر گردد. این پدیده مارا به مفهوم علیت هدایت می نماید. تحلیل شناخته شده علیت گرنجر به توضیح پویایی روابط بین متغیرها در چارچوب پیش بینی می پردازد. بدین معنا که چنانچه متغیری علیت گرنجر متغیر دیگر باشد، اطلاعات گذشته آن به بهبود پیش بینی متغیر دوم منجر می گردد. از این رو، می توان نتیجه گرفت که متغیر علی حاوی اطلاعات منحصر به فردی برای متغیر دوم است. آگاهی از این اطلاعات به تبیین مدلی مناسب با لحاظ متغیرهای ضروری و در نتیجه کاهش تورش و بهبود پیش بینی می انجامد. نتایج چنین مدل هایی در پیش بینی سیاست گذاری های اقتصادی مورد استفاده قرار می گیرد.

در مدل های آماری خطی، اگر متغیر x برای y علیت گرنجر نباشد تغییری در گشتاورهای پیش بینی y با وبدون اطلاعات موجود در x ایجاد نمی گردد. در این صورت متغیر x از الگوی متغیر y کنار گذاشته می شود. زیرا حاوی اطلاعات ارزشمندی برای y نبوده و تبیین الگوی را بهبود نمی بخشد. اما اگر مدل آماری غیر خطی باشد، این شرط نقض می گردد. بدین معنا که ممکن است متغیر x برای برخی از گشتاورهای y

ونه تمامی آن ها، حاوی اطلاعات منحصر به فردی بوده و در نتیجه در برخی از گشتاورها رابطه علی برقرار گردد. از این رو، استفاده از این اطلاعات در تبیین الگوی متغیر y امری ضروری خواهد بود. زیرا حضور متغیر x به بهبود الگوی تبیینی برای y منجر می گردد. این مسئله در مورد متغیرهای مالی از اهمیت بالایی برخوردار است. زیرا تبیین مناسب گشتاورهای توزیع در متغیر مالی (به ویژه تا مرتبه چهارم) به تبیین مناسب رفتار این متغیر منجر می گردد. تبیین مناسب رفتار متغیر نیز به کاهش تورش و کارآمدی پیش بینی الگوی برآوردی می انجامد. امروزه، اهمیت این تحلیل سبب گردیده تا پژوهشگران حوزه اقتصادسنجی تنها به تحلیل علیت در گشتاور مرتبه اول اکتفا نکرده و گشتاورهای مراتب بالاتر را نیز مورد بررسی قرار دهند. از این رو، پژوهش های بسیاری در مورد بازارهای بین المللی و ارتباط آن ها با یکدیگر در کشورهای مختلف و با روش های متنوع انجام شده است. پیچیدگی روشهای تحلیل علیت برای گشتاورهای مراتب بالاتر از ۱ در الگوی میانگین شرطی سبب گردیده تا اقتصاددانان تاکنون از این جنبه مورد تحلیل قرار نگیرند. از این رو، در این مقاله تلاش بر آن است که تحلیل رابطه علی گرنجر برای بازار مالی ایران را نه تنها در گشتاور مرتبه اول، بلکه در گشتاورهای مراتب بالاتر توزیع و رژیم های مارکف در الگوی میانگین شرطی مورد بررسی قرار گیرد. این الگوی میانگین شرطی با رهیافت بیزی و بیش از دو رژیم تبیین می گردد که ارثه ای نوین از این تحلیل ها باشد. این امر سبب می گردد که تا متغیری به نادرست از الگو حذف نگردد و ویژگی های آماری متغیر وابسته به خوبی تبیین گردد که مزیت استفاده از این رویکرد و تکنیک های پیچیده مورد استفاده می باشد. ارائه چنین تحلیل جامعی در الگوی میانگین شرطی با بهره مندی از ویژگی های رهیافت بیزی، نوآوری است که این پژوهش به آن اهتمام ورزیده است.

وفیشر^۱(۱۹۸۰)، اساساً نرخ ارز را از طریق موازنه حساب جاری تعیین می‌گردد. فرض بر آن است که نرخ ارز بر رقابت پذیری بین المللی و موازنه بازرگانی اثر گذار است. کاهش ارزش پول داخلی شرایط رقابت را برای بنگاه های داخلی بهبود می بخشد که به نوبه خود به افزایش در صادرات و گردش وجوه نقد آتی این بنگاه ها منجر می گردد. در نتیجه، گردش وجوه نقد بنگاه ها افزایش می یابد. بنابراین سهام بنگاه های صادرات محور مورد توجه فعالین بازار سرمایه قرار می گیرد و قیمت های سهام در واکنش به انتظار افزایش در گردش وجوه نقد بنگاه ها افزایش می یابد.

بر اساس رویکرد سهام محور، نرخ ارز در رابطه با عرضه و تقاضای سهام تعیین می گردد. در این زمینه، دو نوع الگو مطرح می باشد:

- الگوی موازنه موجودی دارایی اسنادی
- الگوی پولی

نوسانات نرخ ارز در موازنه دارایی های مالی داخلی و خارجی تعریف می گردد. با این رویکرد، افزایش بازده دارایی داخلی مثل سهام به افزایش ارزش پول داخلی منجر می گردد. توضیح این پدیده، ازدوکانال (مستقیم و غیرمستقیم) مطرح می گردد. بر اساس کانال مستقیم، افزایش بازده قیمت سهام داخلی انگیزه ای برای سرمایه گذاران دارایی های بین المللی در بازبینی موجودی دارایی اسنادی و گزینش دارایی های پربازده ایجاد می کند. بنابراین با مدیریت بهینه پرتفو، سرمایه گذاران به طور همزمان به خرید دارایی های داخلی بیشتر و فروش دارایی های خارجی می پردازند. بدین ترتیب، بازار سرمایه بر نرخ ارز اثر گذار است.

کانال غیرمستقیم چنین تبیین می گردد که افزایش بازده دارایی داخلی به افزایش ثروت منجر می گردد که در نتیجه تقاضا در بین سرمایه گذاران داخلی افزایش یافته و نرخ بهره را افزایش می دهد. با افزایش نرخ بهره، تقاضای خارجی برای پول داخلی به منظور خرید دارایی های داخلی افزایش می یابد. بر این اساس، افزایش بازده دارایی داخلی به افزایش ارزش

ادامه مباحث در چند بخش مجزا شده است. بخش دوم به مبانی نظری می پردازد. پیشینه تحقیق در بخش سوم ارائه می گردد. بخش چهارم به مدل تحقیق و روش برآورد اختصاص یافته است. داده ها و نتایج تجربی و همچنین نتیجه گیری در بخشهای پنجم و ششم بیان می گردد.

۲- مبانی نظری

از دیدگاه اقتصاد کلان نقش بازارهای مالی در اقتصاد در موارد زیر خلاصه می گردد:

- جمع آوری پس اندازهای راکد و انباشت سرمایه برای تجهیز منابع مالی و بکارگیری آن در تولید.
- کنترل حجم نقدینگی و تورم.
- افزایش اشتغال و کمک به حفظ تعادل اقتصادی.
- فراهم نمودن توزیع عادلانه ثروت از طریق گسترش مالکیت عمومی و افزایش درجه نقدشوندگی ثروت.

موارد فوق اهمیت بازاریابی و ضرورت شناخت عوامل موثر بر آن را روشن می سازد. در این راستا، مطالعه تعامل بین بازارها مطرح می گردد. از آن جمله می توان به بازار ارز اشاره نمود. بازار ارز حاوی اطلاعات ارزشمندی می باشد به نحوی که برخی این بازار را کانال انتقال اخبار به اقتصاد مالی می دانند. نظریه های اقتصادی مبین آن است که تعامل بازار ارز مالی به طرق متعدد می تواند صورت گیرد. در این رابطه رویکردهای نظری به دو گروه عمده طبقه بندی می شوند:

- رویکرد جریان محور^۱
- رویکرد سهام محور^۲

مبانی نظری رویکرد جریان محور مبتنی بر دورنبوش و فیشر^۳(۱۹۸۰) و رویکرد سهام محور مبتنی بر برنسون^۴(۱۹۸۳) می باشد. بر اساس الگوی دورنبوش

۳- پیشینه تحقیق

تویوشیما^۸ (۲۰۱۸)، رهیافت دو مرتبه ای را برای تحلیل علّیت در گشتاور رتبه اول (میانگین) و گشتاور مرتبه دوم (واریانس) مورد استفاده قرار داد. در این مقاله از داده های بازار مسکن و سهام کسور انگلستان استفاده شده است. نتایج این تحلیل نشان می دهد که برخلاف پژوهش های گذشته که یک رابطه یک طرفه از طرف بازار مسکن به سمت بازار سهام، رابطه علّی بین این دو بازار دوسویه می باشد. علاوه بر آن، علّیت در گشتاور مرتبه دوم از سمت بازار مسکن به سمت بازار سهام شناسایی شد.

کندلن و توکپاوی^۹ (۲۰۱۶)، از آزمون نا پارامتری علّیت در توزیع برای بررسی وابستگی متقابل و اثر سرریز بازارهای مالی در بین ۱۲ کشور اروپایی استفاده کردند. بدین منظور از شاخص سهام با فراوانی روزانه استفاده شده است. نتایج آزمون وجود اثر سرریز را در بین بازارهای مالی در دوره های بحرانی بازار به صورت نامتقارن تایید می نماید. بدین معنا که ارتباط بازارهای مالی در زمان کساد قوی تر از زمان رونق بوده است. اما شواهد برای وجود وابستگی متقابل بین بازارهای مالی وجود ندارد. براین اساس رابطه علّیت گرنجر بلند مدت بین بازارها وجود نداشته و این رابطه در کوتاه مدت بین بازارهای مالی کشورهای اروپایی برقرار است. در نظر گرفتن این یافته در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی توصیه شده است.

تیواری و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۵)، علّیت گرنجر را بین قیمت سهام و رشد اقتصادی کشور هند مورد بررسی قرار داده است. این تحلیل وجود علّیت از سمت قیمت های سهام به سمت فعالیت اقتصادی در فراوانی کمتر از ۰/۴ را مورد تایید قرار می دهد. اما در سایر فراوانی ها رابطه علّی مشاهده نشده است. در نتیجه در این مقاله توصیه می گردد که در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی هند شرایط محیطی بازار سهام مورد توجه قرار گیرد.

گوتته^{۱۱} (۲۰۱۴)، از مدل MS^{۱۲} و الگوریتم پیشینه یابی انتظاری برای تبیین رفتار نرخ ارز (یورو/ دلار) و قیمت نفت برنت استفاده نمود. نتایج این تحقیق نشان

پول داخلی منجر می شود. در هر صورت تمامی این نظریه ها به اثر گذاری بازار سرمایه بر بازار ارز در اقتصاد های توسعه یافته و بورس های کارا دلالت دارد. اما این رابطه در مورد کشورهای در حال توسعه با بازارهای سرمایه نوظهور در مقابل بازار ارز های عمده لازم است تا مورد بررسی قرار گیرد.

پژوهش ها نشان می دهد که علاوه بر بازار ارز، اطلاعات بازارهای نفت و طلا نیز می تواند بر بازار مالی اثرگذار باشد. یکی از منابع مهم تامین ارز در کشورهای صادر کننده نفت، درآمد حاصل از فروش نفت می باشد. در نتیجه، تکانه های بازار نفت بر اقتصاد این کشورها اثرگذار است. خیمینز رودریگز و سانچز^۵ (۲۰۰۵)، افزایش درآمد ناشی از نفت را سبب افزایش مخارج مصرفی و سرمایه گذاری می داند. این پژوهش افزایش درآمد نفتی را سبب افزایش بهره وری اقتصاد و توسعه بازارهای مالی می داند. شیرین بخش و مقدس بیات (۲۰۱۱)، نیز در تحلیل جامعی از اقتصاد ایران به نشان دادند که بخش های مختلف اقتصاد ایران به تکانه های نفتی واکنش نشان می دهند.

در همین رابطه استفاده از اطلاعات بازار طلا نیز مورد اهمیت است. به طور کلی قیمت طلا از برآیند نیروهای مختلف در بازارهای بین المللی حاصل می گردد. از این رو استفاده از داده های این متغیر می تواند طیف وسیعی از اطلاعات را در دسترس قرار دهد. لورنس^۶ (۲۰۰۳) دریافت که وابستگی معناداری بین تغییرات قیمت طلا و برخی از متغیرهای کلان اقتصادی مثل تورم، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره وجود دارد. بئاتور و لوسی^۷ (۲۰۱۰) دریافتند که طلا می تواند در مقابل ریسک های مالی به عنوان ابزار مصون سازی عمل کند و پناهگاه سرمایه گذاران هنگام شرایط نابسامان بازارهای مالی باشد. در نتیجه در کنار اثر اولیه تکانه بازارها بر اقتصاد، اثر ثانویه ای نیز از طریق ارتباط بازارهای مذکور با بازار مالی و تاثیرات آن بر رفتار متغیر مالی امکان پذیر است. براین اساس، وجود رابطه بین بازارهای نفت، ارز و طلا با بازار مالی ایران محتمل می باشد.

فرانسه، ژاپن و آلمان به عنوان واردکننده نفت و کشورهای عربستان سعودی، کویت، مکزیک، نروژ، روسیه، ونزوئلا و کانادا به عنوان صادرکننده نفت در نظر گرفته شده اند. نتایج نشان می دهد که قدرت توضیح دهندگی تکانه قیمت نفت در نوسانات قیمت سهام در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای وارد کننده نفت قوی تر است. علاوه بر آن، نقش تکانه نفتی در نوسانات سهام به میزان اهمیت نفت در اقتصاد کشور مورد بررسی بستگی دارد. بر این اساس، استفاده از داده های بازار نفت برای بازار مالی توصیه شده است.

بالسیلار و ازدمیر^{۱۷} (۲۰۱۳)، از مدل MSVAR برای تحلیل علّیت گشتاوری گرنجر بین قیمت های نفت و بازده سهام آمریکا استفاده نموده است. نتایج مدل نشان می دهد که رابطه علیّی از سمت نفت به سمت شاخص سهام وجود دارد. در مقابل، شواهد ضعیفی برای پیش بینی قیمت نفت توسط داده های بازده سهام حاصل شده است. بدین ترتیب اطلاعات بازار نفت حاوی اطلاعات مفیدی برای بازار مالی آمریکا می باشد.

سمانتا و زد^{۱۸} (۲۰۱۲)، قیمت جهانی طلا، قیمت نفت، سهام دوجونز^{۱۹} و دلار آمریکا را مورد تحلیل علّیت گرنجر قرار داد. نتایج آزمون علّیت گرنجر نشان می دهد که رابطه علیّی از سوی سهام و طلا به سوی نفت و ارز وجود دارد. همچنین، بین سهام و طلا رابطه علیّی دوطرفه برقرار است. علاوه بر آن، رابطه علیّی دوطرفه بین نفت و ارز نیز وجود دارد.

۴- مدل تحقیق و روش برآورد

انتخاب رهیافت بیزی برای این پژوهش به دلایل زیر صورت گرفته است:

(۱) دو گونه ناطمینانی در برآورد مطرح می باشد:

- ناطمینانی در برآورد پارامترها
- ساخت فرضیه صفر

در این رابطه رهیافت بیزی ناطمینانی در برآورد پارامترها را با استفاده از مفهوم چگالی احتمال منظور

می دهد که مدل های MS به خوبی قادر است تا ویژگی های مهمی همچون انتقال، ناهمسانی واریانس و وقوع دوره های بحرانی را در داده های منظور نموده و رفتار متغیرها را به طور مناسب تبیین نماید. در نتیجه استفاده از این نوع مدلها در تبیین رفتار واقعی متغیرها توصیه شده است.

منسی و همکاران^{۱۳} (۲۰۱۴)، برای تحلیل رفتار نرخ ارز در اقتصادهای وابسته به نفت، کشور عربستان سعودی را مورد مطالعه قرار داده است. نتایج این تحقیق دلالت بر آن دارد که رفتار نرخ ارز علاوه بر آن که تحت تاثیر سیاست گذاری های ارزی مقامات پولی این کشور است، نوسانات قیمت اوراق بهادار و سهام نیز بر رفتار این متغیر اثرگذار است.

فهمی و همکاران^{۱۴} (۲۰۱۴)، رابطه طلا، نفت، نرخ ارز و سهام را در کشورهای آسیای جنوب شرقی (مالزی، تایلند و اندونزی) مورد مطالعه قرار داده است. نتایج تحلیل علّیت گرنجر نشان می دهد که طلا و نفت علّیت نرخ ارز و سهام نیستند. در حالی که بین نرخ ارز و سهام رابطه علیّی دوطرفه برقرار است. علاوه بر آن، نتایج این تحقیق بوجود همبستگی پویا در بین متغیرهای مورد بررسی دلالت دارد. از این رو، لحاظ نمودن اطلاعات و نوسانات سایر بازارها در سیاست گذاری ها اقتصادی این کشورها توصیه شده است.

بوهونیا و پکیرا^{۱۵} (۲۰۱۴)، اثر طلا و نرخ ارز بر سهام کشورهای مورد بررسی قرار داده است. در دوره مورد بررسی از یک سو افزایش مداوم قیمت طلا، سرمایه گذاری در بازار سرمایه را کاهش داده است. از سوی دیگر، نوسانات نرخ ارز نیز بر مبادلات بین المللی و در نتیجه بازار سرمایه اثرگذار بوده است. نتایج این مطالعه نشان می دهد که علّیت دو طرفه بین طلا و ارز وجود دارد. علاوه بر آن، وجود رابطه علیّی از سوی بازار ارز و طلا به سوی بازار مالی هند مورد تایید قرار گرفته است.

ونگ و همکاران^{۱۶} (۲۰۱۳)، رابطه قیمت نفت و بازارهای سهام را مورد بررسی قرار داده است. در این مقاله، کشورهای چین، کره، هند، ایتالیا، انگلیس،

رابطه (۱)

$$Y_t = (y_1, \dots, y_t) \in (R^n)^t; Q = (q_{i,j})_{(i,j) \in H \times H} \in R^{h \times h} S_t = (s_0, \dots, s_t) \in H^{t+1}; S_{t+1}^T = (s_{t+1}, \dots, s_T) \in H^{T-t}$$

ماتریس Q مقید به شرط $\sum_{i \in H} q_{i,j} = 1$ است. فرایندهای مارکف، حاصل ضرب تانسور^{۲۳} ماتریس های تغییر وضعیت مستقل می باشند. چنانچه K فرایند مارکف مستقل در نظر باشد، عبارات زیر قابل تعریف است:

رابطه (۲)

$$Q^1 \otimes \dots \otimes Q^K$$

سیستم معادلات نیز تحت مدلی زیر تعریف می گردد:

رابطه (۳)

$$Y = \mu(s_t) + \sum_{i=1}^p y'_{t-i} \mathcal{A}_i(s_t) + \varepsilon'_t; 1 \leq t \leq T$$

که در آن ε_t ، تکانه های تصادفی غیر قابل مشاهده می باشد و نمادهای زیر معرفی می گردد:

رابطه (۴)

$$y_{t-i} = \begin{pmatrix} y_{t-i} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{pmatrix}, \mathcal{A}_i(s_t) = \begin{pmatrix} \mathcal{A}_1(s_t) \\ \vdots \\ \mathcal{A}_p(s_t) \end{pmatrix}, Y_t = \begin{pmatrix} y'_1 \\ \vdots \\ y'_t \end{pmatrix}, S_t = \begin{pmatrix} s_0 \\ \vdots \\ s_t \end{pmatrix}$$

درستنمایی^{۲۴}، به طریق بازگشتی معین می گردد:

رابطه (۵)

$$p(y_t | Y_{t-1}, \theta, Q) = \sum_{s_t \in H} p(y_t | Y_{t-1}, \theta, Q, s_t) p(s_t | Y_{t-1}, \theta, Q)$$

با استفاده از قانون بیز، توزیع پسین عبارت است از:

رابطه (۶)

$$p(\theta, Q | Y_T) \propto p(\theta, Q) p(Y_T | \theta, Q)$$

می نماید. در توزیع بیزی (برخلاف رهیافت کلاسیک)، لازم نیست که فرضیه صفر آشیانی^{۲۰} باشد.

(۲) پیش بینی در شرایط نا اطمینانی و غیر قابل مشاهده صورت می گیرد. در این پژوهش نیز رابطه علی بر اساس پیش بینی تک مرحله ای ارزیابی می گردد که با محاسبه احتمال پسین به لحاظ نمودن این نا اطمینانی اقدام می گردد.

(۳) از آنجا که هدف این پژوهش بررسی رابطه علی در گشتاورهای توزیع می باشد، اساسا نیاز به توزیع پارامترهای برآوردی می باشد که تنها با رهیافت بیزی به این توزیع می توان دست یافت.

به این ترتیب این امکان فراهم می شود تا مفهوم علیت را نه تنها در گشتاور مرتبه اول، بلکه در گشتاورهای مراتب بالاتر توزیع مورد بررسی قرار گیرد. همچنین، نا اطمینانی ها لحاظ می گردد. این چهارچوب شرایط نوآوری رافراهم می آورد. این نوآوری در مقایسه با پژوهش های قبلی در دو زمینه مطرح می باشد:

- پژوهش های داخلی تنها به تحلیل علیت گرنجر در گشتاور مرتبه اول پرداخته اند.
- پژوهش های خارجی با چارچوبی متفاوت از این پژوهش به تحلیل علیت مراتب بالاتر پرداخته اند.

۴-۱- معرفی مدل MSBVAR^{۲۱}

نخست، متغیرهای تصادفی (Y_t, θ, Q, S_t) با نمادهای زیر معرفی می گردد. که در آن Y_t متغیرهای درون زای سیستم، H مجموعه محدود با h مولفه $\{1, \dots, h\}$ ماتریس تغییر وضعیت مارکف^{۲۲} و $q_{i,j}$ نیز احتمال آن است که متغیر وضعیت s_t برابر i بوده، مشروط بر آن که s_{t-1} برابر j باشد.

۴-۲- علیت گرنجر

فرض ناعلیت^{۳۲} گرنجر مرتبه اول به صورت زیر تعریف می شود:

رابطه (۷)

$$\mathbb{E}\{x_{i,t+1} | \mathcal{T}(t)\} = \mathbb{E}\{x_{i,t+1} | \mathcal{T}_i(t)\}$$

بدین مفهوم که اگر گشتاور مرتبه اول پیش بینی متغیر x_i نسبت به حضور متغیر مفروض علی و عدم حضور آن ناورد^{۳۳} باشد، ناعلیت مرتبه اول برقراری باشد. فرض ناعلیت مرتبه دوم مبتنی بر گرنجر وهمکاران (۱۹۸۶)، به صورت زیر بیان می گردد:

رابطه (۸)

$$\mathbb{E}\left\{ \left[x_{i,t+1} - \mathbb{E}\{x_{i,t+1} | \mathcal{T}(t)\} \right]^2 \middle| \mathcal{T}(t) \right\} \\ = \mathbb{E}\left\{ \left[x_{i,t+1} - \mathbb{E}\{x_{i,t+1} | \mathcal{T}_i(t)\} \right]^2 \middle| \mathcal{T}_i(t) \right\}$$

بدین مفهوم که اگر گشتاور مرتبه دوم پیش بینی متغیر x_i نسبت به حضور متغیر مفروض علی و عدم حضور آن ناورد^{۳۴} باشد، ناعلیت مرتبه دوم برقراری باشد. فرض ناعلیت در توزیع بر اساس فلورنس و موجارت^{۳۴} (۱۹۸۲ و ۱۹۸۵) به صورت زیر تعریف می شود:

رابطه (۹)

$$\mathcal{G}_{t+1}(x_{i,t} - \mathbb{P}\{x_{i,t+1} | \bar{x}(t)\}) \\ = \mathcal{F}_{t+1}(x_{i,t} - \mathbb{P}\{x_{i,t} | \bar{x}_i(t)\})$$

که در آن \mathcal{F}_{t+1} و \mathcal{G}_{t+1} توزیع شرطی $x_{i,t}$ می باشد. بدین مفهوم که اگر توزیع شرطی پیش بینی متغیر x_i نسبت به حضور متغیر مفروض علی و عدم حضور آن ناورد^{۳۵} باشد، ناعلیت در توزیع برقراری باشد. چنانچه در قالب مدل MS فرض ناعلیت مرتبه اول، دوم و یا توزیع از سوی متغیر اول به سمت متغیر دوم رد گردد، متغیر اول علیت در رژیم متغیر دوم می باشد.

که در آن θ ماتریس پارامترهای الگو می باشد. از آنجا که چگالی پسین نامشخص است و در نتیجه شبیه سازی مستقیم MCMC^{۲۵} ناکارامی باشد، برای بدست آوردن چگالی پسین توام تجربی^{۲۶} $\mathcal{P}(\theta, Q, S_T | Y_T)$ از توزیع های پسین شرطی به طور متناوب نمونه گیری می شود. لازم به بیان است که چگالی پیشین در الگوی MSBVAR، چگالی پیشین سیمز- جا^{۲۷} می باشد. در این چارچوب مقادیر پیشین به صورت زیر در نظر می باشد:

$$\lambda_0 = 0.55, \lambda_1 = 0.34, \lambda_3 = 2, \\ \lambda_4 = 0.02, \lambda_5 = 1, \mu_5 = 0, \mu_6 = 0$$

چگالی پیشین، مقادیر پیراسته در فضای پارامترها از چگالی نرمال k متغیره $I_{\theta \in \Theta}(\cdot, \text{diag}(1))$ ، با میانگین صفر، مقدار ۱ برای مولفه های روی قطرو صفر برای مولفه های غیرقطری ماتریس کواریانس در نظر می باشد. همچنین، به منظور شبیه سازی کرنل چگالی پسین از الگوریتم متروپولیس هستینگز که الگوریتم شبیه ساز از گونه زنجیره مارکف می باشد، استفاده شده است. به منظور اجتناب از چسبندگی در زنجیره مارکف، تعدادی از قرعه^{۲۸} های اولیه سوخت^{۲۹} شده و پس از انجام تعداد مطلوبی تکرار، قرعه های پسین حاصل می گردد.

ماتریس تغییر وضعیت (انتقال) Q با چگالی دریکله^{۳۰} به صورت زیر در نظر می باشد:

$$\mathcal{P}(Q) = \prod_{j \in H} \left[\Gamma\left(\sum_{j \in H} \alpha_{ij}\right) / \prod_{j \in H} \Gamma(\alpha_{ij}) \right] \times \prod_{j \in H} q_{ij}^{\alpha_{ij}-1}$$

که در آن $\Gamma(0)$ تابع گاما استاندارد^{۳۱} است. برای مثال ماتریس تغییر وضعیت سه رژیمه به شکل زیر تعریف می گردد:

p_{11}	p_{12}	p_{13}
p_{21}	p_{22}	p_{23}
p_{31}	p_{32}	p_{33}

زنجیره مارکف به دو فرایند مستقل تقسیم می‌گردد. در نتیجه، این امکان فراهم می‌گردد که ضرایب الگو در دو زیرسیستم نسبت به رژیم وردا بوده و در عین حال مستقل باشند. براین اساس، فرض می‌گردد که $s_{\gamma,t}$ و $s_{\lambda,t}$ به ترتیب فرایند مارکف q_{γ} و q_{λ} وضعیت باشند مشروط بر آن که $s_{\gamma,t}$ و $s_{\lambda,t}$ مستقل بوده و $q = q_{\gamma} q_{\lambda}$ می‌باشد. به این منظور نمادهای زیر در نظر گرفته می‌شود:

رابطه (۱۳)

$$pr \left[s_{l,t} = j_l \mid s_{l,t-1} = i_l \right] = \mathcal{P}^{(l)}_{i_l j_l}; pr[s_t = j] = \pi_j; p' \pi = \pi$$

که در آن π_j احتمال ارگودیک می‌باشد. اکنون، x_t براساس $(s_{i,t}, i = 1, 2)$ به $x_{i,t}$ افراز می‌گردد:

رابطه (۱۴)

$$x_t = \mu_{(s_t)} + \sum_{k=1}^p A_{s_t}^{(k)} x_{t-k} + \varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} X_{\lambda,t} \\ X_{\gamma,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{\lambda,st} \\ \delta_{\gamma,st} \end{bmatrix} D_t + \sum_{k=1}^p \begin{bmatrix} \alpha^{(k)}_{\lambda 1,st} & \alpha^{(k)}_{\lambda 2,st} \\ \alpha^{(k)}_{\gamma 1,st} & \alpha^{(k)}_{\gamma 2,st} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{\lambda,t-1} \\ X_{\gamma,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\lambda,t} \\ \varepsilon_{\gamma,t} \end{bmatrix}$$

اگر معادله متغیرموردبررسی (بازار مالی) به صورت زیر تعریف شود:

رابطه (۱۵)

$$x_{\gamma,t} = \mu_{\gamma,st} D_t + \sum_{k=1}^p \left(a^{(k)}_{\gamma 2,st} x_{\gamma,t-1} + a^{(k)}_{\gamma 1,st} x_{\lambda,t-1} + a^{(k)}_{\gamma 3,st} x_{\lambda,t-1} + \varepsilon_{\gamma,t} \right)$$

در این معادله $\omega_{\gamma\lambda}$ واریانس $\varepsilon_{\gamma,t}$ مشروط بر s_t با نماد $\omega_{\gamma\lambda}$ تعریف می‌شود. چنانچه، فرض شناخته بودن

برای بررسی علیت در یک سیستم متشکل از فرایند تصادفی چندمتغیره $\{y_t : t \in Z\}$ ، متغیرها به صورت زیرنمادگذاری می‌شود:

رابطه (۱۰)

$$y_t = (y_{\lambda,t}, y_{\gamma,t}, y_{\gamma,t}, y_{\lambda,t})'$$

به طوری که متغیرهای موردنظر جهت بررسی رابطه علی $y_{\lambda,t}$ و $y_{\gamma,t}$ می‌باشد. متغیرهای $y_{\gamma,t}$ و $y_{\lambda,t}$ متغیرهای کمکی می‌باشد. سپس، $\mathcal{V}_{\gamma,t}$ و $\mathcal{V}_{\lambda,t}$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

رابطه (۱۱)

$$\mathcal{V}_{\lambda,t} = (y_{\lambda,t}', y_{\gamma,t}')', \mathcal{V}_{\gamma,t} = (y_{\gamma,t}', y_{\lambda,t}')', y_t = \begin{bmatrix} \mathcal{V}_{\lambda,t} \\ \mathcal{V}_{\gamma,t} \end{bmatrix}$$

فرض می‌شود که تابع چگالی احتمال

$f_t(y_t | y_{t-1}; \theta)$ به ازای $t \in \{1, 2, \dots, T\}$ وجود

دارد. پارامترها و فضای پارامتری با نماد θ و Θ در نظر گرفته می‌شود. Θ زیرمجموعه فضای اقلیدسی k بعدی (\mathbb{R}^k) می‌باشد. براین اساس، تابع چگالی احتمال به ازای $\theta \in \Theta$ اندازه پذیر بوده و در فضای نمونه پیوسته باشد. برای نمونه، $y_{\lambda,t}$ و $y_{\gamma,t}$ رابطه علی بازار مالی با یک بازار مورد نظر پژوهشگر را در حالی بررسی می‌کند که متغیرهای کمکی $y_{\gamma,t}$ و $y_{\lambda,t}$ شامل داده های سایر بازارهای تعریف شده در سیستم می‌باشد.

در الگوی میانگین شرطی، به منظور بررسی نا علیت لازم است تا فرایند مارکف پنهان δ_t به دو زیرفرایند $\delta_{i,t}$ مبتنی بر \mathcal{V}_{it} تجزیه شود به نحوی که هر یک دارای \mathcal{M}_i وضعیت باشند. در این صورت، پیش بینی رژیم متغیر وضعیت $\delta_{\lambda,t+1}$ مستقل بوده و هیچ اطلاعاتی در $\mathcal{V}_{\gamma,t}$ برای $\delta_{\lambda,t+1}$ وجود ندارد اگر شرط زیر برقرار باشد:

رابطه (۱۲)

$$pr \left[\left(\delta_{\lambda,t+1}, \delta_{\gamma,t+1} \right) = (j_{\lambda}, j_{\gamma}) \mid y_t, \theta \right] = pr \left[\delta_{\lambda,t+1} = j_{\lambda} \mid \mathcal{V}_{\lambda,t}, \theta \right] \cdot pr \left[\delta_{\gamma,t+1} = j_{\gamma} \mid \mathcal{V}_{\gamma,t}, \theta \right]$$

رژیم ها کنار گذاشته می شود، پیش بینی $x_{\tau,t}$ به صورت زیر تعریف می گردد:

رابطه (۱۶)

$$E(x_{\tau,t+1} | x_t) = \sum E(x_{\tau,t+1} | s_{t+1}, x_t) pr(s_{t+1} | x_t)$$

رابطه (۱۷)

$$pr(s_{t+1} | x_t) = \sum pr(s_{t+1} | s_t) pr(s_t | x_t)$$

براین معنا که شروط زیر برقرار باشد:

رابطه (۱۸)

$$\delta_{i,st} = \delta_{i,sit}, \alpha^{(k)}_{ij,st} = \alpha^{(k)}_{ij,sit}, \Omega_{ii,st} = \Omega_{ii,sit}, \Omega_{\tau_1,st} = \Omega_{\tau_1,sit}, \alpha^{(k)}_{\tau_1,s,t} = \alpha^{(k)}_{\tau_1,sit}$$

$$\sum_{j=1}^q (\mu_{\tau,j} - \bar{\mu}_{\tau}) \otimes (\mu_{\tau,j} - \bar{\mu}_{\tau}) p_{ij} = \sigma_{\mu}; \sum_{j=1}^q (a^{(k)}_{\tau r,j} - \bar{a}^{(k)}_{\tau r}) (a^{(l)}_{\tau s,j} - \bar{a}^{(l)}_{\tau s}) p_{ij} = \sigma_{r,s}^{(k,l)}; \sum_{j=1}^q (\mu_{\tau,j} - \bar{\mu}_{\tau}) \otimes (a^{(k)}_{\tau r,j} - \bar{a}^{(k)}_{\tau r}) p_{ij} = \sigma_{\omega}; \bar{a}^{(k)}_{\tau \tau,t} = \cdot$$

بر اساس مطالب بیان شده و با فرض صفر بودن میانگین پیش بینی $x_{\tau,t}$ می توان شروط ناعلیت را استخراج نمود. اما، قبل از آن لازم است تا دو نماد دیگر معرفی گردد.

رابطه (۱۹)

$$\bar{\mu}_{\tau,t} = E \left[\mu_{\tau,s_{t+1}} \middle| x_t \right] \text{ و } \bar{a}^{(k)}_{\tau r,t} = E[a^{(k)}_{\tau r,s_{t+1}} | x_t]$$

۳-۴- آزمون فرضیه در رویکرد بیزی از آنجا که مدل MSBVAR با رویکرد بیزی برآورد می گردد، در ارزیابی فروض ناعلیت از نسبت بخت ها^{۳۶} استفاده می گردد. بدین منظور، مدل مقید را با نماد M_j و نامقید با نماد M_i در نظر گرفته و همچنین چگالی حاشیه ای داده ها، احتمال پیشین و احتمال پسین به ترتیب با $pr(M), p(D|M)$ و $p(M|D)$ نمادگذاری می شود. در این صورت، نسبت بخت ها عبارت است از:

رابطه (۱۰)

$$POR = \frac{p(M_i|D)}{p(M_j|D)} = \frac{p(D|M_i) pr(M_i)}{p(D|M_j) pr(M_j)}$$

که در آن $\bar{\mu}_{\tau,t}$ و $\bar{a}^{(k)}_{\tau r,t}$ پیش بینی ضرایب می باشد.

رابطه (۲۰)

$$v_{t+1} = \left(\mu_{\tau,s_{t+1}} - \bar{\mu}_{\tau,t} \right) D_{t+1} + \sum_{k=1}^p (a^{(k)}_{\tau \tau,s_{t+1}} - \bar{a}^{(k)}_{\tau \tau,t}) + \sum_{k=1}^p (a^{(k)}_{\tau_1,s_{t+1}} - \bar{a}^{(k)}_{\tau_1,t}) + \sum_{k=1}^p (a^{(k)}_{\tau \tau,s_{t+1}} - \bar{a}^{(k)}_{\tau \tau,t})$$

۵- داده ها و نتایج تجربی

در این مقاله، سری های زمانی شاخص آزادشناور بورس اوراق بهادار، نرخ ارز (ریال بر حسب دلار)، قیمت نفت سید اوپک (بشکه بر حسب دلار) و قیمت جهانی

می باشد. همانطور که ملاحظه می گردد، آماره شیپرو^۱ هم دلالت بر آن دارد که توزیع متغیرها نرمال نمی باشد. ویژگی های آماری مذکور مبین آن است که توزیع متغیرهای مدل چوله بوده و از دنباله ای پهن برخوردار است. ویژگی آماری "fat-tailed" که در واقع به توزیع هایی با دنباله پهن اشاره دارد، از ویژگی های بارز متغیرهای بازار مالی است. این ویژگی بر اساس نتایج بیان شده در مورد متغیرها تایید می گردد.

پس از شناسایی ویژگی های آماری و قبل از ساخت مدل، انجام آزمون کلی نگر^{۳۷} برای آزمون خودهمبستگی و اثرات آرج ضروری است. در این مقاله به منظور استوارسازی^{۳۸} آزمون کلی نگر، مقادیر احتمال^{۳۹} به روش نا پارامتری با برآورد چگالی کرنل بر اساس قاعده مونت کارلوبا اعمال وزن پارزن^{۴۰} بر تابع خود همبستگی انجام شده است. علاوه بر آن، در بررسی اثرات آرج از آزمون کلی نگر چندمتغیره پیراسته و رتبه ای^{۴۱} نیز استفاده شده است. نتایج آزمون کلی نگر در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج بوجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس شرطی در بازده متغیرها دلالت دارد.

لازم به بیان است که در رهیافت بیزی مانایی متغیرها مورد بررسی قرار نمی گیرد. زیرا در این رهیافت پایایی الگو مستقل از مانایی متغیرها می باشد. گرچه، متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش به صورت بازده محاسبه شده و مورد استفاده قرار می گیرند. لازم به یادآوری است که بازده سبب مانایی متغیر در سطح می گردد.

برای تحلیل علیت، زنجیره مارکف بر اساس متغیرهای مورد تحلیل به فرایندهای مستقل تقسیم شده است. در نتیجه، این امکان فراهم گردیده تا ضرایب مدل در حالی برآورد گردد که نسبت به رژیم وردا بوده و در عین حال رژیم ها از یکدیگر مستقل باشند. سپس، معادله بازار سهام با حضور وبدون حضور متغیر مفروض علی، پس از اعمال قیود لازم تبیین گردید. سرانجام، نسبت بخت ها پس از شبیه سازی بر اساس معادلات مقید و نامقید و با استفاده از تعداد

طلا (اونس بر حسب دلار) در نظر گرفته شده است تا تعامل بازار سرمایه با بازار داخلی (ارز) و بازارهای بین المللی (نفت و طلا) مورد بررسی قرار گیرد. متغیرهای مورد نظر به ترتیب از پایگاه های اطلاعات بورس اوراق بهادار تهران، بانک مرکزی، اوپک و FRED گرفته شده است.

دوره زمانی مورد بررسی از ۱۲ مردادماه ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ در نظرمی باشد. این دوره زمانی، همزمان با شروع کار دولت یازدهم بوده و با تحولات مهم داخلی و خارجی همراه است. لزوم بازنگری اقتصاد در راستای حرکت به سمت اقتصاد مقاومتی، تلاش برای کاهش وابستگی اقتصاد ایران به صادرات نفتی و تمرکز بر صادرات فراورده های نفتی و پتروشیمی از جمله تحولات داخلی است. در این دوره، بانک مرکزی تلاش می کند که تعادلی را بین حمایت از رشد، ثبات تورم و اعتماد سرمایه گذاران بر ارزش پول داخلی برقرار نماید. با این وجود، موانع موجود بر سر راه صنایع عامل مؤثری در تغییرات شاخص بورس می باشد. تلاش برای رفع این موانع، زمینه ساز ایجاد رونق در بازار سرمایه می باشد. علاوه بر آن، این دوره با تحولات بین المللی از جمله رخدادهای خاور میانه، افت شدید قیمت نفت و توافق برجام (برنامه جامع اقدام مشترک) همراه است. مجموعه این وقایع، نویسندگان را بر آن داشت تا این دوره را حائز اهمیت دانسته و مورد مطالعه قرار دهند. در این تحلیل از مشاهدات با فراوانی روزانه استفاده شده است.

ویژگی های آماری بازده متغیرهای مذکور در جدول ۱ ارائه شده است. آماره های توصیفی نشان می دهد که متغیرهای نفت، طلا و نرخ ارز به طور متوسط از رشد منفی برخوردار بوده و تنها شاخص سهام رشدی مثبت داشته است. همچنین، بازده قیمت نفت نسبت به سایرین از سطح نوسان بالاتری برخوردار است. آماره کشیدگی نشان می دهد که توزیع تمامی متغیرها از نرمال بیشتر می باشد. آماره چولگی نشان می دهد که توزیع متغیرهای نفت و طلا چوله به راست بوده و متغیرهای ارز و شاخص سهام چوله به چپ

۱۰۰۰۰ قرعه^{۴۲} و سوخت^{۴۳} تعداد ۵۰۰ مقدار اولیه است. محاسبه شد. نسبت بخت ها در جدول ۲ و ۳ ارائه شده

جدول ۱. آماره های توصیفی بازده روزانه

بازار	آماره	نفت	طلا	ارز	سهام
وضعیت مانایی	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
میانگین	-۰/۱۱۲۰	-۰/۱۸۶	-۰/۰۲۴۵	-۰/۰۱۷۶	-۰/۰۱۷۶
واریانس	۱/۶۳۵۵	۰/۶۰۹۴	۰/۰۴۹۲۳	۰/۵۱۹۴	۰/۵۱۹۴
چولگی	۰/۴۹۵۸	۰/۳۵۳۶	-۱/۷۸۳۱	-۰/۰۸۶۵	-۰/۰۸۶۵
کشیدگی	۷/۸۲۴۸۹	۴/۲۸۶۸۹	۲۰/۷۶۳	۶/۸۷۸	۶/۸۷۸
شیپرو	۰/۸۲۳۱۰*	۰/۹۱۹۰۴*	۰/۶۹۲۵۱۰*	۰/۸۵۶۸*	۰/۸۵۶۸*
آزمون کلی نگر- خودهمبستگی	۸۰/۲۵۹*	۳۷/۲۳۱۰**	۱۱۶/۶۹۸*	۸۷/۰۱۳*	۸۷/۰۱۳*
آزمون کلی نگر- ناهمسانی واریانس	۳۱۸/۱۵۸*	۶۴/۸۶۲**	۲۹/۵**	۹۸/۷۰۶*	۹۸/۷۰۶*
آزمون کلی نگر پیراسته			آزمون کلی نگر تبه ای		
۴۰۷/۳۸۵*			۱۳۸/۷۵۶*		

توجه: سطح معنی داری ۰/۰۱ و ۰/۱ با "*" و "**" نشان داده شده است.

منبع: یافته های تحقیق.

جدول ۲. آزمون ناعلیت (تک جزئی)

فرضیه	ارز (مرتبه دوم)	ارز (مرتبه اول)	نفت (مرتبه دوم)	نفت (مرتبه اول)	طلا (مرتبه دوم)	طلا (مرتبه اول)
	۱/۱۸۸۸	۰/۹۷۶۱۸	۱/۱۸۴۳	۴/۴۱۲۷	۱/۲۰۵۴	۰/۹۵۳۶۹

منبع: یافته های تحقیق

جدول ۳. آزمون ناعلیت (دوجزئی)

فرضیه	ارز و طلا (مرتبه دوم)	ارز و طلا (مرتبه اول)	ارز و نفت (مرتبه دوم)	ارز و نفت (مرتبه اول)
	۱/۱۶	۰/۲۱۹۵	۱/۱۶۸۴	۰/۹۶۴۰۲

منبع: یافته های تحقیق

نتایج تحلیل نشان می دهد که متغیر نفت علیت مرتبه اول و دوم متغیر سهام می باشد. همچنین، گرچه متغیرهای ارز و طلا علیت مرتبه اول نیستند، اما این متغیرها علیت مرتبه دوم متغیر سهام می باشند. علاوه بر آن، متغیرهای ارز و طلا با هم و همچنین متغیرهای نفت و ارز با هم علیت مرتبه دوم متغیر سهام می باشند. لازم به توضیح است که مقادیر نسبت بخت ها که در جدول ارائه شده است با عدد ۱ مقایسه گشته و در مورد رد فرضیه صفر که بر ناعلیت دلالت دارد، تصمیم گیری می شود.

براین اساس، وجود علیت در رژیم از سمت متغیرهای مدل به سمت متغیر سهام مورد تایید قرار می

باشد. نتایج تحلیل نشان می دهد که متغیر نفت علیت مرتبه اول و دوم متغیر سهام می باشد. همچنین، گرچه متغیرهای ارز و طلا علیت مرتبه اول نیستند، اما این متغیرها علیت مرتبه دوم متغیر سهام می باشند. علاوه بر آن، متغیرهای ارز و طلا با هم و همچنین متغیرهای نفت و ارز با هم علیت مرتبه دوم متغیر سهام می باشند. لازم به توضیح است که مقادیر نسبت بخت ها که در جدول ارائه شده است با عدد ۱ مقایسه می گردد.

گیرد. در نتیجه بازارهای ارز، نفت و طلا دارای اطلاعات منحصر به فردی برای بازارسهام می باشند. بدین معنا که حضور متغیرهای ارز، نفت و طلا در مدلی متغیر بورس برای تبیین مناسب رفتار متغیر بورس ضروری می باشد.

جدول ۴. آزمون ناعلیت در توزیع (تک و دوجزئی)

فرضیه	ارز	ارز و نفت	نفت	طلا	ارز و طلا
	۴/۶۲۸۲۷	۴/۶۳۷۵۱	۷/۳۹۶۸۸	۳/۲۷۵۸۰	۲/۹۶۰۵۵

منبع: یافته های تحقیق

در ادامه، مدلی برآورد شده بازارسهام با استفاده از داده های بازارهای ارز، طلا و نفت ارائه می گردد. ابتدا، مرتبه تاخیری مدل تعیین می گردد. براساس معیار اطلاعات بیزی^{۴۴} و در نظر گرفتن حداکثر ۲۰ مرتبه تاخیری^{۴۵}، مرتبه تاخیری یک انتخاب گردید. معیار اطلاعات بیزی در جدول ۱ در پیوست ارائه شده است. سپس، لازم است تا تعداد رژیم نیز تعیین گردد. براساس معیار بیزی که در جدول ۵-۵ ارائه شده است، تعداد ۳ رژیم تعیین گردید.

جدول ۵- معیار بیزی

	۳ رژیمه در قیاس با ۲ رژیمه	۳ رژیمه در قیاس با ۴ رژیمه
آماره مقایسه مدل	۱/۶۹۸۲۷	۱/۶۳۹۳۲

منبع: یافته های تحقیق

براساس مطالب بیان شده، مدل MSBVAR با مرتبه تاخیری ۱ و تعداد ۳ رژیم برای تبیین رفتار متغیر سهام مناسب به نظری می رسد. پایداری با مطالعه ردنگاشت^{۴۶} MCMC و چندک های شبیه سازی و تجربی برآوردی در الگوهای مقید و نامقید مورد بررسی قرار گرفت. نمودارهای مربوطه در پیوست ۵ ارائه شده است. در الگوهای که با رهیافت بیزی برآورده شده است از آزمون تشخیصی گوک استفاده می گردد

تا خوبی برازش مورد بررسی قرار گیرد. این آزمون برای پارامترهای الگوی مورد نظر انجام گردید که نمودارهای مربوطه (پارامترهای ضرایب الگو، پارامترهای ماتریس تغییر وضعیت، پارامترهای ماتریس کواریانس) در نمودار ۱، ۲ و ۳ پیوست ارائه شده است. نتایج آزمون گوک نشان می دهد که قرعه های پارامترها از زنجیره ای با توزیع ایستا بدست آمده است. بدین معنا که برآوردها در بازه اطمینان قرار بگیرد که همانطور که ملاحظه می گردد، قرعه هادر بازه قرار گرفته است. بدین معنا که قرعه هایی از پارامترهای برآوردی به تصادف توسط نرم افزار گزینش شده و با در نظر گرفتن بازه اطمینان تعریف شده مورد آزمون قرار می گیرند. قرار گرفتن در بازه اطمینان دلالت بر آن دارد که فرض نایستایی توزیع پارامتر مورد بررسی رد می گردد. چنانچه، تمامی پارامترها در بازه اطمینان قرار گیرند، خوبی برازش در مدل بیزی مورد تایید قرار می گیرد.

جدول ۵-۶، برآورد پسین از دوره زمانی هر رژیم رانشان می دهد. براین اساس، دوره زمانی رژیم ۱ نسبت به دو رژیم دیگر بیشتر است. بطور متوسط رژیم ۱ تقریباً ۴۰ ساعت، رژیم ۲ تقریباً ۳۸ ساعت و رژیم ۳ تقریباً ۲۸ ساعت ماندگار است.

جدول ۵-۶- برآورد پسین از دوره زمانی هر رژیم بر حسب چندک های پسین

	۲۵ درصد	۵۰ درصد	۷۵ درصد	۹۷/۵ درصد
رژیم ۱	۱/۳۰۸	۱/۶۶۰	۲/۴۰۶	۵/۰۳۲
رژیم ۲	۱/۲۶۲	۱/۵۸۱	۱/۷۲۱	۴/۲۳۰
رژیم ۳	۱/۰۷۵	۱/۱۴۸	۱/۲۳۸	۱/۶۰۰

منبع: یافته های تحقیق

بررسی میانه و انحراف استاندارد رشد در هر رژیم نشان می دهد که در رژیم ۳ رشد مثبت و نوسان زیاد، رژیم ۲ و ۱ رشد منفی و نوسان کم است. در نتیجه رژیم ۳ دوران رونق و رژیم ۱ و ۲ دوران کساد را بیان می کنند.

وابسته نبود از مدل حذف می شد. اخیراً پژوهشگران به این نتیجه رسیدند که ممکن است متغیر توضیحی در گشتاور مرتبه اول به بهبود تبیین رفتار متغیر منجر نگردد، اما در مراتب بالاتر در مدل های غیرخطی مثل الگوی راه گزینی رژیم مارکف قدرت توضیح دهندگی داشته باشد.

براین اساس متغیرهای ضروری در تبیین مدل اقتصادسنجی برای متغیر مالی لحاظ شده و در نتیجه تورش کاهش و پیش بینی بهبود می یابد. استفاده از نتایج چنین مدلی به کارآمدی سیاست گذاری های اقتصادی در بازار سرمایه کمک می کند. این امر پژوهشگر را به مفهوم علیت هدایت می نماید. چنانچه متغیر مورد بررسی یک متغیر مالی باشد، گشتاورهای مراتب بالاتر (مشخصاً سوم و چهارم که چولگی و کشیدگی را بیان می نماید) در تبیین رفتار متغیر حائز اهمیت می باشد. از این رو، به تازگی تحلیل علیت در گشتاورهای مراتب بالاتر انجام می شود. بدین دلیل که ممکن است متغیر مفروض علی حاوی اطلاعات منحصر به فردی برای برخی از گشتاورها و نه همه آن ها باشد. در این مقاله، سری های زمانی شاخص آزاد شناور بورس تهران، دلار، قیمت نفت سید اوپک و قیمت جهانی طلا در نظر گرفته شده است تا تعامل بازار سهام با بازار داخلی و بین المللی مورد بررسی قرار گیرد. دوره زمانی مورد بررسی همزمان با شروع کار دولت یازدهم بوده و با تحولات مهم داخلی و خارجی از جمله تلاش برای تحقق اقتصاد مقاومتی، تحولات خاورمیانه، افت شدید قیمت نفت و توافق برجام همراه است.

در این تحقیق از مدل خود بازگشت برداری چند رژیمه با رویکرد بیزی برای تحلیل علیت گشتاوری و همچنین تبیین رفتار بازار سهام استفاده شده است. معادله بازار سهام با حضور متغیر مفروض علی و بدون حضور آن تبیین گردید. نسبت بخت ها با شبیه سازی مبتنی بر معادلات مقید و نامقید حاصل گردید. تحلیل رابطه علی به صورت تک و دو جزئی ارائه شد. نتایج تحلیل نشان می دهد که متغیر نفت علیت مرتبه اول و دوم می باشد. متغیر های ارز و طلا علیت مرتبه اول

میانگین پسین ضرایب مدل مربوط به معادله سهام در جدول ۵-۷ ارائه شده است. تمایز ضرایب برآوردی در هر رژیم نشان می دهد که رژیم ها به خوبی تبیین شده اند. این جدول نشان می دهد که در هر سه رژیم، متغیر سهام با یک وقفه تاخیری نسبت به سایر متغیرها نقش بیشتری در توضیح رفتار جاری سهام دارد. متغیر ارز جایگاه دوم در توضیح رفتار سهام را ایفا می نماید. جایگاه متغیرهای طلا و نفت در توضیح رفتار سهام مشابه می باشد. علاوه بر آن، نقش و نوع رابطه متغیرها با متغیر سهام از رژیمی به رژیم دیگر تغییر می نماید.

جدول ۵-۷- برآورد میانگین پسین ضرایب معادله سهام

سهم	ارز	طلا	نفت
رژیم ۱			
$4/20 \times 10^{-1}$	$7/88 \times 10^{-2}$	$-5/83 \times 10^{-3}$	$6/60 \times 10^{-3}$
رژیم ۲			
$3/88 \times 10^{-1}$	$-9/19 \times 10^{-3}$	$6/21 \times 10^{-3}$	$-6/14 \times 10^{-3}$
رژیم ۳			
$3/68 \times 10^{-1}$	$-2/86 \times 10^{-1}$	$-2/20 \times 10^{-3}$	$3/23 \times 10^{-2}$

منبع: یافته های تحقیق

۶- نتیجه گیری

هدف از مدلسازی، بیان رفتار متغیر در وهله اول می باشد. سپس، پیش بینی و ارائه توصیه های سیاستی در مرحله دوم قرار می گیرد. این امر با شناخت ویژگی های آماری متغیر مورد بررسی، انتخاب متغیرهایی که بتواند به بیان رفتار متغیر کمک کند و سرانجام گزینش مدل و رهیافت مناسب صورت می گیرد.

متغیرها در ابتدا با استفاده از مبانی نظری و یافته های تجربی انتخاب می شوند. سپس، آزمون می گردد که آیا وجودشان در الگو ضروری هست یا خیر. این امر براساس آزمون علیت صورت می گیرد. تاپندی پیش این آزمون در مدل میانگین شرطی تنها در گشتاور مرتبه اول و در مدل های خطی میانگین شرطی صورت می گرفت. اگر متغیر توضیحی علیت برای متغیر

استفاده از اطلاعات بازار ارز نیز برای پیش‌بینی بودجه شرکت‌ها و چگونگی شکل‌گیری انتظارات قیمت سهام در تبیین رفتار سهام توصیه می‌گردد. نتایج بدست آمده با نتایج سایر پژوهش‌ها همخوانی دارد. با توجه به آن که واکنش بازار بین‌المللی نسبت به بازار داخلی سریع‌تر است، استفاده از اطلاعات بازارهای بین‌المللی به شرط وجود رابطه با بازار داخلی همیشه توصیه می‌گردد. در این پژوهش، ارتباط بازار مالی با بازارهای بین‌المللی مورد تأیید قرار گرفت. براساس نتایج تحلیل‌های این پژوهش، استفاده از اطلاعات قیمت جهانی طلا برای تبیین رفتار شاخص بورس به ویژه در دوران‌های ناآرام بازار توصیه می‌گردد. نتایج بدست آمده با پژوهش‌های خارجی در وجود ارتباط بین بازارهای مختلف مطابقت دارد. گرچه، تکنیک و رهیافت مورد استفاده متفاوت بوده و نوع بازارهای انتخاب شده با اندکی تفاوت نسبت به سایر پژوهش‌ها موجود صورت گرفته است.

فهرست منابع

- * Baur, D. G. and Luceygold, B. M., (2010), "is a hedge against stocks on average and a safe haven in extreme stock market", *The Financial Review* 45 217-229.
- * Blacilar, M. & Ozdemir, Z., (2013), "The causal nexus between oil prices and equity market in the U.S.: A regime switching model" *Energy Economics* 39, 271-282.
- * Bhunia, A., & Pakira, S., (2014), "Inveting the Impact of Gold Price and Exchange Rates on Senex: an Evidence of India", *European Journal of Accounting, Finance & Business* 2, 1-11.
- * Candelon, B., Tokpavi, S., (2016), "A Nonparametric Test for Granger Causality in Distribution With Application to Financial ontagion", *Journal of Business & Economic Statistics* 34, 240-253.
- * Chkili, W. & Nguyen, D., K., (2014), "Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries" *Research in International Business and Finance* 31, 46-56.
- * Fahami, N. A., Haris, Sh. & Mutalib, H. A., (2014), "An Econometric Analysis

برای متغیر سهام نیستند، اما این متغیرها علیت مرتبه دوم برای متغیر سهام می‌باشند. علاوه بر آن، متغیرهای ارز و طلا باهم و همچنین ارز و نفت با یکدیگر علیت مرتبه دوم برای متغیر سهام می‌باشند. براین اساس، متغیرهای تعریف شده در مدل علیت در توزیع برای متغیر سهام می‌باشند. از این رو، علیت در رژیم ازممت متغیر ارز، نفت و طلا به سمت متغیر سهام مورد تأیید قرار می‌گیرد. در نتیجه، بازارهای ارز، نفت و طلا دارای اطلاعات ارزشمندی برای بازار سهام هستند. بنابراین، در تبیین رفتار سهام لازم است که از اطلاعات این بازارها استفاده گردد.

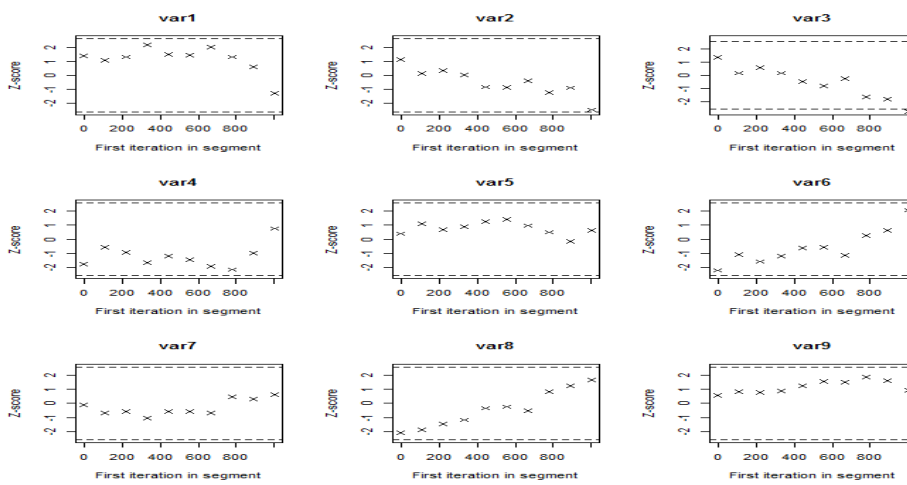
نتایج مدل برآوردی با استفاده از متغیرهای ارز، نفت و طلا نیز نشان می‌دهد که در تمامی رژیم‌های برآوردی، متغیر سهام با یک وقفه تأخیری نسبت به سایر متغیرها نقش بیشتری در توضیح رفتار جاری بازار مالی دارد. متغیر ارز جایگاه دوم در توضیح رفتار را ایفا می‌نماید. همچنین، نقش نفت و طلا در توضیح رفتار برحسب رژیم متغیر است. بدین معنا که فعالین بازار سرمایه در ایران همچون سایر بازارهای سرمایه نسبت به اخبار رسیده به بازار واکنش‌های متفاوتی نشان می‌دهند. انتظارات سرمایه‌گذاران براساس چشم‌اندازهای اقتصادی و همچنین میزان اثرگذاری رخدادهای داخلی و خارجی در اقتصاد به طور مداوم تعدیل می‌گردد. در این رابطه استفاده از اطلاعات سایر بازارها می‌تواند تکمیل‌کننده اطلاعات بازار مالی باشد. با توجه به آن که واکنش بازارهای بین‌المللی به رخدادهای نسبت به بازار داخلی سریع‌تر است و همچنین منحصر بودن اطلاعات بازارهای نفت و طلا برای بازار مالی ایران که براساس تحلیل علیت مورد تأیید قرار گرفت، استفاده از اطلاعات بازارهای بین‌المللی طلا و نفت برای تبیین رفتار متغیر مالی پیشنهاد می‌گردد. علاوه بر آن، با وجودی که نقش ارز در کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در سبد سرمایه‌گذاری فعالین بازار سرمایه با تثبیت بازار ارز کاهش یافته است، اما براساس نتایج تحلیل علیت، اطلاعات این بازار برای بازار مالی ارزشمند است. در نتیجه،

- between Commodities and Financial Variables: The Case of Southeast Asia Countries”, *International Journal of Business and Social Science* 5, 216-223.
- * Goutte, S., (2014), ”Conditional Markov Regime switching Model Applied to Economic Modelling “, *Economic Modelling* 38, 258–269.
 - * Granger, C.W.J., Engle, R.F. & Robins, R.P., (1986), “Wholesale and Retail Prices: Bivariate Time Series Modelling with Forecastable Error Variances.” In D. Belsey and E. Kuh (Eds.), *Model Reliability*. Cambridge, MA.: MIT Press.
 - * Florens, J. & Mouchart, M., (1982), “A Note on Non-causality”, *Econometrica*, 50, 583–591.
 - * Jimenez-Rodriguez, R., and M. Sanchez, (2005), “Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries”, *Applied Economics*, 37.
 - * Lawrence, C. (2003). Why is gold different from other assets? An empirical investigation. In *Research Manuscript*. London, UK: World Gold Council. 1-45.
 - * Mensi, W., Hammoudeh, S. & Yoon, S., (2014), ”Structural Breaks and Long Memory in Modeling and Forecasting Volatility of Foreign Exchange Markets of Oil exporters: The Importance of Scheduled and Unscheduled News announcements”, *International Review of Economics and Finance* 30, 101–119.
 - * Tiwari, A., K., Mutascu, M., I., Albuлесcu, C., T. & Kyophilavong, P., (2015), “Frequency Domain Causality Analysis of Stock Market and Economic Activity in India” , *International Review of Economics and Finance* 39, 224–238.
 - * Samanta, S. K. & Zadeh A. H. M., (2012), ”Co-Movements of Oil, Gold, the US Dollar, and Stocks ”, *Modern Economy* 3, 111-117 .
 - * Shirinbakhsh, Sh., Moghaddas Bayat, M., (2011), an evaluation of asymmetric and symmetric effects of oil-exports shocks on non-tradable sector of Iranian economy, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2011(1).
 - * Toyoshima, Yuki, (2018), Testing for Causality-In-Mean and Variance between the UK Housing and Stock Markets , Risk and Financial management.
 - * Wang, Y., C., Wu, & Yang, L., (2013), ”Oil price Shocks and Stock Market Activities: Evidence from Oil-importing and Oil-exporting Countries” *Journal of Comparative Economics* 41, 1220–1239

پیوست‌ها:

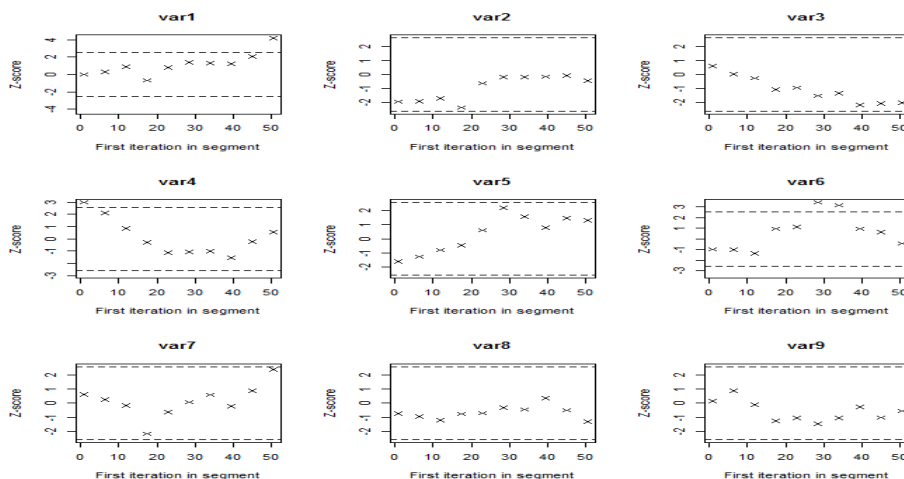
جدول ۱. آماره معیاراطلاعات بیزی تا مقدار تاخیری ۱۲

Lags	BIC
1	-5.871638
2	-5.764221
3	-5.668406
4	-5.547772
5	-5.438411
6	-5.339156
7	-5.227180
8	-5.110421
9	-4.988281
10	-4.877320
11	-4.772529
12	-4.663610



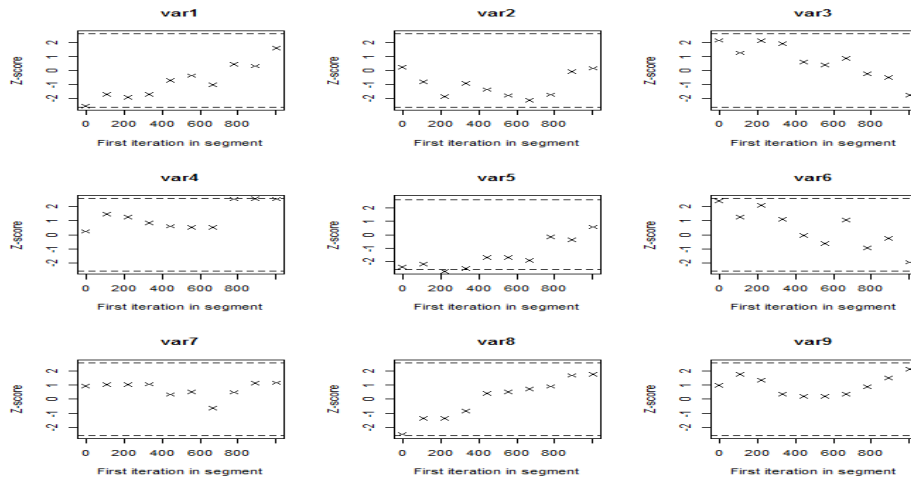
نمودار ۱- آزمون گوک بر پارامترهای مانریس تغییر وضعیت.

نمودار مبین معتربودن ضرایب است. متغیرهای v1 تا v9 عبارتند از p11, p12, p13, p21, p22, p23, p31, p32, p33



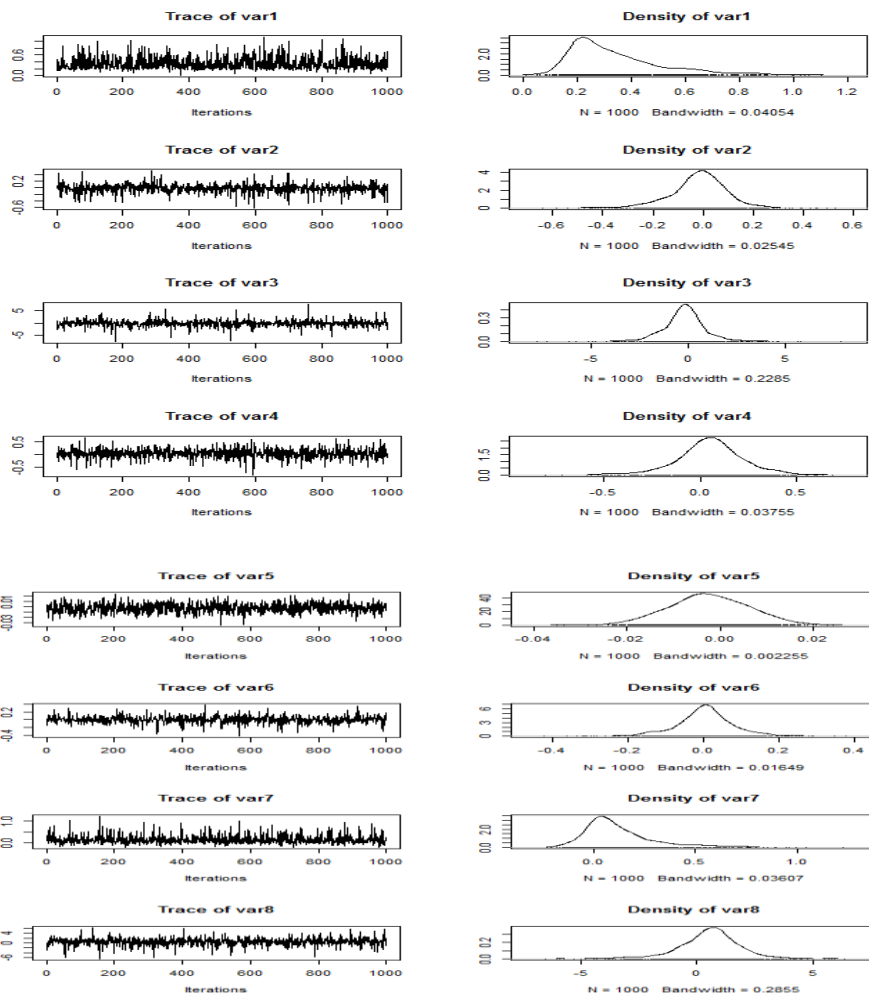
نمودار ۲- آزمون گوک ضرایب الگو.

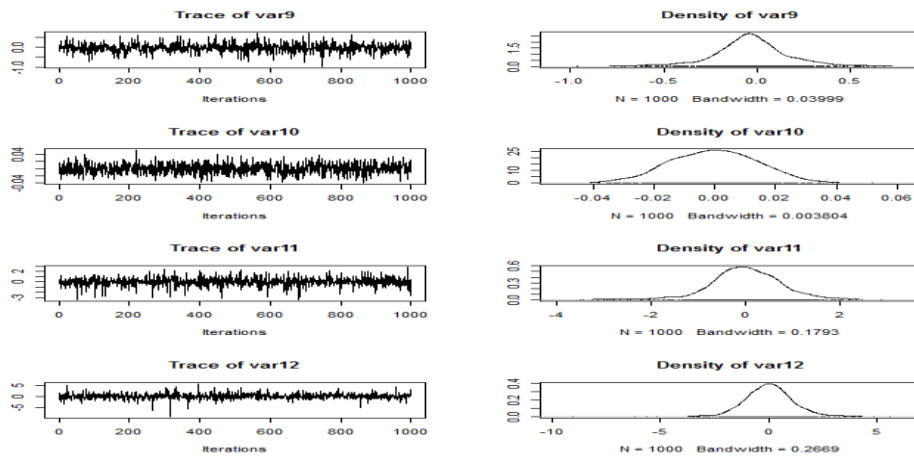
نمودار مبین معتربودن ضرایب است. متغیرهای v1 تا v4 عبارتند از ضریب رابطه متغیر بورس با خودش و با متغیرهای نفت، ارز و طلا. متغیرهای v5 تا v7 عبارتند از ضریب رابطه متغیر نفت با خودش و متغیرهای ارز و طلا. متغیرهای v8 تا v9 عبارتند از ضریب متغیر ارز با خودش و طلا.



نمودار ۳- آزمون گوک ضرایب ماتریس.

نمودار مبین معتبر بودن ضرایب است. متغیرهای ۷۱ تا ۷۴ عبارتند از واریانس متغیر بورس و کواریانس بورس با متغیرهای نفت، ارز و طلا. متغیرهای ۷۵ تا ۷۷ عبارتند از واریانس متغیر نفت و کواریانس نفت با متغیرهای ارز و طلا. متغیرهای ۷۸ تا ۷۹ عبارتند از واریانس متغیر ارز و کواریانس ارز با طلا.





نمودار ۵- چگالی و رندنگاشت پسین برآورد ضرایب الگو.

نمودار بربرقراری فروض مانند نرمال بودن توزیع و تصادفی بودن قرعه‌ها دلالت دارد. متغیرهای v1 تا v4 عبارتند از ضریب متغیر بورس با خودش و بامتغیرهای نفت، ارز و طلا. متغیرهای v5 تا v7 عبارتند از ضریب متغیر نفت با خودش و بامتغیرهای ارز و طلا. متغیرهای v8 تا v9 عبارتند از ضریب متغیر ارز با خودش و بامتغیرهای ارز و طلا. متغیرهای v10 تا v12 عبارتند از p11, p22, p33.

یادداشت‌ها

- ³⁹ P-value
- ⁴⁰ Parzen weight
- ⁴¹ ranked and truncated
- ⁴² draw
- ⁴³ burn
- ⁴⁴ Bayesian Information Criterion
- ⁴⁵ lag
- ⁴⁶ trace

- ¹ flow-oriented
- ² stock-oriented
- ³ Dornbusch, Fisher
- ⁴ Branson
- ⁵ Jimenez-Rodriguez and Sanchez
- ⁶ Lawrence
- ⁷ Baur and Lucy
- ⁸ Toyoshima
- ⁹ Candelon and Tokpavi
- ¹⁰ Tiwari et al.
- ¹¹ Goutte
- ¹² Markov Switching
- ¹³ Mensi et al.
- ¹⁴ Fahami et al.
- ¹⁵ Bhunia and Pakira
- ¹⁶ Wang
- ¹⁷ Balsilar and Ozdemir
- ¹⁸ Samanta and Zadeh
- ¹⁹ Dow Jones
- ²⁰ nested
- ²¹ Markov Switching Bayesian Vector Autoregressive model
- ²² Markov transition
- ²³ tensor
- ²⁴ likelihood
- ²⁵ Markov Chain Monte Carlo
- ²⁶ empirical
- ²⁷ Sims-Zha prior
- ²⁸ draw
- ²⁹ burn-in
- ³⁰ Dirichlet
- ³¹ standard gamma
- ³² Non-causality
- ³³ invariant
- ³⁴ Florens and Mouchart
- ³⁵ invariant
- ³⁶ odds ratio
- ³⁷ Portmanteau
- ³⁸ robust