نشریـه علمـی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال سیزدهم، شماره چهل‌و هفتم
پائیز ۱۳۹۹

# رابطه بازارمالی ایران با بازارهای داخلی وخارجی مبتنی بر تحلیل علّیت در گشتاورهای توزیع

**مریم مقدس بیات**[۱]
**شمس‌اله شیرین بخش**[۲]
**تیمور محمدی**[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۸/۲۰

**چکیده**

تحلیل و پیش بینی مناسب رفتار یک متغیر به تبیین درست الگوی آماری برای آن متغیربستگی دارد.بدین معنا که متغیرهای گنجانده شده درالگوبه بهبود تبیین آن منجرگردد.این امرپژوهشگررا به مفهوم علّیت هدایت می نماید.تاچندی پیش تحلیل روابط بین متغیرها درچارچوب رابطه علّی محدود به گشتاور مرتبه اول ورابطه خطی بود که درصورت ردشدن این رابطه، متغیر از الگو کنار گذاشته می شد. اخیرا، تحلیل علّیت در گشتاور مراتب بالاترو به صورت غیرخطی موردتوجه پژوهشگران قرارگرفته است . درروش نوین ممکن است متغیرمفروض علّی 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 ازرفتارواقعی متغیرموردبررسی منجرمی گردد.دراین پژوهش تلاش برآن است تا تحلیل جامعی از علّیت در مراتب مختلف گشتاوری درچارچوب مدل میانگین شرطی خود بازگشت برداری چند رژیمه ا رائه گردد. از این رو، متغیرهای شاخص آزادشناور بورس اوراق بهادار تهران، نرخ دلار بازار آزاد، قیمت نفت سبد اوپک وقیمت جهانی طلا انتخاب گردید تا رابطه علّی ازسوی بازارهای داخلی و خارجی به سوی بازارسهام مورد بررسی قرارگیرد.نتایج دلالت برآن دارد که علّیت درگشتاورهای توزیع از سوی متغیرهای ارز، نفت وطلا به سوی متغیر مالی وجوددارد.

**واژه‌های کلیدی:** بازارمالی ایران، مدل خود بازگشتی برداری چند رژیمه ، علّیت در گشتاورها ی توزیع.

۱- دکتری اقتصادسنجی، استادمدعو 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 الزهرا، 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.دربازارمالی ارتباط میان پس انداز و سرمایه گذاری فراهم می گردد.تاثیراین ارتباط بر طرف عرضه می تواند به افزایش کارایی منجر گردد.براین اساس، لازم است تا عوامل موثربر تحولات بازار مالی موردشناسایی قرارگیرد.بازارسرمایه علاوه بر تاثیر پذیری ازعواملی نظیرترجیحات، میزان ریسک پذیری سرمایه گذاران و نرخ تنزیل تحت تاثیراطلاعات سایربازارها نیز قراردارد.در این راستا آگاهی از تعامل بازارمالی با سایربازارها یک ضرورت است.تحلیل متغیرمالی بدون در نظر گرفتن روابط آن با سایرمتغیرها ممکن است به پنهان ماندن اطلاعات مهمی از رفتار واقعی متغیرموردنظرمنجرگردد. این پدیده مارا به مفهوم علّیت هدایت می نماید.تحلیل شناخته شده علّیت گرنجر به توضیح پویایی روابط بین متغیرهادرچارچوب پیش بینی می پردازد.بدین معنا که چنانچه متغیری علّیت گرنجر متغیردیگر باشد، اطلاعات گذشته آن به بهبود پیش بینی متغیردوم منجرمی گردد.ازاین رو، می توان نتیجه گرفت که متغیر علّی حاوی اطلاعات منحصر به فردی برای متغیر دوم است.آگاهی ازاین اطلاعات به تبیین مدلی مناسب بالحاظ متغیرهای ضروری ودر نتیجه کاهش تورش و بهبودپیش بینی می انجامد.نتایج چنین مدل هایی در پیش بینی وسیاست گزاری های اقتصادی مورداستفاده قرارمی گیرد.

درمدلهای آماری خطی، اگرمتغیر x برایy علّیت گرنجرنباشد تغییری درگشتاورهای پیش بینی y با وبدون اطلاعات موجود در x ایجادنمی گردد.دراین صورت متغیرx ازالگوی متغیرyکنارگذاشته می شود.زیراxحاوی اطلاعات ارزشمندی برایy 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 متغیرx برای برخی از گشتاورهای y ونه تمامی آن ها، حاوی اطلاعات منحصر به فردی بوده و درنتیجه در برخی ازگشتاورها رابطه علّی برقرارگردد.از این رو، استفاده ازاین اطلاعات درتبیین الگوی متغیرy امری ضروری خواهد بود.زیرا حضورمتغیرx به بهبود الگوی تبیینی برای yمنجر می گردد. این مسئله در موردمتغیرهای مالی از اهمیت بالایی برخوردار است.زیرا تبیین مناسب گشتاورهای توزیع در متغیرمالی(به ویژه تا مرتبه چهارم) به تبیین مناسب رفتاراین متغیر منجر می گردد.تبیین مناسب رفتارمتغیرنیزبه کاهش تورش و کارامدی پیش بینی الگوی برآوردی می انجامد.امروزه، اهمیت این تحلیل سبب گردیده تا پژوهشگران حوزه اقتصادسنجی تنها به تحلیل علّیت در گشتاورمرتبه اول اکتفا نکرده وگشتاورهای مراتب بالاتر را نیز موردبررسی قراردهند.از این رو، پژوهش های بسیاری درمورد بازارهای بین المللی و ارتباط آن ها با یکدیگردرکشورهای مختلف وبا روش های متنوع انجام شده است.پیچیدگی روشهای تحلیل علّیت برای گشتاورهای مراتب بالاتراز۱ در الگوی میانگین شرطی سبب گردیده تا اقتصادایران تاکنون ازاین جنبه موردتحلیل قرارنگیرد. از این رو، دراین مقاله تلاش برآن است که تحلیل رابطه علّی گرنجر برای بازارمالی ایران را نه تنها در گشتاورمرتبه اول، بلکه درگشتاورهای مراتب بالاتر توزیع و رژیم های مارکف در الگوی میانگین شرطی موردبررسی قرارگیرد.این الگوی میانگین شرطی با رهیافت بیزی و بیش از دو رژیمه تبیین می گردد که ارئه ای نوین از این تحلیل ها باشد.این امر سبب می گردد که تا متغیری به نادرست از الگو حذف نگرددو 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.

ادامه مباحث در چند بخش مجزا شده است.بخش دوم به مبانی نظری می پردازد. پیشینه تحقیق دربخش سوم ارائه می گردد.بخش چهارم به مدل تحقیق وروش برآورد اختصاص یافته است.داده ها ونتایج تجربی وهمچنین نتیجه گیری دربخشهای پنجم وششم بیان می گردد.

## ۲- مبانی نظری

از دیدگاه اقتصاد کلان نقش بازارهای مالی در اقتصاددر موارد زیرخلاصه می گردد:

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

موارد فوق اهمیت بازارمالی و ضرورت شناخت عوامل موثربر آن راروشن می سازد. در این راستا، مطالعه تعامل بین بازارها مطرح می گردد.از آن جمله می توان به بازارارز اشاره نمود.بازارارزحاوی اطلاعات ارزشمندی می باشد به نحوی که برخی این بازار راکانال انتقال اخبار به اقتصادمالی می دانند. نظریه های اقتصادی مبین آن است که تعامل بازارارزومالی 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 بردورنبوش وفیشر[۳](۱۹۸۰)ورویکرد سهام محور مبتنی بر برنسون[۴](۱۹۸۳) می باشد.براساس الگوی دورنبوش وفیشر(۱۹۸۰)، اساسا نرخ ارزازطریق موازنه حساب جاری تعیین می گردد.فرض بر آن است که نرخ ارزبر 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 وگردش وجوه نقدآتی 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 درگردش وجوه نقد بنگاه ها افزایش می یابد.

براساس رویکرد سهام محور، نرخ ارز دررابطه با عرضه وتقاضای سهام تعیین می گردد.در این زمینه، دونوع الگو مطرح می باشد:

- الگوی موازنه موجودی دارایی اسنادی
- الگوی پولی

نوسانات نرخ ارز درموازنه دارایی های مالی داخلی وخارجی 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 وغیرمستقیم) مطرح می گردد. براساس کانال مستقیم، افزایش بازده قیمت سهام داخلی انگیزه ای برای سرمایه گذاران دارایی های بین المللی در بازبینی موجودی دارایی اسنادی وگزینش دارایی های پربازده ایجادمی کند.بنابراین با مدیریت بهینه پرتفو، سرمایه گذاران به طورهمزمان به خریددارایی های داخلی بیشتر وفروش دارایی های خارجی می پردازند.بدین ترتیب، بازارسرمایه بر نرخ ارز اثر گذار است.

کانال غیرمستقیم چنین تبیین می گردد که افزایش بازده دارایی داخلی به افزایش ثروت منجر می گردد که درنتیجه تقاضا دربین سرمایه گذاران داخلی افزایش یافته ونرخ بهره را افزایش می دهد.با افزایش نرخ بهره، تقاضای خارجی برای پول داخلی به منظورخریددارایی های داخلی افزایش می یابد.براین اساس، افزایش بازده دارایی داخلی به افزایش ارزش

پول داخلی منجر می شود.درهر 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 بازاهای 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 وطلا نیزمی تواند بربازارمالی 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[5] (۲۰۰۵)، افزایش درآمد ناشی ازنفت راسبب 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)، نیزدر تحلیل جامعی از اقتصادایران نشان دادند که بخش های مختلف اقتصاد ایران به تکانه های نفتی واکنش نشان می دهند .

در همین رابطه استفاده از اطلاعات بازارطلا نیزمورد اهمیت است.به طور کلی قیمت طلا از برآیند نیروهای مختلف در بازارهای بین المللی حاصل می گردد.از این رواستفاده ازداده های این متغیر می تواند طیف وسیعی از اطلاعات را در دسترس قراردهد. لورنس[6](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.بائور و لوسی[7]( 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 بازاهای مالی باشد.در نتیجه درکناراثر اولیه تکانه بازارها براقتصاد، اثرثانویه ای نیز ازطریق ارتباط بازارهای مذکور با بازارمالی و تاثیرات آن بر رفتارمتغیرمالی امکان پذیراست.براین اساس، وجود رابطه بین بازارهای نفت، ارز وطلا با بازار مالی ایران محتمل می باشد.

## ۳- پیشینه تحقیق

تویوشیما[8](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 دوبازار دوسویه می باشد. علاوه برآن، علّیت در گشتاور مرتبه دوم از سمت بازار مسکن به سمت بازار سهام شناسایی شد.

کندلن و توکپاوی[9](۲۰۱۶)، ازآزمون 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 بازاربه صورت نامتقارن تایید می نماید.بدین معنا که ارتباط بازاهای مالی در زمان کسادی 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 وجودنداشته و این رابطه در کوتاه مدت بین بازارهای مالی کشورهای اروپایی برقرار است. درنظر گرفتن این یافته در سیاست‌گزاری‌های اقتصادی توصیه شده است.

تیواری و همکاران[10](۲۰۱۵)، علّیت گرنجررا بین قیمت سهام ورشد اقتصادی کشورهندمورد بررسی قرارداده است .این تحلیل وجود علّیت ازسمت قیمت های سهام به سمت فعالیت اقتصادی در فراوانی کمتر از ۰/۴ را مورد تایید قرار می دهد.اما درسایر فراوانی ها رابطه علّی مشاهده نشده است. درنتیجه در این مقاله توصیه می گردد که درسیاست گزاری های اقتصادی هند شرایط محیطی بازارسهام مورد توجه قرارگیرد.

گوته[11](۲۰۱۴)، ازمدل[12]MS و الگوریتم بیشینه یابی انتظاری برای تبیین رفتار نرخ ارز(یورو/ دلار) و قیمت نفت برنت استفاده نمود. نتایج این تحقیق نشان

می دهد که مدل های MS به خوبی قادراست تا ویژگی های مهمی همچون انتقال، ناهمسانی واریانس و وقوع دوره های بحرانی را در داده هامنظورنموده ورفتار متغیرهارا به طورمناسب تبیین نماید. در نتیجه استفاده از این نوع مدلها در تبیین رفتارواقعی 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 قرارداده است. نتایج این تحقیق دلالت برآن دارد که رفتارنرخ ارز علاوه برآن که تحت تاثیر سیاست گزاری های ارزی مقامات پولی این کشوراست، نوسانات قیمت اوراق بهادار وسهام 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 علّی دوطرفه برقرار است. علاوه برآن، نتایج این تحقیق بروجود همبستگی پویا در بین متغیرهای مورد بررسی دلالت دارد. از این رو، لحاظ نمودن اطلاعات و نوسانات سایر بازارها در سیاست گزاری ها اقتصادی این کشورها توصیه شده است.

بوهونیا و پکیرا[۱۵](۲۰۱۴)، اثر طلا و نرخ ارزبر سهام کشورهند را مورد بررسی قرارداده است.در دوره موردبررسی ازیک سو افزایش مداوم قیمت طلا، سرمایه گذاری در بازار سرمایه راکاهش داده است. ازسوی دیگر، نوسانات نرخ ارز نیز بر مبادلات بین المللی ودر نتیجه بازارسرمایه اثرگذار بوده است.نتایج این مطالعه نشان می دهد که علّیت دو طرفه بین طلا و ارز وجود دارد.علاوه برآن، وجودرابطه علّی از سوی بازار ارز و طلا به سوی بازار مالی هند مورد تایید قرار گرفته است.

ونگ وهمکاران[۱۶](۲۰۱۳)، رابطه قیمت نفت و بازارهای سهام رامورد بررسی قرارداده است. در این مقاله، کشورهای چین، کره، هند، ایتالیا، انگلیس، فرانسه، ژاپن وآلمان به عنوان واردکننده نفت و کشورهای عربستان سعودی، کویت، مکزیک، نروژ، روسیه، ونزوئلا وکانادا به عنوان کشورهای صادرکننده نفت درنظر گرفته شده اند.نتایج نشان می دهد که قدرت توضیح دهندگی تکانه قیمت نفت درنوسا نات قیمت سهام در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به کشورهای وارد کننده نفت قوی تر است.علاوه برآن، نقش تکانه نفتی در نوسانات سهام به میزان اهمیت نفت در اقتصادکشورموردبررسی بستگی دارد.براین اساس، استفاده از داده های بازارنفت 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 امریکا استفاده نموده است. نتایج مدل نشان می دهد که رابطه علّی ازسمت 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 امریکا می باشد.

سمانتا و زد[۱۸](۲۰۱۲)، قیمت جهانی طلا، قیمت نفت، سهام دوجونز[۱۹] و دلارامریکا را مورد تحلیل علّیت گرنجر قرار داد. نتایج آزمون علّیت گرنجرنشان می دهدکه رابطه علّی از سوی سهام و طلا به سوی نفت و ارز وجود دارد. همچنین، بین سهام وطلا رابطه علّی دوطرفه برقراراست.علاوه برآن، رابطه علّی دوطرفه بین نفت وارزنیزوجوددارد.

## ۴- مدل تحقیق و روش برآورد

انتخاب رهیافت بیزی برای این پژوهش به دلایل زیرصورت گرفته است:

۱) دوگونه نااطمینانی در برآورد مطرح می باشد:

- نااطمینانی دربرآوردپارامترها
- ساخت فرضیه صفر

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

می نماید. درتوزیع بیزی(برخلاف رهیافت کلاسیک)، لازم نیست که فرضیه صفر آشیانی[۲۰] باشد.

۲) پیش بینی در شرایط نا اطمینانی و غیرقابل مشاهده صورت می گیرد. در این پژوهش نیز رابطه علّی براساس پیش بینی تک مرحله ای ارزیابی می گردد که با محاسبه احتمال پسین به لحاظ نمودن این نااطمینانی اقدام می گردد.

۳) ازآنجا که هدف این پژوهش بررسی رابطه علّی درگشتاورهای 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 علّیت را نه تنها در گشتاور مرتبه اول، بلکه در گشتاورهای مراتب بالاتر توزیع مورد بررسی قرار گیرد. همچنین، نااطمینانی‌ها لحاظ می گردد. این چهارچوب شرایط نوآوری رافراهم می آورد. این نوآوری در مقایسه با پژوهش های قبلی دردو زمینه مطرح می باشد:

- پژوهش های داخلی تنها به تحلیل علّیت گرنجر درگشتاورمرتبه اول پرداخته اند.
- پژوهش های خارجی با چارچوبی متفاوت از این پژوهش به تحلیل علّیت مراتب بالاتر پرداخته اند.

### ۴-۱- معرفی مدل MSBVAR[۲۱]

نخست، متغیرهای تصادفی $(Y_t \ ,\theta \ ,Q,S_t)$ با نمادهای زیرمعرفی می گردد.که درآن $Y_t$ متغیرهای درون زای سیستم،$H$ مجموعه محدود با $h$ مولفه $\{1,\dots,h\}$، $Q$ ماتریس تغییروضعیت مارکف[۲۲] و $q_{i,j}$ نیزاحتمال آن است که متغیر وضعیت $s_t$ برابر $i$ بوده، مشروط برآن که $s_{t-1}$ برابر j باشد.

رابطه (۱)

$$Y_t = (y_1, \dots, y_t) \in (\mathrm{R}^n)^t; Q = \left(q_{i,j}\right)_{(i,j)\in H\times H} \in \mathrm{R}^{h^2} \; S_t = (s_0, \dots, s_t) \in H^{t+1}; S_{t+1}^T = \left(s_{t+1}, \dots, s_T\right) \in H^{T-t}$$

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 $\kappa$ فرایند مارکف مستقل درنظر باشد، عبارات زیرقابل تعریف است:

رابطه (۲)

$$\mathrm{Q}^1 \otimes \dots\dots \otimes \mathrm{Q}^\kappa$$

سیستم معادلات نیز تحت مدلی زیرتعریف می گردد:

رابطه (۳)

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

که درآن $\mathcal{E}_t$، تکانه های تصادفی غیرقابل مشاهده می باشد و نمادهای زیرمعرفی می گردد:

رابطه (۴)

$$y_{t-i} = \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{pmatrix}, \mathcal{A}(s_t) = \begin{pmatrix} \mathcal{A}_1(s_t) \\ \vdots \\ \mathcal{A}_p(s_t) \end{pmatrix}, Y_t = \begin{pmatrix} y'_1 \\ \vdots \\ y'_t \end{pmatrix}, S_t = \begin{pmatrix} s_0 \\ \vdots \\ s_t \end{pmatrix}$$

درستنمایی[۲۴]، به طریق بازگشتی معین می گردد:

رابطه (۵)

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

بااستفاده از قانون بیز، توزیع پسین عبارت است از:

رابطه (۶)

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

که درآن $\theta$ ماتریس پارامترهای الگو می باشد. از آنجا که چگالی پسین نامشخص است و درنتیجه شبیه سازی مستقیم MCMC[۲۵] ناکارامی باشد، برای بدست آوردن چگالی پسین توام تجربی[۲۶] $\mathcal{P}(\theta, Q, S_T | Y_T)$ ازتوزیع های پسین شرطی به طورمتناوب نمونه گیری می شود. لازم به بیان است که چگالی پیشین در الگوی MSBVAR، چگالی پیشین سیمز- جا[۲۷] می باشد.دراین چارچوب مقادیرپیشین به صورت زیردر نظرمی باشد:

lambda0 =۰/۵۵ ، lambda1=۰/۳۴ ، lambda3=۲ ، lambda4=۰/ ۰۲ ، lambda5=۱، mu5=۰ ، mu6= ۰

چگالی پیشین، مقادیرپیراسته درفضای پارامترها ازچگالی نرمال k متغیره $(N^k(۰, diag(۱))\, I_{\theta\epsilon\Theta})$، با میانگین صفر، مقدار ۱ برای مولفه های روی قطرو صفربرای مولفه های غیرقطری ماتریس کواریانس درنظر می باشد.همچنین، به منظورشبیه سازی کرنل چگالی پسین ازالگوریتم متروپولیس هستینگزکه الگوریتم شبیه ساز از گونه زنجیره مارکف می باشد، استفاده شده است.به منظوراجتناب از چسبندگی در زنجیره مارکف، تعداد ی از قرعه[۲۸] های اولیه سوخت[۲۹] شده و پس ازانجام 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:

$$\mathcal{P}(\mathrm{Q}) = \prod_{j\epsilon H}[\,(\Gamma(\sum_{j\epsilon H}\alpha_{i,j})/\prod_{j\epsilon H}\Gamma(\alpha_{i,j})) \times \prod_{j\epsilon H} q_{i,j}^{\alpha_{i,j-۱}}]$$

که درآن $\Gamma(0)$ تابع گاما استاندارد[۳۱] است.برای مثال ماتریس تغییروضعیت سه رژیمه به شکل زیرتعریف می گردد:

| | | |
|---|---|---|
| $p_{۱۱}$ | $p_{۱۲}$ | $p_{۱۳}$ |
| $p_{۲۱}$ | $p_{۲۲}$ | $p_{۲۳}$ |
| $p_{۳۱}$ | $p_{۳۲}$ | $p_{۳۳}$ |

## ۴-۲- علّیت گرنجر

فرض ناعلّیت[۳۲] گرنجر مرتبه اول به صورت زیرتعریف می شود:

رابطه (۷)

$$\mathbb{E}\left\{x_{i,t+۱}\middle|\mathcal{T}(\mathrm{t})\right\} = \mathbb{E}\left\{x_{i,t+۱}\middle|\mathcal{T}_i(\mathrm{t})\right\}$$

بدین مفهوم که اگرگشتاورمرتبه اول پیش بینی متغیر $x_i$ نسبت به حضور متغیرمفروض علّی و عدم حضورآن ناوردا[۳۳]باشد، ناعلّیت مرتبه اول برقرارمی باشد.فرض ناعلّیت مرتبه دوم مبتنی برگرنجر وهمکاران(۱۹۸۶)، به صورت زیر بیان می گردد:

رابطه (۸)

$$\mathbb{E}(\left[x_{i,t+۱} - \mathbb{E}\left\{x_{i,t+۱}\middle|\mathcal{T}(\mathrm{t})\right\}\right]^۲ |\mathcal{T}(\mathrm{t}))$$
$$= \mathbb{E}\left(\left[x_{i,t+۱} - \mathbb{E}\left\{x_{i,t+۱}\middle|\mathcal{T}(\mathrm{t})\right\}\right]^۲ \middle|\mathcal{T}_i(\mathrm{t})\right)$$

بدین مفهوم که اگرگشتاورمرتبه دوم پیش بینی متغیر $x_i$ نسبت به حضور متغیرمفروض علّی و عدم حضورآن ناورداباشد، ناعلّیت مرتبه دوم برقرارمی باشد.فرض ناعلّیت درتوزیع براساس فلورنس وموچارت[۳۴](۱۹۸۲و۱۹۸۵) به صورت زیر تعریف می شود:

رابطه (۹)

$$\mathcal{G}_{t+۱}\left(x_{i,t} - \mathbb{P}\left\{x_{i,t+۱}\middle|\bar{x}(t)\right\}\right) = \mathcal{F}_{t+۱}\left(x_{i,t} - \mathbb{P}\{x_{i,t}|\bar{x}_i(t)\}\right)$$

که درآن $\mathcal{F}_{t+۱}$ و $\mathcal{G}_{t+۱}$ توزیع شرطی $x_{i,t}$ می باشد. بدین مفهوم که اگرتوزیع شرطی پیش بینی متغیر $x_i$ نسبت به حضور متغیرمفروض علّی و عدم حضورآن ناورداباشد، ناعلّیت در توزیع برقرارمی باشد. چنانچه در قالب مدلMS فرض ناعلّیت مرتبه اول، دوم ویا توزیع از سوی متغیر اول به سمت متغیردوم ردگردد، متغیراول علّیت دررژیم متغیردوم می باشد.

برای بررسی علّیت در یک سیستم متشکل از فرایند تصادفی چندمتغیره $\{y_t : t \in z\}$، متغیرها به صورت زیرنمادگذاری می شود:

رابطه (۱۰)

$$y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}, y_{4t})'$$

به طوری که متغیرهای موردنظرجهت بررسی رابطه علّی $y_{1t}$ و $y_{4t}$ می باشد.متغیرهای $y_{2t}$ و $y_{3t}$ متغیرهای کمکی می باشد.سپس، $\mathcal{V}_{1t}$ و $\mathcal{V}_{2t}$ به صورت زیر تعریف می شود:

رابطه (۱۱)

$$\mathcal{V}_{1t} = (y_{1t}', y_{2t}')', \mathcal{V}_{2t} = (y_{3t}', y_{4t}')', y_t = \begin{bmatrix} \mathcal{V}_{1t} \\ \mathcal{V}_{2t} \end{bmatrix}$$

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 $\theta$ و$\Theta$ درنظر گرفته می شود.$\Theta$ زیرمجموعه فضای اقلیدسی k بعدی ($\mathbb{R}^k$) می باشد.براین اساس، تابع چگالی احتمال به ازای $\theta \in \Theta$ اندازه پذیر بوده و در فضای نمونه پیوسته باشد.برای نمونه، $y_{1t}$ و $y_{4t}$ رابطه علّی بازارمالی با یک بازار مورد نظر پژوهشگر را در حالی بررسی می کند که متغیرهای کمکی $y_{2t}$ و $y_{3t}$ شامل داده های سایر بازارهای تعریف شده در سیستم می باشد. در الگوی میانگین شرطی، به منظور بررسی نا علّیت لازم است تا فرایند مارکف پنهان $\mathcal{S}_t$، به دو زیرفرایند$\mathcal{S}_{i.t}$ مبتنی بر$\mathcal{V}_{it}$تجزیه شود به نحوی که هریک دارای $\mathcal{M}_i$ وضعیت باشند.دراین صورت، پیش بینی رژیم متغیروضعیت $\mathcal{S}_{1.t+1}$ مستقل بوده وهیچ اطلاعاتی در$\mathcal{V}_{2t}$ برای $\mathcal{S}_{1.t+1}$ وجودندارد اگرشرط زیر برقرارباشد:

رابطه (۱۲)

$$pr\left[\left(\mathcal{S}_{1.t+1}, \mathcal{S}_{2.t+1}\right) = \left(j_1, j_2\right) \middle| y_t, \theta\right]$$
$$= pr\left[\mathcal{S}_{1.t+1} = j_1 \middle| \mathcal{V}_{1t}, \theta\right] . pr\left[\mathcal{S}_{2.t+1} = j_2 \middle| \mathcal{V}_{2t}, \theta\right]$$

زنجیره مارکف به دو فرایند مستقل تقسیم می گردد. در نتیجه، این امکان فراهم می گردد که ضرایب الگو در دو زیرسیستم نسبت به رژیم وردا بوده و در عین حال مستقل باشند. براین اساس، فرض می گردد که $s_{1,t}$ و$s_{2,t}$ به ترتیب فرایند مارکف $q_1$ و$q_2$ وضعیت باشند مشروط برآن که $s_{1,t}$ و$s_{2,t}$ مستقل بوده و$q = q_1 q_2$ می باشد. به این منظور نمادهای زیر درنظرگرفته می شود:

رابطه (۱۳)

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

که درآن $\pi_j$، احتمال ارگودیک می باشد. اکنون، $x_t$ براساس $(s_{i,t}, i = 1,2)$ به$x_{i,t}$ افراز می گردد:

رابطه (۱۴)

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

$$\begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{1,st} \\ \delta_{2,st} \end{bmatrix} D_t + \sum_{k=1}^{p} \begin{bmatrix} \alpha^{(k)}{}_{11,st} & \alpha^{(k)}{}_{12,st} \\ \alpha^{(k)}{}_{21,st} & \alpha^{(k)}{}_{22,st} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

اگر معادله متغیرموردبررسی(بازارمالی) به صورت زیر تعریف شود:

رابطه (۱۵)

$$x_{2,t} = \mu_{2,st} D_t + \sum_{k=1}^{p} \left( a^{(k)}{}_{22,st} x_{2,t-1} + a^{(k)}{}_{21,st} x_{3,t-1} + a^{(k)}{}_{23,st} x_{1,t-1} + \varepsilon_{2,t} \right)$$

دراین معادله $\omega_{22}$ واریانس $\varepsilon_{2,t}$ مشروط بر$s_t$ با نماد $\omega_{22}$ تعریف می شود.چنانچه، فرض شناخته بودن

رژیم ها کنارگذاشته می شود، پیش بینی $x_{2,t}$ به صورت زیر تعریف می گردد:

رابطه (۱۶)

$$E\left(x_{2,t+1}\middle|x_t\right)=\sum E\left(x_{2,t+1}\middle|s_{t+1},x_t\right)pr(s_{t+1}|x_t)$$

رابطه (۱۷)

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

بدین معنا که شروط زیر برقرارباشد:

رابطه (۱۸)

$$\delta_{i,st}=\delta_{i,sit}\,,\alpha^{(k)}{}_{ij,st}=\alpha^{(k)}{}_{ij,sit}\,,\Omega_{ii,st}=\Omega_{ii,sit},\Omega_{21,st}=0,\alpha^{(k)}{}_{21,s1t}=0$$

بر اساس مطالب بیان شده و با فرض صفربودن میانگین پیش بینی $x_{2,t}$ ، می توان شروط ناعلّیت را استخراج نمود.اما، قبل از آن لازم است تا دو نماد دیگرمعرفی گردد.

رابطه (۱۹)

$$\bar{\mu}_{2,t}=E\left[\mu_{2,s_{t+1}}\middle|x_t\right]\text{و}\bar{a}^{(k)}{}_{2r,t}=E[a^{(k)}{}_{2r,s_{t+1}}|x_t]$$

که درآن $\bar{a}^{(k)}{}_{1r,t}$ و $\bar{\mu}_{1,t}$ پیش بینی ضرایب می باشد.

رابطه (۲۰)

$$\upsilon_{t+1}=\left(\mu_{2,s_{t+1}}-\bar{\mu}_{2,t}\right)D_{t+1}+\sum_{k=1}^{p}(a^{(k)}{}_{22,s_{t+1}}-\bar{a}^{(k)}{}_{22,t})+\sum_{k=1}^{p}(a^{(k)}{}_{21,s_{t+1}}-\bar{a}^{(k)}{}_{21,t})+\sum_{k=1}^{p}(a^{(k)}{}_{23,s_{t+1}}-\bar{a}^{(k)}{}_{23,t})$$

$x_{1t}$ ناعلّیت مرتبه اول $x_{2t}$ می باشد، اگرروابطه زیر برقرارباشد:

رابطه (۲۱)

$$\sum_{j=1}^{q}\mu_{2,j}p_{ij}=\bar{\mu}_2\ ;\sum_{j=1}^{q}a^{(k)}{}_{2r,j}\,p_{ij}=\bar{a}^{(k)}{}_{2r,t}\ ;\bar{a}^{(k)}{}_{23,t}=0$$

$x_{1t}$ ناعلّیت مرتبه دوم $x_{2t}$ می باشد، اگرروابطه زیر برقرارباشد:

رابطه (۲۲)

$$\sum_{j=1}^{q}(\mu_{2,j}-\bar{\mu}_2)\otimes(\mu_{2,j}-\bar{\mu}_2)p_{ij}=\sigma_\mu\ ;\sum_{j=1}^{q}(a^{(k)}{}_{2r,j}-\overline{a_{2r}}^{(k)})(a^{(l)}{}_{2s,j}-\overline{a_{2r}}^{(l)})p_{ij}=\sigma_{r,s}{}^{(k,l)}\ ;\sum_{j=1}^{q}(\mu_{2,j}-\bar{\mu}_2)\otimes(a^{(k)}{}_{2r,j}-\overline{a_{2r}}^{(k)})p_{ij}=\sigma^{(k)}{}_{\mu,r}\,;\sum_{j=1}^{q}\omega_{22,j}p_{ij}=\sigma_\omega\ ;\ \bar{a}^{(k)}{}_{23,t}=0$$

### ۴-۳- آزمون فرضیه در رویکرد بیزی

از انجا که مدل MSBVAR با رویکرد بیزی برآورد می گردد، در ارزیابی فروض ناعلّیت ازنسبت بخت ها[۳۶] استفاده می گردد.بدین منظور، مدل مقید رابا نمادMjونامقید با نمادMi درنظرگرفته وهمچنین چگالی حاشیه ای داده ها، احتمال پیشین واحتمال پسین به ترتیب با $p(\mathrm{M}|D)$ و$pr(\mathrm{M})$،$p(D|\mathrm{M})$ نمادگذاری می شود.دراین صورت، نسبت بخت ها عبارت است از:

رابطه (۱۰)

$$POR=\frac{p(\mathrm{M}_i|D)}{p(\mathrm{M}_j|D)}=\frac{p(D|\mathrm{M}_i)}{p(D|\mathrm{M}_j)}\,\frac{pr(\mathrm{M}_i)}{pr(\mathrm{M}_j)}$$

### ۵- داده ها و نتایج تجربی

دراین مقاله، سری های زمانی شاخص آزادشناور بورس اوراق بهادار، نرخ ارز(ریال برحسب دلار)، قیمت نفت سبد اوپک(بشکه برحسب دلار) وقیمت جهانی

طلا(اونس برحسب دلار) درنظر گرفته شده است تا تعامل بازارسرمایه با بازار داخلی(ارز) و بازارهای بین المللی(نفت وطلا) موردبررسی قرارگیرد. متغیرهای موردنظر به ترتیب ازپایگاه های اطلاعات بورس اوراق بهادارتهران، بانک مرکزی،اوپک و FRED گرفته شده است.

دوره زمانی مورد بررسی از۱۲مردادماه ۱۳۹۲ تا ۱مهرماه ۱۳۹۶در نظرمی باشد.این دوره زمانی، همزمان با شروع کار دولت یازدهم بوده وبا 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 برصادرات فراورده های نفتی و پتروشیمی ازجمله تحولات داخلی است.در این دوره، بانک مرکزی تلاش می کند که تعادلی را بین حمایت از رشد، ثبات تورم و اعتماد سرمایه گذاران برارزش 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 برآن، این دوره با تحولات بین المللی ازجمله رخدادهای خاور میانه، افت شدید قیمت نفت وتوافق برجام(برنامه جامع اقدام مشترک) همراه است.مجموعه این وقایع، نویسندگان را برآن داشت تا این دوره راحائزاهمیت دانسته وموردمطالعه قراردهند.دراین تحلیل از مشاهدات با فراوانی روزانه استفاده شده است.

ویژگی های آماری بازده متغیرهای مذکوردرجدول ۱ارائه شده است.آماره های توصیفی نشان می دهد که متغیرهای نفت، طلا ونرخ ارز به طور متوسط از رشد منفی برخورداربوده وتنها شاخص سهام رشدی مثبت داشته است.همچنین، بازده قیمت نفت نسبت به سایرین ازسطح نوسان بالاتری برخورداراست.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 ومتغیرهای ارزوشاخص سهام چوله به چپ می باشد.همانطور که ملاحظه می گردد، آماره شپیرو[۱۰]هم دلالت برآن دارد که توزیع متغیر ها نرمال نمی باشد.ویژگی های آماری مذکور مبین آن است که توزیع متغیرهای مدل چوله بوده واز دنباله ای پهن برخورداراست. ویژگی آماری "fat-tailed" که درواقع به توزیع هایی با دنباله پهن اشاره دارد، ازویژگی های بارز متغیرهای بازارمالی است.این ویژگی براساس نتایج بیان شده درمورد متغیرها تایید می گردد.

پس از شناسایی ویژگی های آماری و قبل ازساخت مدل، انجام آزمون کلی نگر[۳۷]برای آزمون خودهمبستگی و اثرات آرچ ضروری است.در این مقاله به منظوراستوارسازی[۳۸] آزمون کلی نگر، مقادیر احتمال[۳۹] به روش نا پارامتری با برآورد چگالی کرنل براساس قاعده مونت کارلوبا اعمال وزن پارزن[۴۰] بر تابع خود همبستگی انجام شده است.علاوه برآن، در بررسی اثرات آرچ ازآزمون کلی نگرچندمتغیره پیراسته و رتبه ای[۴۱]نیزاستفاده شده است.نتایج آزمون کلی نگر در جدول ۱ ارائه شده است.نتایج بروجود خودهمبستگی وناهمسانی واریانس شرطی دربازده متغیرها دلالت دارد.

لازم به بیان است که دررهیافت بیزی مانایی متغیرها موردبررسی قرارنمی گیرد.زیرا دراین رهیافت پایایی الگو مستقل از مانایی متغیرها می باشد.گرچه، متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش به صورت بازده محاسبه شده و مورد استفاده قرارمی گیرند.لازم به یادآوری است که بازده سبب مانایی متغیردرسطح می گردد.

برای تحلیل علّیت، زنجیره مارکف براساس متغیرهای موردتحلیل 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 درعین حال رژیم ها ازیکدیگر مستقل باشند.سپس، معادله بازار سهام با حضور وبدون حضور متغیر مفروض علّی، پس از اعمال قیود لازم تبیین گردید. سرانجام، نسبت بخت ها پس از شبیه سازی براساس معادلات مقید و نامقید و با استفاده از تعداد

۱۰۰۰۰ قرعه[۴۲]وسوخت [۴۳]تعداد ۵۰۰ مقداراولیه است.
محاسبه شد.نسبت بخت ها درجداول ۲ و۳ ارائه شده

**جدول۱.آماره های توصیفی بازده روزانه**

| بازار / آماره | نفت | طلا | ارز | سهام |
|---|---|---|---|---|
| وضعیت مانایی | I(0) | I(0) | I(0) | I(0) |
| میانگین | -۰/۱۱۲۰ | -۰/۰۱۸۶ | -۰/۰۲۴۵ | ۰/۰۰۱۷۶ |
| واریانس | ۱/۶۳۵۵ | ۰/۶۰۹۴ | ۰/۰۰۴۹۲۳ | ۰/ ۵۱۹۴ |
| چولگی | ۰/۴۹۵۸ | ۰/۳۵۳۶ | -۱/۷۸۳۱ | -۰/۰۸۶۵ |
| کشیدگی | ۷/۸۲۴۸۹ | ۴/۲۸۶۸۹ | ۲۰/۷۶۳ | ۶/۸۷۸ |
| شپیرو | ۰/۸۲۳۱۰* | ۰/۹۱۹۰۴ * | ۰/۶۹۲۵۱۰ * | ۰/۸۵۶۸* |
| آزمون کلی نگر- خودهمبستگی | ۸۰/۲۵۹* | ۳۷/۲۳۱۰ ** | ۱۱۶/۶۹۸* | ۸۷/۰۱۳* |
| آزمون کلی نگر-ناهمسانی واریانس | ۳۱۸/۱۵۸ * | ۶۴/۸۶۲ ** | ۲۹/۵** | ۹۸/ ۷۰۶* |
| آزمون کلی نگرپیراسته | | | آزمون کلی نگررتبه ای | |
| ۴۰۷/ ۳۸۵* | | | ۱۳۸ /۷۵۶* | |

توجه:سطح معنی داری۰/۰۱ با "*" و۰/۱ با "**" نشان داده شده است.
منبع:یافته های تحقیق.

**جدول ۲. آزمون ناعلّیت (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 | ارزوطلا (مرتبه دوم) | ارزوطلا (مرتبه اول) | ارزونفت(مرتبه دوم) | ارز ونفت(مرتبه اول) |
|---|---|---|---|---|
| | ۱/۱۶ | ۰/۲۱۹۵ | ۱/۱۶۸۴ | ۰/۹۶۴۰۲ |

منبع:یافته های تحقیق

نتایج تحلیل نشان می دهد که متغیر نفت علّیت مرتبه اول ودوم متغیر سهام می باشد.همچنین، گرچه متغیر های ارز وطلا علّیت مرتبه اول نیستند، اما این متغیرهاعلّیت مرتبه دوم متغیر سهام می باشند.علاوه برآن، متغیرهای ارزو طلا باهم و همچنین متغیرهای نفت وارز باهم علّیت 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.

نتایج آزمون ناعلّیت در توزیع درجدول ۴ ارائه شده است.این جدول نشان می دهد که فرضیه ناعلّیت در توزیع ازطرف متغیرهای مدل به طرف متغیرسهام رد می گردد. 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 ناعلّیت دلالت دارد، تضمیم گیری می شود.

براین اساس، وجود علّیت دررژیم ازسمت متغیر های مدل به سمت متغیر سهام موردتایید قرار می

گیرد.در نتیجه بازارهای ارز، نفت وطلا دارای اطلاعات منحصر به فردی برای بازارسهام می باشند.بدین معنا که حضورمتغیرهای ارز، نفت و طلا درمدلی متغیربورس برای تبیین مناسب رفتارمتغیربورس ضروری می باشد.

**جدول ۴. آزمون ناعلّیت درتوزیع (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 ازداده های بازارهای ارز، طلا و نفت ارائه می گردد.ابتدا، مرتبه تاخیری مدل تعیین می گردد.براساس معیار اطلاعات بیزی[۴۴]ودرنظرگرفتن حداکثر۲۰مرتبه تاخیری[۴۵]، مرتبه تاخیری یک انتخاب گردید. معیاراطلاعات بیزی در جدول۱ در پیوست ارائه شده است.سپس، لازم است تا تعدادرژیم نیز تعیین گردد. براساس معیاربیزکه در جدول۵-۵ ارائه شده است، تعداد ۳ رژیم تعیین گردید.

**جدول۵- معیاربیز**

| | ۳ رژیمه درقیاس 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 تاخیری۱ و تعداد ۳ رژیم برای تبیین رفتار متغیر سهام مناسب به نظرمی رسد. پایداری با مطالعه ردنگاشت[۴۶]$MCMC$ و چندک های شبیه سازی و تجربی برآوردی در الگوهای مقید و نا مقید مورد بررسی قرارگرفت. نمودارهای مربوطه درپیوست 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 قرارگیرد. این آزمون برای پارامترهای الگوی مورد نظر انجام گردید که نمودارهای مربوطه (پارامترهای ضرایب الگو، پارامترهای ماتریس تغییر وضعیت، پارامترهای ماتریس کواریانس) در نمودار۱،۲ و۳پیوست 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 قرارگرفته است. بدین معنا که قرعه هایی از پارامترهای برآوردی به تصادف توسط نرم افزار گزینش شده و با درنظر گرفتن بازه اطمینان تعریف شده مورد آزمون قرار می گیرند. قرارگرفتن در بازه اطمینان دلالت برآن دارد که فرض ناایستایی توزیع پارامتر موردبررسی رد می گردد.چنانچه، تمامی پارامترها در بازه اظمینان قرا گیرند، خوبی برازش در مدل بیزی مورد تایید قرار می گیرد.

جدول ۵-۶، برآوردپسین از دوره زمانی هررژیم رانشان می دهد. براین اساس، دوره زمانی رژیم ۱ نسبت به دو رژیم دیگر بیشتر است. بطور متوسط رژیم۱ تقریبا ۴۰ ساعت، رژیم۲ تقریبا ۳۸ساعت و رژیم۳ تقریبا ۲۸ساعت ماندگاراست.

**جدول۵-۶- برآورد پسین از دوره زمانی هررژیم برحسب چندک های پسین**

| | ۲۵درصد | ۵۰درصد | ۷۵درصد | ۹۷/۵درصد |
|---|---|---|---|---|
| رژیم۱ | ۱/۳۰۸ | ۱/۶۶۰ | ۲/۴۰۶ | ۵/۰۳۲ |
| رژیم۲ | ۱/۲۶۲ | ۱/۵۸۱ | ۱/۷۲۱ | ۴/ ۲۳۰ |
| رژیم۳ | ۱/۰۷۵ | ۱/۱۴۸ | ۱/ ۲۳۸ | ۱/۶۰۰ |

منبع:یافته های تحقیق

بررسی میانه و انحراف استانداردرشد در هررژیم نشان می دهد که دررژیم۳ رشدمثبت و نوسان زیاد، رژیم۲ و۱ رشد منفی و نوسان کم است.در نتیجه رژیم۳ دوران رونق ورژیم ۱و۲ دوران کسادی را بیان می کنند.

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، متغیرسهام با یک وقفه تاخیری نسبت به سایر متغیرها نقش بیشتری در توضیح رفتارجاری سهام دارد.متغیرارزجایگاه دوم در توضیح رفتارسهام را ایفا می نماید.جایگاه متغیرهای طلا ونفت در توضیح رفتار سهام مشابه می باشد.علاوه برآن، نقش ونوع رابطه متغیرها با متغیرسهام ازرژیمی به رژیم دیگر تغییر می نماید.

**جدول۵-۷- برآورد میانگین پسین ضرایب معادله سهام**

| نفت | طلا | ارز | سهام |
|---|---|---|---|
| رژیم۱ | | | |
| $۶/۶۰ \times ۱۰^{-۳}$ | $-۵/۸۳ \times ۱۰^{-۳}$ | $۷/۸۸ \times ۱۰^{-۲}$ | $۴/۲۰ \times ۱۰^{-۱}$ |
| رژیم۲ | | | |
| $-۶/۱۴ \times ۱۰^{-۳}$ | $۶/۲۱ \times ۱۰^{-۳}$ | $-۹/۱۹ \times ۱۰^{-۳}$ | $۳/۸۸ \times ۱۰^{-۱}$ |
| رژیم۳ | | | |
| $۳/۲۳ \times ۱۰^{-۲}$ | $-۲/۲۰ \times ۱۰^{-۳}$ | $-۲/۸۶ \times ۱۰^{-۱}$ | $۳/۶۸ \times ۱۰^{-۱}$ |

منبع:یافته های تحقیق

## ۶- نتیجه گیری

هدف از مدلسازی، بیان رفتار متغیر در وهله اول می باشد.سپس، پیش بینی و ارئه 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 آیاوجودشان درالگو ضروری هست یا خیر. این امر براساس آزمون علّیت 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 متغیرتوضیحی علّیت برای متغیر وابسته نبود از مدل حذف می شد. اخیرا 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 درتبیین مدل اقتصادسنجی برای متغیرمالی لحاظ شده ودر نتیجه تورش کاهش وپیش بینی بهبود می یابد. استفاده از نتایج چنین مدلی به کارامدی سیاست گزاری های اقتصادی در بازار سرمایه کمک می کند. این امر پژوهشگر را به مفهوم علّیت هدایت می نماید.چنانچه متغیر مورد بررسی یک متغیر مالی باشد، گشتاورهای مراتب بالاتر (مشخصا سوم و چهارم که چولگی و کشیدگی را بیان می نماید) در تبیین رفتار متغیرحائز اهمیت می باشد.از این رو، به تازگی تحلیل علّیت در گشتاورهای مراتب بالاترانجام می شود. بدین دلیل که ممکن است متغیرمفروض علّی 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 سبد اوپک و قیمت جهانی طلا درنظر گرفته شده است تا تعامل بازار سهام با بازار داخلی و بین المللی مورد بررسی قرارگیرد. دوره زمانی مورد بررسی همزمان با شروع کار دولت یازدهم بوده وبا تحولات مهم داخلی و خارجی ازجمله تلاش برای تحقق اقتصاد مقاومتی، تحولات خاورمیانه، افت شدید قیمت نفت و توافق برجام همراه است.

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

برای متغیر سهام نیستند، اما این متغیرها علّیت مرتبه دوم برای متغیر سهام می باشند. علاوه بر آن، متغیرهای ارز و طلا باهم و همچنین ارز و نفت با یکدیگر علّیت مرتبه دوم برای متغیر سهام می باشند.براین اساس، متغیرهای تعریف شده درمدل علّیت در توزیع برای متغیر سهام می باشند. از این رو، علّیت دررژیم ازسمت متغیر ارز، نفت وطلا به سمت متغیر سهام مورد تایید قرار می گیرد. در نتیجه، بازارهای ارز، نفت و طلا دارای اطلاعات ارزشمندی برای بازار سهام هستند. بنابراین، درتبیین رفتار سهام لازم است که از اطلاعات این بازارها استفاده گردد.

نتایج مدل برآوردی با استفاده ازمتغیرهای ارز، نفت و طلا نیزنشان می دهد که درتمامی رژیم های برآوردی، متغیرسهام با یک وقفه تاخیری نسبت به سایر متغیرها نقش بیشتری در توضیح رفتارجاری بازار مالی دارد. متغیر ارز جایگاه دوم در توضیح رفتار را ایفا می نماید. همچنین، نقش نفت و طلا در توضیح رفتار برحسب رژیم متغیر است. بدین معنا که فعالین بازارسرمایه در ایران همچون سایر بازارهای سرمایه نسبت به اخبار رسیده به بازار واکنش های متفاوتی نشان می دهند. انتظارات سرمایه‌گذاران براساس چشم اندازهای اقتصادی و همچنین میزان اثرگذاری رخدادهای داخلی و خارجی در اقتصاد به طور مداوم تعدیل می گردد. در این رابطه استفاده از اطلاعات سایربازارها می تواند تکمیل کننده اطلاعات بازار مالی باشد. با توجه به آن که واکنش بازارهای بین المللی به رخدادها نسبت به بازار داخلی سریع تراست و همچنین منحصر بودن اطلاعات بازارهای نفت و طلا برای بازار مالی ایران که براساس تحلیل علّیت مورد تایید قرار گرفت، استفاده از اطلاعات بازارهای بین المللی طلا ونفت برای تبیین رفتار متغیر مالی پیشنهاد می گردد. علاوه برآن، با وجودی که نقش ارزدرکاهش ریسک سرمایه گذاری در سبد سرمایه گذاری فعالین بازار سرمایه با تثبیت بازار ارز کاهش یافته است، اما براساس نتایج تحلیل علّیت، اطلاعات این بازار برای بازار مالی ارزشمند است. در نتیجه، استفاده از اطلاعات بازارارز نیز برای پیش‌بینی بودجه شرکت‌ها و چگونگی شکل گیری انتظارات قیمت سهام در تبیین رفتارسهام توصیه می گردد. نتایج بدست آمده با نتایج سایر پژوهش ها همخوانی دارد.

با توجه به آن که واکنش بازار بین المللی نسبت به بازارداخلی سریع تراست، استفاده از اطلاعات بازارهای بین المللی به شرط وجود رابطه با بازارداخلی همیشه توصیه می گردد.در این پژوهش، ارتباط بازار مالی با بازارهای بین المللی موردتایید قرارگرفت.براساس نتایج تحلیل های این پژوهش، استفاده از اطلاعات قیمت جهانی طلا برای تبیین رفتارشاخص بورس به ویژه در دوران های ناآرام بازار توصیه می گردد.

نتایج بدست آمده با پژوهش های 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 پژوهش ها 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&Business2,1-11.
* 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

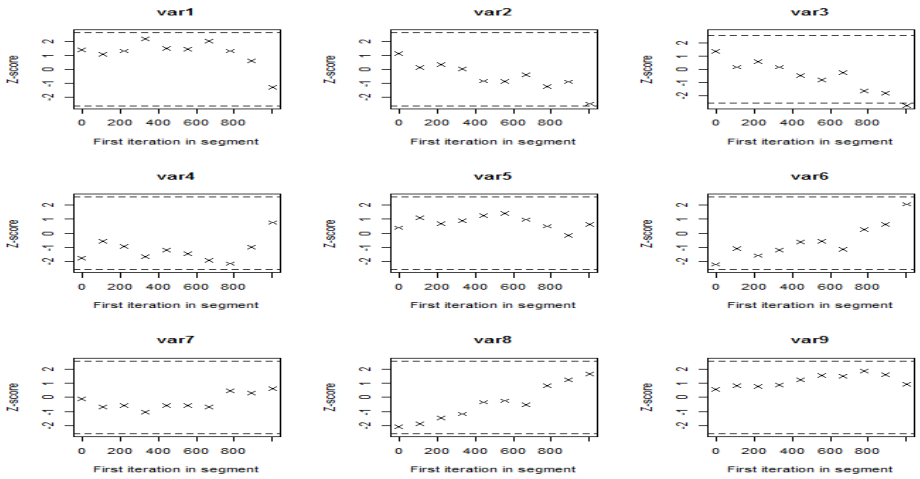
between Commodities and Financial Variables: The Case of Southeast Asia Countries ”,International Journal of Business and Social Science 5,216-223.

* Goutte,S.,(2014),”Conditional Markov Regime witching Model Applied to Economic Modelling “,EconomicModelling 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 andE. 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 xporters: The Importance of Scheduled and Unscheduled News announcements”,International Review of Economics and Finance 30 ,101–119.
* Tiwari,A.,K.,Mutascu,M.,I.,Albulescu,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,MoghaddasBayat,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:

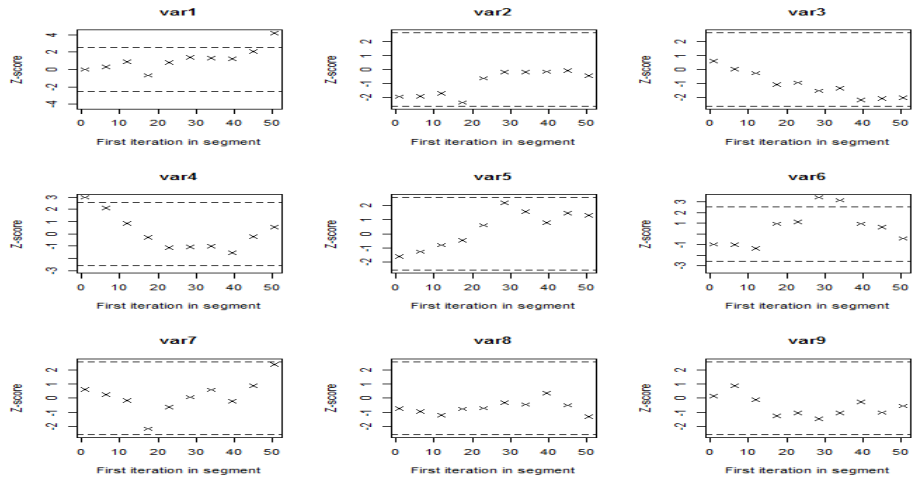
**جدول ۱. آماره معیاراطلاعات بیزی تا مقدارتاخیری۱۲**

| 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 |



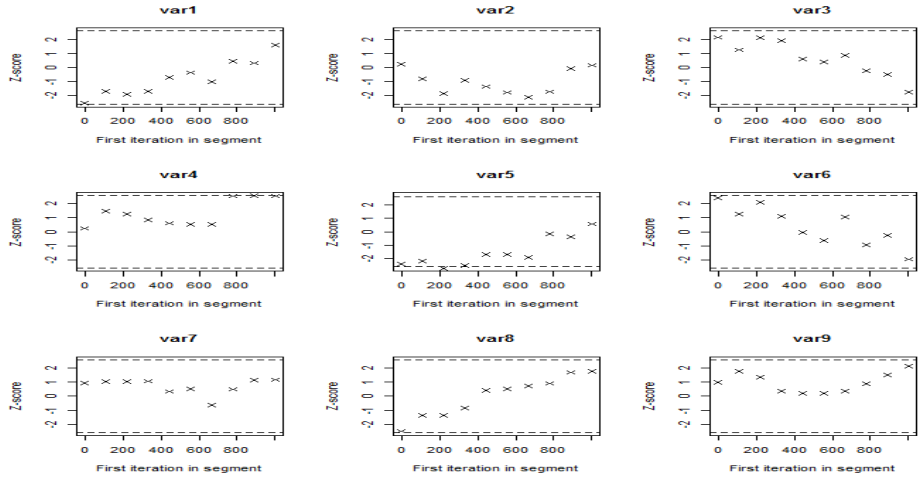

**نمودار۱- آزمون گوک برپارامترهای ماتریس تغییروضعیت.**

نمودارمبین معتبربودن ضرایب است. متغیرهای v1تاv9 عبارتنداز p11،p12،p13،p21،p22،p23، p31،p32،p33



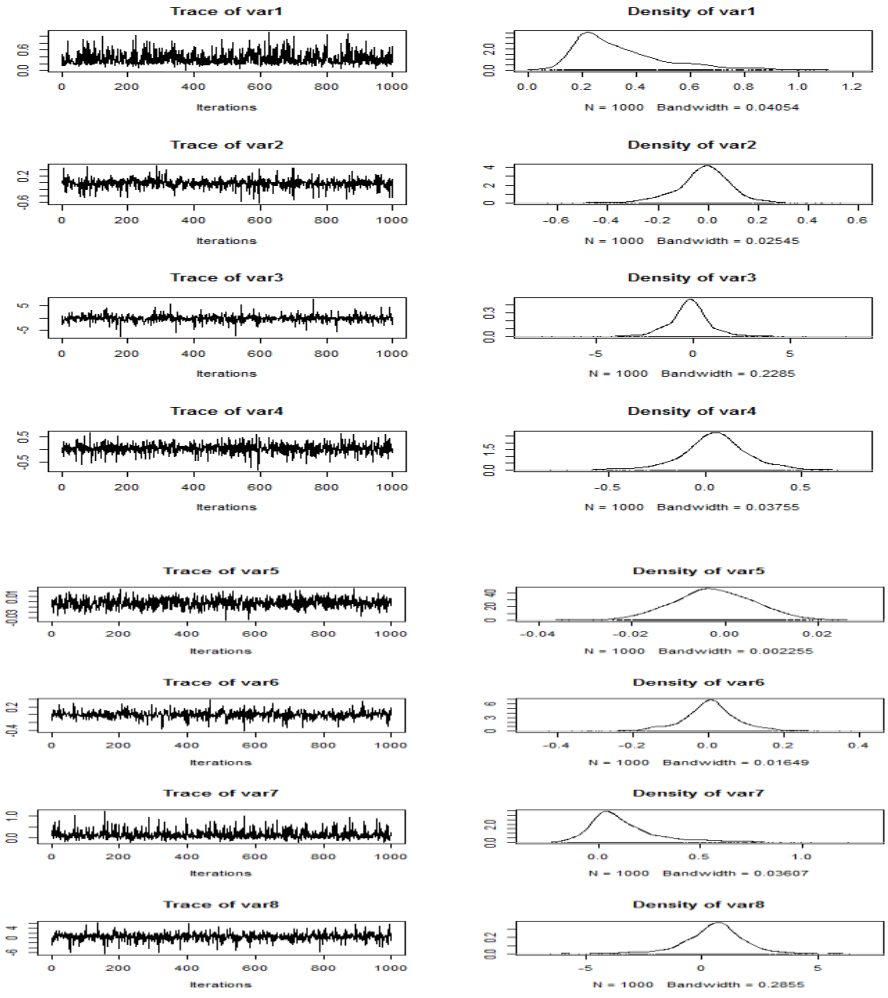

**نمودار۲-آزمون گوک ضرایب الگو.**

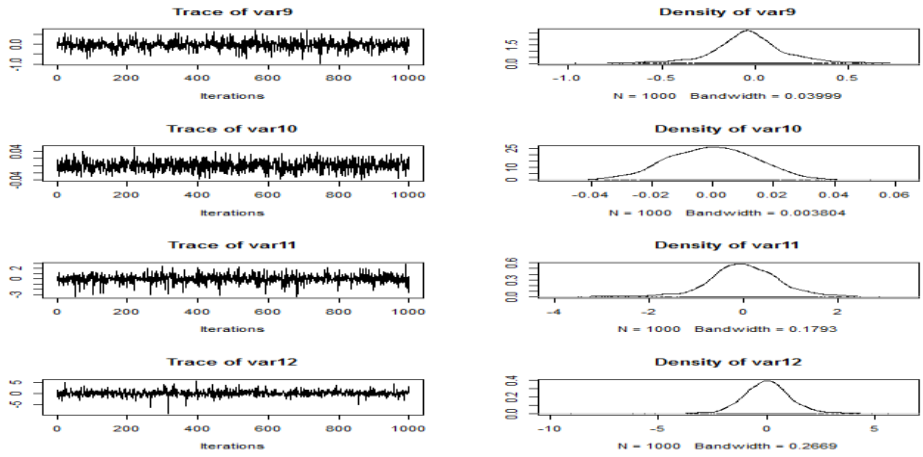
نمودارمبین معتبربودن ضرایب است. متغیرهای v1تاv4 عبارتندازضریب رابطه متغیربورس با خودش و با متغیرهای نفت، ارزوطلا. متغیرهای v5تاv7 عبارتندازضریب رابطه متغیرنفت با خودش و متغیرهای ارزوطلا. متغیرهای v8تاv9 عبارتندازضریب متغیرارز باخودش وطلا.




**نمودار۳-آزمون گوک ضرایب ماتریس.**

نمودارمبین معتبربودن ضرایب است. متغیرهای v1تاv4 عبارتندازواریانس متغیربورس وکواریانس بورس بامتغیرهای نفت، ارزوطلا. متغیرهای v5تاv7 عبارتندازواریانس متغیرنفت وکواریانس نفت بامتغیرهای ارزوطلا . متغیرهای v8تاv9 عبارتندازواریانس متغیرارزوکواریانس ارزباطلا.






**نمودار۵-چگالی و ردنگاشت پسین برآوردضرایب الگو.**

نموداربربرقراری فروض مانند نرمال بودن توزیع وتصادفی بودن قرعه ها دلالت دارد. متغیرهای v1تاv4 عبارتنداز ضریب متغیربورس با خودش و بامتغیرهای نفت، ارزوطلا. متغیرهای v5تاv7 عبارتندازضریب متغیرنفت با خودش و بامتغیرهای ارزوطلا.متغیرهای v8تاv9 عبارتندازضریب متغیرارزبا خودش وباطلا. متغیرهای v10تاv12 عبارتنداز p11،p33 ,p22 .

## یادداشت‌ها

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