



## سر ریز نوسانات بین قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازار سهام تحت فواصل زمانی و شکست ساختاری: استفاده از مدل گارچ (BEKK) و الگوریتم ICSS

الهه سفیدبخت<sup>۱</sup>

محمدحسین رنجبر<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۵/۲۶

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۴/۱۴

### چکیده

سرایت تلاطم میان شاخص‌های مالی، حاکی از فرایند انتقال اطلاعات میان بازارها می‌باشد. با توجه به اینکه بازارهای مالی با یکدیگر مرتبط هستند، اطلاعات ایجاد شده در یک بازار، می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد. در این میان، مدل‌سازی تلاطم بازده در بازارهای مختلف و ارتباط این بازارها با یکدیگر از منظر افراد آکادمیک و نیز کارپردازان حوزه مالی، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی‌ها، موضوع با اهمیتی به شمار می‌رود. در این پژوهش سر ریز نوسانات بازارهای نفت، ارز، طلا و سهام با استفاده از مدل BEKK دو متغیره GARCH، بدون استفاده از شکست ساختاری و همچنین با در نظر گرفتن آن با استفاده از الگوریتم ICSS و همچنین با مدل VAR، مورد آزمون قرار گرفت و سپس رابطه‌ی بین آنها از طریق آزمون علیت گرنجر بررسی گردید. نتایج نشان می‌دهد در صورتی که از محاسبه‌ی شکست ساختاری در معادلات صرف نظر کنیم، تغییرات نرخ ارز بر قیمت نفت تأثیری ندارد اما بر قیمت طلا و شاخص سهام اثر معنی‌داری دارد، در این حالت تغییرات قیمت نفت بر هیچکدام از متغیرهای مورد مطالعه تأثیری ندارد. از طرف دیگر تغییرات قیمت طلا می‌تواند بر شاخص سهام تأثیر گذار بوده و تغییرات سهام نیز می‌تواند بر روی نرخ ارز تأثیر بگذارد. اما زمانی که از شکست ساختاری در معادلات استفاده شود نتایج متفاوت خواهد بود.

**واژه‌های کلیدی:** سر ریز نوسانات، مدل GARCH، مدل BEKK، مدل VAR، علیت گرنجر، شکست ساختاری، الگوریتم ICSS.

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، موسسه آموزش عالی قشم

۲- استادیار گروه مدیریت، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس، ایران (نویسنده مسئول)  
mhranjbar54@gmail.com

## ۱- مقدمه

رابطه بین بازارهای نفت، سهام، ارز و طلا و قدرت انتقال ریسک بین آنها به شدت از اخبار و پایداری تلاطم در یک بازار تأثیر می پذیرد و قیمت آنها بطور ذاتی به اقتصاد مربوط است. پایداری روند افزایش قیمت نفت در دهه اخیر باعث بوجود آمدن ارتباط مهمی بین بازدهی و تقویت انتقال تلاطم بین چهار بازار فوق الذکر شده است. طبیعی است که انتظار داشته باشیم قیمت ها و یا تلاطم های بین قیمت نفت و بازار سهام در مدل های قیمت گذاری دارای مرتبطی باشد. همچنین نامتقارنی خبر بد و خوب در بازارها بر این دلالت دارد که پذیرش نامتقارن خبر بد و خوب در یک بازار مثلاً در بازار نفت می تواند در تقویت و اندازه سر ریز ریسک بین بازارها مهم و مؤثر باشد. دینامیک ها ممکن است در طی زمان به دلیل تغییرات ساختاری در اقتصاد و بنیان هایی که این بازارها را پیش می برند تغییر کنند. بنابراین در نظر گرفتن وجود احتمالی تغییرات تصادفی و یا اختلاف در مجموعه زمانی این قیمت ها یا تلاطم های مربوط به آنها مهم است (ایوینگ و مالیک<sup>۱</sup>، ۲۰۱۵). شکست ساختاری در تلاطم را می توان با دلایل مختلف از قبیل وقایع طبیعی، اقتصادی، اجتماعی و یا سیاسی توجیه کرد. فهم دقیق رابطه توالی زمانی بین بازارها برای شرکت کنندگان بازار مالی و سیاست گذاران مفید خواهد بود. تلاطم در قیمت های نفت رفتار مصرف کننده را تحت تأثیر قرار می دهد که بطور مستقیم بر عملکرد اقتصاد کلی تأثیر می گذارد. اهمیت بررسی این موضوع در این است که با مطالعه بر روی نوسانات بازارهای مختلف می توانیم به این موضوع پی ببریم که آیا این نوسانات موجب به وجود آمدن سر ریز نوسان و ایجاد شکست ساختاری می شود یا خیر؟ در این پژوهش ما برای تعیین دلایل شکست ساختاری مفهوم سازی می کنیم اما تمرکز اصلی ما روی چگونگی تأثیرگذاری این شکست ها بر نوسانات است. هدف ما مدل بندی تلاطم و انتقال شوک بین سری های زمانی قیمت نفت، نرخ ارز، قیمت طلا و بازده سهام است که امکان شکست ساختاری را بوجود می آورد. این پژوهش به صورت متفاوت از مقالات و پژوهش های داخلی دیگر انجام گرفته است. در این پژوهش اثر سرریز نوسانات نرخ ارز، قیمت نفت، قیمت طلا و شاخص های بازار سهام که شامل شاخص کل، شاخص ۵۰ شرکت فعال تر، شاخص ۳۰ شرکت برتر، شاخص صنعت، شاخص فرآورده های نفتی و شاخص بازده نقدی با در نظر گرفتن شکست ساختاری با استفاده از الگوریتم ICSS بررسی شده است و نتایج آن با یافته های به دست آمده در صورت عدم محاسبه شکست ساختاری مقایسه شده است. بدین منظور در بخش بعدی ابتدا مبانی نظری و پیشینه های مرتبط تبیین خواهد شد و در ادامه اهداف، روش انجام پژوهش، یافته ها و در آخر نیز بحث و نتیجه گیری تشریح می گردد.

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

### ۲-۱- سرریز نوسانات در بازارها

امروزه هر تکانه ای که در یک بازار تجربه می شود بازارهای دیگر را تحت تاثیر قرار می دهد. این مساله محققان را بر روی درک نحوه انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات از یک بازار به بازار دیگر متمرکز ساخته است (آراگو و فرناندز<sup>۲</sup>، ۲۰۰۷). از سوی دیگر، شدت و جهت انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات ممکن است از شکست های ساختاری در نوسانات تاثیر بپذیرند (دارات و بنکاتو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳). بطور معمول، بروز یک شوک یا وجود یک تکانه در یک بازار، سایر بازارها را تحت تاثیر قرار می دهد و این مسأله باعث شده تا محققان بر نحوه ی انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات از بازاری به بازار دیگر توجه و تمرکز بیشتری داشته باشد. بطور کلی با نگاهی به سری های زمانی می توانیم متوجه این موضوع شویم که غالباً این سری های زمانی در یک دوره یا دوره هایی تحت تاثیر اتفاقات و رخداد های اقتصادی، سیاسی، اجتماعی داخلی و جهانی، همانند بحران های مالی تکانه های نفتی، بی ثباتی سیاسی، جنگ و یا تغییر ناگهانی در سیاست های ارزی به شدت دچار نوسان می شوند. بطوری که این اتفاقات گاهی تا مدت ها در بازارها باقی می ماند. نوسان در یک بازار باعث می شود تا سرمایه گذار بخواهد نسبت به پرتفوی خود تجدید نظر کرده و آن را تعدیل نماید و ترکیب دارایی های پرتفوی خود را تغییر دهد. این مسأله آشفتگی را در بازار بحران زده تشدید کرده و همچنین باعث انتقال نوسانات و تکانه ها به بازارهای دیگر می شود. با این توضیحات قیمت گذاری صحیح دارایی های مالی و تشخیص درست رفتار نوسانات، بهبود پیش بینی نوسانات قیمتی در آینده، تخصیص بهینه منابع و انتخاب بهینه سبد دارایی حائز اهمیت است. لذا در این بخش ابتدا مبانی نظری مربوط به متغیرها تشریح خواهد شد و در ادامه پیشینه های مرتبط با موضوع مطرح می گردد.

### ۲-۲- شکست ساختاری

در تحلیل سری های زمانی در اقتصاد کلان یکی از موضوعاتی که از اهمیت قابل توجهی برخوردار است، موضوع شکست ساختاری<sup>۴</sup> می باشد. در بسیاری از سری های زمانی تغییرات ساختاری می تواند به دلایل متعددی از قبیل تغییرات سیاسی، بحران های مالی و اقتصادی، تغییر رژیم حکومتی و حتی تغییر در چارچوب و ترتیبات نهادی سازمانی باشد. نکته ی حائز اهمیت در این است که اگر در روند داده های سری زمانی چنین تحولات ساختاری مشاهده شود و در تخمین های اقتصادی و مالی مورد استفاده قرار نگیرد، باعث می شود تا نتایج اشتباهاً به سمت نتیجه غلط عدم رد فرض مانایی داده ها تورش داده شود (پرون<sup>۵</sup>، ۱۹۹۷) (پرون<sup>۶</sup>، ۱۹۸۹). بر این اساس، این

نتیجه گیری که سری های زمانی تحت بررسی، دارای روند تصادفی هستند نا درست است. این نتایج نشان دهنده این موضوع است که هرگونه شوک یا تکانه ای از طرف عرضه و تقاضا و یا بخاطر تغییرات سیاسی در بلند مدت بر روی متغیرها اثر خواهد گذاشت. بنابراین نکته ی بسیار با اهمیت، در نظر گرفتن شکست های ساختاری بالقوه در داده ها و انجام مطمئن تر آزمون مانایی می باشد (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸). شکست ساختاری باعث می شود که نتایج رگرسیون از اعتبار لازم برخوردار نباشد و قابلیت پیش بینی صحیح را از دست بدهد. در واقع میزان تکانه های شدید ناشی از اتفاقات مختلف به حدی بالا می رود که باعث جابجا شدن خط روند و تشکیل آن در سطح جدید می شود و یک شکست ساختاری ایجاد می کند و در واقع در هنگام شکست ساختاری میزان واریانس نسبت به قبل تغییر می کند. در این حالت روند از حالت داشتن ریشه واحد خارج شده و دچار شکست می شود. برای رفع این مشکل راه های بسیاری وجود دارد. زمانی که می دانیم نقاط شکست داده ها چه زمانی است می توانیم با ایجاد یک متغیر مجازی این مشکل را حل نماییم. با این وجود حتی اگر زمان شکست داده ها را ندانیم می توانیم با رسم نمودار داده های سری زمانی متغیر وابسته زمان شکست ساختاری را پیدا و با ایجاد متغیر مجازی مشکل را حل نماییم. بسیاری از سری های زمانی دچار تغییر یا شکست ساختاری می شوند. ممکن است یک سری زمانی مانا که دچار تغییر ساختاری شده است، به اشتباه آن را به عنوان یک سری نامانا تصور کنیم. بدین منظور مدل ساده زیر را در نظر بگیرید که حول مقدار ثابت نوسان می کند:

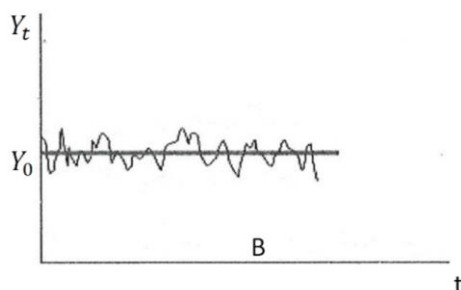
$$Y_t = \gamma_0 + u_t$$

$\gamma_0$  می تواند مقدار تعادلی  $Y$  باشد. بدیهی است که  $Y$  مانا است زیرا هر شوکی که از طریق  $u$  وارد شود،  $Y$  را از حالت تعادلی خارج کرده ولی مجدداً به آن برمی گردد. به هر حال،  $Y$  شرایط مانایی را دارد.

$$E(Y_t) = \gamma_0$$

$$\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(u_t) = \sigma^2$$

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t-s}) = \text{cov}(u_t, u_{t-s}) = 0$$

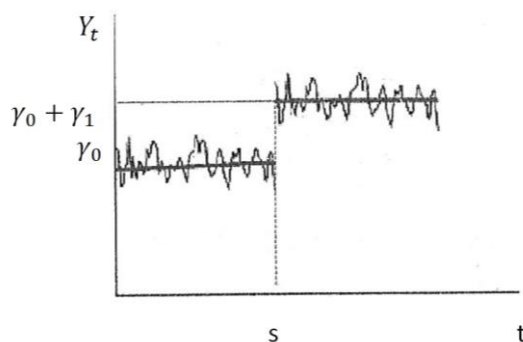


نمودار ۱- متغیر مانا

حال تصور کنید که در زمان معینی مانند  $s$ ، متغیر  $Y_t$  دچار تغییر ساختاری شود و برای همیشه مقدار آن به اندازه  $\gamma_1$  افزایش یابد. این تغییر ساختاری را می توان به کمک متغیرهای مجازی لحاظ نمود:

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 D_s + u_t$$

بنابراین،  $Y_t$  از زمان  $s$  به بعد برابر با  $Y_t = (\gamma_0 + \gamma_1) + u_t$  و قبل از آن برابر با  $Y_t = \gamma_0 + u_t$  خواهد بود. به عبارت دقیقتر یک متغیر مانا دچار انتقال دائمی شده است (سوری، ۱۳۹۴).



نمودار ۲- انتقال متغیر مانا

آزمون های متعددی برای یافتن شکست ساختاری از قبیل آزمون زیوت و اندریوز، آزمون دیکی فولر، آزمون فیلیپس پرون، آزمون لامسداین و پایل، الگوهای IO و AO وجود دارد اما در این

پژوهش شکست ساختاری را با استفاده از الگوریتم ICSS مورد مطالعه قرار داده ایم که در ادامه به توضیح آن می پردازیم.

### ۳-۳ الگوریتم ICSS<sup>۷</sup>

به دلیل اهمیت شکست ساختاری در محاسبات اقتصادی، مدلسازی آن نیز اهمیت زیادی دارد. اهمیت زمان ایجاد شکست ساختاری و همچنین تشخیص صحیح تعداد آن در واریانس سری های زمانی مالی، در متغیرها و بازارهای مالی مختلف به قدری زیاد است که روش های متعددی برای این منظور ارائه شده است. یک روش رایج برای تشخیص نقاط شکست در واریانس، الگوریتم مربعات تجمعی تکرار شونده یا الگوریتم ICSS است که در سال ۱۹۹۴ توسط اینکلان و تیائو مطرح شده است. این الگوریتم در واریانس به دنبال کشف تغییرات معنا داری است که بر اثر شکست ساختاری در نوسانات سری های زمانی حاصل شده است. الگوریتم ICSS به دو صورت متعارف (اینکلان و تیائو<sup>۸</sup>، ۱۹۹۴) و اصلاح شده (سانسو و همکاران<sup>۹</sup>، ۲۰۰۴) ارائه شده است، که در واقع ICSS اصلاح شده، برخی از مشکلاتی را که در الگوریتم ICSS متعارف وجود داشت را اصلاح کرده است. در الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکرار شونده، فرض می شود که سری های مالی مورد بررسی در یک دوره ی زمانی، دارای واریانس غیر شرطی پایا می باشند، تا زمانیکه بر اثر وقوع یک اتفاق جدید اقتصادی، سیاسی یا مالی ناگهانی که هم به صورت غیر منتظره اتفاق می افتد و هم میزان تکانه ی آن شدید است بر سیستم وارد می شود و باعث می شود تا واریانس سری زمانی یک شکست ساختاری را تجربه کند. در واقع میزان این انحراف واریانس بعد از وقوع رویدادها نسبت به گذشته در حدی بالا می رود که باعث پدید آمدن شکست ساختاری شود و سپس واریانس غیر شرطی در سطح جدید مجدداً به مانایی می رسد تا شاید با تکانه ی شدید بعدی، درگیر شکست بعدی شود، و این فرآیند در طول زمان بارها تکرار می شود. اما فرق ICSS متعارف با ICSS اصلاح شده در این است که ICSS متعارف فرض می کند که سری مورد مطالعه دارای T مشاهده است، که به صورت نرمال، یکنواخت و مستقل توزیع شده است (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷). و اغلب برای زمانی است که واریانس همسانی شرطی وجود داشته باشد. بنابر این با این بحث این مدل برای یک فرآیند وابسته مانند مدل GARCH مناسب نیست (مالیک و همکاران<sup>۱۰</sup>، ۲۰۰۵؛ اوینگ و مالیک<sup>۱۱</sup>، ۲۰۱۳). اما سری های زمانی مالی و اقتصادی اغلب دارای واریانس متغیر هستند و به صورت نرمال مشاهده نمی شوند. کشیدگی و چولگی آنها با سری های نرمال متفاوت است، یعنی اکثراً دم پهن و با کشیدگی بزرگ تر از ۳ هستند (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷). اما سانسو و همکاران در سال ۲۰۰۴، با وارد کردن فروض اضافی بر روی جملات خطا نشان دادند که برای سری های

زمانی مالی و اقتصادی که نرمال نیستند و همچنین دارای ناهمسانی واریانس شرطی هستند، اعتبار نتایج T کاسته می شود. و اگر مقادیر بحرانی را به درستی تعدیل شوند. ممکن است که به اشتباه وجود فرضیه صفر رد شود. به عبارت دیگر ممکن است شکست های جعلی وجود داشته باشد و یا تعداد شکست هایی که در این حالت وجود داشته، بیشتر از حالت واقعی باشد. بنابر این آنها الگوریتم ICSS متعارف را، اصلاح کردند تا زمانی که جملات خطا از یک فرآیند مستقل مانند مدل GARCH پیروی می کند قابل استفاده باشد. در حالت اصلاح شده ی این مدل، تعداد شکست ساختاری به دست آمده به مراتب کمتر از مقدار به دست آمده در ICSS متعارف است.

پژوهش های داخلی و خارجی مختلفی در زمینه سرریز تلاطم در بازارهای مختلف صورت گرفته. اما اکثر این پژوهش ها سر ریز نوسانات را حداکثر بین دو و یا سه بازار انجام داده اند اما این پژوهش برای اولین بار و با استفاده از داده های واقعی و به روش تجربی سر ریز نوسانات و شکست ساختاری ۴ بازار مهم را مورد مطالعه قرار داده است. ضمن اینکه بازار سرمایه را نیز بر اساس شاخص های مختلف به تفکیک در نظر گرفته است.

اله بخش (۱۳۷۵) در بررسی تأثیر نرخ ارز بر شاخص قیمت بورس سهام تهران، ارتباط معناداری بین تغییرات نرخ ارز و تغییرات شاخص سهام شرکت های وابستگی ارزی را مطرح نموده است. تقوی و دیگران (۱۳۷۸) نیز در بررسی اثرات متقابل بین متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت بورس سهام، ارتباط با وقفه یک طرفه از سوی تغییرات نرخ ارز به سمت تغییرات شاخص، قیمت سهام را استخراج کرد. قالیباف اصل (۱۳۸۱) در مطالعه ی رابطه بازده سهام بورس اوراق بهادار و نرخ ارز را طی دوره ی زمانی ۱۳۷۷-۱۳۸۰ بررسی کرده است. نتایج مطالعه وی نشان می دهد که نرخ ارز؛ اثر منفی بر بازده سهام دارد در حالیکه تغییرات نرخ ارز با یک وقفه ی زمانی، اثر مثبت بر بازده سهام شرکت ها دارد. زارع و رضایی (۱۳۸۵) در مطالعه ای به بررسی تأثیر بازارهای ارز، سکه، و طلا بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران پرداخته اند. در این مطالعه، این دو محقق با استفاده از داده های فصلی ۱۳۸۲-۱۳۷۲ و الگوی تصحیح خطای برداری نشان داده اند که شاخص قیمت سکه با شاخص قیمت سهام رابطه ی مثبت و با نرخ ارز و شاخص قیمت سهام رابطه ی منفی معناداری دارد. نتایج تحقیق بهمنی اسکویی و لهراسبیان ۱۹۹۲ نیز حکایت از عدم وجود رابطه ی علت و معلولی بین دو متغیر سهام و ارز دارد. ملهم<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۷) به رابطه ی قیمت نفت و ارزش دلار در سالهای (۲۰۰۰-۲۰۰۶) در مقابل یورو پرداخته است. وی نتیجه گرفت که بین این دو متغیر رابطه منفی وجود دارد و رابطه علیت از سمت نرخ ارز به سمت قیمت نفت می باشد. ژانگ، فان، تانگتسیه ووی<sup>۱۳</sup> (۲۰۰۸) اثر سر ریز ارزش دلار آمریکا بر قیمت های نفت را بررسی نمودند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که ارتباط بلند مدت و منفی میان این دو متغیر وجود دارد، اما تلاطم قیمت

ها در این دو بازار مستقل از یکدیگر است، بطوری که نوسان های مداوم در ارزش دلار آمریکا نمی تواند دلیل معنا دار در تغییرات قیمت بازار نفت باشد. زرادا<sup>۱۴</sup> (۲۰۱۰) به بررسی رابطه ی علیت میان قیمت نفت و ارز دلار آمریکا و طلا در سال های ۲۰۰۹-۱۹۸۹ پرداخت. نتایج تحقیق وی نشان داد که هیچ رابطه ی یکپارچه و ارتباط بلند مدتی بین متغیرهای مورد مطالعه وجود نداشت. ولی از جهت رابطه ی علیت میان این متغیرها از قیمت نفت و ارز به سوی طلا وجود دارد. همچنین این پژوهشگر با استفاده از تابع عکس العمل به بررسی آثار شوک های بیرونی بر هر یک از بازارها پرداخته است که نتایج این بخش نیز نشان داد شوک از سمت نرخ ارز به سوی قیمت نفت مثبت ولی از طرف قیمت نفت به نرخ ارز منفی است. نتایج نشان از علیت قیمت نفت به سوی قیمت طلا است و از نرخ ارز به سمت قیمت طلا، با استفاده از تابع عکس العمل به بررسی آثار شوک های بیرونی بر هر یک از بازارها پرداخته است. وی نشان داده است که شوک از سمت نرخ ارز به سوی قیمت نفت مثبت است، اما شوک از سمت قیمت نفت به نرخ ارز منفی است. رنجبر و منجونات (۲۰۱۱) به بررسی اثر سر ریز نوسانات بین بازار سهام ایران و کشورهای شورای همکاری منطقه ی خلیج فارس پرداختند. نتایج تجربی تحقیق آنها نشان داد که اثر سر ریز نوسانات بین بازار سهام ایران و کشورهای شورای همکاری منطقه ی خلیج فارس وجود ندارد. همچنین آنها نشان دادند با اینکه کشورهای شورای همکاری منطقه ی خلیج فارس از نظر اقتصادی، سیاسی، محیط زیست، منطقه و غیره تقریباً یکسان هستند اما سر ریز نوسانات بین آنها معنی دار نیست. سو جی تی و کومار<sup>۱۵</sup> (۲۰۱۱) ارتباط میان قیمت نفت، طلا، نرخ ارز و بازدهی سهام را بررسی نمودند. آنها نشان دادند قیمت طلا متأثر از قیمت نفت، نرخ ارز و بازار سهام نیست، در حالیکه عکس آن صادق است. ایوینگ و مالیک (۲۰۱۵) از مدل های تک متغیره و دو متغیره GARCH برای بررسی بی ثباتی شکست های ساختاری در قیمت های آتی نفت و طلا استفاده نموده اند. نتایج پژوهش آنها نشان داد انتقال تلاطم بین بازدهی طلا و نفت به صورت معناداری وجود دارد. اوینگ و مالیک (۲۰۱۳) مدل نا همسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی دو متغیره را بکار گرفتند تا نوسانات قیمت در بازارهای آتی طلا و نفت را با لحاظ شکست های ساختاری بررسی نمایند. نتیجه اینکه انتقال مستقیم نوسانات بین عایدی های طلا و نفت هنگام در نظر گرفتن شکست های ساختاری در واریانس است یافتند. و اما ترامن و همکاران<sup>۱۶</sup> (۲۰۱۱) ، موریتالا و همکاران<sup>۱۷</sup> (۲۰۱۲) و شارما و خننا<sup>۱۸</sup> (۲۰۱۲) به طور مشترک به این نتیجه رسیدند که رابطه بلندمدت معنی داری بین شاخص های بازار سرمایه و قیمت نفت وجود دارد. کانگ و همکاران<sup>۱۹</sup> (۲۰۰۸) و سهگال و کاپور<sup>۲۰</sup> (۲۰۱۲) این ادعا را که شوک های قیمت نفت اثر معنی داری بر بازده های سهام واقعی دارد را رد می کند.



### ۳- فرضیه های پژوهش

فرضیه های این پژوهش شامل موارد زیر می باشد:

از آنجایی که نفت یک ماده ی پر اهمیت در صنایع بسیاری است و همچنین تغییرات قیمت نفت در بسیاری از کشورها حائز اهمیت است اثر سر ریز نوسانات قیمت نفت بر قیمت سهام توسط بسیاری از پژوهشگران مورد پژوهش قرار گرفته است. برطبق مطالعات حموده و لی (۲۰۰۵) رشد قیمت نفت باعث ایجاد بازدهی سهام کشورهای صادر کننده نفت و محصولات نفتی در ایالات متحده است. همچنین سهگال و کاپور (۲۰۱۲) نشان داده اند که شوک های قیمت نفت بر بازده های سهام اثر معنی داری ندارد. بنا بر اهمیت این موضوع فرضیه اول تدوین می شود که در آن به تفکیک ۶ شاخص بازار سهام شامل شاخص کل، شاخص ۵۰ شرکت فعال تر، شاخص ۳۰ شرکت برتر، شاخص صنعت، شاخص فرآورده های نفتی و شاخص بازده نقدی را مورد بررسی قرار می دهیم.

**فرضیه اول:** بین نوسانات قیمت نفت و شاخص های بازار سهام رابطه علی و معلولی وجود دارد در ارتباط با سرریز نوسانات قیمت نفت بر نرخ ارز از آنجا که هر دوی این متغیرها از مؤلفه های اصلی اقتصاد هستند مطالعات بسیاری بر روی آنها انجام گرفته است. کریس (۲۰۱۰) به مطالعه چگونگی ارتباط بین قیمت نفت و ارزش دلار آمریکا پرداخت. زرادا (۲۰۱۰) رابطه ی علیت میان قیمت نفت و ارز دلار آمریکا در سال های ۲۰۰۹-۱۹۸۹ را بررسی کرده است. ژانگ، فان، تانگتسیه ووی (۲۰۰۸) اثر سر ریز ارزش دلار آمریکا بر قیمت های نفت را مورد مطالعه قرار داده اند. بریتنفیلد کارسال (۲۰۰۸) مطالعه ای بر قیمت نفت خام و نرخ دلار آمریکا (در مقابل یورو) انجام دادند. آمانو، نوردن (۱۹۹۸)<sup>۲۱</sup> در مقاله ای به بررسی تغییرات نرخ ارز و قیمت های نفت پرداخته اند. بنابراین در این خصوص فرضیه ی زیر در این پژوهش مورد بررسی قرار می گیرد:

**فرضیه دوم:** بین نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز رابطه علی و معلولی وجود دارد

همانند قیمت نفت، قیمت طلا نیز از مؤلفه های اقتصادی بسیار مهم است که تغییرات آن ممکن است بر سایر مؤلفه های اقتصادی اثر گذار باشد. بنابراین برای بسیاری از سرمایه گذاران این موضوع اهمیت دارد که بین نوسانات قیمت نفت و قیمت طلا چگونه رابطه ی علی و معلولی برقرار است. سرریز نوسانات قیمت نفت بر قیمت طلا توسط محققانی همچون دهقانی (۱۳۹۳) همچنین ژانگ (۲۰۰۹) لیاوچو (۲۰۰۶)<sup>۲۲</sup> مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش نیز فرضیه زیر مورد مطالعه قرار می گیرد.

**فرضیه سوم:** بین نوسانات قیمت نفت و قیمت طلا رابطه علی و معلولی وجود دارد. از آنجا که فعالیت برخی سرمایه گذاران و فعالان اقتصادی و نیز بعضی صنایع با استفاده از نرخ ارز صورت می گیرد، تغییرات نرخ ارز و قیمت طلا برای این افراد حائز اهمیت است. بنابراین این افراد می کوشند تا با دانستن روابط علی بین این دو مؤلفه بهترین سرمایه گذاری را با استفاده از این متغیر ها داشته باشند. در خصوص سرریز نوسانات بین نرخ ارز و قیمت طلا زرادا (۲۰۱۰) به بررسی رابطه ی علیت میان قیمت نفت و ارز دلار آمریکا در سال های ۲۰۰۹-۱۹۸۹ پرداخته است یکی دیگر از فرضیه های این پژوهش نیز در این خصوص بیان شده است:

**فرضیه چهارم:** بین نوسانات نرخ ارز و قیمت طلا رابطه علی و معلولی وجود دارد. بسیاری از شرکت های فعال برای انجام فعالیت های خود نیازمند استفاده از ارز هستند. بر همین اساس ممکن است تغییرات نرخ ارز بر قیمت سهام شرکت های مختلف تأثیر بگذارد. پیرامون این موضوع پژوهشگرانی نظیر اله بخش (۱۳۷۵)، تقوی و دیگران (۱۳۷۸)، بهمنی اسکویی ولهراسبیان (۱۹۹۲)، قالبیاف اصل (۱۳۸۱)، سواری و مالیحو (۲۰۱۰)، آلاجیده و همکاران (۲۰۱۰)، پیر و جین (۲۰۰۸)، آجاسی و همکاران (۲۰۰۸) مطالعاتی را انجام داده اند. در این پژوهش نیز به بررسی فرضیه زیر در این خصوص پرداخته می شود و در اثر سرریز نوسانات نرخ ارز به تفکیک بر ۶ شاخص بازار سهام شامل شاخص کل، شاخص ۵۰ شرکت فعال تر، شاخص ۳۰ شرکت برتر، شاخص صنعت، شاخص فرآورده های نفتی و شاخص بازده نقدی را مورد بررسی قرار می دهیم:

**فرضیه پنجم:** بین نوسانات نرخ ارز و بازار سهام رابطه علی و معلولی وجود دارد. سرمایه گذاران بسیاری در بازار سهام سرمایه گذاری می کنند و همیشه به دنبال این موضوع هستند که چه متغیرهایی بر روی صنعت مورد نظرشان و نیز بر روی بازار سهام تأثیر گذار است تا بتوانند با شناخت وضعیت مناسب بیشترین بازده را کسب کنند. بنابراین دانستن روابط علی و معلولی بین نوسانات قیمت طلا و شاخص های بازار سهام برای آنها بسیار مهم است. پیرامون سرریز نوسانات قیمت طلا و قیمت سهام، زارع و رضایی (۱۳۸۵) تأثیر بازار طلا و ارز را بر شاخص بورس بررسی کردند در این پژوهش نیز در فرضیه زیر به این موضوع پرداخته می شود که در آن اثر سرریز نوسانات قیمت طلا را به تفکیک بر ۶ شاخص بازار سهام شامل شاخص کل، شاخص ۵۰ شرکت فعال تر، شاخص ۳۰ شرکت برتر، شاخص صنعت، شاخص فرآورده های نفتی و شاخص بازده نقدی را مورد بررسی قرار می دهیم:

**فرضیه ششم:** بین نوسانات قیمت طلا و شاخص های بازار سهام رابطه علی و معلولی وجود دارد.

#### ۴- روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع پژوهش های توصیفی همبستگی و با توجه به امکان استفاده از نتایج آن از جمله پژوهش های کاربردی است. داده های پژوهش شامل قیمت روزانه هر بشکه نفت، نرخ روزانه ارز، قیمت روزانه هر انس طلا و اطلاعات شاخص های بازار سهام شامل شاخص کل، شاخص ۳۰ شرکت بزرگ، شاخص ۵۰ شرکت فعال تر، شاخص بازده نقدی قیمت، شاخص صنعت و شاخص فراورده های نفتی طی مقطع زمانی بین سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ می باشد. دلیل استفاده از شاخص های ۳۰ شرکت بزرگ و ۵۰ شرکت برتر در این مقاله این است که این شاخص ها جزء شاخص های اصلی بورس اوراق بهادار تهران می باشند و افراد بسیاری برای سرمایه گذاری، تحلیل و پژوهش به این شاخص ها توجه می کنند.

پژوهش کتابخانه ای و داده کاوی از طریق پایگاه های اطلاعاتی معتبر و روش گردآوری داده ها و اطلاعات مربوط به پژوهش به منظور پژوهش کتابخانه ای، با استفاده از مطالعه ی مقالات و پژوهش های معتبر و علمی است. به منظور تجزیه و تحلیل داده های پژوهش نیز ابتدا پس از مرتب سازی و طبقه بندی داده ها، از شاخص های آماری به برای نشان دادن ویژگی های متغیر های مورد مطالعه استفاده شده است.

به منظور آزمون فرضیه های پژوهش ابتدا با استفاده از آزمون های دیکی فولر و فیلیپس پرون مانایی داده ها مورد بررسی قرار گرفت، سپس به وسیله ی الگوریتم ICSS نقاط شکست ساختاری مشخص شده و پس از آن با استفاده از آزمون GARCH دو متغیره اثر سر ریز نوسانات یکبار بدون وجود شکست ساختاری و بار دیگر با وجود شکست ساختاری مورد بررسی قرار گرفت. در ادامه بوسیله ی آزمون های VAR و علیت گرنجر رابطه ی علیت میان متغیر ها مورد بررسی قرار گرفت. دلیل استفاده از مدل GARCH این است که این مدل توانایی این را دارد که تغییر پذیری هم زمان دو متغیر را مدل سازی نماید و اثری که ممکن است این دو متغیر بر یک دیگر بگذارند را مشخص نماید. همچنین استفاده از مدل VAR برای مشخص کردن واکنش هایی است که امکان دارد هر متغیر در برابر شوک هایی که با تغییر انحراف معیار پیش می آید از خود نشان دهد. داده های بدست آمده از نمونه های آماری و مدل های ارائه شده ی GARCH دو متغیره، آزمون علیت گرنجر، آزمون اتورگرسیو برداری و الگوریتم ICSS توسط نرم افزار Eviwes 9، بررسی و نتیجه گیری شده است.

ما در این پژوهش سعی داریم اثر شوک ها و سرریز نوسانات ناشی از بازار های نام برده بر روی یکدیگر را با استفاده از مدل GARCH دو متغیره و همچنین مدل VAR بررسی کرده و شکست

ساختاری را در دوره ی زمانی مورد بررسی با استفاده از الگوریتم ICSS نشان داده وبا استفاده از آزمون علیت گرنجر رابطه علیت میان متغیرها در این بازارها را تبیین نمائیم.

### ۵- مدل پژوهش

در این پژوهش اثر سر ریز تلاطم و نوسانات هر یک از متغیر ها یک بار بدون توجه به شکست ساختاری و بار دیگر با دخالت شکست ساختاری در محاسبات، با استفاده از مدل اقتصاد سنجی GARCH دو متغیره محاسبه می گردد. همچنین سر ریز نوسانات با استفاده از آزمون علیت گرنجر و مدل اتو رگرسیو برداری (VAR) نیز مورد بررسی قرار می گیرد. در این بخش مشخص می کنیم که چگونه می توانیم شکست ساختاری را در واریانس تعیین کنیم که در ادامه به تعریف هر یک از مدل های ارائه شده پرداخته می شود.

### GARCH چند متغیره

امروزه، باتوجه به گسترش سیستم های اطلاعاتی و افزایش روزافزون ارتباط بازارهای مالی با یکدیگر، ثابت شده که تلاطم قیمت دارایی ها به یکدیگر و به سایر بازارهای مالی منتقل می شود. این مطلب باعث ایجاد وابستگی دارایی ها و بازارهای مالی مختلف به یکدیگر شده است. این موضوع پیش بینی در بازارهای مالی را پیچیده تر نموده است. برای بررسی انتقال تکانه ها و سر ریز نوسانات و شوک ها میان بازار های مختلف باید از مدل نا همسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی چند متغیره M-GARCH استفاده نمود (شهرازی ۱۳۹۳). لذا، بطور کلی در سالهای اخیر مدل های M-GARCH به منظور مدل سازی دینامیک بازده ها توسعه بسیاری پیدا کرده اند. استفاده از مدل های سری زمانی چندمتغیره دو حسن مهم دارد. اول اینکه در شناسایی ارتباط بین سری ها بسیار موثر است و دوم اینکه دقت پیش بینی را افزایش خواهد داد. برای برآورد سرایت تلاطم بین دو یا چند سری زمانی برآوردن از طریق مدل های چندمتغیره GARCH باید واریانس ها و کوواریانس های سری ها به طور همزمان برآورد شوند.

مدل GARCH دو متغیره استفاده شده در این پژوهش BEKK<sup>۲۳</sup> می باشد. این مدل ۱۹۹۱ توسط بابا، انگل، کرونر و کرافت، به عنوان روشی دیگر از مدل های گارچ چند متغیری با نام BEKK قطری معرفی شد. این مدل در ادامه ی الگوی M-GARCH

ارائه شده است. ویژگی مهم این روش عمومی بودن آن می باشد. از دیگر مشخصه های این روش این است که واریانس کوواریانس شرطی این سری زمانی بر روی یکدیگر تأثیر گذاشته و از طرفی در این روش نسبت به سایر روش ها، پارامتر های کمتری تخمین زده می شود (کشاورزیان،

(۱۳۸۹). این روش به ما اجازه می دهد که اثر شوک ها و نوسانات یک سری را بر روی نوسانات سری دیگر بررسی کنیم. این اثر می تواند متقارن و یا غیر متقارن باشد. تصریح BEKK به صورت زیر است:

$$H_{t-1} = \hat{C}C + \hat{B}H_tB + \hat{A}\varepsilon_t\varepsilon_tA$$

برای مورد دو متغیری ما،  $C$  ماتریس مثلثی  $2 \times 2$  با سه پارامتر و  $B$ ، ماتریس مربع  $2 \times 2$  پارامتر است که سطوح موجود واریانس های شرطی را به واریانس های شرطی قبلی مرتبط می کند.  $A$ ، ماتریس  $2 \times 2$  پارامتر است که می سنجد چگونه واریانس های شرطی به خطاهای مربع قبلی مربوط و همبسته می شوند. برای مورد ۲ متغیری ما تعداد کلی پارامترهای برآورد شده ۱۳ می باشد. توسعه واریانس شرطی برای هر معادله در مدل  $GARCH$  دو متغیری  $(I, I)$  به شکل زیر می باشد:

$$h_{11,t+1} = c_{11}^2 + b_{11}^2 h_{11t} + 2h_{11}b_{21}h_{12,t} + b_{21}^2 h_{22,t} + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t} + a_{2,1}^2 \varepsilon_{2,t}^2$$

$$h_{22,t+1} = c_{12}^2 + c_{22}^2 + b_{12}^2 h_{1t} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t} + b_{22}^2 h_{22,t} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{q,t}\varepsilon_{2,t} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t}^2$$

این معادلات نشان می دهند که چگونه شوک ها و تلاطم در دو سری در طی زمان منتقل می شوند. ما از برآورد شبه ماکسیمم با خطاهای استاندارد گسترده که با روش ارائه شده توسط بولرسلو و وودرینگ<sup>۲۴</sup> (۱۹۹۲) محاسبه می شوند، استفاده می کنیم. با استفاده از روش حداکثر درستنمایی می توان پارامترهای مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی چند متغیره را برآورد نمود. لگاریتم تابع درستنمایی به صورت زیر بیان می شود:

$$L(\theta) = T \log 2\pi - 0.5 \sum_{t=1}^T \log |H_t(\theta)| - 0.5 \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(\hat{\theta}) \log H_t^{-1} \varepsilon_t(\theta)$$

به صورتی که  $T$  تعداد مشاهدات و  $\theta$  بردار پارامترهایی است که باید برآورد شوند. جهت برآورد پارامترها به روش حداکثر درست نمایی از الگوریتمی که توسط برنت و همکاران<sup>۲۵</sup> (۱۹۷۴) مطرح شد استفاده می شود.

معادلات زیر به ترتیب بیانگر معادلات میانگین و واریانس شرطی الگوی M-GARCH(p,q) می باشد:

$$Y_t = \mu_t + \sigma_t Z_t \quad Z_t \sim NID(0,1)$$

$$\mu_t = a + \sum_{i=1}^k b_i X_{i,t}$$

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_p \sigma_{t-p}^2 & \varepsilon_t &\sim NID(0, H) \\ &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \end{aligned}$$

فرض مدل های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی متعارف این است که هیچ شکستی در ساختار نوسانات وجود ندارد اما این یکی از نواقص این مدل است. در صورتی که نوسانات سری های زمانی تحت تأثیر تغییرات ناگهانی هستند و در نتیجه شکست های ساختاری در نوسانات دور از احتمال نیست و نادیده گرفتن آنها ممکن است به نتایج کاذب راجع به چگونگی انتقال اطلاعات و سر ریز نوسانات میان بازارهای مالی منتهی شود (شهرازی ۱۳۹۳). لامورکس و لاستراپس<sup>۲۶</sup> (۱۹۹۰) مستند ساختند که مدل های GARCH استاندارد مقاومت تلاطم را در هنگام نادیده گرفتن شکست ساختاری بیش از حد طبیعی برآورد می کنند و این اختلافات باید در مدل GARCH برای بدست آوردن پارامترهای دقیق ترکیب شوند (ایوینگ و مالیک، ۲۰۱۵). بنابراین پس از به دست آوردن شکست ساختاری واریانس جدید را در مدل BEKK دو متغیری وارد کرده و مقادیر جدید را بدست آوریم. برای GARCH دو متغیری با استناد به مدل ایوینگ و مالیک (۲۰۱۵) مجموعه ی متغیرهای دو متغیری را به صورت زیر در معادله BEKK وارد می کنیم:

$$H_{t-1} = \hat{C}C + \hat{B}H_tB + \hat{A}\varepsilon_t\varepsilon_tA + \sum_{i=1}^n \hat{D}_iX_iD_iX_i$$

$D_i$  ماتریس قطری مربع  $2 \times 2$  پارامترها،  $X_i$  بردار ردیف  $1 \times 2$  متغیرهای مجازی و  $n$  تعداد شکست های ساختاری شناسایی شده است (ایوینگ و مالیک، ۲۰۱۵). بدین صورت زمانی که شکست ساختاری در مدل لحاظ می شود مقادیر واقعی بدست می آید.

### آزمون علیت گرنجر

علیت یکی از مسائل اساسی در بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصادی است. تعیین جهت علیت برای متغیرهایی مورد استفاده قرار می گیرد که مبانی نظری صریحی در مورد آنها وجود ندارد. یکی از مثال های معروف در اقتصاد که مورد مجادله می باشد، مربوط به رابطه ی بین رشد تولید ناخالص ملی (Y) و رشد پول (X) است. سوال این است که آیا رشد پول موجب رشد تولید ناخالص ملی می شود یا اینکه ابتدا تولید ناخالص ملی افزایش می یابد و سپس موجب افزایش نیاز به پول می گردد و به دنبال آن بانک مرکزی حجم پول را افزایش می دهد؟ این مثال واضحی برای این مفهوم است.

روش مرسوم برای بررسی علیت، معروف به آزمون علیت گرنجر است که در این روش معادلات زیر مورد بررسی قرار می گیرند (سوری، ۱۳۹۴):

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + u_t$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + v_t$$

بر اساس معادلات فوق می توان بدین صورت بحث نمود که:

الف) اگر  $\sum \alpha_i \neq 0$  و  $\sum b_j = 0$  بوده و از نظر آماری معنی دار باشند، آنگاه علیت یک طرفه است که طبق آن، X علت Y است.

ب) اگر  $\sum \alpha_i = 0$  و  $\sum b_j \neq 0$  باشد، آنگاه علیت یک طرفه است که طبق آن، Y علت X است.

ج) اگر  $\sum \alpha_i \neq 0$  و  $\sum b_j \neq 0$  باشد، آنگاه علیت دو طرفه است.

د) اگر  $\sum \alpha_i = 0$  و  $\sum b_j = 0$  باشد، آنگاه این دو متغیر مستقل اند و رابطه ای با هم ندارند (سوری، ۱۳۹۴).

### مدل اتورگرسیون برداری VAR

مدل اتورگرسیون برداری یک مدل آماری است که وابستگی خطی میان چند سری زمانی را بیان می کند. مدل اتورگرسیون برداری تعمیم مدل اتورگرسیون برای مدلسازی وابستگی میان بیش از یک سری زمانی است. در مدل اتورگرسیون برداری، آینده ی یک سری زمانی با استفاده از گذشته ی خود و دیگر سری ها در چندین تاخیر زمانی تخمین زده می شود. VAR به این صورت تعریف می شود (سوری، ۱۳۹۴):

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$Y_t$  یک بردار ستونی از مشاهدات در زمان t نسبت به تمامی متغیرهای الگو است. C عرض از مبدأ و  $\varepsilon_t$  بردار ستونی از مقادیر اخلال تصادفی می باشد که ممکن است به طور همزمان با یکدیگر همبسته باشند.  $A_i$  نیز ماتریس پارامترها بوده و غیرصفر است. در عمل عبارات متغیرهای مجازی فصلی و روندهای زمانی جبری را می توان به الگوی عمومی VAR اضافه نمود.

## ۶- یافته‌های پژوهش

در این پژوهش اطلاعات با استفاده از داده های روزانه در ۵ سال از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا انتهای سال ۱۳۹۴ گردآوری و بررسی شده است. این اطلاعات شامل قیمت جهانی هر بشکه نفت با نماد (Oil)، نرخ ارز با نماد (Exchange)، نرخ جهانی طلا با نماد (Gold) و اطلاعات شاخص های بازار سهام شامل شاخص کل با نماد (TEPIX)، شاخص ۳۰ شرکت بزرگ با نماد (Index30)، شاخص ۵۰ شرکت فعال تر با نماد (Index50)، شاخص بازده نقدی قیمتی (EFC)، شاخص صنعت (Industry) و شاخص فراورده نفتی با نماد (Petro) می باشد. قیمت های جهانی نفت، نرخ ارز و قیمت هر انس طلا از آرشیو سایت های معتبر خارجی و نیز سایت داخلی اتحادیه ی طلا و همچنین شاخص های بورس اوراق بهادار بطور مستقیم از آرشیو و پایگاه اطلاعاتی بورس اوراق بهادار استخراج گردیده است. تمامی داده ها در این پژوهش بصورت لگاریتمی بکار رفته اند.

## آمار توصیفی

آماره های توصیفی مربوط به متغیرهایی که در این پژوهش استفاده می شود به صورت خلاصه در جدول (۱) نشان داده می شود. در این جدول مقادیر میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، انحراف معیار داده ها، کشیدگی، چولگی و آماره و احتمال جارک - برا به ترتیب نشان داده شده اند. همانگونه که در جدول ۱ مشاهده می شود، انحراف معیار مشخص شده برای متغیر ها حاکی از این است که در این بازارها نوسانات زیاد بوده است. به دلیل اینکه میزان چولگی از ۵ درصد بیشتر است، بنابراین متغیر ها دارای توزیع های دم پهن هستند و کشیدگی آنها نیز از حد نرمال کوتاه تر است. همچنین آماره های آزمون جارکو- برا نرمال بودن متغیرهای تحقیق را در سطح ۵ درصد رد می نماید. زیرا مقدار p-value از ۰/۰۵ کمتر می باشد.

جدول ۱- آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

	EXCHANGE	GOLD	OIL	ECF	PETRO	INDUSTRY	INDEX50	INDEX30	TEPIX
Mean	20173.1	1406.04	93.492	210922	176545	42946.7	2198.58	2535.53	51719.4
Median	24795	1337	107.81	232848	175193	50602.5	2504.1	2665.6	61233.6
Maximum	30235	1895	128.14	364137	389055	75181.9	3754.3	4301.3	89500.6
Minimum	10384	1055.95	26.01	0.00	34084	18307.6	1049.2	1325.8	23756.3
Std. Dev.	7882.609	219.752	27.519	88706.8	112646	18319.79	813.987	841.706	21320.1
Skewness	-0.091	0.267	-1.019	-0.112	0.14979	-0.113	0.019	0.12	-0.083
Kurtosis	1.169	1.691	2.506	1.531	1.58914	1.44	1.491	1.665	1.398
Jarque-Bera	169.659	100.155	220.133	76.024	104.274	124.456	114.071	92.189	129.923
Probability	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

منبع: یافته های پژوهش



### بررسی مانایی رابطه ها

قبل از این که به تخمین و برآورد مدل ها بپردازیم به دلیل اینکه نوع داده های مورد استفاده به صورت سری زمانی است باید در ابتدا به این مسأله بپردازیم که داده های سری زمانی ایستا (مانا) هستند. در این پژوهش برای بررسی ایستایی یا مانایی سری زمانی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر و فیلپس پرون استفاده شده است که نتایج آن در جدول شماره (۲) نشان داده شده است.

### آزمون ریشه واحد دیکی فولر

آزمون دیکی فولر تعمیم یافته به دو صورت عرض از مبدأ با روند و عرض از مبدأ بدون روند بررسی شده است. همانگونه که در جدول ۲ مشاهده می شود در هر دو حالت عرض از مبدأ با روند و عرض از مبدأ بدون روند، مقدار p-value در آزمون بیش از ۰/۰۵ بوده، بنابراین فرضیه ی صفر مبنی بر مانایی داده ها رد می شود. اما این داده ها با یک مرتبه تفاضل مانا شده اند زیرا مقدار p-value در آنها کمتر از ۰/۰۵ است.

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر

Variables	Conditions	Intercept without Trend					Intercept with Trend				
		t statistic	Critical Value			PROB 1	t statistic	Critical Value			PROB 2
			1%	5%	10%			1%	5%	10%	
TEPIX	level	-0.4103	-3.435	-2.863	-2.567	0.905	-0.918	-3.965	-3.413	-3.128	0.9523
	1 difference	-15.44967	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-15.44	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
INDEX30	level	-0.881	-3.435	-2.863	-2.567	0.794	-0.958	-3.965	-3.413	-3.128	0.9475
	1 difference	-15.723	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-15.72	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
INDEX50	level	-0.567	-3.435	-2.863	-2.567	0.875	-1.017	-3.965	-3.413	-3.128	0.939
	1 difference	-14.784	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-14.78	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
INDUSTRY	level	-0.47	-3.435	-2.863	-2.567	0.894	-0.883	-3.965	-3.413	-3.128	0.956
	1 difference	-15.59	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-15.58	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
PETRO	level	-1.195	-3.435	-2.863	-2.567	0.678	-0.824	-3.965	-3.413	-3.128	0.962
	1 difference	-33.554	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-33.56	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
ECF	level	-3.927	-3.435	-2.863	-2.567	0.0019	-7.493	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
	1 difference										
OIL	level	-0.09	-3.435	-2.863	-2.567	0.948	-1.782	-3.965	-3.413	-3.128	0.712
	1 difference	-33.179	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-1.782	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
EXCHANGE	level	-0.763	-3.435	-2.863	-2.567	0.828	-2.316	-3.965	-3.413	-3.128	0.424
	1 difference	-36.046	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-36.03	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
GOLD	level	-1.218	-3.435	-2.863	-2.567	0.668	-3.39	-3.965	-3.413	-3.128	0.053
	1 difference	-41.308	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-41.3	-3.965	-3.413	-3.128	0.000

منبع: یافته های پژوهش

## آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون

آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون را یک بار با عرض از مبدأ با روند و یکبار با عرض از مبدأ بدون روند مورد بررسی قرار داده ایم که نتایج آن در جدول شماره (۳) آمده است. در این آزمون نیز چنانچه سطح معنی داری بزرگتر از ۰/۰۵ باشد آماره  $t$  در منطقه ی بحرانی قرار می گیرد.

جدول ۳- آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون

Variables	Conditions	Intercept without Trend					Intercept with Trend				
		T statistic	Critical Value			PROB 1	T statistic	Critical Value			PROB 2
			1%	5%	10%			1%	5%	10%	
TEPIX	level	-0.594	-3.435	-2.863	-2.567	0.869	-1.186	-3.965	-3.413	-3.128	0.912
	1 difference	-28.403	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-28.395	-3.965	-3.413	-3.128	0
INDEX30	level	-1.002	-3.435	-2.863	-2.567	0.754	-1.198	-3.965	-3.413	-3.128	0.909
	1 difference	-28.319	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-28.411	-3.965	-3.413	-3.128	0
INDEX50	level	-0.783	-3.435	-2.863	-2.567	0.823	-1.343	-3.965	-3.413	-3.128	0.876
	1 difference	-28.7	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-28.692	-3.965	-3.413	-3.128	0
INDUSTRY	level	-0.625	-3.435	-2.863	-2.567	0.862	-1.125	-3.965	-3.413	-3.128	0.923
	1 difference	-28.133	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-28.126	-3.965	-3.413	-3.128	0
PETRO	level	-1.24	-3.435	-2.863	-2.567	0.658	0.949	-3.965	-3.413	-3.128	0.948
	1 difference	-33.641	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-33.644	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
ECF	level	-5.536	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-16.494	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
	1 difference	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
OIL	level	-0.078	-3.435	-2.863	-2.567	0.949	-1.785	-3.965	-3.413	-3.128	0.711
	1 difference	-33.18	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-33.195	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
EXCHANGE	level	-0.763	-3.435	-2.863	-2.567	0.828	-2.326	-3.965	-3.413	-3.128	0.1418
	1 difference	-36.046	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-36.032	-3.965	-3.413	-3.128	0.000
GOLD	level	-1.206	-3.435	-2.863	-2.567	0.673	-3.495	-3.965	-3.413	-3.128	0.0402
	1 difference	-41.461	-3.435	-2.863	-2.567	0.000	-41.455	-3.965	-3.413	-3.128	0.000

منبع: یافته های پژوهش

همانگونه که در جدول فوق مشاهده می شود داده های مربوط به همه ی متغیرها به استثنای ECF در سطح دارای p-value بزرگتر از ۰/۰۵ می باشد و پس از یکبار تفاضل گیری همه ی آنها مانا می شوند.

## نتایج آزمون شکست ساختاری با استفاده از الگوریتم ICSS

برای اینکه بتوانیم اثر شکست ساختاری شکست ساختاری را بر روی نوسانات بررسی کنیم ابتدا باید آنها را شناسایی کنیم. به همین منظور در این پژوهش از الگوریتم متعارف اصلاح شده ی مجموع مربعات تجمعی تکراری (ICSS) استفاده می کنیم. در جدول زیر تعداد شکست های ساختاری و همچنین مقاطع زمانی شکست ساختاری در نوسانات بر اساس الگوریتم ICSS برای

سری های زمانی ای که در این پژوهش مورد مطالعه قرار گرفته اند مشخص شده است. این الگوریتم تأکید بر این دارد که در واریانس سری های زمانی مذکور شکست ساختاری رخ داده است.

جدول ۴- تعداد و موقعیت شکست های ساختاری در واریانس سری زمانی

Variable	Number of structural breaks	numerical position of structural breaks	Time structural breaks
TEPIX	3	933	2012/08/20
		644	2013/09/29
		262	2015/03/17
TEPIX30	1	660	2013/09/07
TEPIX50	3	789	2013/03/10
		718	2013/06/17
		249	2015/04/05
INDUSTRY	1	719	2013/06/16
PETRO	1	1201	2011/08/10
ECF	3	1231	2011/06/29
		1041	2012/03/21
		691	2013/07/24
OIL	1	827	2012/11/20
EXCHANGE	1	1198	2011/08/15
GOLD	1	820	2013/01/26

#### برآورد الگوها و پارامترهای آن

در این پژوهش برای برآورد پارامترها و تخمین همزمان میانگین شرطی، واریانس و کواریانس متغیرهای شاخص های بازار سهام، قیمت نفت، ارز و طلا و برای مشخص نمودن اثر سرریز نوسانات متغیرها بر روی یکدیگر از  $GARCH(1,1)$  و مدل  $BEKK$  قطری استفاده می شود که یک بار بدون محاسبه ی شکست ساختاری و بار دیگر با وارد کردن واریانس جدید در مدل  $BEKK$  دو متغیره و محاسبه ی شکست ساختاری نتایج را برآورد می کنیم که نتایج به شرح زیر می باشند. در تمامی جدول های ارائه شده از مدل  $GARCH$  و در هر دو حالت عدم محاسبه ی شکست ساختاری و محاسبه ی شکست ساختاری، با توجه به نتایج بدست آمده، ضریب  $C(7)$  نوسانات متغیر اول و تأثیر آن را بر روی خود، ضریب  $C(8)$  اثر سرریز نوسان را بر روی متغیر دیگر و ضریب  $C(9)$  نوسانات متغیر دوم و تأثیر آن بر روی خودش را نشان می دهند. همچنین به دلیل این که

تعداد متغیرها بیشتر از ۳۰ بوده و خروجی آزمون GARCH نتایج را با آماره Z در دسترس ما قرار داده است، نتایج با استفاده از این آماره تحلیل می شود.

جدول ۵- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص کل با ارز، طلا و نفت بدون وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	7.876	6.444	0.000	8.036	9.154	0.000	6.846	5.252	0.000
C(8)	7.627	0.452	0.651	4.707	3.543	0.000	-5.857	-0.531	0.595
C(9)	5.475	9.330	0.000	2.937	10.004	0.000	1.665	12.695	0.000
C(10)	0.689	20.623	0.000	0.734	18.34	0.000	0.631	23.099	0.000
C(11)	0.541	19.588	0.000	1.031	24.595	0.000	0.533	28.61	0.000
C(12)	0.739	46.786	0.000	0.715	41.499	0.000	0.786	56.372	0.000
C(13)	0.812	73.728	0.000	0.39	20.726	0.000	0.832	80.686	0.000

منبع: یافته های پژوهش

با توجه به یکسان بودن آزمون بر روی تمامی متغیرها این ضرایب در رابطه ی بین شاخص کل بر قیمت نفت، ارز و طلا، از آنجا که مقدار سطح معنی داری مربوط به تاثیر شاخص کل بر قیمت نفت برابر با ۰,۶۵۱ و بزرگتر از ۰,۰۵ است یعنی  $P\text{-value} > 0,651 > 0,05$  در نتیجه این ادعا رد شده و از طرفی دیگر مقدار آماره Z نیز که برابر با مقدار ۰,۴۵۲ شده که بین مقادیر  $\pm 1.96$  می باشد رد شدن این ادعا را تأیید می کند. اما در خصوص سطح معنی داری مربوط به تأثیر شاخص کل و نرخ ارز باید گفت که می توانیم این ادعا را بپذیریم. زیرا  $P\text{-value} = 0,05 < 0,000$  بوده و  $Z=3,543$  نیز این ادعا را تأیید می کند و نیز با توجه به ضریب منفی یک رابطه ی منفی و معنی دار بین این دو متغیر برقرار است. همچنین در خصوص سطح معنی داری تأثیر شاخص کل بر نرخ طلا نیز می توان گفت از آنجا که میزان احتمال برابر با ۰,۵۹۵ بوده و فرض صفر را رد می کند و از طرفی دیگر مقدار آماره Z برابر با ۰,۵۳۰- است بنابراین این می پذیریم که نوسانات شاخص کل بر نرخ طلا تأثیری ندارد.

این نتایج مربوط به آزمون GARCH بدون محاسبه ی شکست ساختاری است. اما در گام بعدی نشان داده ایم، در صورتی که واریانس های جدید را وارد مدل کرده و شکست ساختاری را مد نظر قرار دهیم چه تغییراتی در نتایج رخ می دهد. که نتایج آن به شرح جدول زیر می باشد.

جدول ۶- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص کل با ارز، طلا و نفت با وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	1.815	2.810	0.004	2.035	1.826	0.067	1.255	2.468	0.013
C(8)	5.947	0.689	0.490	-4.637	-6.734	0.000	7.327	0.581	0.560
C(9)	2.077	0.350	0.725	3.379	4.273	0.000	3.175	7.627	0.000
C(10)	0.556	6.647	0.000	0.249	6.784	0.000	0.488	6.952	0.000
C(11)	0.073	1.396	0.162	1.107	40.366	0.000	0.443	6.642	0.000
C(12)	0.5325	3.093	0.002	0.691	3.75	0.000	0.695	6.630	0.000
C(13)	0.708	0.712	0.476	-0.516	-114.269	0.000	-0.245	-1.349	0.177

منبع: یافته های پژوهش

با وارد کردن مقادیرهای شکست ساختاری در مدل GARCH دو متغیره به نتایج جدیدتری دست می یابیم. در بررسی اثر سر ریز نوسانات بین شاخص کل با نفت، ارز و طلا با این که میزان واریانس شرطی تغییر می کند اما نتایج در ارتباط با معنا دار بودن یا نبودن احتمال و آماره Z تفاوتی ندارد. اما نوسانات مربوط به یک سری زمانی تحت شکست ساختاری دچار تغییر می شود.

جدول ۷- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص ۳۰ شرکت بزرگ با ارز، طلا و نفت بدون وجود

شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	8.286	7.628	0.000	1.125	11.418	0.000	9.806	7.978	0.000
C(8)	-1.166	-0.762	0.445	1.136	3.229	0.001	1.466	1.530	0.126
C(9)	3.395	6.713	0.000	6.707	8.145	0.000	1.085	8.028	0.000
C(10)	0.606	19.728	0.000	0.706	17.876	0.000	0.568	24.55	0.000
C(11)	0.515	19.784	0.000	0.979	25.712	0.000	0.465	41.258	0.000
C(12)	0.806	68.191	0.000	0.743	54.544	0.000	0.823	90.486	0.000
C(13)	0.844	82.567	0.000	0.469	39.228	0.000	0.871	124.583	0.000

منبع: یافته های پژوهش

در بررسی روابط بین شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بر نرخ نفت، ارز و طلا، به دلیل این که مقدار سطح معنی داری مربوط به تأثیر شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بر قیمت نفت برابر با ۰,۴۴۵ و بزرگتر از ۰,۰۵ است در نتیجه این ادعا رد شده یعنی  $P\text{-value} = 0,445 > 0,05$  و از طرفی دیگر مقدار آماره Z نیز که برابر با مقدار ۰,۷۶۲ - شده که بین مقادیر ۱,۹۶  $\bar{T}$  می باشد رد شدن این ادعا را تأیید میکند. اما در خصوص سطح معنی داری مربوط به تأثیر شاخص ۳۰ شرکت بزرگ بر نرخ ارز

باید گفت این ادعا را می پذیریم. زیرا  $0,05 > P\text{-value} = 0,001 < Z = 3,229$  نیز این ادعا را تأیید می کند و از طرفی دیگر با توجه به ضریب منفی یک رابطه ی معکوس و معنی دار بین این دو متغیر برقرار است. همچنین در خصوص سطح معنی داری تأثیر ۳۰ شرکت بزرگ بر نرخ طلا نیز می توان گفت از آنجا که میزان  $P\text{-value}$  برابر با  $0,126$  بوده و فرض صفر را رد میکند و از طرفی دیگر مقدار آماره  $Z$  برابر با  $1,530$  است بنابراین این می پذیریم که نوسانات ۳۰ شرکت بزرگ بر نرخ طلا تأثیری ندارد.

اما زمانی که اثر نوسانات شاخص ۳۰ شرکت بزرگ با ارز، طلا و نفت با در نظر گرفتن شکست ساختاری مورد آزمون قرار می دهیم نتایج تغییر می کند که به شرح جدول زیر است. به همین ترتیب اثر سر ریز نوسانات تمامی متغیرها در آزمون های GARCH در مرحله ی اول بدون محاسبه ی شکست ساختاری و در مرحله ی دوم با محاسبه ی شکست ساختاری محاسبه شده اند.

جدول ۸- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص ۳۰ شرکت بزرگ با ارز، طلا و نفت با وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	2.185	2.577	0.010	2.665	2.329	0.019	1.965	2.166	0.030
C(8)	6.207	0.861	0.389	-1.938	-2.066	0.038	9.997	0.752	0.452
C(9)	5.196	0.134	0.893	2.961	2.139	0.032	3.145	5.065	0.000
C(10)	0.521	6.224	0.000	0.203	4.849	0.000	0.455	5.939	0.000
C(11)	-0.003	-0.068	0.945	0.996	46.348	0.000	0.406	5.833	0.000
C(12)	0.479	2.104	0.035	0.597	2.687	0.007	0.589	3.023	0.002
C(13)	0.936	1.906	0.056	0.653	111.565	0.000	-0.309	-1.281	0.199

منبع: یافته های پژوهش

با وارد کردن مقادیرهای شکست ساختاری در مدل GARCH دو متغیره در ارتباط با بررسی اثر سر ریز نوسانات بین شاخص ۳۰ شرکت بزرگ با نفت، ارز و طلا مشاهده می شود که میزان واریانس شرطی تغییر می کند اما نتایج در ارتباط با معنا دار بودن یا نبودن احتمال و آماره  $Z$  تفاوتی ندارد. اما نوسانات مربوط به یک سری زمانی تحت شکست ساختاری دچار تغییر می شود. اما در اثر سر ریز نوسانات شاخص ۳۰ شرکت بزرگ و نفت زمانی که از شکست استفاده می شود سر ریز نوسانات متغیرهای سری نرخ نفت بر روی خود تأثیری ندارد در صورتی که در حالت عدم وجود شکست این موضوع مشاهده نمی شد.

جدول ۹- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص ۵۰ شرکت فعال تر با ارز، طلا و نفت بدون وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	6.196	6.506	0.000	1.485	12.603	0.000	5.886	4.775	0.000
C(8)	9.738	0.058	0.953	1.126	5.082	0.000	1.156	1.192	0.232
C(9)	4.595	8.241	0.000	1.447	3.336	0.000	1.555	12.173	0.000
C(10)	0.624	20.996	0.000	0.814	26.513	0.000	0.619	25.469	0.000
C(11)	0.534	19.416	0.000	1.114	38.099	0.000	0.505	33.163	0.000
C(12)	0.795	68.214	0.000	0.647	39.983	0.000	0.797	78.029	0.000
C(13)	0.824	71.772	0.000	0.316	16.667	0.000	0.846	95.442	0.000

منبع: یافته های پژوهش

در یافته های پژوهش در ارتباط با روابط بین شاخص ۵۰ شرکت فعال تر بر نرخ نفت، ارز و طلا، از آنجا که مقدار سطح معنی داری مربوط به تأثیر شاخص ۵۰ شرکت فعال تر بر قیمت نفت برابر با ۰,۹۵۳ و بزرگتر از ۰,۰۵ است یعنی  $0.953 > 0.05 = P\text{-value}$  در نتیجه این ادعا رد شده و از طرفی دیگر مقدار آماره Z نیز که برابر با مقدار ۰,۰۵۸۳ شده که بین مقادیر  $\pm 1,96$  می باشد رد شدن این ادعا را تأیید میکنند. اما در خصوص سطح معنی داری مربوط به تأثیر شاخص ۵۰ شرکت فعال تر بر نرخ ارز این موضوع را می پذیریم که نوسانات شاخص ۵۰ شرکت برتر از نوسانات بازار تأثیر می پذیرد زیرا  $0.000 < 0.05 = P\text{-value}$  بوده و  $Z = 5,082$  نیز این ادعا را تأیید می کند و با توجه به ضریب مثبت یک رابطه ی مستقیم و معنی دار بین این دو متغیر برقرار است. همچنین در خصوص سطح معنی داری تأثیر شاخص ۵۰ شرکت فعال تر بر نرخ طلا نیز می توان گفت از آنجا که میزان P-value برابر با ۰,۲۳۲ بوده و فرض صفر را رد میکند و از طرفی دیگر مقدار آماره Z برابر با ۱,۱۹۲ است بنابراین این می پذیریم که نوسانات ۵۰ شرکت فعال تر بر نرخ طلا تأثیری ندارد. در جدول بعدی شکست ساختاری را در نظر گرفته و نتایج را به صورت زیر بدست آوردیم.

با در نظر گرفتن مقدارهای شکست ساختاری در مدل GARCH دو متغیره در ارتباط با بررسی اثر سر ریز نوسانات بین شاخص ۵۰ شرکت فعال تر با نفت ، ارز و طلا، میزان واریانس شرطی تغییر کرده اما نتایج در ارتباط با معنا دار بودن یا نبودن احتمال و آماره Z تفاوتی ندارد. اما در ارتباط با اثر سر ریز نوسانات بین نرخ ارز و شاخص ۵۰ شرکت فعال تر، در زمان محاسبه ی شکسته ساختاری با توجه به ضریب منفی در نتایج حاصل این رابطه از مستقیم و معنی دار به رابطه ی معکوس و معنی دار تغییر می یابد.

جدول ۱۰- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص ۵۰ شرکت فعال تر با ارز، طلا و نفت با وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	1.935	3.179	0.001	2.395	2.380	0.017	1.975	2.950	0.003
C(8)	-9.757	-0.722	0.469	-9.328	-3.148	0.001	8.867	0.723	0.469
C(9)	3.475	2.038	0.041	6.410	1.100	0.271	3.535	7.780	0.000
C(10)	0.561	7.294	0.000	0.235	7.396	0.000	0.530	7.138	0.000
C(11)	0.188	3.400	0.000	1.111	46.292	0.000	0.371	6.013	0.000
C(12)	0.495	2.946	0.003	0.632	3.477	0.000	0.521	3.033	0.002
C(13)	-0.372	-0.683	0.494	0.384	20.480	0.000	-0.179	-0.675	0.499

منبع: یافته های پژوهش

جدول ۱۱- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص صنعت با ارز، طلا و نفت بدون وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	7.326	6.287	0.000	2.005	10.997	0.000	6.606	4.840	0.000
C(8)	1.536	0.801	0.423	-2.607	-1.398	0.161	-2.286	-1.889	0.058
C(9)	5.355	9.313	0.000	2.557	10.729	0.000	1.785	11.929	0.000
C(10)	0.673	20.61	0.000	0.811	54.560	0.000	0.646	21.963	0.000
C(11)	0.549	19.988	0.000	0.840	55.558	0.000	0.545	26.856	0.000
C(12)	0.752	52.322	0.000	0.701	122.558	0.000	0.777	52.041	0.000
C(13)	0.809	73.171	0.000	0.674	107.745	0.000	0.825	71.805	0.000

منبع: یافته های پژوهش

در رابطه ی بین شاخص صنعت بر نرخ نفت، ارز و طلا، از آنجا که مقدار سطح معنی داری مربوط به تاثیر شاخص صنعت بر قیمت نفت برابر با ۰,۴۲۳ و بزرگتر از ۰,۰۵ است یعنی  $0,423 > 0,05 = P$ -value در نتیجه این ادعا رد شده و از طرفی دیگر مقدار آماره Z نیز که برابر با مقدار ۰,۸۰۰ شده که بین مقادیر  $\pm 1,96$  می باشد رد شدن این ادعا را تأیید میکند. اما در خصوص سطح معنی داری مربوط به تاثیر شاخص صنعت بر نرخ ارز نیز نمی توانیم این ادعا را بپذیریم. زیرا  $0,161 > 0,05 = P$ -value بوده و  $Z = -1,398$  نیز این ادعا را تأیید می کند. همچنین در خصوص سطح معنی داری تاثیر سر ریز نوسانات شاخص صنعت بر نرخ طلا نیز می توان گفت از آنجا که میزان P-value برابر با ۰,۰۵۸ بوده و فرض صفر را رد میکند و از طرفی دیگر مقدار آماره Z برابر با ۱,۸۸۹ - است بنابراین می پذیریم که نوسانات شاخص صنعت بر نرخ طلا تأثیری ندارد.



جدول ۱۲- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص صنعت با ارز، طلا و نفت با وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	2.465	3.690	0.000	3.255	7.217	0.000	2.405	4.203	0.000
C(8)	-1.966	-1.394	0.163	-2.487	-3.682	0.000	6.877	0.517	0.605
C(9)	4.145	8.532	0.000	3.139	2.045	0.040	2.555	1.654	0.098
C(10)	0.621	7.807	0.000	0.375	8.516	0.000	0.607	7.840	0.000
C(11)	0.117	2.415	0.015	0.941	26.503	0.000	0.296	5.454	0.000
C(12)	0.293	1.067	0.285	0.407	3.268	0.001	0.343	1.7139	0.086
C(13)	0.039	0.031	0.975	0.601	62.946	0.000	-0.559	-1.700	0.089

منبع: یافته های پژوهش

با وارد کردن مقادیرهای شکست ساختاری در مدل GARCH دو متغیره در ارتباط با بررسی اثر سر ریز نوسانات بین شاخص صنعت با نفت، ارز و طلا مشاهده می شود که میزان واریانس شرطی تغییر در هر سه مورد می کند در اینجا نتایج در ارتباط با معنا دار بودن یا نبودن احتمال و آماره Z در مورد اثر سر ریز نوسانات شاخص صنعت با نفت و طلا تفاوتی ندارد. اما با وجود شکست ساختاری شوک ناشی از شاخص صنعت و نرخ ارز بر یکدیگر اثر گذاشته و p-value آن به ۰,۰۰۰ و کمتر از ۰,۵٪ تغییر پیدا کرده و رابطه ی بین این دو متغیر منفی و معنی دار می شود. همچنین میزان آماره z نیز این ادعا را تأیید می کند.

جدول ۱۳- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص فرآورده های نفتی با ارز، طلا و نفت بدون وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	3.260	5.858	0.000	4.540	10.153	0.000	9.500	4.746	0.000
C(8)	-1.220	-2.263	0.023	1.060	15.990	0.000	-3.760	-0.707	0.479
C(9)	3.870	8.332	0.000	1.100	10.840	0.000	8.320	8.996	0.000
C(10)	0.679	20.80	0.000	0.889	24.900	0.000	0.901	37.542	0.000
C(11)	0.540	19.781	0.000	1.074	35.070	0.000	0.442	37.611	0.000
C(12)	0.745	57.142	0.000	0.593	30.870	0.000	0.485	45.875	0.000
C(13)	0.829	82.375	0.000	-0.291	-15.178	0.000	0.888	160.214	0.000

منبع: یافته های پژوهش

در رابطه ی بین تأثیر رابطه ی شاخص فرآورده های نفتی بر نرخ نفت، ارز و طلا، از آنجا که مقدار سطح معنی داری مربوط به تأثیر شاخص فرآورده های نفتی بر قیمت نفت برابر با ۰,۰۲۳۶ و

کوچک تر از  $0,05$  است یعنی  $0,05 < P\text{-value} = 0,0236$  در نتیجه این ادعا رد شده و از طرفی دیگر مقدار آماره  $Z$  نیز که برابر با مقدار  $0,800602$  شده که بین مقادیر  $\pm 1,96$  می باشد رد شدن این ادعا را تأیید میکند. بنابر این یک رابطه ی منفی و معنی دار بین ای دو متغیر برقرار است. اما در ارتباط با سطح معنی داری مربوط به تأثیر نوسانات شاخص فرآورده های نفتی و نرخ ارز نیز این ادعا پذیرفته نمی شود به دلیل این که  $0,05 < P\text{-value} = 0,000$  بوده و  $Z = 15,997$  نیز این بر رد این ادعا تأکید دارد. و با توجه به ضریب مثبت به دست آمده یک رابطه ی مثبت و معنی دار بین آنها برقرار است. همچنین در خصوص سطح معنی داری تأثیر نوسانات شاخص فرآورده های نفتی و نرخ طلا نیز می توان گفت از آنجا که  $P\text{-value}$  برابر با  $0,479$  بوده ، فرض صفر را رد میکند و از طرفی دیگر مقدار آماره  $Z$  برابر با  $-0,707$  است بنابر این می پذیریم که نوسانات شاخص فرآورده های نفتی بر نرخ طلا تأثیری ندارد.

#### جدول ۱۴- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص فرآورده های نفتی با ارز، طلا و نفت با وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	1.640	2.915	0.003	2.030	2.398	0.016	1.140	2.221	0.026
C(8)	1.300	0.141	0.887	-7.770	-1.831	0.067	-7.320	-0.687	0.491
C(9)	3.570	1.532	0.125	6.860	2.310	0.020	3.680	13.286	0.000
C(10)	0.552	7.073	0.000	0.283	9.268	0.000	0.448	6.321	0.000
C(11)	0.117	2.156	0.031	0.966	34.87	0.000	0.363	5.343	0.000
C(12)	0.562	3.823	0.000	0.698	5.210	0.000	0.731	7.187	0.000
C(13)	0.369	0.491	0.622	0.453	44.173	0.000	0.0529	0.231	0.817

منبع: یافته های پژوهش

وجود شکست ساختاری در بررسی تأثیر شوک های ناشی از شاخص فرآورده های نفتی با قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت طلا باعث تغییر نتایج نسبت به زمانی است که شکست را در آن محاسبه نمی کنیم. با مد نظر قرار دادن شکست ساختاری در محاسبات از تأثیر نوسانات بین شاخص فرآورده های نفتی با نرخ نفت و ارز صحبتی به میان نمی آید. زیرا مقدار  $p\text{-value}$  در هر دو مورد کوچک تر از  $5\%$  می باشد و این به معنی نداشتن ارتباط معنا دار بین اثر سر ریز نوسانات آنهاست.

جدول ۱۵- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص بازده نقدی قیمتی با ارز، طلا و نفت بدون وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	-9.231	-2.266	0.023	8.749	5.666	0.000	-8.532	-13.881	0.000
C(8)	-0.404	-0.012	0.989	0.405	1.506	0.131	-165.293	-0.526	0.598
C(9)	0.017	2.374	0.017	0.146	21.176	0.000	13.552	6.965	0.000
C(10)	0.893	16.916	0.000	0.774	21.004	0.000	0.451	23.676	0.000
C(11)	0.208	9.851	0.000	0.965	367.739	0.000	0.447	29.062	0.000
C(12)	0.858	223.252	0.000	0.692	61.777	0.000	0.968	1974.942	0.000
C(13)	0.974	194.526	0.000	8.749	5.666	0.000	0.899	118.506	0.000

منبع: یافته های پژوهش

C(7) تلاطم شاخص بازده نقدی قیمتی و C(9) تلاطم نرخ نفت است که با میزان احتمال ۰,۰۲۳ و ۰,۰۱۷ نشان داده شده است اما C(8) با میزان  $p\text{-value}=0,989$  اثر سر ریز تلاطم را بین این دو متغیر رد می کند و  $Z=-0,128$  نیز این ادعا را تأیید می کند. همچنین از آنجا که در مقدار سطح معنی داری در ارتباط با سر ریز نوسانات بین بازده نقدی قیمتی و ارز برابر با ۰,۱۳۱ بوده و بیش از ۵٪ است این ادعا رد می شود و آماره Z هم با میزان ۱,۵۰۶ بی معنا بودن این ارتباط را تأیید می کند. در بررسی معنا داری رابطه ی بین بازده نقدی و ارز نیز میتوان چنین بیان کرد که میزان P-value و آماره Z به ترتیب با مقدارهای ۰,۵۹۸ و ۰,۵۲۶- ارتباط معنا دار بین آنها را رد میکنند.

جدول ۱۶- مدل BEKK با اثر نوسانات شاخص بازده نقدی قیمتی با ارز، طلا و نفت با وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	28.829	3.242	0.001	8.129	2.695	0.007	-8.423	-1.040	0.298
C(8)	10.829	3.312	0.000	-1.231	-6.592	0.000	-152.971	-7.210	0.000
C(9)	0.458	9.807	0.000	90.359	16.94	0.000	131.859	18.712	0.000
C(10)	1.120	25.305	0.000	0.881	7.075	0.000	0.504	25.978	0.000
C(11)	0.843	16.811	0.000	0.900	7.248	0.000	0.485	23.323	0.000
C(12)	0.244	12.241	0.000	0.531	15.467	0.000	0.904	347.365	0.000
C(13)	-0.539	-19.646	0.000	0.494	15.379	0.000	0.909	293.842	0.000

منبع: یافته های پژوهش

محاسبه نکردن شکست ساختاری در سر ریز نوسانات بین شاخص بازده نقدی با قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت طلا با زمانی که شکست ساختاری را در محاسبات مد نظر قرار می دهیم تفاوت بسیاری دارد. با در نظر گرفتن آن، نتایج واریانس شرطی، نشان دهنده ی این است که سر ریز نوسانات و شوک های این شاخص با سری های نام برده ارتباط معنا داری دارد و این دقیقاً عکس نتایجی است که از در نظر نگرفتن شکست ساختاری در سری های مورد مطالعه به دست آمده است. این نتایج با توجه به ضرایب نشان می دهند که شاخص بازده نقدی قیمتی با قیمت نفت رابطه ی مثبت و معنی دار، با نرخ ارز رابطه ی منفی و معنی دار و با قیمت طلا رابطه ی معکوس و معنی دار دارد.

جدول ۱۷- مدل BEKK با اثر نوسانات نرخ نفت و ارز، نفت و طلا و ارز و طلا بدون وجود شکست ساختاری

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	3.530	8.859	0.000	2.120	4.227	0.000	2.000	2.516	0.011
C(8)	2.760	3.311	0.000	9.850	0.926	0.354	3.490	0.898	0.368
C(9)	8.510	4.642	0.000	9.780	8.827	0.000	1.080	8.291	0.000
C(10)	0.854	43.554	0.000	0.509	19.812	0.000	0.848	46.470	0.000
C(11)	0.831	46.298	0.000	0.414	35.801	0.000	0.602	25.683	0.000
C(12)	0.729	60.726	0.000	0.856	56.8214	0.000	0.716	53.418	0.000
C(13)	0.744	66.15	0.000	0.892	125.916	0.000	0.841	82.184	0.000

منبع: یافته های پژوهش

در بررسی روابط بین قیمت نفت و نرخ ارز  $p\text{-value} = 0,000$  و  $Z = 3,311$  و همچنین وجود ضریب مثبت بر تأیید وجود رابطه مستقیم و معنی دار بین این دو متغیر تأکید دارد. اما در ارتباط بین قیمت نفت و طلا به دلیل اینکه  $P\text{-value} > 0,05$  اثر سر ریز نوسانات را در بین این دو متغیر را رد میکند. همچنین در ارتباط بین نرخ ارز و طلا با اینکه در نرخ طلا و ارز تلاطم دیده میشود اما اثر سر ریز نوسانات ارز و طلا با وجود  $p\text{-value} = 0,368$  و  $z = 0,898$  نقض می شود.

**جدول ۱۸- مدل BEKK با اثر نوسانات نرخ نفت و ارز، نفت و طلا و ارز و طلا با وجود شکست ساختاری**

	TEPIX & OIL			TEPIX & EXCHANGE			TEPIX & GOLD		
	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.	Coefficient	z-statics	Prob.
C(7)	3.120	1.214	0.224	4.170	0.144	0.885	4.730	6.673	0.000
C(8)	-5.000	-1.290	0.196	1.020	0.796	0.425	-2.330	-2.787	0.005
C(9)	4.030	13.881	0.000	3.060	8.191	0.000	2.980	1.461	0.144
C(10)	0.159	4.204	0.000	0.096	1.776	0.075	1.475	108.247	0.000
C(11)	1.008	19.289	0.000	0.531	6.525	0.000	0.199	5.431	0.000
C(12)	0.485	0.771	0.440	-4.170	-5.060	1.000	0.180	6.574	0.000
C(13)	0.312	8.034	0.000	2.400	1.820	1.000	-0.519	-1.151	0.249

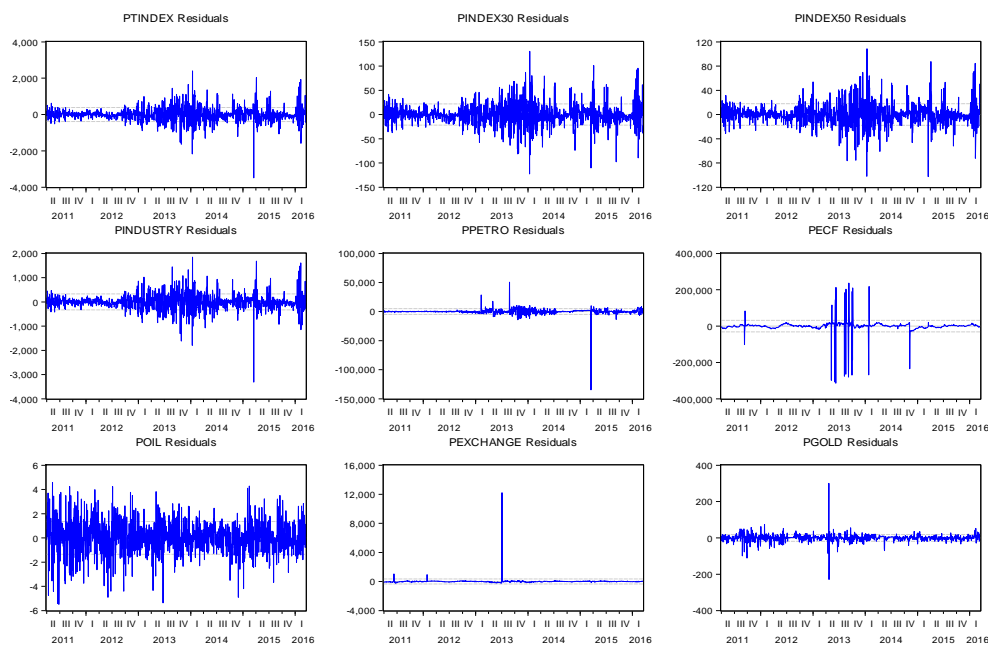
منبع: یافته های پژوهش

در بررسی تأثیر شوک ها و نوسانات نرخ نفت و ارز در نظر گرفتن شکست ساختاری از منفی بودن و بی معنی بودن این ارتباط خبر می دهد. اما در مورد نرخ نفت و طلا نتایج مشابه زمانی است که شکست محاسبه نمی شود. همچنین در ارتباط با نرخ ارز و نرخ طلا در نظر گرفتن شکست در محاسبات، واریانس شرطی آن نشان می دهد که شوک ها و نوسانات این دو سری بر روی یک دیگر تأثیر معکوس و معنا داری می گذارد.

### برآورد مدل VAR

نمودارهای زیر به بررسی تلاطم هر یک از متغیرها و شوک های ایجاد شده در آنها طی زمان مورد نظر می پردازد.

همان طور که در نمودارهای زیر مشاهده می شود. شاخص های بازار سهام از اواخر سال ۲۰۱۲ دچار نوسانات زیادی قرار گرفته اند و مخصوصا بیشترین این تغییرات در سال ۲۰۱۳ است که با توجه به نتایج آزمون شکست ساختاری دیکی فولر نیز شکست ساختاری را می توان در آنها مشاهده کرد. در خصوص نوسانات نرخ نفت مشاهده می شود که نسبت به سایر بازارهای اقتصادی مورد بررسی از نوسانات شدیدتری در طی دوره مورد بررسی بیشتر است و به نظر سایر بازارهای اقتصادی تأثیر زیادی از این نوسانات نمی پذیرند. با توجه به نمودارهای نرخ طلا و ارز نیز میتوان این طور بیان کرد که در سال ۲۰۱۳ دچار تلاطم شدید و شکست ساختاری شده اند و می توان با توجه به نتایجی که از سرریز نوسانات میان این بازارها بدست آمده اینطور بیان کرد که شکست ساختاری که در نرخ طلا ایجاد شده دلیل ایجاد شکست ساختاری در نرخ ارز در ماه های بعد بوده که میتوانیم در جدول (۱۱) نتایج را ملاحظه کنیم.



نمودار ۳- برآورد متغیرها با مدل VAR

### آزمون علیت گرنجر

یکی از مسائل اساسی در بررسی روابط بین متغیرهای اقتصادی علیت است. تعیین جهت علیت برای متغیرهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که مبانی صریحی در مورد آنها وجود ندارد (سوری، ۱۳۹۴). برای انجام آزمون علیت گرنجر و بررسی رابطه علیت بین متغیرها به این دلیل که ممکن است در وقفه‌های کوتاه مدت رابطه علیتی را نشان ندهد ولی در وقفه‌های طولانی تر رابطه علیت بین آنها وجود داشته باشد بنابر این میزان  $p$ -value را در وقفه‌های مختلف را مورد بررسی قرار دادیم. در بررسی میزان  $p$ -value رابطه علیت زمانی برقرار است که مقدار آن کوچکتر از  $0.05$  باشد. در صورتی که در هر دو طرف این مقدار برقرار باشد رابطه علیت دو طرفه بوده و در صورتی که فقط یک طرف این مقدار را داشت باشد علیت به صورت یک طرفه است.

جدول ۱۹- رابطه علیت متغیرها

lag	2	3	4	5	6	7	8
OIL→TEPIX	۰,۵۰۶	۰,۶۵۸	۰,۷۷۱	۰,۸۷۳	۰,۹۴	۰,۵۲	۰,۶
OIL→TEPIX	۰,۹۰۶	۰,۹۱	۰,۹۴	۰,۹۷۹	۰,۷۸	۰,۹	۰,۹۴
EXCHANGE→TEPIX	۰,۰۵	۰,۰۰۸	۰,۰۱	۰,۰۰۴	۰,۰۰۷	۰,۰۱	۰,۱
TEPIX→EXCHANGE	۰,۰۱	۰,۰۲۳	۰,۰۶	۰,۰۹۹	۰,۰۱۵	۰,۰۸	۰,۰۸
GOLD→TEPIX	۰,۰۲۸	۰,۰۶۲	۰,۰۹۹	۰,۱۶۱	۰,۲۲	۰,۲۳	۰,۲۶
TEPIX→GOLD	0.673	۰,۷۸۸	۰,۸۵۶	۰,۹۱۷	۰,۹۴	۰,۸۸	۰,۹۹
OIL1→INDEX30	۰,۶۶۳	۰,۴۸۴	۰,۸۹۷	۰,۹۳۳	۰,۹۵	۰,۵۹	۰,۶۴
INDEX30→OIL	۰,۹۲۱	۰,۹۴۷	۰,۹۶	۰,۹۷۲	۰,۹۳	۰,۹۶	۰,۹۷
pexchange→Pindex30	۰,۰۹۳	۰,۰۰۲	۰,۰۰۵	۰,۹۳۳	۰,۰۰۴	۰,۰۰۶	۰,۰۰۹
pindex30→pexchange	۰,۰۶۲	۰,۱	۰,۲۷۶	۰,۰۰۲	۰,۴۳	۰,۱۳	۰,۱
pgold→Pindex30	۰,۰۸۶	۰,۱۷۸	۰,۲۱۱	۰,۳۴۲	۰,۴	۰,۲۹	۰,۲۹
pindex30→pgold	۰,۵۳۵	۰,۷۲۹	۰,۸۲۱	۰,۳۱۵	۰,۹۷	۰,۹۱	۰,۸۸
poil→Pindex50	۰,۵۶۲	۰,۷۶۱	۰,۷۹۶	۰,۸۹۲	۰,۹۳	۰,۵۵	۰,۵۹
pindex50→poil	۰,۹۸۶	۰,۹۹۶	۰,۹۹۳	۰,۸۸۷	۰,۹۸	۰,۹۹	۰,۹۹
pexchange→Pindex50	۰,۰۴۴	۰,۰۰۰۲	۰,۰۰۰۲	۰,۹۹	۰,۰۰۰۲	۰,۰۰۰۴	۰,۰۰۰۷
pindex50→pexchange	۰,۰۲۶	۰,۰۳۷	۰,۱۸۷	-۰,۵۸۸	۰,۲۴	۰,۰۳	۰,۰۰۴
pgold→Pindex50	۰,۰۷۵	۰,۱۴۵	۰,۱۴۷	۰,۳	۰,۲۸	۰,۲۳	۰,۲۱
pindex50→pgild	۰,۳۷۶	۰,۵۶۷	۰,۷۰۳	۰,۲۱۴	۰,۷۴	۰,۸۳	۰,۹۷
poil→pindustry	۰,۵۲۴	۰,۶۲	۰,۷۱۳	۰,۷۷۶	۰,۹۱	۰,۷۶	۰,۷۶
pindustry→poil	۰,۸۴۴	۰,۷۵۴	۰,۸۳۲	۰,۸۳۱	۰,۷۵	۰,۷۸	۰,۸۴
pexchange→pindustry	۰,۰۵۶	۰,۰۲۳	۰,۰۲۵	۰,۹۲	۰,۰۱	۰,۰۱	۰,۰۲
pindustry→pexchange	۰,۰۰۴	۰,۰۰۹	۰,۰۱۳	۰,۰۰۹	۰,۰۵	۰,۰۲	۰,۰۳
pgold→pindustry	۰,۰۲۲	۰,۰۳۸	۰,۰۶۸	۰,۰۲	۰,۱۴	۰,۱۲	۰,۰۸
pindustry→pgold	۰,۸۴۴	۰,۸۷۷	۰,۸۸۲	۰,۰۹۶	۰,۹۵	۰,۹۳	۰,۹۶
poil→ppetro	۰,۵۵۲	۰,۴۰۷	۰,۵۶۴	۰,۹۳	۰,۸۲	۰,۹۸	۰,۸۵
ppetro→poil	۰,۳۰۷	۰,۱۸۹	۰,۲۳۹	۰,۷۱۳	۰,۱۳	۰,۱۷	۰,۲۱
pexchange→ppetro	۰,۵۶۵	۰,۳۵۹	۰,۵۲۳	۰,۳۶۸	۰,۶	۰,۷۱	۰,۰۸
ppetro→pexchange	۰,۲۰۶	۰,۷۵۴	۰,۸۵۵	۰,۵۹	۰,۹۴	۰,۹۸	۰,۹۹
pgold→ppetro	۰,۰۳۴	۰,۰۶	۰,۰۹۷	۰,۹۳	۰,۱۳	۰,۱۶	۰,۲۲
ppetro→pgold	۰,۷۶۴	۰,۸۷۶	۰,۹۵۲	۰,۱۲	۰,۹۵	0.96	۰,۹۸
poil→pecf	۰,۲۵۱	۰,۴۰۷	۰,۴۶۳	۰,۹۳	۰,۴۱	۰,۲۱	۰,۴۳
pecf→poil	۰,۰۷۷	۰,۴۴۷	۰,۷۱۶	۰,۵۵	۰,۵۱	۰,۶	۰,۴۳
pecf→pexchange	-۲۲E۱.	۰,۲۶۱	۰,۳۷۲	۰,۳۲	۰,۶۱	۰,۷۱	۰,۷۸

lag	2	3	4	5	6	7	8
pexchange→pecf	۰,۱۶۸	-۱۳E۲.	-۱۰E۴.	-۰۶E۱.	۰,۰۰۰۱	۰,۰۰۲	۰,۰۰۰۶
pgold→pecf	-۱۹E۵.	۰,۰۲۶	۰,۰۶۸	۰,۱۳	۰,۰۶	۰,۰۴	۰,۰۶
pecf→pgold	۰,۰۱۴	-۱۱E۵.	-۰۸E۳.	-۰۵E۲.	۰,۰۰۰۸	۰,۰۰۸	۰,۰۱
pexchange→poil	۰,۲۷۰	۰,۸۳۱	۰,۹۲۷	۰,۶	۰,۶۱	۰,۶۲	۰,۶۷
poil→pexchange	۰,۷۴۳	0.32	۰,۴۵	۰,۵۸	۰,۷۲	۰,۸۳	۰,۸۴
pgold→poil	۰,۲۲۵	۰,۳۴۴	۰,۳۷۲	۰,۳۷	۰,۲۷	۰,۰۷	۰,۰۹
poil→pgold	۰,۰۹۳	۰,۱۴۴	۰,۱۰۷	۰,۱۷	۰,۲۶	۰,۳۵	۰,۳۸
pgold→pexchange	۰,۰۳۵	۰,۰۹۴	۰,۲۰۱	۰,۲۷	۰,۳۵	۰,۲۱	۰,۲۸
pexchange→pgold	۰,۰۰۰۳	۰,۰۰۰۱	۰,۰۰۰۲	۰,۰۰۰۵	۰,۰۰۰۳	۰,۰۰۰۶	۰,۰۰۱

منبع: یافته های پژوهش

نتایج برگرفته از آزمون علیت به شرح زیر می باشد:

ارز و شاخص کل تا وقفه ۴ رابطه علیت دوطرفه دارند ولی بعد از آن در تمام وقفه ها ارز علت تغییرات شاخص کل است. بنا براین با توجه به نتایج آزمون تغییرات نرخ ارز بر شاخص ۳۰ شرکت بزرگ و ۵۰ شرکت فعال تر تأثیر گذاشته و وجود رابطه ی علی و معلولی مشاهده نمی شود. بین نرخ ارز و شاخص صنعت یک رابطه دو طرفه برقرار است. بنابراین می توان فرضیه ۱۱ را پذیرفت. نرخ طلا بر شاخص صنعت تأثیر یک طرفه دارد. نرخ ارز در وقفه ۲ با نرخ دارای رابطه ی علی و معلولی است اما در بلند مدت این رابطه یک طرفه به سمت ارز است بنابر این رابطه ی علی بین این دو متغیر را فقط می توان با وقفه کوتاه مدت پذیرفت. بین بازده نقدی و نرخ طلا رابطه نسبی دو طرفه برقرار است بنابر این میتوان گفت رابطه علی و معلولی بین آنها برقرار است. بین بازده نقدی و نرخ ارز در وقفه های طولانی تر جهت حرکت از نرخ ارز به سمت شاخص بازده نقدی است و رابطه ی یک طرفه برقرار است. در وقفه کوتاه مدت روابط علی و معلولی بین نرخ ارز و طلا برقرار است ولی در وقفه های طولانی تر این رابطه یک طرفه به سمت نرخ ارز است رابطه ی علی این دو را می توان در کوتاه مدت پذیرفت. میان نرخ نفت و نرخ ارز روابط علی و معلولی وجود ندارد. همچنین نرخ نفت هیچگونه رابطه علی و معلولی با شاخص های نامبرده از بازار سهام و نیز نرخ طلا ندارد. و همینطور هیچگونه رابطه ی علی و معلولی بین نرخ ارز با شاخص های کل، ۵۰ شرکت فعال تر، ۳۰ شرکت برتر و شاخص فرآورده های وجود ندارد.



## ۶- نتیجه گیری و بحث

در این قسمت به بحث و بررسی پیرامون نتایج اثر سر ریز نوسانات میان متغیرهای پژوهش و روابط علی و معلولی بین آنها و مقایسه آن با نتایج پژوهش های برخی از محققین در این زمینه می پردازیم. نتایج بدست آمده با نتایج مطالعات برخی از پژوهشگران هم راستا بوده و در برخی جهات مخالف یک دیگرند.

در این میان با توجه به نتایج حاصل از پژوهش می توان بیان کرد که در صورت صرف نظر کردن از محاسبه ی شکست ساختاری، اثر سر ریز نوسانات قیمت نفت و تأثیر آن بر شاخص های بازار سهام رابطه ی علیت و تأثیر آنها بر هم مشاهده نمی شود. که در این خصوص نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات سهگال و کاپور (۲۰۱۲) هم راستا می باشد. اما در صورتی که شکست ساختاری در معادلات منظور شود، با تغییر مقدار واریانس شرطی، میان قیمت نفت و شاخص بازده نقدی قیمتی ارتباط معنا دار وجود دارد. اثر سر ریز نوسانات شاخص فرآورده های نفتی با قیمت نفت و نرخ ارز معنی دار است که با نتایج مطالعات حموده و لی (۲۰۰۵) هم راستا می باشد. در صورت محاسبه ی شکست نرخ ارز بر شاخص های بازار سهام بجز بازده نقدی قیمتی، تأثیر گذاشته و حتی در برخی از آنها یک رابطه علیت دوطرفه حتی به صورت کوتاه مدت برقرار است. اما در صورت محاسبه ی شکست ساختاری نرخ ارز ارتباط معنا داری با بازده نقدی پیدا میکند در صورتی که دیگر ارتباطی با فرآورده های نفتی ندارد. نتایج به دست آمده با پژوهش های صورت گرفته توسط اله بخش (۱۳۷۵)، تقوی و دیگران (۱۳۷۸) هم راستا بوده و با نتایج مطالعات بهمنی اسکویی ولهراسبیان (۱۹۹۲) دارای تضاد می باشد. در اینجا ما میتوانیم فرضیه ۷ را مبنی بر وجود رابطه ی علیت بین نرخ ارز و شاخص کل بازار سهام بپذیریم. در خصوص قیمت طلا بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری به این نتیجه رسیدیم که در کوتاه مدت، با شاخص کل یک رابطه یک طرفه از سمت طلا به شاخص کل دارد و نیز بر صنعت تأثیر گذار است و رابطه یک طرفه به سمت شاخص صنعت دارد. همچنین در یک وقفه تأثیر کوتاه مدتی بر شاخص فرآورده های نفتی گذاشته و نیز به صورت نسبی یک رابطه علی و معلولی با بازده نقدی قیمتی دارد. اما زمانی که شکست ساختاری در محاسبات آن در نظر گرفته می شود، نتایج به دست آمده نشان از عدم ارتباط قیمت طلا با شاخص صنعت و ارتباط معنا دار آن با شاخص بازده نقدی دارد. در این خصوص زارع و رضایی (۱۳۸۵) تأثیر بازار طلا و نرخ ارز را بر شاخص بورس بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که طلا با شاخص سهام رابطه مثبت و با نرخ ارز رابطه منفی دارد. بدون احتساب شکست ساختاری اثر سر ریز نوسانات قیمت نفت بر نرخ ارز تأثیر میگذارد و یک رابطه معنی دار بین آنها برقرار است که در این خصوص با مطالعات ملهم (۲۰۰۷) و ژانگ فان تسه ووی (۲۰۰۸) هم راستا و با مطالعات زرادا

(۲۰۱۰) در تضاد می باشد. در صورتی که با محاسبه ی آن این ارتباط بی معنی خواهد بود و با توجه به نتایج آزمون علیت گرنجر نیز این ارتباط بین این دو متغیر وجود ندارد. همچنین نتایج آزمون های علیت و GARCH دو متغیره بدون وجود شکست ساختاری هر دو نشان می دهند که قیمت نفت بر قیمت طلا تأثیر گذار نیست اما در صورت وجود شکست عکس این موضوع صادق است که در این صورت با پژوهش های ایوینگ و مالیک (۲۰۱۵) که وجود رابطه ی معنا دار انتقال تلاطم بین طلا و نفت را تأیید می کند هم راستا می باشد. منوچهر دهقانی (۱۳۹۳) در ارتباط با بررسی سر ریز تلاطم قیمت نفت و طلا بیان می کند که اثر بازدهی بازار طلا بر بازدهی در بازارهای نفت به صورت منفی برقرار است و ریسک بازار طلا از کانال بازدهی بر قیمت نفت اثر منفی دارد که این موضوع در دهه ی اخیر تشدید شده است. اثر سر ریز نوسانات نرخ ارز نیز تأثیری بر روی قیمت طلا ندارد. اما در صورتی که شکست ساختاری در محاسبات آنها منظور شود نتیجه تفاوت دارد. در خصوص ارتباط نرخ ارز با قیمت طلا با توجه به آزمون علیت گرنجر در کوتاه مدت رابطه دو طرفه داشته اما در بلند مدت تأثیر آن به صورت یک طرفه بوده و از نرخ ارز به سمت قیمت طلا جریان دارد. در این خصوص نتایج مطالعات سوجی کومار (۲۰۱۱) این است که قیمت طلا از قیمت نفت و ارز تأثیر نمی پذیرد ولی عکس آن صادق است.

## فهرست منابع

- \* ابونوری، طهرانچیان، حمزه، رابطه بلند مدت بین بی ثباتی نرخ موثر واقعی ارز و شاخص بازدهی صنعت در بازار سهام تهران (رهیافت گارچ چند متغیره)، فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال ششم، شماره ۲، پیاپی ۱۸، تابستان ۱۳۹۱، صفحات ۱۹-۱)
- \* حسن حیدری، سعید شیرکوند، سید رامین ابوالفضلی، بررسی تأثیرات همزمانی نا اطمینانی قیمت نفت و قیمت طلا بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: بر پایه مدل سه متغیره GARCH، فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۳۹۴
- \* حیدری، بشیری، بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مشاهداتی بر پایه مدل VAR-GARCH، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی شماره ۹ پاییز ۱۳۹۱
- \* سوری، اقتصادسنجی جلد(۱)، چاپ چهارم، نشر فرهنگ شناسی، ۱۳۹۴
- \* سوری، اقتصاد سنجی جلد(۲)، چاپ چهارم، نشر فرهنگ شناسی، ۱۳۹۴
- \* صمدی، پهلوانی، همجمعی و شکست ساختاری در اقتصاد، چاپ اول، دانشگاه سیستان بلوچستان و نور علم، ۱۳۸۸
- \* صمدی، سعید؛ همایون رنجبر و فاطمه صالح (۱۳۸۶)، "بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران"، مجله دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، شماره چهل، صص ۵-۷۲
- \* فلاحی، جهانگیری، آزمون وجود سرایت مالی میان بازار سهام، ارز و سکه طلا در ایران، دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و دوم، شماره ۱۰، پاییز و زمستان ۱۳۹۴
- \* Amano, R.A., Van Norden, S.(1998). Oil Prices and the Rise and Fall of the U.S. Real Exchange Rate, *Journal of International Money and Finance*, 17(2). 299-316.
- \* Bollerslev, T., & Wooldridge, J.M. (1992). Quasi-maximumlikelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, 11, 143-172.
- \* Ewing, Malikb, Volatility spillovers between oil prices and the stock market under structural breaks, *Global Finance*
- \* Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in variance, structural change and the GARCH model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 225-234.
- \* Miller J. I. & R. A. Ratti (2009), "Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability and
- \* Ranjbar & Manjunath, STOCK MARKET INTEGRATION AND VOLATILITY SPILLOVER BETWEEN IRAN AND GCC COUNTRIES, *International Journal of*

Management Research and Technology Volume 5 • Number 2 • July-December 2011: 261-276

- \* Sadri, h. and Tayebsani,E (2012) “The Impact of Crude Oil, gold price & Their Volatilities on Stock Markets:Evidence from Selected Member of OPEC" Appl. J.Basic. Sci. Res., 2(10)10472-10479, 2012
- \* Sehgal, S. and Kapur, R. (2012).Relationship between oil price shocks and stock market performance: evidence for select global equity markets.Vision: The Journal of Business Perspective, 16 (2), 81-92.
- \* Sharma, N. and Khanna, K. (2012). Crude oil price velocity and stock market ripple acomparative study of BSE with NYSE & LSE. Indian Journal of Exclusive Managemen Research, 2 (7), 1-7.
- \* Tatsuyoshi Miyakoshi, Spillovers of stock return volatility to Asian equity markets from Japan and the US,international financial markets, institution&money,2002Bubbles", Energy Economics, Vol. 3, PP. 559-68. Energy Economics, Vol. 31, PP. 569-75.
- \* Toraman, C., Basarir, C. and Bayramoglu, M.F. (2011). Effects of crude oil price changes on sector indices of Istanbul stock exchange. European Journal of Economic and Political Studies, 4 ( 2), 109-124.
- \* Apergis N. & S. M. Miller (2009), "Do Structural Oil-Market Shocks Affect Stock Prices?",
- \* Arago, V., & Fernandez, M.A. (2007). Influence of structural changes in transmission of information between stock markets: A European Empirical Study. Journal of Multinational Financial Management, 17(1):112-124.
- \* Ewing, B.T., & Malik, F. (2005). Re-examining the asymmetric predictability of variances: the role of sudden changes in variance. Journal of Banking & Finance, 29(5): 2655-2673.
- \* Ewing, B.T., & Malik, F. (2013).Volatility transmission between gold and oil futures under structural breaks. International Review of Economics and Finance, 25(3): 113–121
- \* Inclan, C., & Tiao G.C. (1994). Use of cumulative sums of squares for retrospective
- \* Sanso, A., & Arago, V., & Carrion, J.Ll. (2004). Testing for changes in the
- \* Zhang,fan&tsai,wei(2008) Spillover Effect of US Dollar Exchange Rate on Oil Prices",
- \* Zrada (2010), "Oil Prices and the US Dollar Exchange Rate Correlation or Causality".
- \* 4(4): 32–53. 89(2): 913-923
- \* detection of changes of variance. Journal of American Statistical Association, Journal of Policy Modeling, Vol. 30, PP. 973-991. Journal,2015 unconditional variance of financial time series. Revista de Economía Financiera

## یادداشت‌ها

- <sup>1</sup> Ewing , Malikb (2015)
- <sup>2</sup> Arago, V., & Fernandez, M.A. (2007)
- <sup>3</sup> Darrat, A.F., & Benkato O.M. (2003).
- <sup>4</sup> Structural breaks
- <sup>5</sup> Perron, P. (1997)
- <sup>6</sup> Perron, P. (1989)
- <sup>7</sup> Iterative Cumulative Sum Of Squares Algorithm
- <sup>8</sup> Inclan, C., & Tiao G.C. (1994).
- <sup>9</sup> Sanso, A., & Arago, V., & Carrion, J.Ll. (2004).
- <sup>10</sup> Malik et all
- <sup>11</sup> Ewing, B.T., & Malik, F. (2013).
- <sup>12</sup> Melhem, Terraza (2007),
- <sup>13</sup> Zhang, fan&tsai,wei(2008)
- <sup>14</sup> Zrada (2010)
- <sup>15</sup> Sujiti kumar (2011)
- <sup>16</sup> Toraman, C., Basarir, C. and Bayramoglu, M.F. (2011)
- <sup>17</sup> Muritala, T., Taiwo, A. and Olowookere, D. (2012).
- <sup>18</sup> Sharma, N. and Khanna, K. (2012).
- <sup>19</sup> Cong, R.-G., Wei, Y.-M., Jiao, J.-L. and Fan, Y. (2008).
- <sup>20</sup> Sehgal, S. and Kapur, R. (2012).
- <sup>21</sup> Amano, R.A., Van Norden, S.(1998).
- <sup>22</sup> Liao, Chau (2006).
- <sup>23</sup> Baba, Engle, Kraft and Kroner
- <sup>24</sup> Bollerslev, T., &Wooldridge, J.M. (1992).
- <sup>25</sup> Brant et all
- <sup>26</sup> Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990).