

بررسی تأثیر بازده بازارهای موازی بر بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

حسن حکیمیان^۱

زانبار احمدی^۲

چکیده

ارتباط بین بازارهای مالی و کالایی، یکی از موضوعات مهم برای سرمایه گذاران و نهادهای نظارتی محسوب می شود. تلاطم های یک بازار می تواند تأثیرات قابل توجهی روی دیگر بازارها داشته باشد. هدف اصلی این مقاله بررسی روابط بلندمدت موجود بین بازدهی روزانه بازارهای جایگزین سهام شامل نفت، ارز و سکه بهار آزادی با بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۶ ساله است. در این مطالعه از مدل VAR-GARCH جهت بررسی تأثیر بازده های بازارهای موازی بر یکدیگر بهره برده شده و توابع عکس العمل آنی به منظور بررسی تأثیر شوک های ناشی از هر یک از متغیرها بر بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران تشریح شده است. نتایج نشان می دهد تغییرات شاخص کل بیشتر به دلار وابسته است. همچنین بررسی مدل حاصل از پسماندها نشان می دهد تغییرات شاخص کل به رویدادهای گذشته بازار واکنش بیشتری در قیاس با اخبار و شوک های بازار نشان می دهد.

واژگان کلیدی: بازده شاخص، بازارهای موازی، هم انباشتگی، خودرگرسیون برداری،

گارچ، توابع عکس العمل آنی

طبقه بندی موضوعی: G10, G15

۱. دانشجوی دکتری مالی دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) hasan.hakimian@ut.ac.ir

۲. کارشناس ارشد ریاضیات مالی، دانشگاه تحصیلات تکمیلی علوم پایه زنجان، ایران

۱- مقدمه

بورس اوراق بهادار بخشی از مجموعه اقتصاد کشور است که با سایر بخش‌های اقتصاد در ارتباط بوده و نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی یک کشور دارد. شاخص سهام و بازده آن همواره تحت تأثیر متغیرهای اقتصادی و سایر بازارها قرار داشته و رکود و رونق بورس نیز، به شدت تحت تأثیر نوسانات این متغیرها قرار دارد. بورس اوراق بهادار تهران به عنوان یکی از مهمترین نهادهای بازار سرمایه کشور شناخته می‌شود و با وجود قدمتی پنجاه ساله، به دلایل مختلف همواره با افت و خیزهای فراوانی روبه‌رو شده و دوره‌های متفاوتی از رونق و رکود را تجربه کرده است. بنابراین شناخت ویژگی‌های این بازار و شناسایی ارتباط این بخش از اقتصاد کشور با سایر بازارها به منظور رشد اقتصادی و تعیین سیاست‌های مناسب از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و نیازمند پژوهش گسترده‌ای است.

شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت سهام و تجزیه و تحلیل رفتار قیمتی سهام در مقابل این عوامل، می‌تواند به رونق بازار سرمایه و سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی کمک شاسانی بکند. اگر به منزله یک راه‌حل، بتوان تأثیرات نوسانات دارایی‌های جایگزین سهام را بر شاخص قیمت سهام سنجید، شاید بتوان به شناسایی برخی از جنبه‌های بورس اوراق بهادار و عوامل تأثیرگذار بر آن، وقوف نسبی یافت (تقوی و همکاران، ۱۳۷۸). با توجه به اینکه بر اساس نظریه نگهداری دارایی در سبد سرمایه‌گذاری یا همان نظریه پورتفولیو، افراد در سبد دارایی‌های مالی خود علاوه بر سهام، ترکیب‌های مختلفی از پول نقد، سپرده بانکی، ارز، سکه بهار آزادی و مسکن نیز نگهداری می‌کنند و هرگونه نوسان در یکی از این دارایی‌ها، می‌تواند شاخص قیمت سهام و بازده آن را تحت تأثیر قرار دهد، اهمیت بررسی تأثیر تغییر در قیمت نفت، نرخ بهره بانکی، نرخ ارز، قیمت طلا و قیمت مسکن بر شاخص سهام مشخص می‌شود. هرگونه تغییر در این دارایی‌ها به منزله دارایی‌های رقیب و جایگزین سهام در سبد دارایی سرمایه‌گذاران، تقاضا برای سهام را در سبد دارایی متأثر کرده و در نتیجه روی شاخص قیمتی سهام تأثیر می‌گذارد (Sharpe, 1995).

با توجه به اهمیت این موضوع در چارچوب نظری پورتفولیو و نیز با توجه به اینکه در شرایط کنونی، کشور ایران با نوسان‌های عمده‌ای در اکثر دارایی‌های مذکور روبه‌روست، یکی از مهم‌ترین اولویت‌های بورس، شناسایی منابع مختلف تأثیرگذار بر سهام و ارزیابی میزان تأثیرپذیری سهام مختلف از این منابع است تا بتواند ضمن ایجاد رابطه بین این متغیرها و سهام، سرمایه‌گذاران را به سرمایه‌گذاری بیشتر در بورس تشویق کرده و از این رهگذر سهمی نیز در رشد اقتصادی کشور داشته باشد. بنابراین مطالعه چگونگی تأثیرپذیری سهام صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران از این دارایی‌ها، بسیار با

اهمیت بوده و با توجه به اینکه امروزه سرمایه‌گذاران برای انتخاب سرمایه‌گذاری، دامنه وسیعی از عوامل را مد نظر قرار می‌دهند، نتایج آن می‌تواند راهگشای سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری‌هایشان به منظور حداکثرسازی ثروت باشد (آقایی و مختاریان، ۱۳۸۳).

مطالعه حاضر بر آن است تا میزان روابط بلندمدت موجود بین بازدهی روزانه بازارهای جایگزین سهام شامل نفت، ارز و سکه بهار آزادی را با بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۶ ساله (۱۳۹۱/۰۱/۰۱ الی ۱۳۹۶/۱۲/۲۹) بررسی و مورد آزمون قرار دهد. بدین منظور در ادامه ابتدا با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، مانایی سری‌های زمانی مورد بررسی و آزمون قرار خواهد گرفت. سپس با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد، آزمون مناسب جهت بررسی روابط هم‌انباشتگی و میزان تأثیر متغیرها بر بازدهی شاخص کل انجام شده است. در این مطالعه از مدل VAR-GARCH جهت بررسی تأثیر بازده‌های بازارهای موازی بر یکدیگر بهره برده شده و توابع عکس‌العمل آنی به منظور بررسی تأثیر شوک‌های ناشی از هر یک از متغیرها بر بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران تشریح شده است.

در ادامه مقاله ابتدا ادبیات و پیشینه تحقیق بیان شده و پس از آن اطلاعات و روش تحقیق به تفصیل توضیح داده شده‌اند و در نهایت یافته‌های تحقیق و نتایج بدست آمده ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

همانطور که در بخش پیشین اشاره شد، در این مقاله به بررسی روابط بلند مدت بازدهی شاخص سهام با بازدهی قیمت نرخ ارز، نفت و طلا پرداخته است. جهت تبیین اهمیت استفاده از این شاخص‌ها در تحقیق، در این بخش به میزان اثرگذاری هر یک از این شاخص‌ها بر بازار سهام اشاره شده است.

۲-۱- نرخ ارز

تغییرات قیمت ارز به عنوان یکی از دارایی‌های موجود در سبد دارایی افراد، می‌تواند بر تقاضای آن تأثیر گذاشته و متعاقب آن، باعث تغییر قیمت سهام شود. علاوه بر این، بسته به میزان اتکای شرکت‌ها به صادرات یا واردات و میزان وابستگی آن‌ها به نرخ ارز، افزایش یا کاهش نرخ ارز می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر منابع پذیرفته شده در بورس و شرکت‌ها بگذارد (Bhattacharya & Mukherjee, 2002). کاهش نرخ ارز در صنایع عمدتاً صادراتی، منجر به کاهش سود شده و متعاقب آن قیمت سهام شرکت را نیز کاهش می‌دهد. در صورت کاهش نرخ ارز، باید به برآیند میان افزایش قیمت سهام ناشی

از کاهش بهای تمام شده تولیدات و کاهش قیمت سهام ناشی از کاهش ارزش صادرات هر شرکت توجه کرد تا بتوان به چگونگی تأثیرپذیری قیمت سهام آن از کاهش نرخ ارز پی برد. انتظار می‌رود که نتیجه این برآیند در شرکت‌های عمدتاً صادراتی، تأثیر منفی کاهش نرخ ارز بر قیمت سهام آن‌ها بوده و در مقابل در شرکت‌های متکی بر واردات مثبت باشد.

۲-۲- قیمت نفت

طلای سیاه یا همان نفت از عوامل وارداتی و صادراتی تأثیر می‌گیرد و بر بازارهای مختلفی تأثیر می‌گذارد. قیمت نفت تحت تأثیر عوامل مختلف قرار دارد و بر قیمت بسیاری از بازارها و کالاها اثر می‌گذارد. بررسی‌ها و مطالعات نشان داده است که نوسانات قیمت جهانی نفت می‌تواند تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم بر بازار سرمایه و صنایع بورسی داشته باشد. به طور کلی تأثیر قیمت نفت را نمی‌توان در بازار سهام کم جلوه داد؛ چرا که طی دو سال اخیر روند کاهش قیمت نفت نه تنها بر بورس اوراق بهادار تهران تأثیر گذاشته، بلکه شاخص بورس‌های کشورهای منطقه نیز که اقتصادشان نفتی بوده است، با ریزش سنگینی مواجه شده‌اند. در تمامی کشورها، نفت همیشه به عنوان یکی از مهم‌ترین فاکتورهای اقتصاد کلان جهانی شناخته شده و با توجه به اهمیت و کاربردهای متفاوت این کالا در جهان امروز، نه تنها به عنوان یک عامل تعیین‌کننده اقتصادی و صنعتی، بلکه به عنوان یک عامل سیاسی و امنیتی نیز مطرح است.

۲-۳- قیمت طلا

به طور سنتی، طلا نخستین گزینه‌ای است که برای حفظ ارزش پول در مقاطع مختلف مانند تورم، بحران‌ها و... مد نظر قرار می‌گیرد که به دلیل ارزش ذاتی و قابلیت نقدشوندگی بالا، یک دارایی کمابیش مطمئن و سرمایه‌ای برای حفظ ارزش دارایی‌ها به شمار می‌رود (اسلامی بیدگلی و بیگدلو، ۱۳۸۵). این فلز گران‌بها همواره دارای جایگاه ویژه‌ای در سبد دارایی بوده و هرگونه نوسان قیمت آن، می‌تواند روی تنوع دارایی‌های افراد در سبد دارایی تأثیرگذار باشد. بازار طلا، بازار رقیبی برای بازار سهام است و طلا نیز یک دارایی جایگزین برای سهام شمرده می‌شود. در ایران نیز این دارایی، اکثراً به صورت سکه طلا دارای جایگاه ویژه‌ای در سبد دارایی افراد بوده و هرگونه نوسان در قیمت آن، می‌تواند به تغییر مقدار سهام موجود در سبد و در نتیجه تغییر شاخص قیمت آن منجر شود.

۳- پیشینه تحقیق

رابطه بین متغیرهای اقتصادی و شاخص قیمت سهام، موضوعی است که آن را چن، رال و راس در سال ۱۹۸۶ برای نخستین بار معرفی کردند و پس از آن نیز از سوی پژوهشگران دیگری مورد استقبال قرار گرفت. در ادامه به تعدادی از معتبرترین مطالعات صورت گرفته در این حوزه از حیث روش‌ها و مراحل انجام آن‌ها و همچنین نتایج به دست آمده، اشاره شده است (Chen, et al., 1986)

کی وون و شین (Kwon & Shin, 1999) در مطالعه خود به بررسی تاثیر شاخص تولید، نرخ ارز، تراز تجاری و عرضه پول بر بازدهی شاخص بورس کره جنوبی (KSE) با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی ژانویه ۱۹۸۰ - دسامبر ۱۹۹۲ (۱۵۶ مشاهده) پرداختند. آن‌ها به منظور بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده کردند. در این مقاله برای بررسی وجود روابط بلندمدت از آزمون‌های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود روابط بلندمدت بین شاخص بورس کره جنوبی و متغیرهای مورد بررسی است. قیمت سهام و شاخص تولید نیز به صورت همزمان بر روی یکدیگر تاثیر دارند.

مایسامی و همکاران (Maysami, et al., 2004) به منظور بررسی تاثیر شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، تولید صنایع، نرخ بهره، عرضه پول و نرخ ارز بر شاخص بورس سنگاپور (STI)، شاخص دارایی حقوق صاحبان سهام، شاخص مالی حقوق صاحبان سهام و شاخص هتل حقوق صاحبان سهام از آزمون‌های هم‌انباشتگی و روابط تصحیح خطای برداری استفاده کردند. آن‌ها با بکارگیری داده‌های ماهانه در بازه زمانی ژانویه ۱۹۸۹ - دسامبر ۲۰۰۱ به بررسی مدل خود پرداختند. نتایج بررسی آن‌ها حاکی از وجود روابط بلندمدت بین شاخص بورس سنگاپور و شاخص دارایی حقوق صاحبان سهام. وجود روابط بلندمدت بین شاخص مالی حقوق صاحبان سهام و شاخص سهام‌های هتل با کلیه متغیرهای مورد بررسی در تحقیق دارد.

باربیک و کاندیک (Barbić & Čondić-Jurkić, 2011) در تحقیق خود به بررسی تاثیر عرضه پول، نرخ بهره بازار پول، ذخایر ارز خارجی و شاخص قیمت مصرف کننده بر بازدهی شاخص بورس تعدادی از کشورهای عضو CEE (کرواسی، چک، مجارستان، لهستان و اسلونی) با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی ژانویه ۱۹۹۸ - ژانویه ۲۰۱۰ پرداختند. آن‌ها به منظور بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس و پرسون استفاده کردند. در این تحقیق برای بررسی وجود روابط بلندمدت و همچنین بررسی روابط علی از آزمون‌های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود روابط بلندمدت بین

متغیرهای مورد بررسی و شاخص بورس کشورهای مورد نظر به خصوص شاخص بورس لهستان و چک می‌باشد. ضمناً هیچ‌گونه رابطه علت و معلولی در مورد متغیرهای مورد نظر و شاخص بورس کرواسی، مجارستان و لهستان وجود ندارد.

تالا (Talla, 2013) در مطالعه خود به بررسی تأثیر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، نرخ پول، نرخ ارز و عرضه پول بر بازدهی شاخص بورس سوئد (OMXS30) با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی ژانویه ۱۹۹۳ – دسامبر ۲۰۱۲ (۲۴۰ مشاهده) پرداخت. در این تحقیق برای بررسی وجود روابط بلندمدت و همچنین بررسی روابط علی از آزمون حداقل مربعات و آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. بر اساس نتایج، تورم و نرخ ارز تأثیر منفی چشمگیری بر شاخص بازار سهام دارند. نرخ رابطه منفی با شاخص بازار سهام داشته اما تأثیر آن قابل توجه نمی‌باشد. عرضه پول نیز به طور مثبت با شاخص بازار سهام رابطه بلندمدت دارد.

تورامان و بسریر (Toraman & Başarir, 2014) با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن به بررسی تأثیر نرخ بهره بر بازدهی شاخص بورس استانبول (ISE) پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های روزانه بازه زمانی ۱۹۹۸ – ۲۰۱۲ به بررسی تأثیر نرخ بهره بر بازدهی شاخص بورس استانبول پرداختند. نتایج نشان می‌دهد روابط بلندمدت بین نرخ بهره و شاخص بورس استانبول برقرار است. همچنین می‌توان با کنترل نرخ بهره در بلندمدت از بروز بحران در بازار سهام جلوگیری کرد.

بلومی (Belloumi, 2014) در مقاله خود با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی ARDL به بررسی تأثیر متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، تجارت و رشد اقتصادی بر بازدهی شاخص بورس تونس پرداخت. از مزایای استفاده از روش ARDL در قیاس با روش آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن می‌توان به عدم نیاز به وجود درجات یکسان انباشتگی در روش ARDL اشاره کرد. در حالی که در روش یوهانسون باید تمامی متغیرها انباشته از یک درجه برابر باشند. نتایج بررسی وی نشان می‌دهد که روابط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی و شاخص بورس تونس برقرار است. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده، هیچ رابطه علی بلندمدت و کوتاه مدتی بین رشد اقتصادی و شاخص بورس تونس وجود ندارد.

گوکمن‌غلو و فضل‌الهی (Gokmenoglu & Fazlollahi, 2015) در مطالعه خود به بررسی تأثیر قیمت نفت، قیمت طلا، نوسانات قیمت نفت و نوسانات قیمت طلا بر بازدهی شاخص S&P500 با استفاده از داده‌های قیمت پایانی روزانه در بازه زمانی ژانویه ۲۰۱۳ – نوامبر ۲۰۱۴ (۴۸۴ مشاهده) پرداختند. آن‌ها به منظور بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی از آزمون دیکی فولر

تعمیم یافته و از مون فیلیپس و پرسون استفاده کردند. در این مقاله برای بررسی وجود روابط بلندمدت و همچنین بررسی روابط علی از آزمون های هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد همه چهار متغیر مورد بررسی روی شاخص S&P500 موثر بوده اما قیمت طلا بیش‌ترین تأثیر را داراست. همچنین شاخص S&P500 با ضریبی مشخص به سطح تعادلی بلندمدت خود همگرا می‌شود.

از تحقیقات داخلی در این حوزه می‌توان به تحقیق شهرکی و همکاران (۱۳۹۱) اشاره کرد که با هدف بررسی تأثیر تکانه‌های نفتی بر بازده سهام، به بررسی بورس اوراق بهادار منتخب جهان پرداختند. در این راستا، با استفاده از مدل رگرسیونی داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر تکانه‌های نفتی و همچنین تأثیر عوامل تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، حجم تجارت و نرخ واقعی بهره بر بازده سهام شرکت‌های فعال در بورس‌های اوراق بهادار منتخب جهان شامل ایران، مالزی، سنگاپور، کره جنوبی، چین، ترکیه، آلمان، امارات، ژاپن و آمریکا طی دوره (۱۳۸۹-۱۳۸۰) پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که تکانه‌های قیمتی و درآمدی تأثیر معناداری بر بازده سهام این کشورها ندارد.

تقفی و قنبریان (۱۳۹۳) در مقاله خود به بررسی رابطه بین شوک‌های قیمت نفت و شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۲ پرداختند. آن‌ها برای این منظور، با استفاده از داده‌ها، روزهای کاری مشترک بازار جهانی نفت و بورس اوراق بهادار تهران از ۱۸ آذر ۱۳۸۷ تا ۲۸ اسفند ۱۳۹۲ رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را بررسی کردند. در این مطالعه نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت، به وسیله روش‌های هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس و انگل و گرنجر بیانگر این است که بین قیمت نفت اوپک و شش شاخص بازار سرمایه (شاخص کل بورس، شاخص صنعت، شاخص قیمت ۵۰ شرکت، شاخص ۵۰ شرکت برتر، شاخص بازده و قیمت و شاخص ۳۰ شرکت بزرگ) رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد و بین متغیرهای قیمت نفت اوپک و سه شاخص بازار اول، بازار دوم، و شناور آزاد رابطه تعادلی بلندمدت برقرار نمی‌باشد.

عباسی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه خود نقش نوسانات قیمت نفت در توضیح رفتار بازده بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در پژوهش خود از روش MS-EGARCH(1,1) دو رژیم استفاده کردند. نتایج مشاهدات آن‌ها وابستگی بالایی را از بازده بازار سهام به تغییرات رژیم نشان می‌دهد. بر اساس نتایج این تحقیق، برآورد رژیم صفر مرتبط با رژیم با واریانس و میانگین پایین (رکود) و رژیم یک مرتبط با واریانس و میانگین بالا (رونق) است. در رژیم صفر، شوک‌های قیمت نفت اثر منفی بر بازده سهام دارند، گفتنی

است تنها در رژیم یک، نوسانات قیمت نفت بر سطح میانگین بازده سهام اثر مثبت و معناداری دارد؛ در نهایت، یافته های این پژوهش اثرات نامتقارن نفت خام بر روی بازده سهام در دو رژیم رکود و رونق را نشان می دهد.

۴- اطلاعات تحقیق

همان طور که اشاره شد، هدف مطالعه حاضر بررسی نحوه و میزان روابط بلندمدت بین بازدهی بازارهای موازی و به طور خاص روابط موجود بین بازدهی دارایی های جایگزین سهام شامل نفت، ارز و سکه بهار آزادی با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۶ ساله (۱۳۹۱/۰۱/۰۱ الی ۱۳۹۶/۱۲/۲۹) و با استفاده از اطلاعات روزانه این متغیرها می باشد. در جدول زیر خلاصه آمار توصیفی بازدهی روزانه (درصدی) شاخص کل، قیمت دلار، سکه بهار آزادی و نفت در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ نمایش داده شده است.

جدول ۱- خلاصه آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی

شاخص کل (TRI)	دلار (Dollar)	سکه بهار آزادی (Gold Coin)	نفت (Oil)	
۰.۰۹	۰.۰۶	۰.۰۵	-۰.۰۵	میانگین
۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۰	-۰.۰۳	میانه
۳.۵۳	۱۹.۹	۱۴.۱۱	۱۰.۶۳	بیشینه
-۵.۶۷	-۱۱.۵۲	-۷.۵	-۸.۸۵	کمینه
۰.۷۰	۱.۳۹	۱.۴۷	۱.۴۸	انحراف معیار
۰.۲۵	۱.۴۵	۰.۹۹	۰.۴۸	چولگی
۸.۵۹	۴۶.۵	۱۶.۳	۱۰.۵۰	کشیدگی
۱۸۹۹.۶	۱۱۴۷۷۴.۷	۱۰۹۱۷.۲	۳۴۴۶.۸	آزمون Jurque-Bera
۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	P-Value J-B
۱۴۴۹	۱۴۴۹	۱۴۴۹	۱۴۴۹	تعداد مشاهدات

نتایج استفاده از آزمون جاک-برا نشان می دهد بازدهی روزانه هیچ یک از متغیرهای مورد بررسی توزیع نرمال ندارند.

۵- روش تحقیق

با توجه به مطالعات صورت گرفته و لزوم بررسی نحوه و میزان تأثیر بازدهی بازارهای موازی بر بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، در این پژوهش به مدل سازی و بررسی تأثیر این عوامل بر یکدیگر و به طور خاص بر بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. مدل کلی به صورت زیر خواهد بود.

$$\begin{aligned} TRI &= f(Oil, Gold, Coin, Dollar), \\ Oil &= f(TRI, Gold, Coin, Dollar), \\ Gold &= f(Oil, TRI, Dollar), \\ Dollar &= f(Oil, Gold, Coin, TRI). \end{aligned}$$

۵-۱- مانایی^۳ و آزمون ریشه واحد^۴

سری های زمانی، یکی از مهم ترین داده های آماری مورد استفاده در تجزیه و تحلیل تجربی هستند. در تحقیقات همواره چنین فرض شده که سری زمانی ماناست و اگر این حالت وجود نداشته باشد، آزمون های آماری که اساس آن ها بر پایه آماره های F ، t ، χ^2 و ... بنا شده است، مورد تردید قرار می گیرد (ابریشمی و مهرآرا، ۱۳۸۸). از طرفی اگر متغیرهای سری زمانی مانا نباشد، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. یک متغیر سری زمانی وقتی ماناست که میانگین، واریانس و ضریب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. به طور خاص، یک سری زمانی را مانا در میانگین گویند هرگاه میانگین آن در طول زمان ثابت بماند.

مانایی دو حالت دارد: مانایی ضعیف و قوی. در اکثر پژوهش ها معمولاً حالت ضعیف بررسی می شود. اگر تمامی گشتاورها^۵ در طول زمان ثابت باشد، سری، مانای قوی است؛ ولی اگر گشتاورهای مرتبه اول و دوم ثابت باشد سری مانای ضعیف است.

آزمون ریشه واحد، یکی از معمول ترین آزمون هایی است که امروزه برای تشخیص مانایی یک سری زمانی مورد استفاده قرار می گیرد. آزمون های ریشه واحد به لحاظ قدرت و اندازه انواع گوناگونی دارند. یکی از سودمندترین آزمون ها در زمینه مانایی آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۶ (ADF) است. فرض کنید سری y_t بر اساس ساده ترین شکل خود، یک مدل خود رگرسیونی از درجه اول است؛ یعنی:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

³ Stationary

⁴ Unit root test

⁵ Moments

⁶ Augmented Dicky Fuller

چنانچه $|\alpha| < 1$ باشد، سری ماناست.

در این آزمون، فرض صفر دلیل بر نامانایی است و حالت مطلوب زمانی اتفاق می افتد که فرض صفر رد شود یعنی:

$$\begin{aligned} H_0: \alpha &= 1, \\ H_1: |\alpha| &< 1. \end{aligned}$$

۵-۲- هم‌انباشتگی^۷ و مدل‌های تصحیح خطا

در تحلیل هم‌انباشتگی، روابط بلندمدت اقتصادی برآورد و تجزیه و تحلیل می‌شوند. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی آن است که اگر چه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا بوده و یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی دارند اما ممکن است در بلندمدت یک ترکیب خطی از این متغیرها، همواره مانا بوده و بدون روند تصادفی باشد. تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی کمک می‌کند که این رابطه تعادلی بلندمدت را کشف کنیم.

بنا به قضیه گرنجر (Granger)، متناظر با هر رابطه بلندمدت اقتصادی می‌بایست یک رابطه کوتاه مدت به صورت مدل تصحیح خطا^۸ (ECM) برای حصول به تعادل بلندمدت وجود داشته باشد چرا که (ECM) چگونگی تعدیل متغیرهای دستگاه را در کوتاه‌مدت (نسبت به عدم تعادل) برای حصول به رابطه تعادلی بلندمدت نشان می‌دهد. در واقع اگر مکانیسمی وجود نداشته باشد که متغیرها نسبت به عدم تعادل (انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت) تعدیل شوند، چنین رابطه‌ای در بلندمدت میان متغیرها برقرار نمی‌گردد. لذا هم‌انباشتگی مستلزم ECM است. بر عکس وجود یک ECM برای مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی نیز متضمن هم‌انباشتگی میان متغیرهای دستگاه می‌باشد (ابریشمی و مهرآرا، ۱۳۸۸).

۶- یافته‌های پژوهش

۶-۱- بازدهی روزانه متغیرها

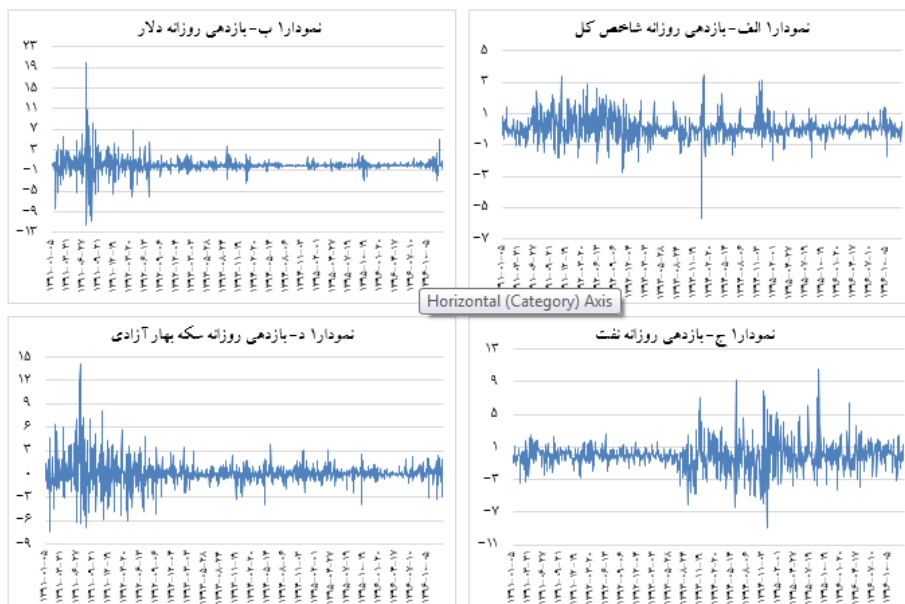
در نمودار (۱-الف تا د) بازدهی روزانه شاخص کل، قیمت نفت، سکه بهار آزادی و دلار در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، به طور کلی دامنه نوسان بازدهی دلار، نفت و سکه بهار آزادی بیشتر از دامنه نوسان بازدهی شاخص کل می‌باشد. با توجه به نمودار (۱-ب) واریانس بازدهی دلار از مهرماه ۱۳۹۲ با کاهش چشمگیری روبرو بوده است. در نمودار (۱-ج) نیز مشاهده می‌شود نوسانات بازدهی نفت از مهرماه ۱۳۹۳ به بعد افزایش قابل توجهی

⁷ Cointegration

⁸ Error Correction Model

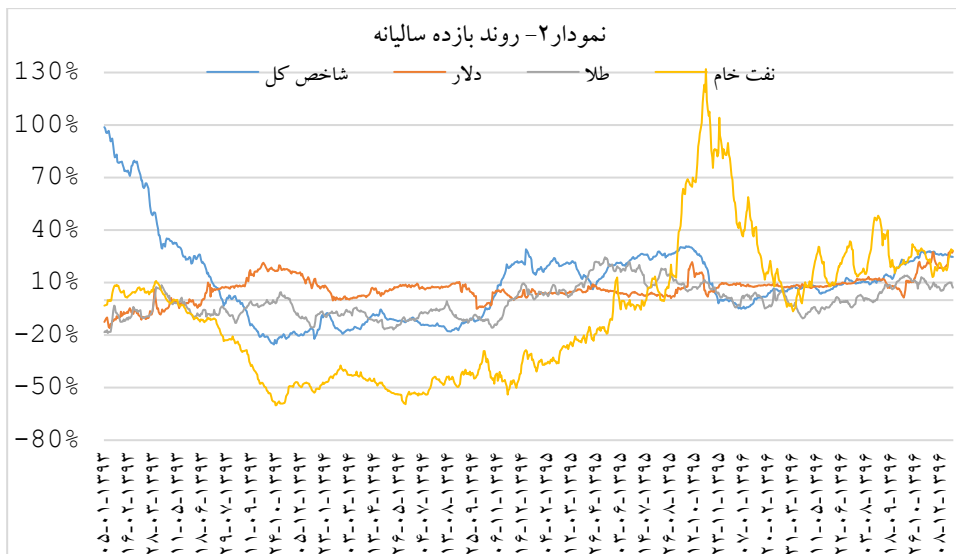
داشته است. به طوری که در این بازه زمانی، شاهد نوسانات شدید مانند بازدهی ۹,۱۹ و ۸,۸۵- درصد در بازدهی نفت بوده‌ایم. در نمودارهای (۱) می‌توان مشاهده کرد که واریانس بازده‌های متغیرها در طول زمان تغییر می‌کند.

نمودار ۱- بازده روزانه متغیرهای مورد بررسی در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹



۲-۶- روند بازدهی سالانه

در نمودار (۲) روند بازدهی سالانه چهار شاخص مورد بررسی در بازه زمانی ۱۳۹۳/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ نشان داده شده است. در نمودار، روند بازدهی شاخص کل و روند بازدهی نفت، دلار و سکه بهار آزادی قابل توجه است.



۳-۶ همبستگی^۹ بین متغیرها

ضریب همبستگی بین بازده روزانه چهار متغیر مورد بررسی در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ در جدول (۲) نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، شاخص کل بیش‌ترین همبستگی مثبت را با قیمت نفت و بیش‌ترین همبستگی منفی را با قیمت دلار دارد.

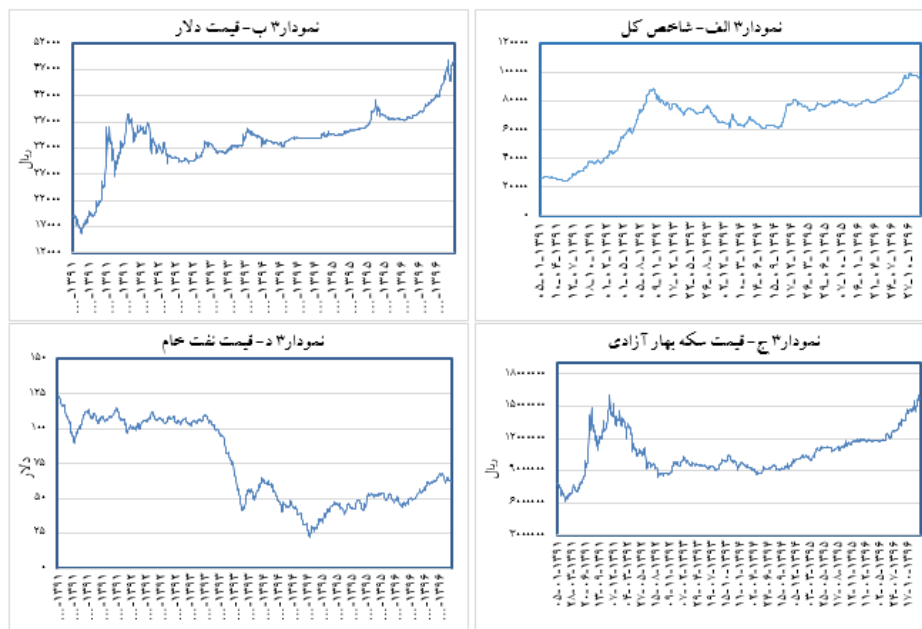
جدول ۲- ضرایب همبستگی متغیرهای مورد بررسی

ضرایب همبستگی	شاخص کل	دلار	سکه بهار آزادی	نفت
نفت	۰.۰۲۹	۰.۰۴۳	۰.۰۴۶	۱
سکه بهار آزادی	-۰.۰۳۳	۰.۳۹	۱	
دلار	-۰.۰۵۳	۱		
شاخص کل	۱			

در ادامه این قسمت نتایج تجربی حاصل از مدل‌سازی و بررسی تأثیر متغیرها ارائه شده است. ابتدا مانایی سری‌های زمانی روزانه متغیرهای مورد بررسی یعنی شاخص کل، قیمت نفت خام، قیمت دلار و قیمت سکه بهار آزادی با استفاده از آزمون دیکي فولر تعمیم‌یافته (ADF) مورد بررسی قرار گرفته است. در نمودارهای (۳-الف تا د) به ترتیب روند شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و روند قیمت دلار، سکه بهار آزادی و نفت در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ الی ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تمامی چهار نمودار دارای روند بوده و طبیعتاً در سطح نامانای می‌باشند.

⁹ Correlation

نمودار ۳- روند متغیرهای مورد بررسی در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹



در جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر در تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان داده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود با توجه به مقادیر آماره و مقادیر بحرانی در هر سطح اطمینان، تمامی چهار متغیر در تفاضل مرتبه اول خود، مانا بوده و ریشه واحد ندارند. لذا تمامی سری‌های زمانی مورد بررسی، انباشته از مرتبه اول ($I(1)$) هستند.

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول

آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در تفاضل مرتبه اول				
مقادیر بحرانی		مقدار آماره	احتمال (P-value)	متغیرها
۵٪	۱٪			
-۲٫۸۶	-۳٫۴۳	-۱۶٫۴۴	۰٫۰۰	شاخص کل (TRI)

نفت خام اوپک (Oil)	۰,۰۰	-۲۰,۴۲	-۳,۴۴	-۲,۸۶
سکه بهار آزادی (Gold Coin)	۰,۰۰	-۳۶,۴۳	-۳,۴۴	-۲,۸۶
دلار (Dollar)	۰,۰۰	-۲۵,۶۶	-۳,۴۴	-۲,۸۶

در ادامه به منظور بررسی وجود روابط هم‌انباشتگی بین شاخص کل (متغیر وابسته) و قیمت نفت، دلار و سکه بهار آزادی (متغیرهای مستقل) از آزمون‌های هم‌انباشتگی استفاده می‌کنیم. روش‌های متعددی برای آزمون هم‌انباشتگی وجود دارد که از این بین می‌توان به روش انگل-گرنجر (Engle & Granger, 1987) و روش یوهانسون (Johansen, 1988) اشاره کرد. در این پژوهش از آزمون یوهانسون^{۱۰} برای بررسی هم‌انباشتگی استفاده شده است. به طور ساده می‌توان گفت روش یوهانسون در واقع تعمیم آزمون دیکی-فولر به حالت چند متغیر است که از روش یک مرحله‌ای مبتنی بر رابطه بین رتبه ماتریس و ریشه‌های مشخصه آن به منظور بررسی هم‌انباشتگی استفاده می‌کند. از مزایای این روش می‌توان به خطای کمتر آن در قیاس با روش دومرحله‌ای انگل-گرنجر (۱۹۸۷) اشاره کرد. در جدول (۴) نتایج حاصل از انجام آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون بین چهار متغیر نشان داده شده است.

جدول (۴): نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون برای چهار متغیر مورد نظر

فرضیه صفر (تعداد روابط هم‌انباشتگی)	احتمال	مقدار آماره	مقدار بحرانی	مقدار ویژه
صفر	۰,۶۳	۳۸,۷۵	۶۷,۲۶	۰,۰۱۱
حداقل یک رابطه	۰,۵۹	۲۳,۰۶	۵۳,۷۰	۰,۰۰۷
حداقل دو رابطه	۰,۶۸	۱۱,۶۷	۱۹,۹۱	۰,۰۰۳
حداقل سه رابطه	۰,۲۹	۶,۳۵	۱۱,۲۴	۰,۰۰۱

همان‌طور که مشاهده می‌شود هیچ‌گونه رابطه هم‌انباشتگی بین شاخص کل و متغیرهای مستقل قیمت نفت، سکه بهار آزادی و دلار در سطح ۵ درصد و با وقفه‌های ۱ تا ۱۰ روزه وجود ندارد. در نتیجه بجای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا (VECM)، از روابط خودرگرسیون برداری (VAR) به منظور بررسی میزان و نحوه تأثیر متغیرهای نفت، دلار و سکه بهار آزادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌کنیم.

¹⁰ Johansen Cointegration Test

۴-۶- خودرگرسیونی برداری^{۱۱} (VAR)

زمانی که می‌خواهیم رابطه بین چند متغیر را نسبت به هم بررسی کنیم و یا اطمینان نداریم یک متغیر واقعاً برونزا است، می‌توان تابع انتقال را به گونه‌ای تغییر داد که در آن همه متغیرها درونزا محسوب شوند. در الگوی دو متغیره فرض می‌شود روند زمانی $\{y_t\}$ متأثر از مقادیر حال و گذشته $\{z_t\}$ می‌باشد و روند زمانی $\{z_t\}$ نیز از مقادیر حال و گذشته $\{y_t\}$ تأثیر می‌پذیرد. برای تشخیص بیشتر این مسئله، سیستم دو متغیره زیر را در نظر می‌گیریم:

$$y_t = b_{10} + b_{12}z_t + Y_{11}y_{t-1} + Y_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt},$$

$$z_t = b_{20} + b_{21}y_t + Y_{21}y_{t-1} + Y_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt},$$

بطوری که دنباله‌های y_t و z_t مانا هستند؛ ε_{yt} و ε_{zt} جملات اختلال نوفه سفید به ترتیب با واریانس σ_y^2 و σ_z^2 می‌باشند. معادلات بیان‌شده یک الگوی خودرگرسیونی برداری (VAR) مرتبه اول را تشکیل می‌دهند؛ چرا که حداکثر وقفه‌های واردشده در این معادلات، یک وقفه می‌باشد.

ساختار سیستم فوق به گونه‌ای است که در آن امکان تأثیرگذاری هر یک از دو متغیر بر دیگری فراهم است. به عنوان مثال ضریب b_{12} نشان‌دهنده تأثیر یک واحد تغییر در z_t بر y_t می‌باشد و Y_{12} تأثیر یک واحد تغییر در z_{t-1} بر y_t را نشان می‌دهد. نکته قابل توجه این است که، ε_{yt} و ε_{zt} اجزای اختلال خالص موجود در y_t و z_t می‌باشند البته اگر b_{12} مساوی صفر نباشد، ε_{zt} تأثیری غیرمستقیم بر y_t بر جای خواهد نهاد و اگر b_{21} مخالف صفر باشد آنگاه ε_{yt} تأثیر غیرمستقیم بر z_t خواهد داشت. از سیستم فوق می‌توان برای توضیح تأثیرات متقابل موجود دو متغیر نسبت به هم استفاده نمود.

با توجه به اطلاعات بازدهی متغیرهای مورد بررسی در یک دوره ثابت شش ساله (با دوره تناوب اطلاعات یک ماهه)، ضرایب مدل تخمین زده شده است. لازم به ذکر است که با توجه به معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC)، شوارتز (SC) و معیار اطلاعات هنان-کوئین (HQ)، وقفه یک روزه، مناسب‌ترین طول وقفه جهت تخمین مدل می‌باشد. در جدول (۵) نتایج مدل خودرگرسیون برداری (VAR) به منظور بررسی تأثیر چهار متغیر مورد نظر بر روی یکدیگر در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ الی ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ نمایش داده شده است.

¹¹ Vector Auto Regression

جدول ۵ - نتایج مدل خودرگرسیون برداری برای چهار متغیر مورد نظر

DOLLAR	GOLD COIN	OIL	TRI		
-۰.۰۱۰۳	۰.۰۲۹۸	-۰.۰۰۳۷	۰.۲۳۰۶	ضریب تأثیر	TRI(-1)
۰.۰۵۲۳	۰.۰۵۳۹	۰.۰۵۳۹	۰.۰۲۴۹	خطای استاندارد	
-۰.۱۹۷۲	۰.۶۱۸۹	-۰.۰۶۸۷	۱۳.۳۰۴	مقدار آماره t	
-۰.۰۱۵۱	-۰.۰۲۷۹	۰.۲۴۳	۰.۰۲	ضریب تأثیر	OIL(-1)
۰.۰۲۴۸	۰.۰۲۲۸	۰.۰۲۵۶	۰.۰۱۱۸	خطای استاندارد	
-۱.۲۲۰۵	-۱.۲۲۰۵	۹.۴۹۹	۱۶۹۸۵	مقدار آماره t	
-۰.۰۰۵۵	-۰.۱۶۵۹	-۰.۰۲۷۸	۰.۰۰۱۵	ضریب تأثیر	GOLD COIN (-1)
۰.۰۲۷	۰.۰۲۴۹	۰.۰۲۷۸	۰.۰۱۳۶	خطای استاندارد	
-۰.۲۰۵۱	-۰.۶۶۷۱۶	-۰.۰۹۷۲	۰.۱۱۹۸	مقدار آماره t	
۰.۰۱۹۲	۰.۵۶۸۸	۰.۰۱۹۴	۰.۰۱۰۶	ضریب تأثیر	DOLLAR(-1)
۰.۰۲۸۷	۰.۰۲۶۳	۰.۰۲۹۵	۰.۰۱۳۶	خطای استاندارد	
۰.۶۷۱۸	۲۱.۵۹۱۶	۰.۶۵۶۵	۰.۷۸۲۴	مقدار آماره t	
۰.۰۶۳۹	-۰.۰۱۶۷	-۰.۰۳۴۴	۰.۰۵۹۷	ضریب تأثیر	C
۰.۰۳۷	۰.۰۳۴	۰.۰۳۸۱	۰.۰۱۷۶	خطای استاندارد	
۱.۷۲۷۷	۰.۴۸۹۸	-۰.۹۰۴۳	۳.۴۰۱	مقدار آماره t	

به عنوان نمونه، رابطه زیر ضرایب مدل خودرگرسیونی برداری (VAR) را برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، قیمت نفت، سکه بهار آزادی و قیمت دلار در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ نشان می‌دهد.

$$TRI = 0.3306*TRI(-1) + 0.02*OIL(-1) + 0.0015*GOLD\ COIN(-1) + 0.0106*DOLLAR(-1) + 0.0597$$

$$DOLLAR = -0.0103*TRI(-1) - 0.0151*OIL(-1) - 0.0055*GOLD\ COIN(-1) + 0.0192*DOLLAR(-1) + 0.0639$$

$$GOLD\ COIN = 0.0298*TRI(-1) - 0.0279*OIL(-1) - 0.1659*GOLD\ COIN(-1) + 0.0569*DOLLAR(-1) + 0.0597$$

$$OIL = -0.0037*TRI(-1) + 0.243*OIL(-1) - 0.0278*GOLD\ COIN(-1) + 0.0194*DOLLAR(-1) - 0.0344$$

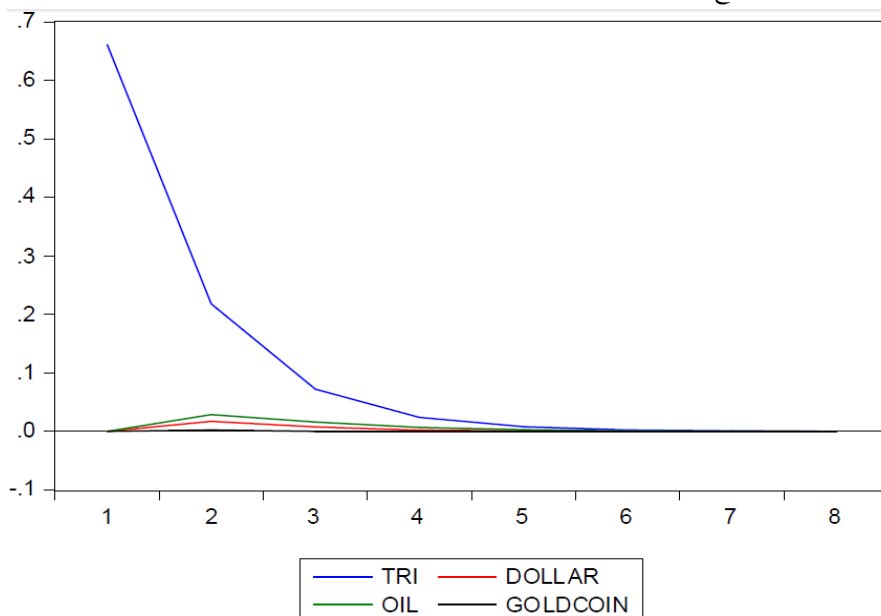
که در آن TRI، OIL، GOLD COIN و DOLLAR به ترتیب متغیرهای بازده روزانه برای شاخص کل، نفت اوپک، سکه طلا و دلار هستند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود تغییرات شاخص کل بیشتر به تغییرات خود در روز کاری قبل و بعد به نفت، دلار و سکه طلا وابسته است. در مورد سکه طلا بیشتر به تغییرات خود در روز کاری قبل و بعد به دلار وابسته است. دلار نیز بیشتر به تغییرات خود در روز کاری قبل و بعد به تغییرات نفت وابسته است. نفت نیز ابتدا به تغییرات روز قبل خود و بعد از آن به طلا وابسته است.

۵-۶- توابع عکس‌العمل آنی^{۱۲} (ضربه و پاسخ)

بررسی توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، در واقع همان مطالعه زمان‌بندی اثر تکانه‌ها می‌باشد. در این توابع، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر، روی سایر متغیرهای موجود در مدل، مورد بررسی قرار می‌گیرد. به منظور ترسیم نحوه حرکت زمانی سیستم پس از وارد کردن شوک و تفکیک رفتار هر یک از متغیرهای الگو پس از شوک، از روش ضربه‌های تعمیم‌یافته استفاده شده است.

در اقتصاد و به طور خاص در مدل‌سازی متغیرهای اقتصاد کلان، از توابع عکس‌العمل آنی به منظور توضیح چگونگی عکس‌العمل اقتصاد به شوک‌های خارجی در طی زمان استفاده می‌شود. نمودار (۴) واکنش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را نسبت به یک تکانه در شاخص کل و سایر متغیرها طی ۸ روز به صورت یکجا نشان می‌دهد.

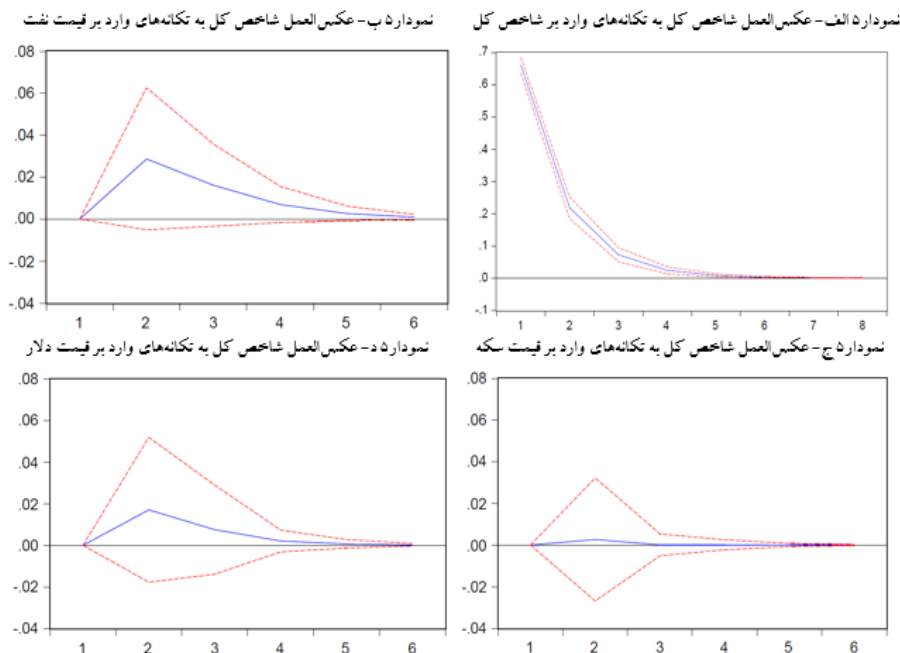
نمودار ۴- توابع واکنش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران نسبت به یک تکانه در متغیرها



در ادامه در نمودارهای (۵-الف تا د) واکنش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را نسبت به یک تکانه در شاخص کل و سایر متغیرها طی ۸ روزه صورت مجزا نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در نمودار (۵-الف) اثر شوک‌های شاخص کل در طول ۶ روز بر روی آن باقی می‌ماند. از طرفی در نمودارهای (۵-ب تا د) شوک‌های سایر متغیرها بر روی شاخص کل در دو تا چهار روز به صورت کم مؤثر هستند.

¹² Impulse Response Function

نمودار ۵- توابع عکس‌العمل آنی برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران



همان‌طور که می‌دانیم، یکی از مسائل بسیار قابل توجه در عرصه بازارهای مالی، رابطه تنگاتنگ قیمت دارایی‌های اساسی مانند نفت، طلا و ارز با یکدیگر است. به طوری که به منظور تحلیل اقتصادی در بازار، نمی‌توان تنها به اخبار و اطلاعات مربوط به یک کالا یا ارز بسنده کرد، بلکه باید اطلاعات جامعی از تمام کالاها یا لاقل از تعداد قابل توجهی از آن‌ها را گردآوری و تحلیل کرد تا به نتیجه‌ای مطلوب رسید. در ادامه و در نمودارهای (۶) و (۷)، به ترتیب عکس‌العمل قیمت نفت و دلار نسبت به یک تکانه به ترتیب در قیمت سکه بهار آزادی و دلار و همچنین قیمت نفت و سکه بهار آزادی طی ۸ روز نشان داده شده است.

نمودار (۶- الف) نشان می‌دهد اثر شوک قیمت در سکه طلا به صورت کم و تا حدود ۳ روز بعد بر قیمت نفت تأثیر دارد. همچنین بر اساس نمودار (۶- ب) اثر شوک در قیمت دلار به صورت کم و تا ۴ روز بعد بر روی نفت تأثیر دارد.

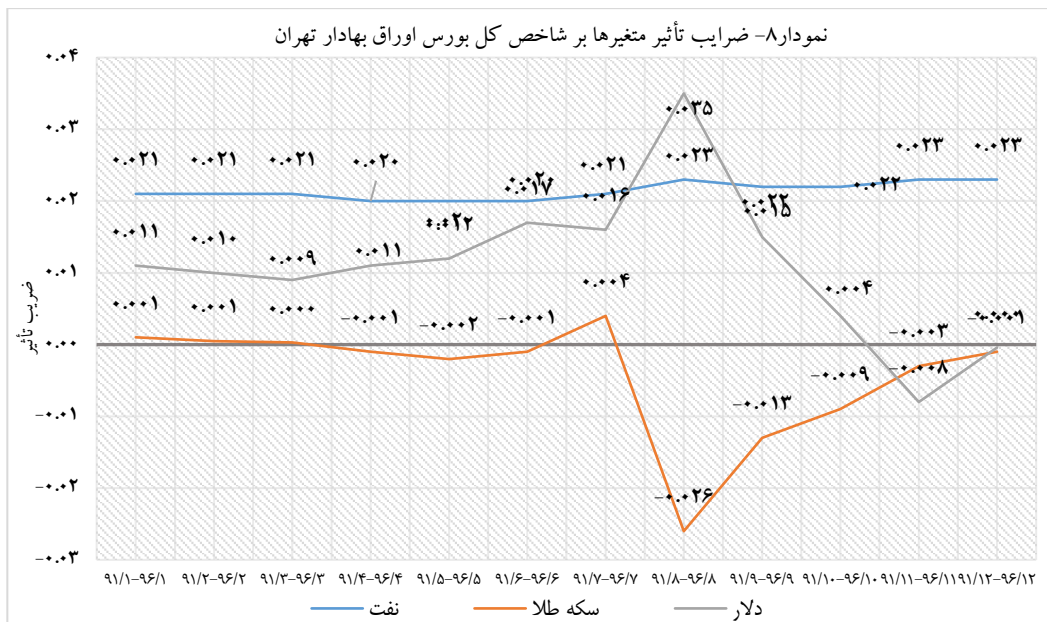
از نظر بسیاری از اقتصاددانان، قوی‌ترین توجیه برای رابطه بین دلار و نفت از مسیر قیمت نفت به دلار - و نه برعکس - می‌گذرد. همان‌طور که در نمودار (۷- الف) مشاهده می‌شود، اثر شوک قیمت نفت تا حدود ۴ روز بعد بر قیمت دلار مؤثر است. همچنین با توجه به نمودار (۷- ب) اثر شوک قیمت طلا بر روی قیمت دلار به صورت کم و در روز دوم می‌باشد.

در ادامه و در جدول (۶) ضرایب تأثیر هر یک از متغیرهای مورد بررسی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)، بر تغییرات شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TRI) طی دوازده ماهه سال ۱۳۹۶ نشان داده شده است.

جدول ۶- ضرایب تأثیر متغیرها بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

بازه زمانی	شاخص کل (TRI)	نفت خام (Oil)	سکه بهار آزادی (Gold Coin)	دلار (Dollar)
۹۱/۱-۹۶/۱	۰.۳۲۹	۰.۰۲۱	۰.۰۰۱	۰.۰۱۱
۹۱/۲-۹۶/۲	۰.۳۳۰	۰.۰۲۱	۰.۰۰۰۵	۰.۰۱۰
۹۱/۳-۹۶/۳	۰.۳۳۰	۰.۰۲۱	۰.۰۰۰۳	۰.۰۰۹
۹۱/۴-۹۶/۴	۰.۳۳۰	۰.۰۲۰	-۰.۰۰۱	۰.۰۱۱
۹۱/۵-۹۶/۵	۰.۳۲۷	۰.۰۲۰	-۰.۰۰۲	۰.۰۱۲
۹۱/۶-۹۶/۶	۰.۳۲۴	۰.۰۲۰	-۰.۰۰۱	۰.۰۱۷
۹۱/۷-۹۶/۷	۰.۳۲۵	۰.۰۲۱	۰.۰۰۴	۰.۰۱۶
۹۱/۸-۹۶/۸	۰.۳۱۸	۰.۰۲۳	-۰.۰۲۶	۰.۰۳۵
۹۱/۹-۹۶/۹	۰.۳۲۵	۰.۰۲۲	-۰.۰۱۳	۰.۰۱۵
۹۱/۱۰-۹۶/۱۰	۰.۳۱۵	۰.۰۲۲	-۰.۰۰۹	۰.۰۰۴
۹۱/۱۱-۹۶/۱۱	۰.۳۱۷	۰.۰۲۳	-۰.۰۰۳	-۰.۰۰۸
۹۱/۱۲-۹۶/۱۲	۰.۳۲۵	۰.۰۲۳	-۰.۰۰۱	-۰.۰۰۰۴

به منظور درک بهتر از روند تغییرات ضرایب متغیرها در طول زمان در نمودار (۸) مقدار و روند ضرایب تأثیر هر یک از متغیرهای مورد بررسی بر تغییرات شاخص کل طی دوازده ماهه سال ۱۳۹۶ نشان داده شده است.

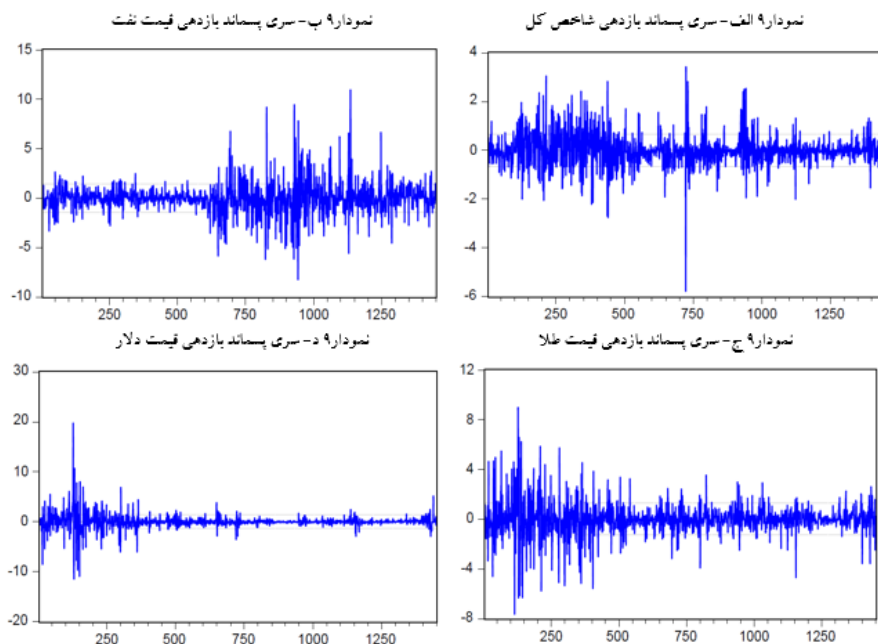


با توجه به روند ضرایب مشاهده می‌شود در طی دوره یکساله ۱۳۹۶، تغییرات نفت اثر بیشتری بر تغییرات شاخص کل نسبت به دلار و طلا داشته است و روند آن تقریباً یکنواخت بوده است. از طرفی همانطور که مشاهده می‌شود، روند تأثیر تغییرات نرخ دلار بر تغییرات شاخص کل تا هشت ماه اول مورد بررسی دارای روند صعودی و از آن به بعد روند نزولی داشته است؛ به طوری که در پایان اسفندماه ۱۳۹۶ این مقدار برای نرخ دلار نزدیک به صفر می‌باشد. نکته قابل توجه دیگر روند تأثیر تغییرات قیمت سکه طلا بر تغییرات شاخص کل بورس اوراق بهادار می‌باشد. در این مورد درست برعکس روند نرخ دلار، ابتدا شاهد روند کاهشی و سپس شاهد روند افزایشی تأثیر تغییرات قیمت سکه طلا بر تغییرات شاخص کل بورس در دوره یکساله ۱۳۹۶ هستیم.

۶-۶- بررسی وجود ناهمسانی واریانس

در ادامه به منظور بررسی وجود ناهمسانی واریانس، سری‌های پسماند^{۱۳} مدل مورد بررسی قرار گرفتند. همان‌طور که در نمودارهای (۹- الف تا د) مشاهده می‌شود، سری‌های پسماند حاصل از متغیرهای مورد بررسی در مدل، به احتمال قوی دارای ناهمسانی واریانس هستند.

نمودار ۹- سری های پسماند حاصل از متغیرهای مورد بررسی در مدل



در این پژوهش به منظور آزمون وجود ناهمسانی واریانس در سری های پسماند متغیرها، از آزمون آرچ انگل (Test Engle's ARCH) و همچنین برای یافتن مرتبه آن از توابع خودهمبستگی^{۱۴} (ACF) و خودهمبستگی جزئی^{۱۵} (PACF) معذور سری های پسماند استفاده شده است. نتایج آزمون آرچ انگل برای بررسی اثر ناهمسانی واریانس در سری های پسماند مورد بررسی، در جدول (۷) نشان داده شده است.

جدول (۷): نتایج آزمون آرچ انگل برای بررسی اثر ناهمسانی واریانس

سری پسماند	احتمال	مقدار آماره F	مقدار بحرانی
سری پسماند شاخص کل	۰,۰۰	۸۳,۳۳	۵,۹۹
سری پسماند بازدهی قیمت نفت	۰,۰۰	۵۱,۰۹	۵,۹۹
سری پسماند بازدهی قیمت سکه طلا	۰,۰۰	۵۵,۹۵	۵,۹۹
سری پسماند بازدهی قیمت دلار	۰,۰۰	۲۳۴,۱۲	۵,۹۹

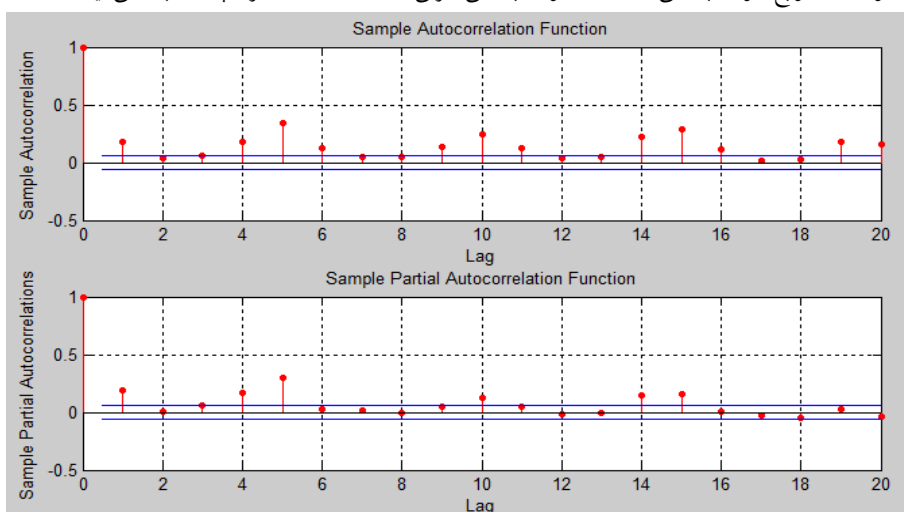
¹⁴ Autocorrelation Function

¹⁵ Partial Autocorrelation Function

با توجه به نتایج حاصل از انجام آزمون در جدول فوق، در تمامی سری‌های پسماند مورد بررسی مقدار آماره F به طور چشمگیری از مقدار بحرانی بزرگ‌تر است، لذا فرضیه صفر به نفع فرضیه یک مبنی بر وجود ناهمسانی واریانس در سری‌های پسماند، رد می‌شود.

نتایج بررسی توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) مجذور سری‌های پسماند نیز برای هر چهار متغیر مؤید مرتبه یک گارچ در سری‌های پسماند می‌باشد. برای نمونه نمودار (۱۰) توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) مجذور سری پسماند بازدهی قیمت نفت را نشان می‌دهد.

نمودار ۱۰- توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) مجذور سری پسماند بازدهی قیمت نفت



با توجه به نتایج آزمون‌های اخیر مبنی بر وجود اثر گارچ، به منظور بررسی تأثیر اخبار و رویدادهای یک روز قبل بر بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، از مدل گارچ $(GARCH(1,1))$ استفاده شده است. رابطه زیر ضرایب مدل گارچ (۱,۱) برای بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ را نشان می‌دهد.

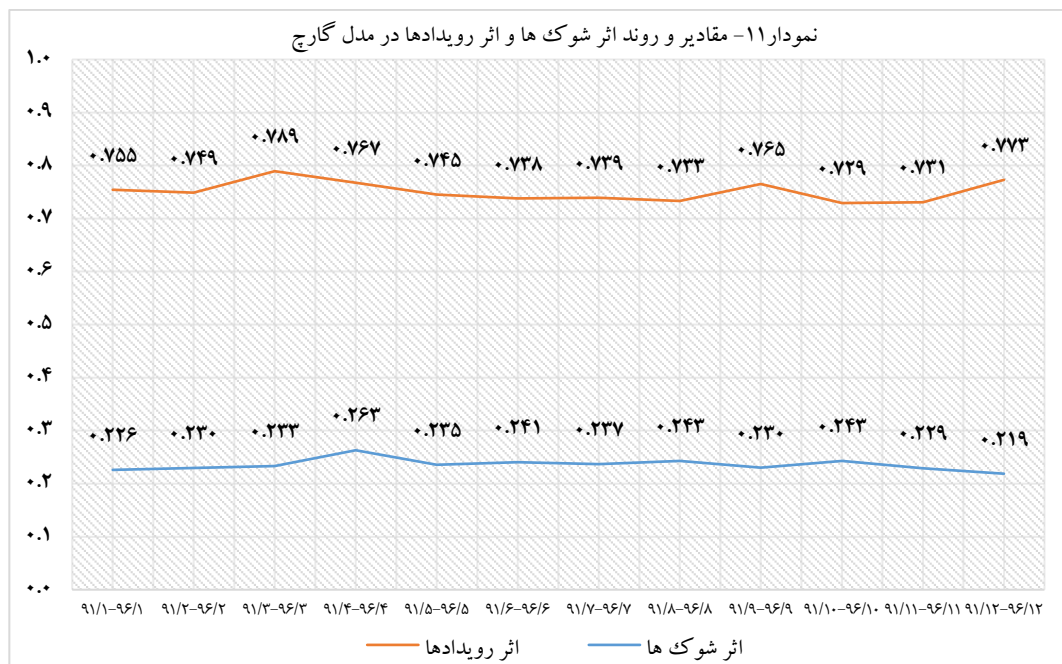
$$* \text{VARIANCE } (-1)^{727} * \text{RESID } (-1)^2 + 0.7187 + 0.21 \text{VARIANCE} = 0.01$$

که RESID و VARIANCE به ترتیب پسماندهای مدل خودرگرسیون و واریانس پسماندها هستند. لازم به ذکر است که با توجه به اینکه توزیع پسماندها از نوع دم کلفت^{۱۶} هستند، در برازش مدل گارچ از توزیع خطای تعمیم‌یافته^{۱۷} (GED) استفاده شده است. معادله فوق نشان می‌دهد که تغییرات شاخص کل نسبت به رویدادهای گذشته بازار واکنش بیشتری نشان می‌دهد تا نسبت به اخبار و شوک‌های بازار. در نمودار (۱۱) مقادیر

¹⁶ Fat Tail

¹⁷ Generalized Error Distribution

و روند اثر شوک‌ها و اثر رویدادها در مدل گارچ در طی دوازده ماهه سال ۱۳۹۶ نمایش داده شده است. هر زمان اثر شوک‌ها کاهش می‌یابد اثر رویدادهای گذشته بیشتر می‌شود.



۶- نتیجه‌گیری

ارتباط بین بازارهای مالی و کالایی، همواره یکی از موضوعات مهم برای سرمایه‌گذاران و نهادهای نظارتی محسوب می‌شود. نوسانات یک بازار می‌تواند تأثیرات قابل توجهی روی بازارهای دیگر داشته باشد. هدف اصلی این مقاله بررسی میزان روابط بلندمدت موجود بین بازدهی روزانه بازارهای جایگزین سهام شامل نفت، ارز و طلا با بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران است. شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت سهام و تجزیه و تحلیل رفتار قیمتی سهام در مقابل این عوامل، می‌تواند به رونق بازار سرمایه و سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی کمک شایانی بکند.

مطالعه حاضر بررسی میزان روابط بلندمدت موجود بین بازدهی روزانه بازارهای جایگزین سهام شامل نفت، ارز و طلا با بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ الی ۱۳۹۶/۱۲/۲۹ است. مشاهده شد که شاخص کل بیش‌ترین همبستگی مثبت را با قیمت نفت و بیش‌ترین همبستگی منفی را با قیمت دلار دارد. بر اساس نتایج آزمون هم‌انباشتگی مشخص شد هیچ‌گونه رابطه هم‌انباشتگی بین شاخص کل و متغیرهای قیمت نفت، طلا و دلار در سطح ۵ درصد و با وقفه‌های ۱ تا ۱۰ روزه وجود ندارد. در نتیجه بجای

استفاده از مدل‌های تصحیح خطا (VECM)، از روابط خودرگرسیون برداری (VAR) به منظور بررسی میزان و نحوه تأثیر متغیرهای نفت، دلار و طلا بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران استفاده شد.

همان‌گونه که اشاره شد، بر اساس مدل VAR تغییرات شاخص کل بیشتر به تغییرات خود در روز کاری قبل و بعد به نفت، دلار و سکه طلا وابسته است. در مورد سکه طلا بیشتر به تغییرات خود در روز کاری قبل و بعد به دلار وابسته است. دلار نیز بیشتر به تغییرات خود در روز کاری قبل و بعد به تغییرات نفت وابسته است. نفت نیز ابتدا به تغییرات روز قبل خود و بعد از آن به طلا وابسته است. در بررسی توابع عکس‌العمل آنی (IRF)، به منظور توضیح چگونگی عکس‌العمل بازدهی شاخص کل به شوک‌های ناشی از متغیرهای قیمت نفت، طلا و دلار در طی زمان مشاهده شد، اثر شوک‌های شاخص کل در طول ۶ روز بر روی آن باقی می‌ماند. از طرفی شوک‌های سایر متغیرها بر روی شاخص کل اغلب در دو تا چهار روز به صورت کم مؤثر هستند.

در بررسی روند ضرایب مشاهده می‌شود در طی دوره یکساله ۱۳۹۶، تغییرات نفت اثر بیشتری بر تغییرات شاخص کل نسبت به دلار و طلا داشته است و روند آن تقریباً یکنواخت بوده است. از طرفی همانطور که مشاهده می‌شود، روند تأثیر تغییرات نرخ دلار بر تغییرات شاخص کل تا هشت ماه اول مورد بررسی دارای روند صعودی و از آن به بعد روند نزولی داشته است. نکته قابل توجه دیگر روند تأثیر تغییرات قیمت سکه طلا بر تغییرات شاخص کل بورس اوراق بهادار می‌باشد. در این مورد درست برعکس روند نرخ دلار، ابتدا شاهد روند کاهشی و سپس شاهد روند افزایشی تأثیر تغییرات قیمت سکه طلا بر تغییرات شاخص کل بورس در دوره یکساله ۱۳۹۶ هستیم.

همچنین در بررسی مدل پسماند مشاهده می‌شود که تغییرات شاخص کل نسبت به رویدادهای گذشته بازار واکنش بیشتری نسبت به اخبار و شوک‌های بازار نشان می‌دهد. از آنجاییکه مبحث تغییرات همبستگی و همچنین روابط بلند مدت متغیرهای اساسی به عنوان عوامل محرک در اقتصاد کشور، می‌توانند نقش مهمی در تبیین سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و مالی ایفا کنند، به عنوان کارهای آتی می‌توان به مدل‌سازی سری زمانی چند متغیره با همبستگی زمانی اشاره کرد و یا می‌توان نحوه تغییر ضرایب مدل خودرگرسیون برداری را در دوره‌های رونق و رکود به منظور تعیین نقش متغیرها در دوره‌های مختلف مورد بررسی قرار داد.

منابع و مآخذ

۱. آقایی، م.، و مختاریان، ا. (۱۳۸۳). بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۳-۲۵.
۲. اسلامی بیدگلی، غ. و بیگدلو، مهدی. (۱۳۸۵). همسنجی بازده و ریسک فرصت‌های جایگزین سرمایه‌گذاری در ایران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۴۹-۱۷۵.
۳. ابریشمی، ح.، و مهرآراء، م. (۱۳۸۸). اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین). تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
۴. تقوی، م.، محمدی، ت. و برزنده، م. (۱۳۷۸). بررسی متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران. برنامه و بودجه، ۳۱-۶۰.
۵. ثقفی، علی، قنبریان، رضا (۱۳۹۳)، بررسی رابطه پویا بین قیمت نفت و شاخص‌های بازار سرمایه در ایران، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۲۰، تابستان ۹۴.
۶. شهرکی، مهدیه، ابونوری، اسمعیل، محمودزاده، محمود (۱۳۹۱)، تأثیر تکانه‌های نفتی بر بازده بازارهای بورس اوراق بهادار منتخب جهان با تأکید بر بورس اوراق بهادار تهران، مجله اقتصادی، شماره‌های ۹ و ۱۰، ۶۰-۴۷.
۷. رضاقلی‌زاده، م.، یاور، ک.، سبحانی، ب. و صالح‌آبادی، ع. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر نوسانات دارایی‌های جایگزین سهام بر شاخص قیمت سهام. دوره ۲۰، شماره ۱، بهار ۱۳۹۲، صفحه ۵۳-۷۶.
۸. عباسی، ابراهیم، هادی نژاد، منیژه و کریمی، جعفر (۱۳۹۴)، بررسی اثرات نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر روی بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل MS-EGARCH (1,1)، فصلنامه روند، سال بیست و دوم، شماره ۷۲، ۱۲۷-۱۰۵.

9. Barbić, T., & Čondić-Jurkić, I. (2011). Relationship between macroeconomic fundamentals and stock market indices in selected CEE countries. Ekonomski pregled, 62(3-4), 113-133.
10. Bhattacharya, B. & Mukherjee, J. (2002). Causal relationship between Stock Market and Exchange Rate. Foreign Exchange Reserves and Value of Trade Balance: A Case Study India.

11. Belloumi, M. (2014). The relationship between trade, FDI and economic growth in Tunisia: An application of the autoregressive distributed lag model. *Economic Systems*, 38(2), 269-287.
12. Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of business*, 383-403.
13. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
14. Gokmenoglu, K. K., & Fazlollahi, N. (2015). The Interactions among Gold, Oil, and Stock Market: Evidence from S&P500. *Procedia Economics and Finance*, 25, 478-488.
15. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
16. Kwon, C. S., & Shin, T. S. (1999). Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. *Global Finance Journal*, 10(1), 71-81.
17. Maysami, R. C., Howe, L. C., & Hamzah, M. A. (2004). Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: Cointegration evidence from stock exchange of Singapore's All-S sector indices. *Jurnal Pengurusan*, 24(1), 47-77.
18. Sharpe, W, F. (1995). *Investments*. Prentice Hall, Inc.
19. Talla, J. T. (2013). Impact of Macroeconomic Variables on the Stock Market Prices of the Stockholm Stock Exchange (OMXS30). *Jonkoping International Business School*.
20. Toraman, C., & Başarir, Ç. (2014). The long run relationship between stock market capitalization rate and interest rate: Co-integration approach. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 143, 1070-1073.

Long-Term Relationship between Tehran Stock Market Total Return Index, Crude Oil, Dollar and Gold Coin

Hasan Hakimian¹⁸

Zanjar Ahmadi¹⁹

Abstract:

The relationship between financial and commodities markets is a challenging issue among regulators and investors, where the volatility of a market could affect other markets. This article's goal is analyzing the long-term relationship between six-year daily returns of alternative markets such as crude oil, dollar, gold and Tehran stock market index. We take advantage of VAR-GARCH to model markets returns and subsequently to show relationship between these markets and using impulse response functions to describe the reaction of a market in response to a pulse in other markets. The results express that Tehran stock market total return index (TEDPIX) return respectively is depend on its previous lag, crude oil, gold and dollar returns and they are more sensitive to their shocks than market news.

Keywords: Index Return, Parallel Markets, Cointegration, Vector Autoregressive, GARCH, Impulse Response Functions

JEL Classification: G10, G15

18 . PhD Student of Finance University of Tehran, Iran. hasan.hakimian@ut.ac.ir

19. MA of Financial Mathematics, Zanjan University of Graduate Studies, Iran