



سازمان بورس و اوراق بهادار
Securities & Exchange Organization

مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

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

تألیف
حسن حکیمیان
زانیار احمدی

آذرماه ۱۳۹۵

بسم الله الرحمن الرحيم

سازمان بورس و اوراق بهادار
مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی
گروه آمار و تحلیل ریسک

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

تهیه کنندگان: حسن حکیمیان – زانیار احمدی

کد گزارش: ۲۰۱۷-۰۷-۹۵

تاریخ گزارش: آذرماه ۱۳۹۵



فهرست مطالب

۲	چکیده
۲	مقدمه
۳	متغیرهای مورد بررسی
۳	نرخ ارز
۳	قیمت نفت
۳	قیمت طلا
۴	پیشینه تحقیق
۴	متغیرهای مورد بررسی
۵	داده‌ها (نوع و بازه زمانی)
۵	بررسی مانایی
۶	مدل بررسی روابط بلندمدت
۶	نتایج مطالعات صورت گرفته
۷	اطلاعات تحقیق
۷	بازدهی روزانه متغیرها
۸	روند بازدهی سالانه
۹	همبستگی بین متغیرها
۹	روش تحقیق
۹	مانایی و آزمون ریشه واحد
۱۰	هم‌انباشتگی و مدل‌های تصحیح خطا
۱۰	خودرگرسیون برداری (VAR)
۱۱	یافته‌های پژوهش
۱۴	توابع عکس‌العمل آنی (ضربه و پاسخ)
۲۰	نتیجه‌گیری
۲۱	منابع

چکیده

ارتباط بین بازارهای مالی و کالایی با یکدیگر، یکی از مهم‌ترین موضوعات چالشی برای سرمایه‌گذاران و نهادهای نظارتی محسوب می‌شود. نوسانات در یک بازار می‌تواند تأثیرات چشمگیری بر روی بازارهای دیگر داشته باشد. هدف اصلی این پژوهش بررسی نحوه و میزان تأثیر و ارتباط بین بازارهای موازی بر یکدیگر و به طور خاص بر بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. از دید نهاد ناظر، در صورت وجود ارتباطات بلندمدت بین دو متغیر مانند بازار سهام و متغیر نرخ ارز، می‌توان با به‌کارگیری روش‌هایی مانند کنترل نرخ ارز در بلندمدت از بروز بحران جلوگیری کرد. سرمایه‌گذاران نیز با توجه به نحوه و میزان ارتباط و اثرگذاری بازارهای موازی بر بازار سهام می‌توانند با اعمال تصمیمات به موقع و مناسب اقدام به پوشش ریسک نمایند. اگر چه ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازدهی بازار سهام در شرایط وجود کارایی بازار قابل مشاهده است، اما درجه کارایی بازار به سرعت و دقت تأثیر اطلاعات جدید بر قیمت‌های سهام بستگی دارد. بنابراین در پژوهش حاضر با توجه به نحوه و میزان ارتباط بین متغیرهای مورد بررسی و بازدهی بازار سهام می‌توان در مورد درجه کارایی بازار نیز نکاتی را مورد توجه قرارداد. بازار سهام از چندین عامل به هم پیوسته مانند عوامل اقتصادی، سیاسی و حتی تحولات اجتماعی تأثیر پذیرفته و ارتباط پیچیده‌ای بین این عوامل وجود دارد. قیمت سهام و به طور کلی بازدهی بازار سهام از متغیرهای اقتصادی زیادی مانند قیمت نفت خام، قیمت طلا، نرخ ارز، نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی و ... تأثیر می‌پذیرد.

واژگان کلیدی: بازده شاخص، بازارهای موازی، مانایی سری زمانی، هم‌انباشتگی، خودرگرسیون برداری، توابع عکس‌العمل‌آنی

مقدمه

بورس اوراق بهادار بخشی از مجموعه اقتصاد است که با سایر بخش‌های اقتصاد نیز در ارتباط بوده و نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی یک کشور دارد. شاخص قیمت سهام و بازده آن همواره تحت تأثیر متغیرهای اقتصادی قرار داشته و رکود و رونق بورس نیز، به شدت تحت تأثیر نوسانات این متغیرها قرار دارد. بورس اوراق بهادار تهران که مهم‌ترین نهاد بازار سرمایه کشور شناخته می‌شود، با وجود قدمتی حدود پنج دهه، به دلایل مختلف همواره با افت و خیزهای فراوانی روبه‌رو بوده و دوره‌های متفاوتی از رونق و رکود را تجربه کرده است. بنابراین شناخت ویژگی‌های این بازار و برطرف کردن تنگنای آن، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و تلاش و پژوهش گسترده‌ای را می‌طلبد.

شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت سهام و تجزیه و تحلیل رفتار قیمتی سهام در مقابل این عوامل، می‌تواند به بهبود رونق بازار سرمایه کمک شایانی کرده و در ارزیابی بهتر بورس اوراق بهادار و بهبود و کنترل عملکرد آن مؤثر واقع شود که این امر نیز به نوبه خود می‌تواند بخش عمده‌ای از نیاز سرمایه‌گذاران و سهامداران را برآورده کند. 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، طلا 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 قیمت 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 (شارپ، ۱۹۹۵).

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 (آقای و مختاریان، ۱۳۸۳).

مطالعه حاضر بر آن است تا نحوه و میزان روابط بلندمدت موجود بین بازدهی دارایی‌های جایگزین سهام شامل نفت، ارز و طلا را با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ الی ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ و با استفاده از اطلاعات روزانه مورد بررسی و آزمون قرار دهد. بدین منظور در ادامه ابتدا با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، مانایی سری‌های زمانی مورد بررسی، آزمون خواهد شد. سپس با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد، آزمون مناسب جهت بررسی روابط هم‌انباشتی و میزان تأثیر متغیرها بر بازدهی شاخص کل انجام شده است. در انتها نیز به بررسی توابع عکس‌العمل آئی (IRF) به منظور بررسی تأثیر شوک‌های ناشی از هر یک از متغیرها بر بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران خواهیم پرداخت.

متغیرهای مورد بررسی و بازار سهام

نرخ ارز

بر اساس مدل مارکویتز تغییرات ارز به منزله 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 (باتاچاریا و موکرجی، ۲۰۰۲). 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.

قیمت نفت

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 تهران تأثیر گذاشته، بلکه 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.

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 گران بها 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.

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.

متغیرهای مورد بررسی

در جدول زیر متغیرهای مورد بررسی در هر یک از مطالعات بررسی شده ارائه شده است.

متغیرهای مستقل	متغیر وابسته	سال	محقق
قیمت نفت، قیمت طلا، نوسانات قیمت نفت و نوسانات قیمت طلا	شاخص S&P500	۲۰۱۵	Gokmenoglu, K. K., & Fazlollahi, N
نرخ بهره	شاخص بورس استانبول (ISE)	۲۰۱۴	Toraman, C., & Başarir, Ç
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، تجارت و رشد اقتصادی	شاخص بورس تونس	۲۰۱۴	Belloumi, M
عرضه پول، نرخ بهره بازار پول، ذخایر ارز خارجی و شاخص قیمت مصرف‌کننده	شاخص بورس تعدادی از کشورهای عضو CEE (کرواسی، چک، مجارستان، لهستان و اسلونی)	۲۰۱۱	Barbić, T., & Čondić-Jurkić, I
شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، تولید صنایع، نرخ بهره، عرضه پول و نرخ ارز	شاخص بورس سنگاپور (STI)، شاخص دارایی حقوق صاحبان سهام، شاخص مالی حقوق صاحبان سهام و شاخص هتل حقوق صاحبان سهام	۲۰۰۴	Maysami, R. C., Howe, L. C., & Hamzah, M. A
شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، نرخ پول، نرخ ارز و عرضه پول	شاخص بورس سوئد (OMXS30)	۲۰۱۳	Talla, J. T
شاخص تولید، نرخ ارز، تراز تجاری و عرضه پول	شاخص بورس کره جنوبی (KSE)	۱۹۹۹	Kwon, C. S., & Shin, T. S

داده‌ها (نوع و بازه زمانی)

نوع و بازه زمانی داده‌ها در مطالعات بررسی شده در جدول زیر نشان داده شده است.

تناوب داده‌ها	بازه زمانی	سال	محقق
قیمت پایانی - روزانه	ژانویه ۲۰۱۳ - نوامبر ۲۰۱۴ (۴۸۴ مشاهده)	۲۰۱۵	Gokmenoglu, K. K., & Fazlollahi, N
روزانه	۱۹۹۸ - ۲۰۱۲	۲۰۱۴	Toraman, C., & Başarir, Ç
ماهانه	۱۹۷۰ - ۲۰۰۸	۲۰۱۴	Belloumi, M
ماهانه	ژانویه ۱۹۹۸ - ژانویه ۲۰۱۰	۲۰۱۱	Barbić, T., & Čondić-Jurkić, I
ماهانه	ژانویه ۱۹۸۹ - دسامبر ۲۰۰۱	۲۰۰۴	Maysami, R. C., Howe, L. C., & Hamzah, M. A
ماهانه	ژانویه ۱۹۹۳ - دسامبر ۲۰۱۲ (۲۴۰ مشاهده)	۲۰۱۳	Talla, J. T
ماهانه	ژانویه ۱۹۸۰ - دسامبر ۱۹۹۲ (۱۵۶ مشاهده)	۱۹۹۹	Kwon, C. S., & Shin, T. S

بررسی مانایی

روش‌ها و آزمون‌های مورد استفاده در سایر تحقیقات انجام شده به منظور بررسی مانایی سری‌های زمانی مورد استفاده در زیر نشان داده شده است.

توضیحات	روش بررسی مانایی	سال	محقق
بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی صورت گرفته است.	Augmented Dickey-Fuller Test and Phillips and Peron Test	۲۰۱۵	Gokmenoglu, K. K., & Fazlollahi, N
بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی	ADF and Phillips and Peron Test (PP)	۲۰۱۴	Toraman, C., & Başarir, Ç
بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی - تمامی متغیرها انباشتگی از مرتبه اول دارند.	The ADF, the Phillips-Perron and DF-GLS tests	۲۰۱۴	Belloumi, M
بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی	Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)	۲۰۱۱	Barbić, T., & Čondić-Jurkić, I
بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی	ADF and Phillips and Peron Test (PP)	۲۰۰۴	Maysami, R. C., Howe, L. C., & Hamzah, M. A
بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی	Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)	۲۰۱۳	Talla, J. T
بررسی مانایی در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی	Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)	۱۹۹۹	Kwon, C. S., & Shin, T. S

مدل بررسی روابط بلندمدت

مدل‌های بررسی وجود روابط بلندمدت و همچنین بررسی روابط علی در هر یک از مطالعات مورد بررسی در جدول زیر ارائه شده است.

محقق	سال	بررسی روابط بلندمدت	بررسی روابط علی
Gokmenoglu, K. K., & Fazlollahi, N	۲۰۱۵	ARDL - cointegration test	Granger causality test
Toraman, C., & Başarir, Ç	۲۰۱۴	Johansen Cointegration test	-
Belloumi, M	۲۰۱۴	ARDL - cointegration test	Granger short-run and long-run causality tests
Barbić, T., & Čondić-Jurkić, I	۲۰۱۱	Johansen Cointegration test	Granger causality test
Maysami, R. C., Howe, L. C., & Hamzah, M. A	۲۰۰۴	Johansen Cointegration test	-
Talla, J. T	۲۰۱۳	Ordinary Least Squared (OLS)	Granger causality test
Kwon, C. S., & Shin, T. S	۱۹۹۹	Johansen Cointegration test	Granger causality test

از مزایای استفاده از روش ARDL در قیاس با روش آزمون Johansen Cointegration می‌توان به عدم نیاز به وجود درجات یکسان انباشتگی در روش ARDL اشاره کرد. درحالی‌که در روش یوهانسون باید تمامی متغیرها انباشته از یک درجه برابر باشند (بلومی، ۲۰۱۴).

نتایج مطالعات صورت گرفته

در جدول زیر مهم‌ترین نتایج به دست آمده از مطالعات مطرح شده ارائه شده است.

محقق	سال	مهم‌ترین نتایج به دست آمده
Gokmenoglu, K. K., & Fazlollahi, N	۲۰۱۵	همه چهار متغیر مورد بررسی روی شاخص S&P500 موثر بوده اما قیمت طلا بیش‌ترین تأثیر را داراست. نتایج نشان می‌دهد شاخص S&P500 با ضریبی مشخص به سطح تعادلی بلندمدت خود همگرا می‌شود.
Toraman, C., & Başarir, Ç	۲۰۱۴	روابط بلندمدت بین نرخ بهره و شاخص بورس استانبول برقرار است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که می‌توان با کنترل نرخ بهره در بلندمدت از بروز بحران در بازار سهام جلوگیری کرد.
Belloumi, M	۲۰۱۴	نتایج 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.
Barbić, T., & Čondić-Jurkić, I	۲۰۱۱	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.
Maysami, R. C., Howe, L. C., & Hamzah, M. A	۲۰۰۴	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.
Talla, J. T	۲۰۱۳	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.
Kwon, C. S., & Shin, T. S	۱۹۹۹	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 تأثیر دارند.

اطلاعات تحقیق

همان‌طور که اشاره شد، هدف مطالعه حاضر بررسی نحوه و میزان روابط بلندمدت بین بازدهی بازارهای موازی و به طور خاص روابط موجود بین بازدهی دارایی‌های جایگزین سهام شامل نفت، ارز و طلا با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ الی ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ و با استفاده از اطلاعات روزانه این متغیرها می‌باشد. در جدول زیر خلاصه آمار توصیفی بازدهی روزانه (درصدی) شاخص کل، قیمت دلار، طلا و نفت در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ نمایش داده شده است.

جدول ۱- خلاصه آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی

شاخص کل (TRI)	دلار (Dollar)	طلا (Gold)	نفت (Oil)
۰.۱۰	۰.۰۵	-۰.۰۳	-۰.۰۹
۰.۰۳	۰.۰۰	۰.۰۰	-۰.۰۶
۳.۵۳	۱۷.۵۶	۴.۰۱	۹.۱۹
-۵.۶۷	-۱۰.۲۲	-۵.۳۵	-۸.۸۵
۰.۷۷	۱.۵۱	۰.۸۱	۱.۵۱
۰.۲۲	۱.۹۹	-۰.۸۸	۰.۲۸
۷.۴۲	۳۰.۸۷	۹.۵۸	۹.۴۷
۹۲۶.۹۴	۳۷۲۵۰.۷۸	۲۱۷۶.۱۴	۱۹۸۴۶۴
۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰
۱۱۲۸	۱۱۲۸	۱۱۲۸	۱۱۲۸
میانگین			
میانه			
بیشینه			
کمینه			
انحراف معیار			
چولگی			
کشیدگی			
آزمون Jurque-Bera			
P-Value J-B			
تعداد مشاهدات			

نتایج استفاده از آزمون جاک-برا نشان می‌دهد بازدهی روزانه هیچ‌یک از متغیرهای مورد بررسی توزیع نرمال ندارند.

بازدهی روزانه متغیرها

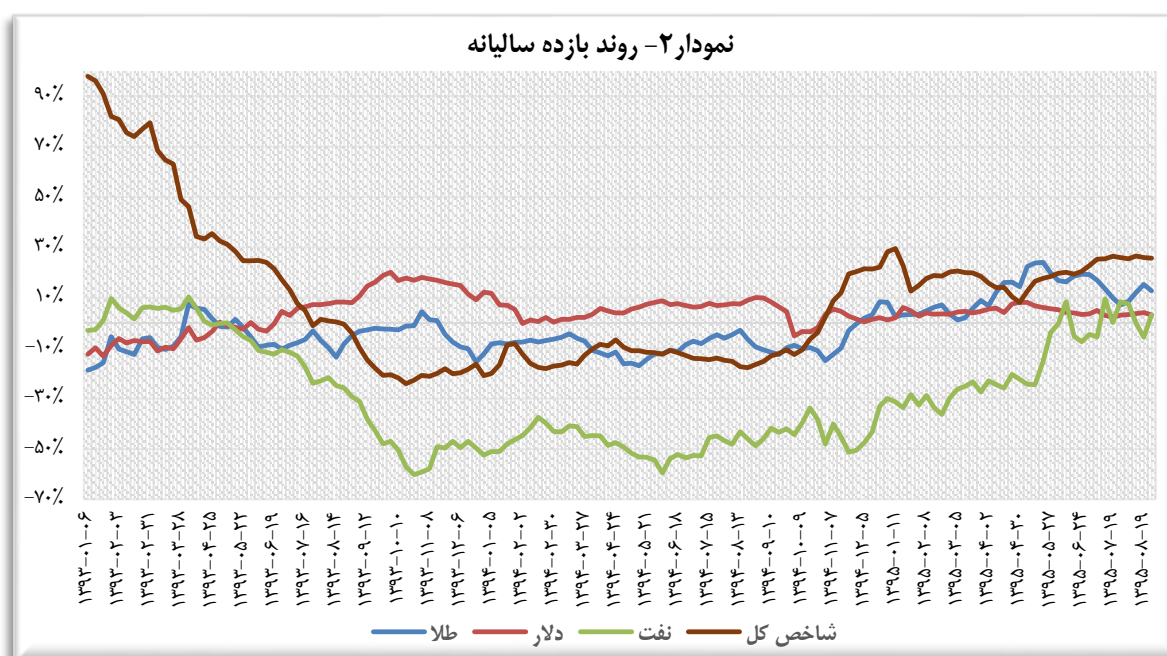
در نمودار (۱- الف تا د) بازدهی روزانه شاخص کل، قیمت نفت، طلا و دلار در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، به طور کلی دامنه نوسان بازدهی دلار و نفت بیشتر از دامنه نوسان بازدهی شاخص کل و طلا می‌باشد. با توجه به نمودار (۱- ب) واریانس بازدهی دلار از مهرماه ۱۳۹۲ با کاهش چشمگیری روبرو بوده است. در نمودار (۱- ج) نیز مشاهده می‌شود نوسانات بازدهی نفت از مهرماه ۱۳۹۳ به بعد افزایش قابل توجهی 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 ۱۳۹۵/۰۸/۳۰



روند بازدهی سالانه

در نمودار (۲) روند بازدهی سالانه چهار شاخص مورد بررسی در بازه زمانی ۱۳۹۳/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ نشان داده شده است. در نمودار، روند بازدهی شاخص کل و روند بازدهی نفت، دلار و طلا قابل توجه است.



همبستگی^۱ بین متغیرها

ضریب همبستگی بین بازده روزانه چهار متغیر مورد بررسی در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ 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	طلا	نفت
نفت	۰.۰۲۹	۰.۰۳۹	۰.۰۶۱	۱
طلا	۰.۰۱۴	۰.۰۳۸	۱	
دلار	-۰.۰۴۲	۱		
شاخص کل	۱			

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 مدل‌سازی 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.

$$TRI = f(Oil, Gold, Dollar)$$

$$Oil = f(TRI, Gold, Dollar)$$

$$Gold = f(Oil, TRI, Dollar)$$

$$Dollar = f(Oil, Gold, TRI)$$

مانایی^۲ و آزمون ریشه واحد^۳

سری‌های زمانی، یکی از مهم‌ترین داده‌های 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، آزمون‌های آماری که اساس آن‌ها بر پایه F ، t ، χ^2 و ... بنا شده است، مورد تردید قرار می‌گیرد (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 پژوهش‌ها معمولاً حالت ضعیف بررسی می‌شود. اگر تمامی گشتاورها^۴ 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 معمولی‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص مانایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. آزمون‌های ریشه واحد به لحاظ قدرت و اندازه انواع گوناگونی دارند. یکی از سودمندترین آزمون‌ها در زمینه

¹ Correlation

² Stationary

³ Unit root test

⁴ Moments

مانایی آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۵ (ADF) است. فرض کنید سری y_t بر اساس ساده‌ترین شکل خود، یک مدل خود رگرسیونی از درجه اول است؛ یعنی:

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

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

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

$$H_0: \alpha = 1$$

$$H_1: |\alpha| < 1$$

هم‌انباشتگی^۶ و مدل‌های تصحیح خطا

در روش 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^۷ (ECM) برای حصول به تعادل بلندمدت وجود داشته باشد چرا که (ECM) چگونگی تعدیل متغیرهای دستگاه را در کوتاه مدت (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).

خودرگرسیونی برداری^۸ (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:

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

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

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 بیان شده یک الگوی خودرگرسیونی برداری (VAR) مرتبه اول را تشکیل می‌دهند؛ چرا که حداکثر وقفه‌های وارد شده در این معادلات، یک وقفه می‌باشد.

^۵ Augmented Dicky Fuller

^۶ Cointegration

^۷ Error Correction Model

^۸ Vector Auto Regression

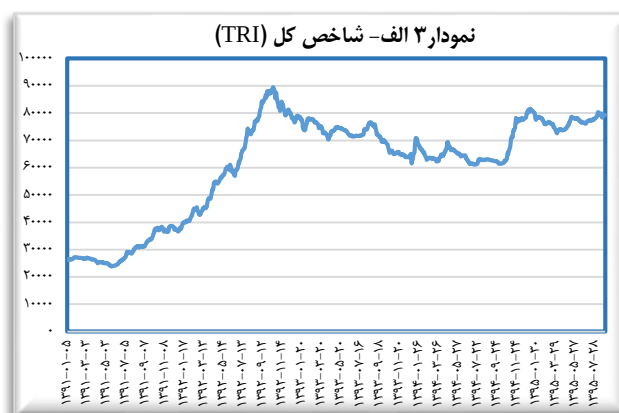
ساختار سیستم فوق به گونه‌ای است که در آن امکان تأثیرگذاری هر یک از دو متغیر بر دیگری فراهم است. به عنوان مثال ضریب b_{12} نشان‌دهنده تأثیر یک واحد تغییر در Z_t بر y_t می‌باشد و γ_{12} تأثیر یک واحد تغییر در Z_{t-1} بر y_t را نشان می‌دهد. نکته قابل توجه این است که، ε_{y_t} و ε_{z_t} اجزای اختلال خالص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

یافته‌های پژوهش

در 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 طلا با استفاده از آزمون دیکی 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، طلا و نفت در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ الی ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تمامی چهار نمودار دارای روند بوده و طبیعتاً در سطح نامانا می‌باشند.

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.

نمودار ۳- روند متغیرهای مورد بررسی در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۵/۰۸/۳۰



جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول

آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در تفاضل مرتبه اول			
متغیرها	احتمال (P-value)	مقدار آماره	مقادیر بحرانی
			۱٪ ۵٪
شاخص کل (TRI)	۰,۰۰	-۱۴,۶۸	-۳,۴۴ -۲,۸۶
نفت خام اوپک (Oil)	۰,۰۰	-۱۷,۵۴	-۳,۴۴ -۲,۸۶
طلا (Gold)	۰,۰۰	-۲۶,۹۶	-۳,۴۴ -۲,۸۶
دلار (Dollar)	۰,۰۰	-۳۲,۸۳	-۳,۴۴ -۲,۸۶

در ادامه به منظور بررسی وجود روابط هم‌انباشتگی بین شاخص کل (متغیر وابسته) و قیمت نفت، دلار و طلا (متغیرهای مستقل) از آزمون‌های هم‌انباشتگی استفاده می‌کنیم. روش‌های متعددی برای آزمون هم‌انباشتگی وجود دارد که از این بین می‌توان به روش انگل-گرنجر (۱۹۸۷) و روش یوهانسون (۱۹۸۸) اشاره کرد. در این پژوهش از آزمون یوهانسون^۹ 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	۰,۷۳۶	۲۹,۶۷	۴۷,۸۶	۰,۰۱۱
حداقل یک رابطه	۰,۵۹۲	۱۷,۶۵	۲۹,۸۰	۰,۰۰۹
حداقل دو رابطه	۰,۵۲۷	۷,۴۴	۱۵,۴۹	۰,۰۰۵
حداقل سه رابطه	۰,۱۹۴	۱,۶۹	۳,۸۴	۰,۰۰۲

همان‌طور که مشاهده می‌شود هیچ‌گونه رابطه هم‌انباشتگی بین شاخص کل و متغیرهای مستقل 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 می‌کنیم.

با توجه به اطلاعات بازدهی متغیرهای مورد بررسی در یک دوره ثابت چهار 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

^۹ Johansen Cointegration Test

خودرگرسیون برداری (VAR) به منظور بررسی تأثیر چهار متغیر مورد نظر بر روی یکدیگر در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۸/۳۰ الی ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ نمایش داده شده است.

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

DOLLAR	GOLD	OIL	TRI		
-۰.۰۰۷۲	-۰.۰۱۲۸	-۰.۰۱۹۴	۰.۳۲۲۵	ضریب تأثیر	TRI(-1)
۰.۰۴۴۴	۰.۰۳۳۷	۰.۰۶۲۳	۰.۰۳۰۵	خطای استاندارد	
-۰.۱۶۱۴	-۰.۳۸۰۶	-۰.۳۱۱۸	۱۰.۵۵۷	مقدار آماره t	
-۰.۰۰۶۰	۰.۰۰۷۶	۰.۲۶۱۰	۰.۰۲۶۸	ضریب تأثیر	OIL(-1)
۰.۰۲۲۵	۰.۰۱۷۱	۰.۰۳۱۶	۰.۰۱۵۴	خطای استاندارد	
-۰.۲۶۸۱	۰.۴۴۵۹	۸.۲۶۹۱	۱.۷۴۲۱	مقدار آماره t	
۰.۰۱۷۰	۰.۱۸۰۷	۰.۰۲۲۴	-۰.۰۰۰۵	ضریب تأثیر	GOLD(-1)
۰.۰۴۱۹	۰.۰۳۱۸	۰.۰۵۸۸	۰.۰۲۸۸	خطای استاندارد	
۰.۴۰۶۰	۵۶۸۴۶	۰.۳۸۰۷	-۰.۰۱۵۶	مقدار آماره t	
-۰.۰۲۲۰	۰.۰۰۴۷	-۰.۰۱۵۸	۰.۰۲۸۷	ضریب تأثیر	DOLLAR(-1)
۰.۰۳۲۲	۰.۰۲۴۴	۰.۰۴۵۱	۰.۰۲۲۱	خطای استاندارد	
-۰.۶۸۴۳	۰.۱۹۴۳	-۰.۳۵۰۳	۱.۲۵۶۱	مقدار آماره t	
۰.۰۲۸۳	-۰.۰۲۸۱	-۰.۰۶۰۷	۰.۰۶۷۲	ضریب تأثیر	C
۰.۰۳۵۳	۰.۰۲۶۷	۰.۰۴۹۵	۰.۰۲۴۲	خطای استاندارد	
۰.۸۰۱۲	-۱.۰۵۱۱	-۱.۲۲۷۰	۲.۷۹۱۷	مقدار آماره t	

به عنوان نمونه، رابطه زیر ضرایب مدل خودرگرسیونی برداری (VAR) را برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱/۰۸/۳۰ تا ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ نشان می‌دهد.

$$TRI = 0.3225*TRI(-1) + 0.0268*OIL(-1) - 0.0005*GOLD(-1) + 0.0287*DOLLAR(-1) + 0.0672$$

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

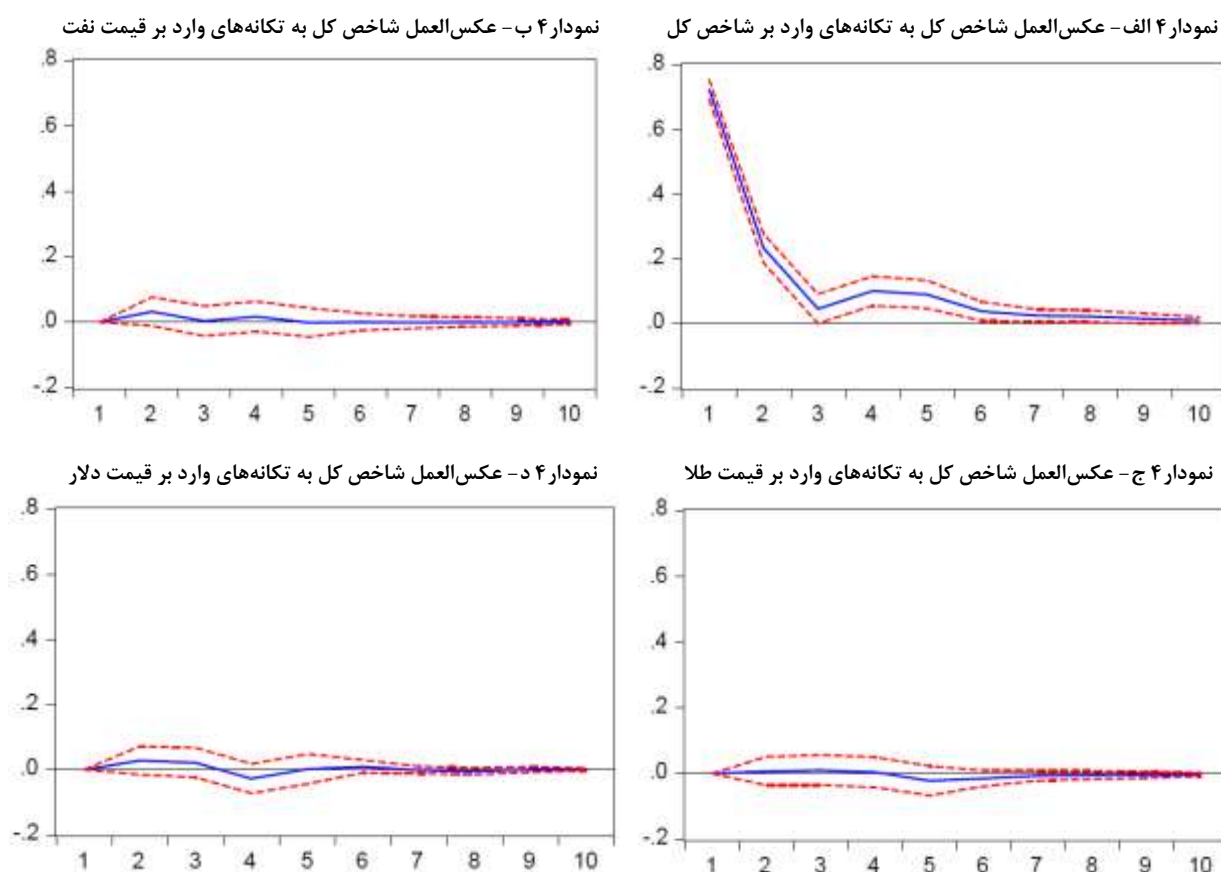
توابع عکس‌العمل آنی^{۱۰} (ضربه و پاسخ)

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. نمودارهای (۴-الف تا د) واکنش شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را نسبت به یک تکانه در شاخص کل و سایر متغیرها طی ۱۰ روز نشان می‌دهد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در نمودار (۴-الف) اثر شوک‌های شاخص کل در طول ۶ روز بر روی آن باقی می‌ماند. از طرفی در نمودارهای (۴-ب تا د) شوک‌های سایر متغیرها بر روی شاخص کل اغلب در دو یا سه روز به صورت کم مؤثر هستند.

نمودار ۴- توابع عکس‌العمل آنی برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

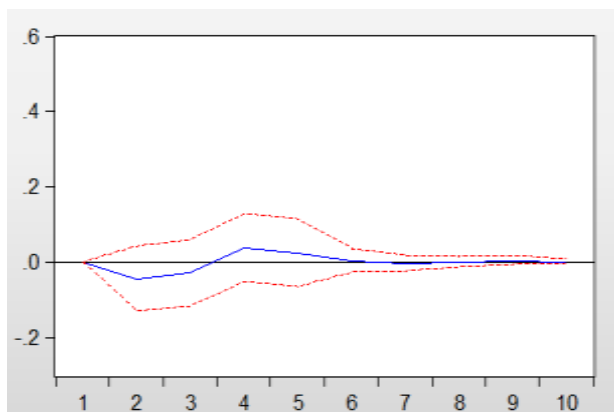


^{۱۰} Impulse Response Function

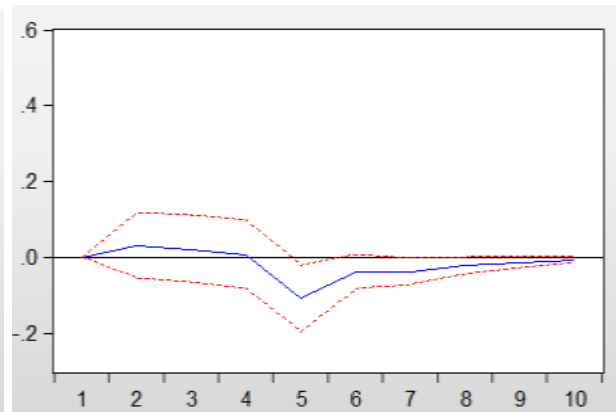
همان‌طور که می‌دانیم، یکی از مسائل بسیار قابل‌توجه در عرصه بازارهای مالی، رابطه تنگاتنگ قیمت دارایی‌های اساسی مانند نفت، طلا، ارز و مسکن با یکدیگر است. به طوری که به منظور تحلیل اقتصادی در بازار، نمی‌توان تنها به اخبار و اطلاعات مربوط به یک کالا یا ارز بسنده کرد، بلکه باید اطلاعات جامعی از تمام کالاها یا لافل از تعداد قابل توجهی از آن‌ها را گردآوری و تحلیل کرد تا به نتیجه‌ای مطلوب رسید. در ادامه و در نمودارهای (۵) و (۶)، به ترتیب عکس‌العمل قیمت نفت و دلار نسبت به یک تکانه به ترتیب در قیمت طلا و دلار و همچنین قیمت نفت و طلا طی ۱۰ روز نشان داده شده است.

نمودار (۵-الف) نشان می‌دهد اثر شوک قیمت در طلا تا حدود ۷ روز بعد بر قیمت نفت تأثیر دارد. همچنین بر اساس نمودار (۵-ب) اثر شوک در قیمت دلار به صورت کم و تا ۵ روز بعد بر روی نفت تأثیر دارد.

نمودار ۵-ب- عکس‌العمل نفت به تکانه‌های وارد بر قیمت دلار

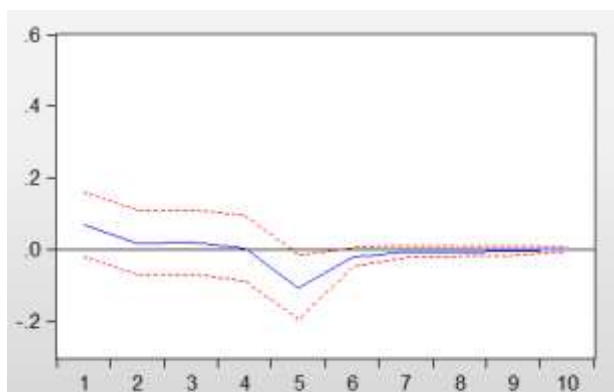


نمودار ۵-الف- عکس‌العمل نفت به تکانه‌های وارد بر قیمت طلا

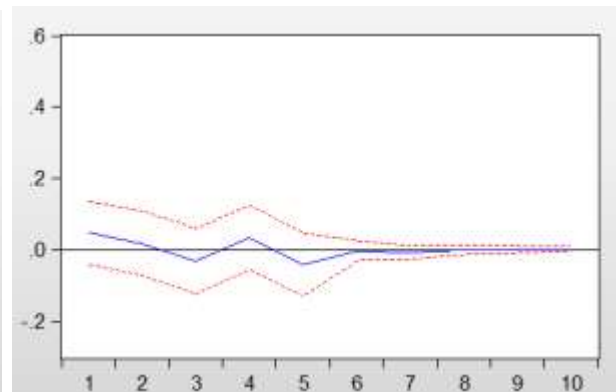


از نظر بسیاری از اقتصاددانان، قوی‌ترین توجیه برای رابطه بین دلار و نفت از مسیر قیمت نفت به دلار - و نه برعکس - می‌گذرد. همان‌طور که در نمودار (۶-الف) مشاهده می‌شود، اثر شوک قیمت نفت تا ۵ روز بعد بر قیمت دلار مؤثر است. همچنین با توجه به نمودار (۶-ب) اثر شوک قیمت طلا بر روی قیمت دلار ابتدا به صورت کم و پس از ۴ روز اثر آن تشدید شده است.

نمودار ۶-ب- عکس‌العمل دلار به تکانه‌های وارد بر قیمت طلا



نمودار ۶-الف- عکس‌العمل دلار به تکانه‌های وارد بر قیمت نفت

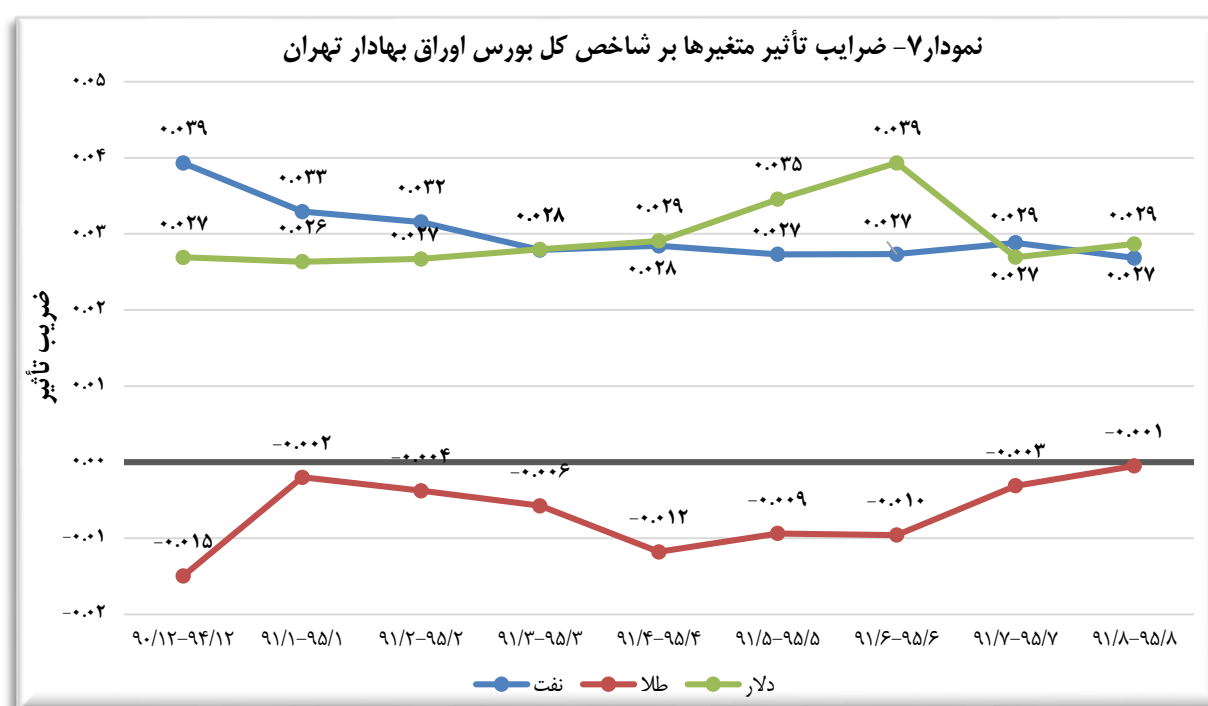


در ادامه و در جدول (۶) ضرایب تأثیر هر یک از متغیرهای مورد بررسی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)، بر تغییرات شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران (TRI) طی هشت ماهه نخست ۱۳۹۵ نشان داده شده است.

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

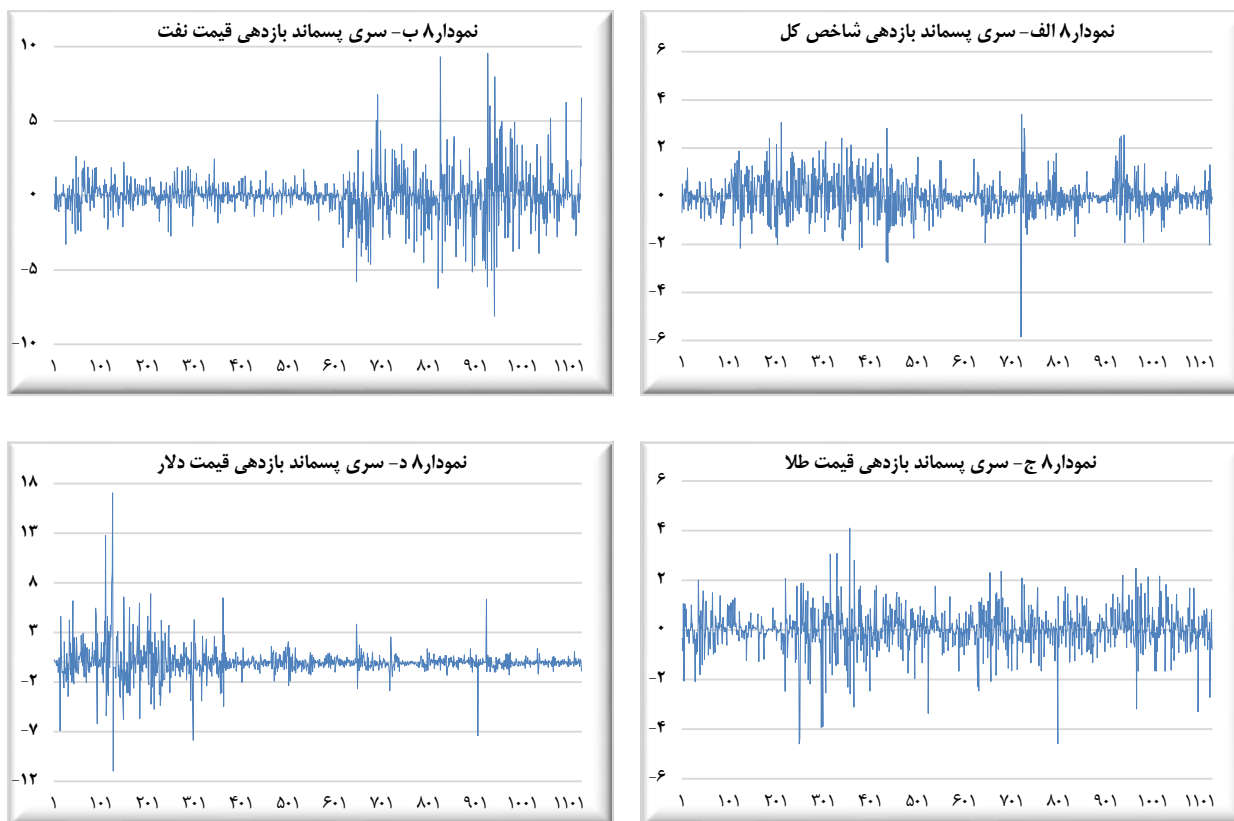
بازه زمانی	شاخص کل (TRI)	نفت خام (Oil)	طلا (Gold)	دلار (Dollar)
۹۰/۱۲-۹۴/۱۲	۰.۳۳۵	۰.۰۳۹	-۰.۰۱۵	۰.۰۲۷
۹۱/۱-۹۵/۱	۰.۳۳۴	۰.۰۳۳	-۰.۰۰۲	۰.۰۲۶
۹۱/۲-۹۵/۲	۰.۳۳۴	۰.۰۳۲	-۰.۰۰۴	۰.۰۲۷
۹۱/۳-۹۵/۳	۰.۳۳۵	۰.۰۲۸	-۰.۰۰۶	۰.۰۲۸
۹۱/۴-۹۵/۴	۰.۳۲۹	۰.۰۲۸	-۰.۰۱۲	۰.۰۲۹
۹۱/۵-۹۵/۵	۰.۳۲۶	۰.۰۲۷	-۰.۰۰۹	۰.۰۳۵
۹۱/۶-۹۵/۶	۰.۳۲۸	۰.۰۲۷	-۰.۰۱۰	۰.۰۳۹
۹۱/۷-۹۵/۷	۰.۳۲۱	۰.۰۲۹	-۰.۰۰۳	۰.۰۲۷
۹۱/۸-۹۵/۸	۰.۳۲۳	۰.۰۲۷	-۰.۰۰۱	۰.۰۲۹

به منظور درک بهتر از روند تغییرات ضرایب متغیرها در طول زمان در نمودار (۷) مقدار و روند ضرایب تأثیر هر یک از متغیرهای مورد بررسی بر تغییرات شاخص کل طی هشت ماهه نخست ۱۳۹۵ نشان داده شده است.



با توجه به روند ضرایب مشاهده می‌شود در ابتدای دوره (اسفندماه ۹۴ و فروردین‌ماه ۱۳۹۵) تغییرات نفت اثر بیشتری بر تغییرات شاخص کل نسبت به دلار و طلا داشته است اما در طی ماه‌های مرداد و شهریورماه ۱۳۹۵ تأثیر دلار قابل‌ملاحظه‌تر است که از جمله دلایل آن می‌توان به مطرح‌شدن بحث تک نرخی شدن ارز در اوایل مردادماه ۱۳۹۵ و همچنین کاهش ۴ درصدی قیمت جهانی نفت در اواخر تیرماه ۱۳۹۵ اشاره کرد.

در ادامه به منظور بررسی وجود ناهمسانی واریانس، سری‌های پسماند^{۱۱} مدل مورد بررسی قرار گرفتند. همان‌طور که در نمودارهای (۸- الف تا د) مشاهده می‌شود، سری‌های پسماند حاصل از متغیرهای مورد بررسی در مدل، به احتمال قوی دارای ناهمسانی واریانس هستند.



در این پژوهش به منظور آزمون وجود ناهمسانی واریانس در سری‌های پسماند متغیرها، از آزمون آرچ انگل (Engle's Test ARCH) و همچنین بررسی توابع خودهمبستگی^{۱۲} (ACF) و خودهمبستگی جزئی^{۱۳} (PACF) مجذور سری‌های پسماند استفاده شده است. نتایج آزمون آرچ انگل برای بررسی اثر ناهمسانی واریانس در سری‌های 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	۷۶,۱۷	۵,۹۹
سری پسماند بازدهی قیمت نفت	۰,۰۰	۳۸,۸۷	۵,۹۹
سری پسماند بازدهی قیمت طلا	۰,۰۰	۵۳,۵۸	۵,۹۹
سری پسماند بازدهی قیمت دلار	۰,۰۰	۲۴۶,۸۸	۵,۹۹

^{۱۱} Residuals

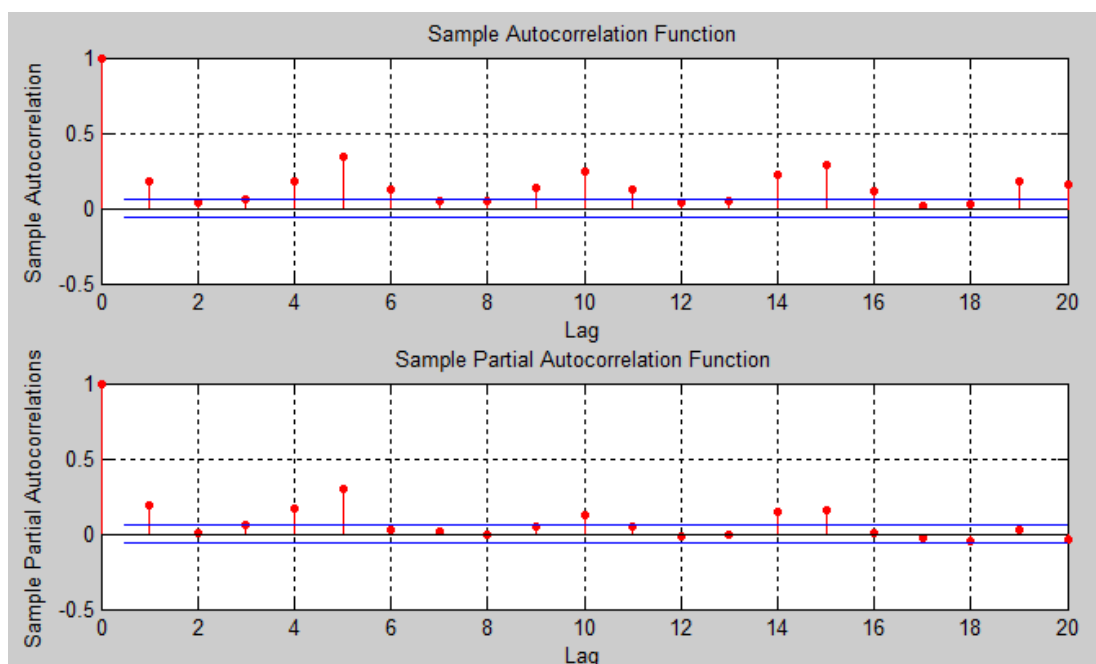
^{۱۲} Autocorrelation Function

^{۱۳} 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 وجود ناهمسانی واریانس و اثر گارچ در سری‌های پسماند می‌باشد. برای نمونه نمودار (۹) توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) مجذور سری پسماند بازدهی قیمت نفت را نشان می‌دهد.

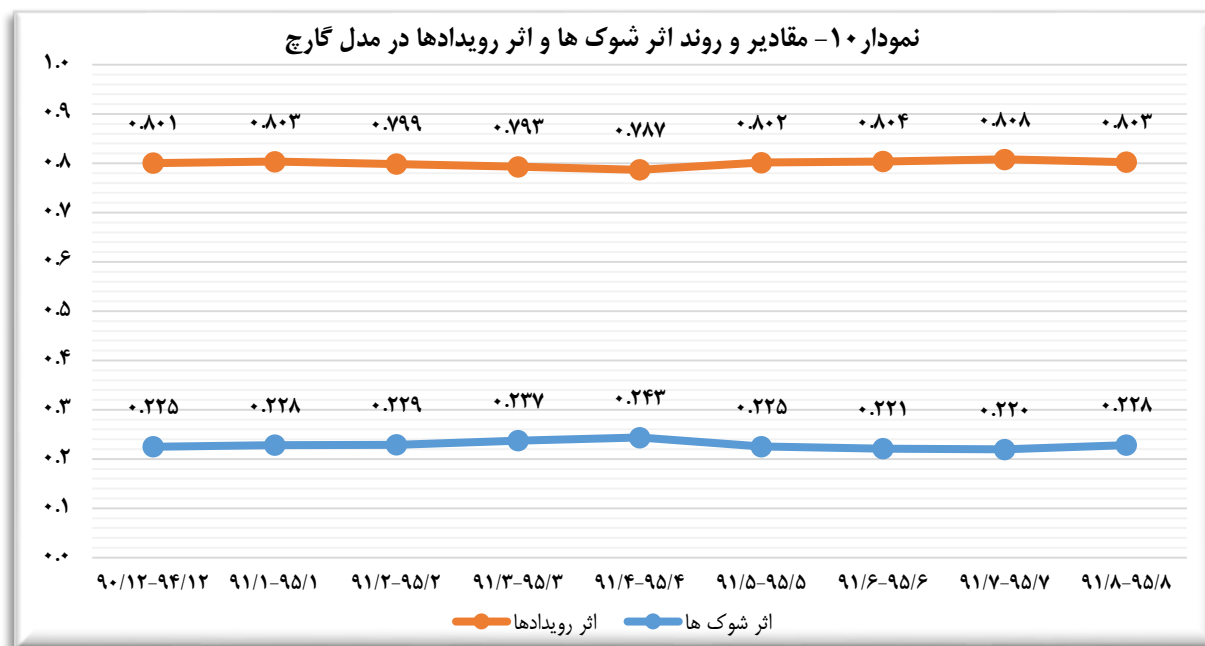
نمودار ۹- توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) مجذور سری پسماند بازدهی قیمت نفت



همان‌طور که در دو نمودار فوق مشاهده می‌شود، مجذور سری پسماند بازدهی قیمت نفت همبستگی و همبستگی جزئی چشمگیری با وقفه‌های قبلی خود دارد که این به معنای وجود ناهمسانی واریانس در این سری می‌باشد. 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 ۱۳۹۱/۰۸/۳۰ تا ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ را نشان می‌دهد.

$$\text{VARIANCE} = 0.0089 + 0.2285 * \text{RESID}(-1)^2 + 0.8026 * \text{VARIANCE}(-1)$$

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^{۱۴} هستند، در برازش مدل گارچ از توزیع خطای تعمیم یافته^{۱۵} (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 (۱۰) مقادیر و روند اثر شوک‌ها و اثر رویدادها در مدل گارچ در طی هشت ماهه نخست ۱۳۹۵ نمایش داده شده است. هر زمان اثر شوک‌ها کاهش می‌یابد اثر رویدادهای گذشته بیشتر می‌شود.



^{۱۴} Fat Tail

^{۱۵} Generalized Error Distribution

نتیجه گیری

ارتباط بین بازارهای مالی و کالایی با یکدیگر، یکی از مهم‌ترین موضوعات چالشی برای سرمایه‌گذاران و نهادهای نظارتی محسوب می‌شود. نوسانات در یک بازار می‌تواند تأثیرات چشمگیری بر روی بازارهای دیگر داشته باشد. هدف اصلی این پژوهش بررسی نحوه و میزان تأثیر و ارتباط بین بازارهای موازی بر یکدیگر و به طور خاص بر بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت سهام و تجزیه و تحلیل رفتار قیمتی سهام در مقابل این عوامل، می‌تواند به بهبود رونق بازار سرمایه کمک شایانی کرده و در ارزیابی بهتر بورس اوراق بهادار و بهبود و کنترل عملکرد آن مؤثر واقع شود که این امر نیز به نوبه خود می‌تواند بخش عمده‌ای از نیاز سرمایه‌گذاران و سهامداران را برآورده کند.

مطالعه حاضر نحوه و میزان روابط بلندمدت موجود بین بازدهی دارایی‌های جایگزین سهام شامل نفت، ارز و طلا را با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۱/۰۱/۰۱ الی ۱۳۹۵/۰۸/۳۰ و با استفاده از اطلاعات روزانه مورد بررسی و آزمون قرار داده 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 از آن به دلار، نفت و طلا وابسته است. در مورد طلا بیشتر به تغییرات خود در روز کاری قبل و بعد به نفت و دلار وابسته است. دلار نیز بیشتر به تغییرات خود در روز کاری قبل و بعد به طلا و نفت 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 یا سه روز به صورت کم مؤثر هستند.

در بررسی روند ضرایب تأثیر متغیرهای نفت، طلا و دلار بر روی شاخص کل در هشت ماه نخست سال ۱۳۹۵ مشاهده شد در ابتدای دوره (اسفندماه ۹۴ و فروردین‌ماه ۹۵) تغییرات نفت اثر بیشتری بر تغییرات شاخص کل نسبت به دلار و طلا داشته است اما در طی ماه‌های مرداد و شهریور ۹۵ تأثیر دلار قابل‌ملاحظه‌تر است.

منابع

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. رضاقلی‌زاده، م.، یآوری، 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.
6. 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.
7. 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*.
8. 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.
9. 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.
10. Kwon, C. S., & Shin, T. S. (1999). Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. *Global Finance Journal*, 10(1), 71-81.
11. 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.
12. Sharpe, W, F. (1995). *Investments*. Prentice Hall, Inc.
13. Talla, J. T. (2013). Impact of Macroeconomic Variables on the Stock Market Prices of the Stockholm Stock Exchange (OMXS30). *Jonkoping International Business School*.
14. 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.