دومین کنفرانس بین المللی مدیریت و صنعت
۸ بهمن ۱۴۰۰ - تفلیس / گرجستان
2nd International Conference in Management & Industry
28 January 2022 - Georgia

بررسی و تحلیل سرایت مالی و انتقال شوک ها در بورس اوراق بهادار تهراناز عملکرد ۹ بورس منتخب جهان با روش گارچ چند متغیره

بابک وطنی
دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت کسب و کار (MBA) موسسه آموزش عالی نبی اکرم، تبریز، ایران.
Electron.babak@gmail.com

چکیده

در پژوهش حاضر به بررسی و تحلیل سرایت و همبستگی مالی بازارهای سهام پرداخته شده‌است. در این پژوهش پس از برآورد آزمون مانایی داده‌ها، آزمون نرمالیتی باقیمانده‌ها، آزمون مربوط به خودهمبستگی موسوم به LM-Test و آزمون‌های ناهمسانی ARCH و White در گام بعدی با استفاده از مدل گارچ برداری یکی از مدل‌های خودرگرسیونی مشروط بر ناهمسانی واریانس‌های تعمیم یافته چندمتغیره موسوم به MGARCH، به بررسی و تحلیل تعاملات بین بازار بورس تهران و نه بازار بورس عضو فدراسیون جهانی بورس (WFE) به اسامی: بورس‌های لندن، شانگهای، پاریس، فرانکفورت، کراچی، بمبئی، اندونزی، تایوان و برزیل پرداخته شده‌است. نتایج حاصل از این پژوهش با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب برآورده شده بیانگر این است که عمده تاثیر بر عملکرد بورس‌ها ناشی از نوسانات و تلاطمات گذشته خود آن بورس‌ها می‌باشد و در گام بعدی با توجه به ضرایب به‌دست آمده و سطح معنی‌داری آن‌ها نشان داد رابطه متقابل و نامتقارن بین بورس تهران و لندن وجود دارد ولی با توجه به ضرایب مربوطه مشاهده شد که در مقابل تاثیر بسیار اندک بورس تهران بر لندن، سرریز نوسانات و تلاطمات از سوی بورس لندن بر تهران غالب است و بورس تهران از نوسانات و تلاطمات بورس لندن اثر می‌پذیرد، در مورد تعامل بورس‌های پاریس، فرانکفورت، بمبئی، تایوان و برزیل در مقابل بورس تهران فرضیه سرریز نوسانات و تلاطمات از سوی این بورس‌ها بر بورس تهران تائید و در مقابل فرضیه تاثیر بورس تهران بر آن‌ها با توجه به سطح معنی‌داری ضریب مربوطه رد شد، البته ضرایب مربوط نسبت به بورس لندن به مراتب کوچک‌تر و اثرگذاری آن‌ها کمتر از بورس لندن می‌باشد، همچنین در مورد بورس‌های شانگهای، کراچی و اندونزی در تعامل با بورس تهران بدلیل عدم معنی‌داری ضرایب مربوطه فرضیه تاثیر متقابل و سرریز نوسانات و تلاطمات از هر دو سو رد شد.

واژگان کلیدی: سرریز نوسانات، انتقال شوک، سرایت مالی، گارچ چند متغیره، بورس اوراق بهادار

مقدمه

بورس اوراق بهادار یک بازار شکل گرفته از سرمایه است که در آن سهام شرکت‌های خصوصی و دولتی طبق قوانین و مقررات تعیین شده توسط آن سازمان خرید و فروش می‌شود و از سوی دیگر محلی برای جمع‌آوری سرمایه و نقدینگی بخش خصوصی به‌منظور اجرا پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت است و همچنین محلی است برای مردم که وجوه مازاد خود را برای جذب سود و جلوگیری از افت ارزش پولی خود در شرکت‌ها سرمایه گذاری کنند. در دنیای کنونی بازار بورس اوراق بهادار یکی

www.SID.ir

از اساسی‌ترین و تاثیرگذارترین عناصر اقتصادی یک کشور محسوب می‌شود و توسعه‌یافتگی بورس به‌عنوان شاخص توسعه‌یافتگی کشورها تلقی می‌شود. از سوی دیگر روند جهانی شدن و ادغام اقتصادهای ملی در سطح بین‌الملل و همچنین گشترش تحرک آزاد سرمایه موجب رشد هم‌پیوندی و همبستگی متقابل اقتصادها و بازارها در سطح جهانی شده‌است، بدین جهت آگاهی از چگونگی تاثیر بازارها بر یکدیگر کمک شایانی به داشتن اقتصادی پویا با شاخص‌های مطلوب می‌کند، در همین راستا، هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل تاثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از بورس‌های منتخب جهان می‌باشد.

بیان مساله:

امروزه بورس اوراق بهادار یکی از مهمترین ارکان تامین منابع مالی در بازار سرمایه کشورهاست و توسعه‌ی ارتباط بورس‌های داخلی با سایر بورس‌های دنیا زمینه‌ساز دستیابی به فرصت‌های زیادی در این زمینه است، ازجمله اینکه بازارهای مالی دنیا این فرصت را برای شرکت‌های کوچک و ناشناخته فراهم می‌آورد تا ضمن معرفی خود، با عرضه مستقیم سهام، منابع مالی مورد نیاز در راستای رشد شرکت را فراهم آورند. اما در عین حال جهانی شدن یکی از واقعیت‌های اجتناب‌ناپذیر دنیای کنونی است و یکی از مهمترین ویژگی‌های جهانی شدن، افزایش وابستگی متقابل بازارهای مالی جهان است. جهانی شدن اقتصاد به معنی، گشوده شدن مرزها، توسعه‌ی تجارت و سرعت بخشیدن به تحولات تکنولوژیکی است. در جهان امروز هیچ کشوری نمی‌تواند در انزوای اقتصادی دوام بیاورد و تمام جنبه‌های زندگی اقتصادی یک کشور با اقتصاد سایر کشورها ارتباط پیدا می‌کند. بین‌المللی شدن بازارهای مالی و بازارهای کالا، همراه با دسترسی وسیع و سریع به اطلاعات، باعث شده‌است که آنچه در یک کشور به‌ویژه یک کشور بزرگ روی می‌دهد به سرعت و با شدت در کشورهای دیگر احساس شود.

هدف بازار بورس تامین منابع مالی برای فعالیت‌های بخش مولد اقتصاد یک کشور است، بورس اوراق بهادار تهران از نظر حجم و ارزش معاملات، تعداد شرکت‌های فعال در آن و میزان بازدهی در طی سال‌های گذشته رشد چشمگیری داشته‌است، اما داده‌های مربوط به بورس تهران نشان می‌دهد که این بازار دچار نوسانات و تلاطم زیادی بوده وهمچنین در مواجهه با شوک‌ها واکنش شدید از خود نشان داده‌است، این امر می‌تواند در بلندمدت تاثیر منفی بر رونق بورس تهران داشته باشد، لازم به ذکر است به‌دلیل ارتباط میان ریسک و بازده، سبب می‌شود که ریسک این بازار مالی(بورس تهران) قابل توجه باشد که این امر نیز مانعی برای ورود سرمایه‌گذاران به بورس تهران است. در این پژوهش بورس‌های منتخب جهان با بورس اوراق بهادار تهران مقایسه و تحلیل شده‌اند تا میزان تاثیرپذیری و یا تاثیرگذاری هر بورس بصورت جداگانه مشخص شود تا بتوان ریسک و بازده مورد انتظار را، در اثر تلاطم در یک بورس بر بورس تهران را مورد بررسی قرار داد. در نهایت پژوهش حاضر سعی دارد تا نگرشی نسبت به ماهیت تعاملات بین بازارهای سهام کشور های ایران، چین، انگلستان، فرانسه، هند، برزیل، پاکستان، اندونزی، تایوان و ترکیه ایجاد کند.

اهمیت و ضرورت تحقیق:

در بازار سرمایه نوسانات گسترده موجب ورود و خروج انبوهی از سرمایه می‌گردد، تحمل این جریان سرمایه، نه تنها برای اقتصادهای توسعه یافته که از ساختار منظم و مستحکم‌تری برخوردار هستند، دشوار به‌نظر می‌رسد، در کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته تاثیر و عمق بیشتری دارد بدین منظور آگاهی و پیش بینی این نوسانات و شوک‌های مالی می‌تواند کمک شایانی در راستای برنامه‌ریزی و مدیریت سرمایه نماید. پژوهش حاظر با بررسی و تحلیل روابط و تعاملات مابین بازارهای سهام مذکور درصدد کاهش ریسک سرمایه‌گذاری می‌باشد و می‌تواند تا حدودی به فعالان بازار سرمایه(کارگزاران، بانک‌ها و ...) کمک نماید تا در مقابل شوک‌های بازارهای بین‌الملل عملکرد مناسبی را از خود نشان دهند و راه سرمایه‌گذار را در تحلیل شرایط آتی بازار سهام هموار سازد.

www.SID.ir

هدف پژوهش:

عملکرد بورس اوراق بهادار تهران در مواجهه با تلاطم‌های بورس‌های منتخب جهان

قلمرو پژوهش (موضوعی، زمانی و مکانی):

قلمرو موضوعی پژوهش حاضر، مربوط به عملکرد (ریسک و بازده) بورس اورق بهادار تهران در مقابل تاثیر بورس‌های منتخب جهان است
قلمرو زمانی پژوهش حاضر، دوره زمانی اول ژانویه ۲۰۰۹ تا اول ژانویه ۲۰۱۹ را شامل می شود.
قلمرو مکانی این پژوهش شامل بورس اوراق بهادار تهران و ۹ بورس منتخب از نقاط مختلف جهان به شرح زیر است:
بورس‌های فرانکفورت، شانگهای، بمبئی، لندن، پاریس، تایوان، تایلند، برزیل، کراچی

پیشینه تحقیق:

انگل در سال ۲۰۰۱، مدل همبستگی پویای شرطی (DCC) را ارائه داد. وی همبستگی میان شاخص سهام داوجونز و شاخص ترکیبی نزدک برای ۱۰ سال داده های روزانه و نیز همبستگی بین سهام و اوراق قرضه و نرخ ارز را محاسبه کرد. انگل دریافت که ویژگی خاص مدل های DCC این است که در پیش بینی نوسان مدل های تک متغیره و چند متغیره با یکدیگر سازگارند. یعنی هنگامی که یک متغیر جدید به سیستم اضافه می شود پیش بینی نوسان دارایی ها تغییر نخواهد کرد و همبستگی ها ثابت خواهد ماند (Engle, 2001).

کودرس و پرتسکار (۲۰۰۲)، یک مدل بر اساس انتظارات عقلائی با توجه به دارایی های چندگانه را برای توضیح سرایت در بازار های مالی بکار گرفتند، نتایج حاصله نشان دهنده این بود که توسعه سرایت تلاطم به حساسیت بازار به فاکتور های ریسک شدید اقتصادی و اطلاعات نا متقارن میان بازار ها بستگی دارد(kodres and Pritsker, 2002).

سامیر کامات نیز در تز دکتری خود در مدرسه علوم تجاری دانشگاه آلاباما در رساله اول کاربرد نظریه بازی ها در امور مالی را مورد بررسی قرار داده و در رساله دوم بر روی پیش بینی تلاطم بازار های مالی تمرکز نموده است، کامات نیز در رساله دوم همانند ابنس مدلسازی و پیش بینی تلاطم شاخص میانگین داوجونز(DJIA) را مورد بررسی قرار داد و نتیجه تحقیق او بیانگر برتری مدل های شرطی طبقه ARCH و GARCH به سایر مدل های استوکاستیک بوده است.(Kamat,2003).

مگنوس و فوسو، تلاطم بازار بورس غنا را با استفاده از مدل های طبقه GARCH شامل: GARCH(1,1) ، EGARCH(1,1) ، TGARCH(1,1) مدل بندی و پیش بینی نمودند. تلاطم شاخص دیتا بنک در طی یک دوره ۱۰ ساله مورد آزمون واقع شد. نتایج نشانگر این بود که فرضیه گام تصادفی در موررد تلاطم رد شد و مدل GARCH(1,1) ، مدلی بود که در مقایسه با سایر مدل های تحقیق بهترین پیش بینی را از تلاطم شاخص دیتا بانک بورس سهام غنا حاصل نمود.(Frimpong et al, 2006).

مک میلیان و اسپیژت پیش بینی تلاطم را با کاربرد آن در مدیریت ریسک مالی مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. این دو توانایی مدل های تاریخی تلاطم را در مقایسه با مدل های شرطی طبقه ARCH در تدارک پیش بینی صحیح از تلاطم جهت

www.SID.ir

استفاده در محاسبه و برآورد ارزش در معرض ریسک و نسبت مصون سازی برای شاخص FTSE 100 و قراردادهای آتی این شاخص آزمون نمودند. نتایج مطالعه آن ها بیانگر برتر بودن پیش بینی های مدل های شرطی طبقه ARCH نسبت به مدل های هموارسازی نمایی و میانگین متحرک بود و در این میان مدل TGARCH بهترین پیش بینی را میان مدل های طبقه ARCH حاصل نموده بود. افزون بر این در حوزه مدیریت ریسک چنین نتیجه گیری نمودند که مدل های طبقه ARCH باعث بهبود برآورد و پیش بینی معیارهای مدیریت ریسک از جمله ارزش در معرض ریسک و نسبت مصون سازی می شوند.(McMillian and Speight, 2007).

یو و حسن (۲۰۰۸) داده های روزانه شاخص قیمت سهام هشت کشور منطقه منا یعنی عربستان، امارات، عمان، بحرین، مصر، اردن، مراکش و ترکیه و سه کشور توسعه یافته آمریکا، انگلیس و فرانسه را مورد بررسی قرار دادند. سرایت تلاطم میان این بازار ها با استفاده از مدل BEKK مورد بررسی قرار گرفت و نشان داد که سرایت تلاطم از بازار سهام آمریکا به بیشتر این کشورها معنادار است و رابطه تعادلی بلند مدتی بین سهام کشورهای غیر عضو شورای همکاری خلیج فارس (مصر، اردن، مراکش و ترکیه) و آمریکا مشاهده شد(Yu and Hassan, 2008).

مون و یو (۲۰۰۹)، به بررسی اثرات سر ریز کوتاه مدت بازدهی و تلاطم روزانه سهام میان بازار های سهام ایالات متحده و چین پرداختند. آن ها با استفاده از مدل های GARCH-M اثر سرریز اطلاعات را برای بازدهی و تلاطم شاخص S&P 500 در ایالات متحده و شاخص بازار سهام شانگ های در چین در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دادند. آن ها شواهدی از اثرات سر ریز تلاطم از بازار سهام ایالات متحده به بازار سهام چین یافتند(Moon and Yu, 2009).

فیلیس و همکاران (۲۰۱۱)، کشورهای کانادا، مکزیک و برزیل را به عنوان صادرکننده و کشورهای آمریکا، آلمان و هلند را به عنوان واردکننده در نظر گرفتند تا ارتباط میان بازارهای این کشورها و قیمت نفت را مورد بررسی قرار دهند. در این مطالعه از دو مدل چند متغیره DCC و GJR-GARCH و داده های ماهانه از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۹ استفاده شد و نتایج حاصل نشان دهنده سرایت نامتقارن بین کشورهای صادر کننده و وارد کننده نفت بود. فیلیس همچنین با مطالعه همبستگی با وقفه سری های زمانی این کشورها نشان داد که قیمت های نفت بدون توجه به منشا ایجاد تلاطم، اثر منفی بر همه بازار های سهام اعمال می کنند و در دوره های بحران، بازار نفت جایگاه مطمئنی برای جلوگیری از ریسک بازار سهام نمی باشد(Filis et al, 2011).

چینزارا در سال ۲۰۱۱، رابطه نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی(قیمت نفت، قیمت طلا، نرخ ارز) و قیمت سهام را با استفاده از مدل‌های VAR-GARCH برای آفریقای جنوبی مورد بررسی قرار داد، یافته‌های وی نشان‌دهنده‌ی وجود رابطه دوطرفه بین این متغیرها می‌باشد. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معنی‌داری برروی نوسانات بازار سهام دارد(Chinzara, 2011).

آکار در سال ۲۰۱۱، در مطالعه خود به بررسی ارتباط بین بورس اوراق بهادار، طلا و بازده ارز در ترکیه با استفاده از روش همبستگی پویای شرطی DCC-GARCH پرداخت. نتایج نشان داد که همبستگی شرطی بین سرمایه گذاری ها در زمان های مختلف وجود دارد و بحران سال ۲۰۰۱ نقطه عطف مهمی در ارتباطات پویا بین سرمایه گذاری های مختلف بود(Akar, 2011).

www.SID.ir

ابد و همکاران (۲۰۱۶)، در مطالعه ای همبستگی پویا بین قیمت های سهام بین المللی KOSPI، SSE، NIKKEI225 و MSCI را با استفاده از مدل DCC-FIAPARCH بررسی نمودند. نتایج بیانگر پایداری بالای همبستگی شرطی طی زمان است. همچنین بررسی های صورت گرفته در این پژوهش بیان می کند مدل تک متغیره FIAPARCH و مدل چندمتغیره DCC-FIAPARCH نسبت به سایر مدل های رقیب در پیش بینی ریسک بازار های سهام از توانایی بالاتری برخوردارند(Abed et al, 2016).

کاراناسوس و همکاران در سال ۲۰۱۶، همبستگی شرطی بازده روزانه شاخص های سهام را در هر یک از بازارهای سهام آسیا و اروپا در فاصله زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ با استفاده از مدل DCC-FIAPARCH بررسی نمودند. یافته ها بیانگر همبستگی پویای بالای بازارهای سهام پس از بحران مالی است. همچنین نتایج نشان می دهد بحران مالی جهانی نسبت به بحران مالی آسیا بر افزایش همبستگی شرطی بین شاخص های سهام اثر ماندگارتری داشته است(Karanasos et al, 2016).

منسی و همکاران (۲۰۱۶)، در مطالعه خود به بررسی همبستگی پویا بین بازارهای سهام کشورهای توسعه یافته آمریکا، ژاپن، فرانسه، انگلستان و بازار های سهام کشورهای برزیل، روسیه، هند و آفریقا پرداخته اند. نتایج این مطالعه با استفاده از مدل DCC-FIAPARCH بیانگر تغییرات زیاد همبستگی شرطی طی دوره های رکود و رونق بوده است(Mensi et al, 2016).

مگایت در سال ۲۰۱۷، همبستگی پویا بین شاخص های سهام اسلامی و متعارف را مورد بررسی قرار داد. این مطالعه اطلاعاتی در رابطه با همبستگی پویا بین شاخص های سهام اسلامی و متعارف را فراهم می آورد. همچنین نتایج این مطالعه بیانگر برتری مدل DCC-FIAPARCH نسبت به مدل های GARCH و FIAPARCH است(Meghaith, 2017).

کنستانتینوس و همکاران در سال ۲۰۱۹، اقدام به بررسی میزان سرایت مالی در پرتفوی های وزنی در سطح جهانی نمودند، همچنین آن ها در مطالعه خود به این موضوع پرداختند که آیا تقویت کانال های انتقال در بازارهای مالی نوظهور یا توسعه یافته می تواند تحت تاثیر مقادیر مختلف از ویژگی های کلان اقتصادی یک کشور در سطح منطقه ای و جهانی باشد. برای این منظور آن ها نمونه بزرگی از ۴۵۷۷ روز معاملاتی از ۶۸ بازار سهام بین المللی را بررسی کردند، مجموعه داده از ۳ ژانویه ۲۰۰۰ شروع و در ۳۱ آگوست ۲۰۱۷ پایان یافت. آن ها از مدل GARCH و دو تست مختلف مربوط به سرایت برای بررسی اینکه آیا سبد سهام بین الملل از طریق افزایش جنبش های مشترک در دوره های بحران های مالی، اثرات مسری را تجربه کرده است، استفاده کردند. یافته های کلیدی آن ها اشاره به تغییراتی در حرکت مشترک در سطح منطقه ای و جهانی دارد. همچنین تجزیه و تحلیل قدرت، شواهدی از اثر سرایت از بحران های ایالات متحده در سطح منطقه ای و جهانی را ارائه می‌دهد(Constantinus et al, 2019).

گومز و همکاران در سال ۲۰۱۹، در مطالعه‌ای با استفاده از مدلهای نامتقارن DCC-GARCH و توابع کومپولا برای بررسی مسری بودن نرخ ارز در گروهی از دوازده کشور آسیا و اقیانوسیه استفاده کردند. آن ها با استفاده از داده های روزانه بین نوامبر ۱۹۹۱ و مارس ۲۰۱۷ ، آن ها نشان دادند که حرکات شدید بازار عمدتا با درجه بالا مرتبط است. وابستگی متقابل توسط کشورها در این منطقه ثبت شده است. شواهد سرایت کمیاب است. به نظر نمی رسد عدم تقارن مهم باشد. به طور خاص ، مشارکت های ارزی از نظر آماری در زمان افزایش ارزش و کاهش شدید بازار یکسان است ، و این نشان می دهد که پدیده هایی که از ترس "افزایش" برخوردار نیستند ، در بازارهای ارز این منطقه مهم نیستند(Gomez et al, 2019).

www.SID.ir

روش تحقیق:

روش تحقیق در این پژوهش حاضر از نوع کاربردی-توسعه‌ای و با توجه به روش تحلیل داده‌ها تحقیق از نوع کمی و به لحاظ ماهیت و هدف تحقیق از دسته تحلیلی-توصیفی می باشد.

طیف دو قطبی پژوهش حاضر مطابق جدول زیر می باشد:

صفات ممیزی پژوهش	طیف دوقطبی روش تحقیق پژوهش حاضر		
	نوع گرایش صفات پژوهش		
پارادایم پژوهش	اثبات گرایی	.....	تفسیر گرایی
رویکرد پژوهش	کمی	.....	کیفی
هدف پژوهش	کاربردی	.....	بنیادی
ماهیت پژوهش	رابطه ای	.....	توصیفی
اطلاعات پژوهش	کتابخانه ای	.....	میدانی
حوزه مطالعاتی پژوهش	مطالعات روش شناسی	.....	مطالعات مالی
استدلال پژوهش	استدلال منطقی	.....	استدلال استنتاجی
حوزه مکانی پژوهش	منطقه ای	.....	بین المللی
حوزه زمانی پژوهش	مقطعی	.....	سری

جامعه آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری:

جامعه آماری این پژوهش ۳۵۰ بازار مالی فعال عضو در سایت فدراسیون جهانی بورس می باشد.
در این پژوهش، نمونه آماری از بین ۳۵۰ بازار بورس فعال عضو در سایت فدراسیون جهانی بورس، ۱۰ بورس به روش نمونه گیری ساده انتخاب شده است. لیست بورس‌های منتخب به شرح زیر می‌باشد:
بورس لندن، بورس فرانکفورت، بورس شانگهای، بورس برزیل، بورس بمبئی هند، بورس تهران، بورس تایوان، بورس کراچی، بورس پاریس، بورس تایلند

روایی و پایایی ابزار گردآوری:

یک سری زمانی ایستا گفته می شود اگر میانگین و واریانس آن طی زمان ثابت باشد و کواریانس آن تنها به اختلاف فاصله زمانی وابسته باشد . اگر سری زمانی ایستا نباشد نتایج رگرسیون گمراه کننده خواهد بود و ممکن است به رگرسیون کاذب منجر شود.
به طور کلی ، یک فرآیند تصادفی هنگامی پایا می شود که میانگین و واریانس در طول زمان ثابت باشد و مقدار کووارایانس بین دو دوره زمانی تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه نداشته باشد . گاهی ممکن است مدلهای رگرسیونی به صورت کاذب تخمین زده شوند به این معنی که بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل رابطه ای از لحاظ تئوریک وجود نداشته باشد ولی مدل با ضریب تعیین بالایی تخمین زده شود در حالی که آماره tبیانگر عدم وجود رابطه بین دو متغیر است .چیزی که در این مورد می توان بیان کرد این است که یک عامل دیگری در این میان وجود دارد که باعث معنی دار شدن مدل می شود و آن عامل زمان می باشد.

www.SID.ir

آزمون ریشه واحد و تفاضل گیری:

استفاده از روش برآورد OLS در کارهای تجربی بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده ایستا هستند. از طرف دیگر بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ایستا نیستند. از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به ایستایی یا عدم ایستایی آن ها اطمینان حاصل کرد. شرایط ایستا بودن سری زمانی y_t به شرح ذیل است:

$$E(y_t)=\mu$$

$$Var(y_t)=E(y_t-\mu)^2=\sigma^2$$

$$Cov(y_t,y_{t-k})=E[(y_t-\mu)(y_{t-k}-\mu)]=\gamma_k$$

$$Corr(y_t,y_{t-k})=\gamma_k/\sigma^2=\rho_k$$

با توجه به شرایط فوق، یک سری زمانی وقتی ایستا است که میانگین، واریانس، کواریانس و در نتیجه آن ضریب همبستگی در طول زمان ثابت باقی بماند.

برای بررسی پایایی (مانایی) داده ها پژوهش حاضر، از آزمون ریشه واحد دیکی – فولر unit root test استفاده شده است. در این آزمون بسته به مدل رگرسیون تخمینی پژوهش دو عامل زمان(روند) و عرض از مبدا در نظر گرفته شده‌است. لازم به توضیح است که کلیه آزمون‌های صورت‌گرفته در پژوهش حاضر با استفاده از نرم افزار ایویوز و برای داده‌های سری زمانی انجام پذیرفته است.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها:

مراحل ذیل جهت تجزیه و تحلیل صورت پذیرفته است:

- **آزمون نرمالیتی باقیمانده‌ها:**

از آزمون نرمالیتی باقیمانده‌ها برای تعیین نرمال بودن پسماندهای سری‌ها استفاده می‌شود. نرمال بودن داده‌ها یکی از پیش‌فرض‌های مهم در آزمون‌های پارامتریک است.

تعیین اینکه آیا نمونه جمع‌آوری شده، مربوط به یک جامعه آماری نرمال است، توسط آزمون‌های مختلفی صورت می‌گیرد. اغلب این روش‌ها را با نام آزمون‌های نرمالیتی می‌شناسند.

یکی از آزمون‌های نیکویی برازش، آزمون جارک برا است که براساس شاخص‌های تقارن چولگی (Skewness) و کشیدگی (Kurtosis)، مطابقت با توزیع نرمال را می‌سنجد. به کمک این آزمون و آماره آن می‌توانیم نرمال بودن داده‌ها را مورد بررسی قرار دهیم.

- **آزمون ناهسانی واریانس:**

آزمون ناهمسانی White:

در این آزمون فرضیه H_0 واریانس همسانی است.

www.SID.ir

ابتدا مدل اصلی را به روش OLS[1] تخمین می‌زنیم و مربعات اجزای اخلال را بدست می‌آوریم. سپس مجذور جملات خطا را روی توان اول، دوم و حاصلضرب متغیرهای مستقل مدل رگرس می‌کنیم. R^2 این رگرسیون را بدست می‌آوریم. nR^2 دارای توزیع کای دو (خی دو) X^2 با درجه آزادی تعداد ضرایب تخمینی در معادله کمکی بدون در نظر گرفتن عرض از مبدا می‌باشد. در صورتی‌که nR^2 بزرگتر از X^2 جدول باشد، فرض H_0 رد می‌شود و مشکل واریانس ناهمسانی داریم.

- **LM-Test:**

این آزمون توسط بروش و گادفری ارائه شده، که با استفاده از آماره Q به بررسی همبستگی سریالی بین اجزای اخلال مدل می‌پردازد، با LM-Test می‌توان مراتب بالاتر اجزای اخلال را در مدل‌های ARIMA مورد بررسی قرار داد. بنابراین هنگامی که در مورد خودهمبستگی اجزای اخلال نگرانی جود دارد باید از این آزمون استفاده شود. فرضیه H_0 در این آزمون، عدم وجود خودهمبستگی بین اجزایی اخلال سری مورد نظر می‌باشد. در این آزمون با فرض تخمین رگرسیون به شرح ذیل، اقدام به تخمین جز اخلال می‌گردد:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + u_t$$

قبل از پیشنهاد بروش و گادفری، برای محاسبه اجزای اخلال از الگوی AR(p) استفاده می‌شد. اما بروش و گادفری برای محاسبه جز باقیمانده فرمول AR(p) را بهبود بخشیده و فرمول زیر را پیشنهاد دادند:

$$\hat{u}_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \cdots + \rho_p \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t$$

بعد از تخمین مدل، R^2 برآورد شده از فرمول فوق در n ضرب شده و با آماره x^2 مقایسه می شود.

$nR^2 \square X_p^2$ $\quad n=T-p$

در فرمول فوق T، تعداد مشاهدات و p تعداد وقفه‌های معنی‌دار می‌باشد. با محاسبه nR^2 و مقایسه آن با X_p^2 در مورد رد یا پذیرش فرض H_0 قضاوت می‌شود. اگر فرض H_0 رد شود، آنگاه در جملات اخلال همبستگی وجود داشته و باید برای برآورد آن از الگوی ARCH و یا GARCH استفاده شود.

- **M-GARCH:**

این الگو توسط بابا، انگل، کرفت و کرونر (۱۹۹۵) برای اینکه بتوان اثرات چندین متغیر را بر روی یکدیگر بررسی نمود شکل گرفت. معادلات ذیل بیانگر معادلات میانگین و واریانس شرطی الگوی گارچ چندمتغیره می‌باشد.

$$Y_t = \mu_t + \sigma_t Z_t$$

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

[1] Ordinary Least Squares

www.SID.ir

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$

$$= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

واریانس شرطی، تابع مقدار تاخیرهای خود و تاخیرهای پسماندهای خطای خود و H_t ماتریس کواریانس می‌باشد، که تابعی از تاخیرهای کواریانس و تاخیرهای ضرب متقاطع پسماندهای خود می‌باشد. این مقدار میانگین صفر دارد و به صورت نرمال توزیع شده است.

- **مدل گارچ برداری(VECH)**

مدل گارچ برداری توسط بلرسلو، انگل و وولدریج(۱۹۹۸) برای یافتن ماتریس واریانس و کواریانس استفاده شده است. طبق شیرر و ریباریتز(۲۰۰۷)، این مدل در زمانی که تعداد متغیر ها بیش از دوتاست انعطاف پذیر تر است. تصریح مدل گارچ برداری به صورت زیر می باشد:

9

$$vech(H_t) = C + Avech(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}) + Bvech(H_{t-1})$$

که در آن A و B ماتریس پارامترها با ابعاد 1/2N(N+1)×1/2N(N+1) و C یک بردار 1/2N(N+1)×1است و vech(.)، عملگریست که ماتریس پایین مثلثی را به بردار ستونی تبدیل می کند.

یافته ها

بررسی مانایی داده‌ها:

قبل از تخمین مدل به منظور بررسی مانایی داده‌ها، از آزمون ریشه واحد فیشر- دیکیفولر استفاده شده است،

لازم به ذکر است آزمون صورت گرفته به منظور بررسی مانایی داده‌ها با در نظر گرفتن دو عامل محدود کننده، عرض از مبدا و زمان(روند) انجام پذیرفته‌است. خروجی نرم‌افزار، نامانا بودن همه متغیرها در سطح را نشان می‌داد که بعد از یک بار تفاضل‌گیری کلیه متغیرها در سه سطح معنی‌داری ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد مانا شدند. نتایج این آزمون در جدول زیر آورده شده است:

www.SID.ir

آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرهای تحقیق

بورس	آماره آزمون	ارزش احتمال
تهران	-۷/۱۲۷۶۸۷	۰/۰۰۰
لندن	-۲۵/۴۰۹۲۶	۰/۰۰۰
شانگهای	-۲۰.۷۴۱۷۵	۰/۰۰۰
پاریس	-۲۵/۲۳۰۴۸	۰/۰۰۰
فرانکفورت	-۲۳/۹۹۸۱۰	۰/۰۰۰
کراچی	-۱۳/۸۱۴۵۵	۰/۰۰۰
بمبئی	-۲۲/۷۰۶۳۸	۰/۰۰۰
اندونزی	-۲۴/۵۱۴۵۱	۰/۰۰۰
تایوان	-۱۷/۴۷۰۹۳	۰/۰۰۰
برزیل	-۲۴/۲۷۴۱۷	۰/۰۰۰

با توجه به اینکه همه متغیرها در مدا اول دارای p-value کمتر از ۰/۰۵ هستند، بنابراین، مانایی متغیرهای پژوهش تایید می-گردد.

آزمون نرمالیتی باقیمانده‌ها(آزمون جارک برا):

از آزمون نرمالیتی باقیمانده‌ها برای تعیین نرمال بودن پسماندهای سری‌ها استفاده می‌شود. خروجی نرم‌افزار بیانگر نرمال بودن باقی‌مانده‌ها می‌باشد. با توجه به آماره جارک برا و سطح احتمال آن می‌توان نتیجه گرفت که توزیع پسماند سری‌ها بصورت نرمال است.

آماره آزمون	ارزش احتمال
۵/۴۹۶۰۱۱	۰/۱۱۷۱۸۱

آزمون خودهمبستگی بروش-گادفری(LM-Test):

کاربرد این آزمون در تشخیص خودهمبستگی در مدل رگرسیونی می‌باشد، چناچه فرضیه H_0 (عدم وجود خودهمبستگی) رد شود بیانگر این موضوع خواهد بود که در این رگرسیون مشکل خودهمبستگی وجود دارد و برای برآورد باید از مدل‌های ARCH و یا GARCH استفاده شود. خروجی نرم‌افزار، با توجه به آماره F و سطح احتمال آن که صفر و زیر ۵ درصد برآورد شده نشان می‌دهد که مشکل خودهمبستگی در مدل وجود دارد و فرضیه H_0 رد می‌شود.

نتایج آزمون LM-Test			
آماره F	۲۸۶۰/۱۲۷	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰
R^2× مشاهدات	۴۷۹/۲۶۹۸	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰

www.SID.ir

آزمون ناهمسانی White:

یکی از موضوعات مهمی که در اقتصاد سنجی به آن برخورد می‌کنیم موضوع واریانس ناهمسانی است. واریانس ناهمسانی به این معناست که در تخمین مدل رگرسیون مقادیر جملات خطا دارای واریانس‌های نابرابر هستند. در واقع ما در تخمین رگرسیون که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی انجام می‌شود ابتدا فرض می‌کنیم که تمامی جملات خطا دارای واریانس‌های برابر هستند و بعد از آن که مدل را تحمین زدیم، سپس با استفاده از یک سری روش‌ها و تکنیک‌ها به بررسی این فرض می‌پردازیم، آزمون White یکی از تکنیک‌های تشخیص واریانس ناهمسانی است. نتایج و خروجی نرم‌افزار بیانگر رد شدن فرضیه H_0 (عدم ناهمسانی) و تائید وجود ناهمسانی در مدل است.

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس			
آماره F	۲۱/۵۵۴۹۴	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰
R^2× مشاهدات	۱۴۳/۴۳۶۱	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰

آزمون ARCH:

از این آزمون نیز همانند آزمون White جهت بررسی مشکل ناهمسانی واریانس استفاده می‌شود.

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس			
آماره F	۴۷۱۹/۰۳۱	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰
R^2× مشاهدات	۴۶۹/۳۷۷۷	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰

خطای پیش‌بینی مجزا و مرکب:

بر اساس نتایج جدول زیر، واریانس خطای پیش بینی مرکب بیشتر از واریانس خطای پیش بینی جداگانه است. بنابراین، دقت تخمین جداگانه بیشتر است. به عبارتی دیگر، در صورت در نظر گرفتن تحلیل انفرادی در مدل به جای همه بورس‌های متخب، پیش بینی مدل دقیق‌تر است.

www.SID.ir

واریانس خطاهای پیش‌بینی

پیش بینی جداگانه	
لندن	۰/۰۰۱۳۳۲
شانگهای	۰/۰۰۱۴۵۱
پاریس	۰/۰۰۱۱۹۴
فرانکفورت	۰/۰۰۱۳۱۳
کراچی	۰/۰۰۱۹۱۱
بمبئی	۰/۰۰۱۳۲۷
اندونزی	۰/۰۰۱۴۴۵
تایوان	۰/۰۰۱۷۸۲
برزیل	۰/۰۰۱۲۰۹
پیش بینی مرکب	
بورس‌های منتخب	۰/۰۰۱۹۵۸

تخمین ضرایب و مدل:

لذا با توجه به آزمون‌های صورت گرفته، مدل تخمین زده با استفاده از روش VECH یا همان گارچ برداری یکی از روش‌های گارچ چندمتغیره انجام پذیرفته و سیستم تشکیل شده در این مرحله از پژوهش بصورت دودویی مابین بورس اوراق بهادار تهران و هریک از بورس‌های منتخب می‌باشد. نتایج حاصل از این تخمین‌ها به شرح ذیل برآورد و مورد تحلیل قرار گرفته است:

فرضیه اول : تاثیر متقابل بورس‌های تهران و لندن

تحلیل صورت گرفته در مورد تعامل دو بورس لندن و تهران به شرح جدول زیر با استناد به خروجی نرم‌افزار eviews می‌باشد:

www.SID.ir

نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای بازارهای سهام تهران و لندن

	ضریب	prob
C(1)	-71.74395	0.0763
C(2)	0.990910	0.0000
C(3)	0.424352	0.0000
C(4)	3.202854	0.3959
C(5)	0.991120	0.0000
C(6)	0.000362	0.0306
A(1,1)	0.342401	0.0000
A(1,2)	0.137222	0.0000
A(2,2)	0.054994	0.0000
B(1,1)	0.759819	0.0000
B(1,2)	0.850432	0.0000
B(2,2)	0.951852	0.0000

ضرایب C(1) و C(4) در تمامی تحلیل‌های صورت گرفته معرف عرض از مبدا می‌باشد.

با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب C(2) و C(5) و همچنین ضرایب مربوط به شوک‌های بازار A(1,1) و A(2,2) هر دو بازار سهام از شوک های گذشته خود اثر پذیرند، و همچنین ضرایب B(1,1) و B(2,2) بیانگر این است که هر دو بازار تحت تاثیر نوسانات گذشته خود هستند.

با توجه به ضرایب C(3) و C(6) که معرف تاثیر پذیری بازار سهام تهران از لندن و لندن از تهران می‌باشد رابطه‌ای معنی‌دار و متقابل در این دو بازار مشهود است ولی با توجه به مقدار این ضرایب تاثیرپذیری بورس تهران از بورس لندن بیشتر است و در مقابل بورس تهران اثر بسیار ناچیزی (نزدیک به صفر) بر بورس لندن دارد. پس با استناد به ضرایب A(1,2) و B(1,2) می‌توان ادعا کرد که بازار سهام تهران از شوک‌ها و نوسانات گذشته بازار سهام لندن تاثیر می‌پذیرد.

فرضیه دوم : تاثیر متقابل بورس‌های تهران و شانگهای

تحلیل صورت گرفته در مورد تعامل دو بورس شانگهای و تهران به شرح جدول زیر با استناد به خروجی نرم‌افزار eviews می‌باشد:

نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای بازارهای سهام تهران و شانگهای

	ضریب	prob
C(1)	41.19310	0.8392
C(2)	1.004897	0.0000
C(3)	-0.006479	0.9303
C(4)	34.56247	0.0376
C(5)	0.986316	0.0000
C(6)	2.41E-05	0.7798
A(1,1)	0.250851	0.0000
A(1,2)	0.177375	0.0000
A(2,2)	0.125420	0.0000
B(1,1)	0.830685	0.0000
B(1,2)	0.842951	0.0000
B(2,2)	0.855397	0.0000

www.SID.ir

با توجه به ضرایب C(2) و C(5) و معنی‌داری این ضرایب در سطح ۱ درصد هر دو بازار با توجه به ضرایب A(1,1) و A(2,2) و B(1,1) و B(2,2) از شوک‌ها و نوسانات گذشته خود تاثیر می‌پذیرند ولی با توجه به عدم معناداری ضرایب C(3) و C(6) این دو بازار از شوک‌ها و نوسانات یکدگیر اثر نمی‌پذیرند .

فرضیه سوم : تاثیر متقابل بورس‌های تهران و پاریس

تحلیل صورت گرفته در مورد تعامل دو بورس پاریس و تهران به شرح جدول زیر با استناد به خروجی نرم‌افزار eviews می‌باشد:

نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای بازارهای سهام تهران و پاریس

	ضریب	prob
C(1)	-653.1633	0.0075
C(2)	1.001944	0.0000
C(3)	0.201544	0.0063
C(4)	69.36081	0.0596
C(5)	0.982574	0.0000
C(6)	0.000181	0.3986
A(1,1)	0.260093	0.0000
A(1,2)	0.126817	0.0000
A(2,2)	0.061833	0.0007
B(1,1)	0.815332	0.0000
B(1,2)	0.834692	0.0000
B(2,2)	0.854511	0.0000

با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب C(2) و C(5) و همچنین ضرایب مربوط به شوک‌های بازار A(1,1) و A(2,2) و ضرایب مربوط به نوسانات B(1,1) و B(2,2) و سطح معنی‌داری این ضرایب هر دو بازار سهام تهران و پاریس از نوسانات و شوک‌های خود اثر پذیرند و در هر دو بازار نوسانات گذشته تاثیر بیشتری بر بازار می‌گذارد.

با توجه به ضریب C(3) و سطح معنی‌داری آن بازار سهام تهران تحت تاثیر بازار سهام پاریس قرار دارد و همچنین با توجه به عدم معناداری ضریب C(6) بازار نهران بر بازار پاریس تاثیر معناداری ندارد.

ضریب A(1,2) بیانگر این است که شوک‌های بازار سهام پاریس بر بازار سهام تهران اثرپذیر است و ضریب B(1,2) نشان می دهد بازار سهام تهران از نوسانات گذشته بازار سهام پاریس اثر می‌پذیرد.

فرضیه چهارم : تاثیر متقابل بورس‌های تهران و فرانکفورت

تحلیل صورت گرفته در مورد تعامل دو بورس فرانکفورت و تهران به شرح جدول زیر با استناد به خروجی نرم‌افزار eviews می‌باشد:

www.SID.ir

نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای بازارهای سهام تهران و فرانکفورت

	ضریب	prob
C(1)	-340.6479	0.0692
C(2)	0.999594	0.0000
C(3)	0.074392	0.0599
C(4)	36.60402	0.4255
C(5)	0.999190	0.0000
C(6)	-0.000278	0.5891
A(1,1)	0.270270	0.0000
A(1,2)	0.114034	0.0000
A(2,2)	0.048114	0.0004
B(1,1)	0.813569	0.0000
B(1,2)	0.863700	0.0000
B(2,2)	0.916920	0.0000

با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب C(2) و C(5) و همچنین ضرایب مربوط به شوک‌های بازار A(1,1) و A(2,2) و ضرایب مربوط به نوسانات B(1,1) و B(2,2) و سطح معنی‌داری این ضرایب هر دو بازار سهام تهران و فرانکفورت از نوسانات و شوک‌های خود اثرپذیرند و در هر دو بازار نوسانات تاثیر بیشتری بر بازار می گذارد.

با توجه به ضریب C(3) در سطح معنی داری ۱ و ۵ درصد رابطه معناداری بین بازار بورس تهران و فرانکفورت در این سطح وجود ندارد ولی در سطح معناداری ۱۰ درصد بازار سهام تهران تحت تاثیر بازار سهام فرانکفورت قرار دارد و همچنین با توجه به عدم معناداری ضریب C(6) بازار نهران بر بازار فرانکفورت تاثیر معناداری ندارد.

در صورت در نظر گرفتن سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، ضریب A(1,2) بیانگر این است که شوک‌ها ی بازار سهام فرانکفورت بر بازار سهام تهران اثرپذیر است و ضریب B(1,2) نشان می دهد بازار سهام تهران از نوسانات گذشته بازار سهام فرانکفورت اثر می‌پذیرد.

فرضیه پنجم : تاثیر متقابل بورس‌های تهران و کراچی

تحلیل صورت گرفته در مورد تعامل دو بورس کراچی و تهران به شرح جدول زیر با استناد به خروجی نرم‌افزار eviews می‌باشد:

نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای بازارهای سهام تهران و کراچی

	ضریب	prob
C(1)	42.82484	0.3739
C(2)	1.012052	0.0000
C(3)	-0.014120	0.1656
C(4)	61.67992	0.1296
C(5)	0.996774	0.0000
C(6)	0.001781	0.3027
A(1,1)	0.278391	0.0000
A(1,2)	0.141364	0.0000
A(2,2)	0.071783	0.0000
B(1,1)	0.811694	0.0000
B(1,2)	0.870907	0.0000
B(2,2)	0.934439	0.0000

www.SID.ir

با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب C(2) و C(5) و همچنین ضرایب مربوط به شوک‌های بازار A(1,1) و A(2,2) و ضرایب مربوط به نوسانات B(1,1) و B(2,2) و سطح معنی‌داری این ضرایب هر دو بازار سهام تهران و کراچی از نوسانات و شوک‌های خود اثرپذیرند.

با توجه به عدم معناداری ضرایب C(3) و C(6) این دو بازار تحت تاثیر شوک‌ها و نوسانات یکدیگر قرار ندارند.

و همچنین با توجه به ضرایب B(1,1) و B(2,2) هر دوبازار سهام از نوسانات گذشته خود بیشترین تاثیر را پذیرفته‌اند.

فرضیه ششم : تاثیر متقابل بورس‌های تهران و بمبئی

تحلیل صورت گرفته در مورد تعامل دو بورس بمبئی و تهران به شرح جدول زیر با استناد به خروجی نرم‌افزار eviews می‌باشد:

نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای بازارهای سهام تهران و بمبئی

	ضریب	prob
C(1)	-376.3775	0.0366
C(2)	1.000492	0.0000
C(3)	0.027665	0.0360
C(4)	231.8637	0.0232
C(5)	0.987455	0.0000
C(6)	0.001991	0.1011
A(1,1)	0.293691	0.0000
A(1,2)	0.055444	0.0405
A(2,2)	0.010467	0.3006
B(1,1)	0.793702	0.0000
B(1,2)	0.859439	0.0000
B(2,2)	0.930622	0.0000

با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب C(2) و C(5) و همچنین ضرایب مربوط به شوک‌های بازار A(1,1) و ضرایب مربوط به نوسانات B(1,1) و B(2,2) و سطح معنی‌داری این ضرایب هر دو بازار سهام تهران و بمبئی از نوسانات و شوک‌های خود اثرپذیرند و در هر دو بازار نوسانات تاثیر بیشتری بر بازار می گذارد.

همچنین با توجه به عدم معناداری ضریب A(2,2) بازار سهام بمبئی تحت تاثیر شوک‌های گذشته خود قرار نگرفته‌است و شدیدا تحت تاثیر نوسانات گذشته خود است.

همچنین با توجه به ضریب C(3) و سطح معنی‌داری آن بازار سهام تهران از بازارر سهام بمبئی تاثیر می‌پذیرد ولی بدلیل عدم معناداری ضریب C(6) بازار سهام تهران بر بازار سهام بمبئی تاثیر معناداری ندارد.

فرضیه هفتم : تاثیر متقابل بورس‌های تهران و اندونزی

تحلیل صورت گرفته در مورد تعامل دو بورس اندونزی و تهران به شرح جدول زیر با استناد به خروجی نرم‌افزار eviews می‌باشد:

www.SID.ir

نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای بازارهای سهام تهران و اندونزی

	ضریب	prob
C(1)	-10.11836	0.9559
C(2)	1.004605	0.0000
C(3)	0.009993	0.8848
C(4)	55.63972	0.0060
C(5)	0.986257	0.0000
C(6)	0.000276	0.1815
A(1,1)	0.230687	0.0000
A(1,2)	0.127069	0.0000
A(2,2)	0.069993	0.0003
B(1,1)	0.839030	0.0000
B(1,2)	0.841830	0.0000
B(2,2)	0.844640	0.0000

با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب C(2) و C(5) و همچنین ضرایب مربوط به شوک‌های بازار A(1,1) و A(2,2) و ضرایب مربوط به نوسانات B(1,1) و B(2,2) و سطح معنی‌داری این ضرایب هر دو بازار سهام تهران و اندونزی از نوسانات و شوک‌های خود اثرپذیرند و در هر دو بازار نوسانات تاثیر بیشتری بر بازار می‌گذارد.

با توجه به عدم معناداری ضرایب C(3) و C(6) این دو بازار از شوک‌ها و نوسانات یکدیگر اثرپذیری نمی‌پذیرند.

و همچنین با توجه به ضرایب B(1,1) و B(2,2) هر دوبازار سهام از نوسانات گذشته خود بیشترین تاثیر را پذیرفته‌اند.

رابطه متقابل مابین این دو بازار با استناد به خروجی نرم‌افزار رد می‌شود.

فرضیه هشتم : تاثیر متقابل بورس‌های تهران و تایوان

تحلیل صورت گرفته در مورد تعامل دو بورس تایوان و تهران به شرح جدول زیر با استناد به خروجی نرم‌افزار eviews می‌باشد:

نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای بازارهای سهام تهران و تایوان

	ضریب	prob
C(1)	-585.3247	0.0245
C(2)	1.002990	0.0000
C(3)	0.083723	0.0260
C(4)	208.0952	0.0003
C(5)	0.974193	0.0000
C(6)	0.000390	0.2071
A(1,1)	0.277688	0.0000
A(1,2)	0.064873	0.0007
A(2,2)	0.015155	0.0768
B(1,1)	0.805632	0.0000
B(1,2)	0.878966	0.0000
B(2,2)	0.958975	0.0000

www.SID.ir

با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب C(2) و C(5) و همچنین ضرایب مربوط به شوک‌های بازار A(1,1) و ضرایب مربوط به نوسانات B(1,1) و B(2,2) و سطح معنی‌داری این ضرایب هر دو بازار سهام تهران و تایوان از نوسانات و شوک‌های خود اثرپذیرند و در هر دو بازار نوسانات تاثیر بیشتری بر بازار می‌گذارد.

همچنین با توجه به عدم معناداری ضریب A(2,2) بازار سهام تایوان تحت تاثیر شوک‌های گذشته خود قرار نگرفته‌است و شدیدا تحت تاثیر نوسانات گذشته خود است.

همچنین با توجه به ضریب C(3) و سطح معنی‌داری آن بازار سهام تایوان اثر جزئی بر بازار سهام تهران دارد و همچنین ضریب C(6) بدیلیل عدم معناداری بیانگر این است که بازار سهام تهران تاثیر معناداری بر بازار سهام تایوان ندارد.

فرضیه نهم : تاثیر متقابل بورس‌های تهران و برزیل

تحلیل صورت گرفته در مورد تعامل دو بورس برزیل و تهران به شرح جدول زیر با استناد به خروجی نرم‌افزار eviews می‌باشد:

نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای بازارهای سهام تهران و برزیل

	ضریب	prob
C(1)	-667.2350	0.0000
C(2)	1.004580	0.0000
C(3)	0.011144	0.0000
C(4)	677.7210	0.1301
C(5)	0.987437	0.0000
C(6)	0.002845	0.1980
A(1,1)	0.282260	0.0000
A(1,2)	-0.088774	0.0500
A(2,2)	0.027920	0.3237
B(1,1)	0.803748	0.0000
B(1,2)	0.762625	0.0000
B(2,2)	0.723605	0.0417

با توجه به سطح معنی‌داری ضرایب C(2) و C(5) و همچنین ضرایب مربوط به شوک‌های بازار A(1,1) و ضرایب مربوط به نوسانات B(1,1) و B(2,2) و سطح معنی‌داری این ضرایب هر دو بازار سهام تهران و برزیل از نوسانات و شوک‌های خود اثرپذیرند و در هر دو بازار نوسانات تاثیر بیشتری بر بازار می گذارد.

همچنین با توجه به عدم معناداری ضریب A(2,2) بازار سهام برزیل تحت تاثیر شوک‌های گذشته خود قرار نگرفته‌است و شدیدا تحت تاثیر نوسانات گذشته خود است.

همچنین با توجه به ضریب C(3) و سطح معنی‌داری آن بازار سهام برزیل اثر جزئی بر بازار سهام تهران دارد و همچنین ضریب C(6) بدیلی عدم معناداری بیانگر این است که بازار سهام تهران تاثیر معناداری بر بازار سهام برزیل ندارد.

همچنین ضریب A(1,2) نشان می دهد تلاطم در بازار سهام برزیل اثر عکسی بر بازار سهام تهران دارد و سرریز نوسانات با توجه به ضریب B(1,2) از سوی بازار سهام برزیل به سمت بازار سهام تهران است.

www.SID.ir

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از این پژوهش بررسی و تحلیل تاثیرپذیری بورس اوراق بهادار تهران از عملکرد بورس‌های منتخب جهان بود که این بررسی در قالب نه فرضیه اصلی بود. به منظور تایید یا رد فرضیه‌ها از مدل گارچ برداری یکی از روش‌های مربوط به M-GARCH استفاده شد، نتایج حاصل از برآوردها بیانگر وجود سریز نوسانات و تلاطمات بصورت نامتقارن بود و در برخی از موارد رابطه معناداری بین بورس‌های مذکور با بورس تهران مشاهده نشد. جدول زیر خلاصه نتایج مربوط به این برآوردها را نشان می‌دهد.

خلاصه نتایج حاصل از تحلیل‌های آماری پژوهش

	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
تاثیر بورس لندن بر بورس تهران	0.424352	0.0000	تائید
تاثیر بورس تهران بر بورس لندن	0.000362	0.0306	تائید
تاثیر بورس شانگهای بر بورس تهران	-0.006479	0.9303	رد
تاثیر بورس تهران بر بورس شانگهای	2.41E-05	0.7798	رد
تاثیر بورس پاریس بر بورس تهران	0.201544	0.0063	تائید
تاثیر بورس تهران بر بورس پاریس	0.000181	0.3986	رد
تاثیر بورس فرانکفورت بر بورس تهران	0.074392	0.0599	تائید*
تاثیر بورس تهران بر بورس فرانکفورت	-0.000278	0.5891	رد
تاثیر بورس کراچی بر بورس تهران	-0.014120	0.1656	رد
تاثیر بورس تهران بر بورس کراچی	0.001781	0.3027	رد
تاثیر بورس بمبئی بر بورس تهران	0.027665	0.0360	تائید
تاثیر بورس تهران بر بورس بمبئی	0.001991	0.1011	رد
تاثیر بورس اندونزی بر بورس تهران	0.009993	0.8848	رد
تاثیر بورس تهران بر بورس اندونزی	0.000276	0.1815	رد
تاثیر بورس تایوان بر بورس تهران	0.083723	0.0260	تائید
تاثیر بورس تهران بر بورس تایوان	0.000390	0.2071	رد
تاثیر بورس برزیل بر بورس تهران	0.011144	0.0000	تائید
تاثیر بورس تهران بر بورس برزیل	0.002845	0.1980	رد

با توجه به ضرایب نتیجه گرفت که سرریز نوسانات و تلاطمات از سوی بورس‌های لندن و پاریس به ترتیب با ضرایب ۰,۴۲ و ۰,۲۰ بیشتر از سایر بورس‌ها بر بورس تهران اثرگذار بوده و همواره در طول زمان آن را تحت تاثیر قرار داده است.

ولی آنچه که از نتایج مندرج در تحلیل‌های صورت گرفته می‌توان نتیجه گرفت این است که تمامی بورس‌های مذکور در وهله اول بشدت از نوسانات گذشته خود تاثیر می‌پذیرند و پس از آن تحت تاثیر تلاطم‌های گذشته خود قرار می‌گیرند و در نهایت

* در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد

www.SID.ir

می‌توان ادعا کرد که نوسانات و تلاطم‌های سایر بورس‌ها نیز بر عملکرد این بورس‌ها از جمله بورس تهران تاثیر داشته است که در مقایسه با نوسانات و تلاطمات گذشته خود به نسبت تاثیرگذاری کمتری داشته‌اند.

در نهایت با توجه به نمونه انتخاب شده از جامعه آماری می‌توان به نکته پی برد که بورس اوراق بهادار تهران بیشتر از بورس کشورهای اروپایی تاثیر می‌پذیرد و سرریز نوسانات و انتقال شوک‌ها عمدتا از سوی بازارهای مالی اروپا است.

منابع

Engle, R.F.(2001), GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics," Journal of Economic Perspectives, 15, 157-168
Kodres, L. and M. Pritsker, (2002), "A rational expectations model of financial contagion, Board of Governors of the Federal Reserve System," Finance and Economics Discussion Paper, 48.
Kamat.S(2003), Two Essays in Finance, Ph.D Thesis in Finance, Graduate School of The University of Alabama
McMillan D.G, Alan E.H. S.(2007), Weekly volatility forecasts with applications to risk management, Journal of Risk Finance, 8, 214-229.
Yu, J. S., & M. K. Hassan (2008), Global and regional integration of the Middle East and North African (MENA) stock markets, The Quarterly Review of Economics and Finance, 48(3): 482-504.
Moon, G., W. Yu, (2009), "Volatility Spillovers between the U.S. and the China Stock Market: Structural Break Test with Symmetric and Asymmetric GARCH Approach," Department of Business Administration, Kyonggi University.
Filis, G., Degiannakis, S. & C. Floros (2011), Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries, International Review of Financial Analysis, 20(3): 152-164.
Chinzara, Z, Macroeconomic uncertainty and conditional stock market volatility in South Africa, South African journal of economics, 2011, 79, 27-99
Akar,C, (2011),Dynamic Relationships between the Stock Exchange, Gold, and Foreign Exchange Returnsin Turkey;Middle Eastern Finance and Economics,Issue 12.
Abed, R., Mghaieth, Z.,& Maktouf, S. (2016), Empirical analysis of asymmetries and long memory among international stock market returns: A Multivariate FIAPARCH-DCC approach, Journal of Statistical and Econometric Methods, vol.5, no.1, 2016, 1-28.
Karanasos,M., Yfanti,S., & Karoglou,M., (2016). Multivariate FIAPARCH modelling of financial markets with dynamic correlations in times of crisis, International Review of Financial Analysis 45 (2016) 332-349.
Mensi,W., Hammoudeh,S., & Hoon Kang,S.,(2016). Risk spillovers and portfolio management between developed and BRICS stock markets, Finance Research Letters 0 0 0 (2016) 1–8.
Mghaieth.,A.,(2017). Volatility spillover and hedging strategies between Islamicand conventional stocks in the presence of asymmetry andlong memory, Research in International Business and Finance 39 (2017) 595–611.
Cubillos-Rocha, J. S., Gomez-Gonzalez, J. E., & Melo-Velandia, L. F. (2019). Detecting exchange rate contagion using copula functions. The North American Journal of Economics and Finance, 47, 13 – 22.

www.SID.ir

پیوست:

پیوست الف

بررسی مانایی داده‌ها:

Null Hypothesis: D(TEHRAN) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.127687	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.976117	
	5% level	-3.418639	
	10% level	-3.131839	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TEHRAN,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:06

Sample (adjusted): 3/19/2009 12/27/2018

Included observations: 511 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TEHRAN(-1))	-0.593193	0.083224	-7.127687	0.0000
C	-40.41769	161.2498	-0.250653	0.8022
@TREND("1/01/2009")	0.842678	0.547324	1.539633	0.1243

R-squared	0.415654	Mean dependent var	9.716047
Adjusted R-squared	0.402773	S.D. dependent var	2281.514

www.SID.ir

S.E. of regression	1763.165	Akaike info criterion	17.81081
Sum squared resid	1.55E+09	Schwarz criterion	17.91030
Log likelihood	-4538.662	Hannan-Quinn criter.	17.84981
F-statistic	32.26786	Durbin-Watson stat	1.957981
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(LONDON) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-25.40926	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.975802	
	5% level	-3.418486	
	10% level	-3.131748	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LONDON,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:08

Sample (adjusted): 1/15/2009 12/27/2018

Included observations: 520 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LONDON(-1))	-1.114592	0.043866	-25.40926	0.0000
C	3.123314	5.914452	0.528082	0.5977
@TREND("1/01/2009")	0.017226	0.019619	0.878007	0.3803

www.SID.ir

R-squared	0.555324	Mean dependent var	0.376754
Adjusted R-squared	0.553603	S.D. dependent var	100.4715
S.E. of regression	67.12791	Akaike info criterion	11.25683
Sum squared resid	2329683.	Schwarz criterion	11.28137
Log likelihood	-2923.776	Hannan-Quinn criter.	11.26644
F-statistic	322.8216	Durbin-Watson stat	1.993663
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(PARIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-25.23048	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.975802	
	5% level	-3.418486	
	10% level	-3.131748	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PARIS,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:09

Sample (adjusted): 1/15/2009 12/27/2018

Included observations: 520 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PARIS(-1))	-1.097155	0.043485	-25.23048	0.0000

www.SID.ir

C	7.393738	9.476652	0.780206	0.4356
@TREND("1/01/2009")	-0.015014	0.031424	-0.477803	0.6330

R-squared	0.551836	Mean dependent var	0.766134
Adjusted R-squared	0.550102	S.D. dependent var	160.3534
S.E. of regression	107.5561	Akaike info criterion	12.19965
Sum squared resid	5980815.	Schwarz criterion	12.22420
Log likelihood	-3168.910	Hannan-Quinn criter.	12.20927
F-statistic	318.2980	Durbin-Watson stat	2.027574
Prob(F-statistic)	0.000000		

24

Null Hypothesis: D(SHANGHAI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-20.74175	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.975802	
	5% level	-3.418486	
	10% level	-3.131748	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SHANGHAI,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:10

Sample (adjusted): 1/15/2009 12/27/2018

www.SID.ir

Included observations: 520 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SHANGHAI(-1))	-0.908384	0.043795	-20.74175	0.0000
C	7.004962	8.941500	0.783421	0.4337
@TREND("1/01/2009")	-0.023019	0.029654	-0.776262	0.4379

R-squared	0.454192	Mean dependent var	-0.017798
Adjusted R-squared	0.452081	S.D. dependent var	137.0365
S.E. of regression	101.4365	Akaike info criterion	12.08250
Sum squared resid	5319603.	Schwarz criterion	12.10704
Log likelihood	-3138.449	Hannan-Quinn criter.	12.09211
F-statistic	215.1100	Durbin-Watson stat	1.993616
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(BOMBAY) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-22.70638	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.975802	
	5% level	-3.418486	
	10% level	-3.131748	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

www.SID.ir

Dependent Variable: D(BOMBAY,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:11

Sample (adjusted): 1/15/2009 12/27/2018

Included observations: 520 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BOMBAY(-1))	-0.998871	0.043991	-22.70638	0.0000
C	57.16238	44.59520	1.281806	0.2005
@TREND("1/01/2009")	-0.022474	0.147674	-0.152188	0.8791

R-squared	0.499312	Mean dependent var	1.220724
Adjusted R-squared	0.497376	S.D. dependent var	712.9896
S.E. of regression	505.4812	Akaike info criterion	15.29465
Sum squared resid	1.32E+08	Schwarz criterion	15.31919
Log likelihood	-3973.609	Hannan-Quinn criter.	15.30427
F-statistic	257.7900	Durbin-Watson stat	1.998357
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(INDONESIA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-24.51451	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.975802	
	5% level	-3.418486	
	10% level	-3.131748	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

www.SID.ir

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INDONESIA,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:12

Sample (adjusted): 1/15/2009 12/27/2018

Included observations: 520 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INDONESIA(-1))	-1.075288	0.043863	-24.51451	0.0000
C	17.88859	8.041175	2.224624	0.0265
@TREND("1/01/2009")	-0.030447	0.026590	-1.145060	0.2527

R-squared	0.537551	Mean dependent var	0.194638
Adjusted R-squared	0.535762	S.D. dependent var	133.4355
S.E. of regression	90.91626	Akaike info criterion	11.86351
Sum squared resid	4273401.	Schwarz criterion	11.88805
Log likelihood	-3081.512	Hannan-Quinn criter.	11.87312
F-statistic	300.4808	Durbin-Watson stat	2.002835
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(TAIWAN) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

	t-Statistic	Prob.*

www.SID.ir

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-17.47093	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.975837	
	5% level	-3.418503	
	10% level	-3.131758	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TAIWAN,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:13

Sample (adjusted): 1/22/2009 12/27/2018

Included observations: 519 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TAIWAN(-1))	-1.058841	0.060606	-17.47093	0.0000
D(TAIWAN(-1),2)	0.097122	0.043842	2.215276	0.0272
C	30.53785	15.43808	1.978086	0.0485
@TREND("1/01/2009")	-0.074089	0.051025	-1.452015	0.1471

R-squared	0.488297	Mean dependent var	1.005626
Adjusted R-squared	0.485316	S.D. dependent var	242.0556
S.E. of regression	173.6542	Akaike info criterion	13.15969
Sum squared resid	15530230	Schwarz criterion	13.19246
Log likelihood	-3410.939	Hannan-Quinn criter.	13.17252
F-statistic	163.8146	Durbin-Watson stat	1.987993
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(FRANKFURT) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

www.SID.ir

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-23.99810	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.975802	
	5% level	-3.418486	
	10% level	-3.131748	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(FRANKFURT,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:13

Sample (adjusted): 1/15/2009 12/27/2018

Included observations: 520 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FRANKFURT(-1))	-1.048563	0.043694	-23.99810	0.0000
C	28.77579	20.02845	1.436746	0.1514
@TREND("1/01/2009")	-0.062878	0.066371	-0.947376	0.3439

R-squared	0.526969	Mean dependent var	0.846653
Adjusted R-squared	0.525139	S.D. dependent var	329.5334
S.E. of regression	227.0820	Akaike info criterion	13.69425
Sum squared resid	26659751	Schwarz criterion	13.71879
Log likelihood	-3557.506	Hannan-Quinn criter.	13.70387
F-statistic	287.9755	Durbin-Watson stat	2.013298
Prob(F-statistic)	0.000000		

www.SID.ir

Null Hypothesis: D(KARACHI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.81455	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.975871	
	5% level	-3.418519	
	10% level	-3.131768	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(KARACHI,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:14

Sample (adjusted): 1/29/2009 12/27/2018

Included observations: 518 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KARACHI(-1))	-0.944863	0.068396	-13.81455	0.0000
D(KARACHI(-1),2)	0.053400	0.058721	0.909382	0.3636
D(KARACHI(-2),2)	0.152031	0.043681	3.480442	0.0005
C	106.4980	57.22669	1.860984	0.0633
@TREND("1/01/2009")	-0.184496	0.188288	-0.979860	0.3276

www.SID.ir

R-squared	0.462607	Mean dependent var	-2.229438
Adjusted R-squared	0.458417	S.D. dependent var	869.4172
S.E. of regression	639.8244	Akaike info criterion	15.76987
Sum squared resid	2.10E+08	Schwarz criterion	15.81089
Log likelihood	-4079.396	Hannan-Quinn criter.	15.78594
F-statistic	110.4022	Durbin-Watson stat	1.981831
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(BRAZIL) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=18)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-24.27417	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.975802	
	5% level	-3.418486	
	10% level	-3.131748	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BRAZIL,2)

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 16:15

Sample (adjusted): 1/15/2009 12/27/2018

Included observations: 520 after adjustments

www.SID.ir

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BRAZIL(-1))	-1.064857	0.043868	-24.27417	0.0000
C	66.57573	158.4207	0.420246	0.6745
@TREND("1/01/2009")	0.133548	0.525383	0.254192	0.7994

R-squared	0.532649	Mean dependent var	10.74808
Adjusted R-squared	0.530841	S.D. dependent var	2625.449
S.E. of regression	1798.305	Akaike info criterion	17.83283
Sum squared resid	1.67E+09	Schwarz criterion	17.85737
Log likelihood	-4633.536	Hannan-Quinn criter.	17.84244
F-statistic	294.6177	Durbin-Watson stat	1.993855
Prob(F-statistic)	0.000000		

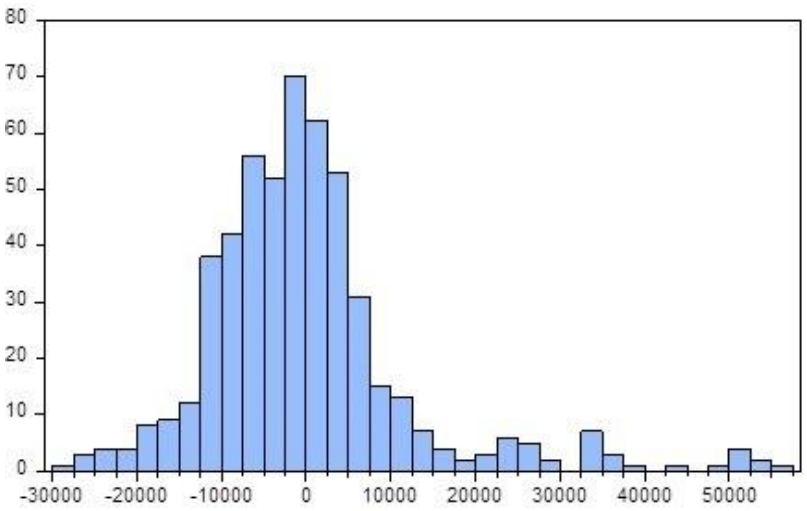
پیوست ب

آزمون نرمالیتی باقیمانده‌ها

LM-Test

تست آرچ

تست وایت



Series: Residuals
Sample 1/01/2009 12/27/2018
Observations 522

Mean	3.92e-11
Median	-1551.537
Maximum	56908.33
Minimum	-28126.67
Std. Dev.	12380.31
Skewness	0.671815
Kurtosis	3.850870
Jarque-Bera	5.496011
Probability	0.117181

www.SID.ir

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2860.127	Prob. F(2,510)	0.0000
Obs*R-squared	479.2698	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 18:42

Sample: 1/01/2009 12/27/2018

Included observations: 522

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1334.314	2157.885	0.618344	0.5366
BRAZIL	-0.048275	0.026349	-1.832092	0.0675
FRANKFURT	0.466643	0.645621	0.722782	0.4701
BOMBAY	-0.087339	0.129023	-0.676924	0.4988
TAIWAN	1.554056	0.497814	3.121764	0.0019
SHANGHAI	0.192398	0.401605	0.479071	0.6321
INDONESIA	-0.828336	0.655600	-1.263476	0.2070
PARIS	-2.666612	1.467651	-1.816925	0.0698
LONDON	1.404976	0.616684	2.278276	0.0231
KARACHI	-0.085137	0.051369	-1.657377	0.0981
RESID(-1)	1.082463	0.043695	24.77337	0.0000
RESID(-2)	-0.125628	0.044071	-2.850582	0.0045

R-squared	0.918141	Mean dependent var	3.92E-11
Adjusted R-squared	0.916376	S.D. dependent var	12380.31

www.SID.ir

S.E. of regression	3580.120	Akaike info criterion	19.22690
Sum squared resid	6.54E+09	Schwarz criterion	19.32478
Log likelihood	-5006.221	Hannan-Quinn criter.	19.26524
F-statistic	520.0231	Durbin-Watson stat	1.935653
Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	4719.031	Prob. F(1,519)	0.0000
Obs*R-squared	469.3777	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 18:43

Sample (adjusted): 1/08/2009 12/27/2018

Included observations: 521 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8339927.	5923341.	1.407977	0.1597
RESID^2(-1)	0.950807	0.013841	68.69520	0.0000

R-squared	0.900917	Mean dependent var	1.53E+08
Adjusted R-squared	0.900726	S.D. dependent var	4.01E+08
S.E. of regression	1.26E+08	Akaike info criterion	40.15156
Sum squared resid	8.29E+18	Schwarz criterion	40.16790
Log likelihood	-10457.48	Hannan-Quinn criter.	40.15796
F-statistic	4719.031	Durbin-Watson stat	1.297406

www.SID.ir

Prob(F-statistic)	0.000000		

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	21.55494	Prob. F(9,512)	0.0000
Obs*R-squared	143.4361	Prob. Chi-Square(9)	0.0000
Scaled explained SS	472.6865	Prob. Chi-Square(9)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/20/20 Time: 18:45

Sample: 1/01/2009 12/27/2018

Included observations: 522

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16024741	1.09E+08	-0.147500	0.8828
BRAZIL^2	0.068834	0.020985	3.280132	0.0011
FRANKFURT^2	-3.646605	3.094583	-1.178383	0.2392
BOMBAY^2	0.269508	0.239600	1.124827	0.2612
TAIWAN^2	-14.47565	2.606952	-5.552709	0.0000
SHANGHAI^2	-12.21006	6.441877	-1.895419	0.0586
INDONESIA^2	12.82091	6.803700	1.884403	0.0601
PARIS^2	53.81146	16.22661	3.316248	0.0010
LONDON^2	29.63315	10.87919	2.723837	0.0067
KARACHI^2	-0.186758	0.062301	-2.997685	0.0029
R-squared	0.274782	Mean dependent var		1.53E+08

www.SID.ir

Adjusted R-squared	0.262034	S.D. dependent var	4.01E+08
S.E. of regression	3.44E+08	Akaike info criterion	42.17090
Sum squared resid	6.07E+19	Schwarz criterion	42.25246
Log likelihood	-10996.61	Hannan-Quinn criter.	42.20285
F-statistic	21.55494	Durbin-Watson stat	0.165850
Prob(F-statistic)	0.000000		

www.SID.ir