نشریـه علمـی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال چهاردهم، شماره پنجاه‌ام
تابستان ۱۴۰۰

بررسی شکست‌های ساختاری و آشفتگی در بازار ارز بر سرریز نوسانات بین بازار ارز و بورس اوراق بهادار تهران

علیرضا عرفانی[۱]
محمد مهدی قلی زاده[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۷/۳۰

چکیده

با توجه به نوسانات و آشفتگی‌های شدید ارزی در اقتصاد ایران که سرمایه‌گذاری‌های فعالان بازار سرمایه را تحت شعاع قرار داده مقاله حاضر با هدف ارائه درک صحیح از نحوه جابجایی نوسانات بین بازارها در کشور تهیه شده است. در این مقاله از نرخ ارز در بازار آزاد (برخی دوره‌ها بازار سیاه) به عنوان یک متغیر و شاخص کل بورس تهران به عنوان متغیر دوم در قالب مدل واریانس ناهمسانی شرطی چند متغیره (MGarch) استفاده نموده‌ایم. نتایج بررسی‌های صورت گرفته، با استفاده از آزمون شکست و ریشه واحد GLS-Based، در دوره آذر ۱۳۸۷ تا پایان دیماه ۱۳۹۸، وجود پنج شکست ساختاری در سری زمانی را نشان می‌دهد که در سطح بازدهی مانا هستند. همچنین بررسی‌ها با استفاده از مدل‌های DCC و FDCC نشان می‌دهد بین دوبازار در طول دوره سرریز نوسان وجود دارد، و این سرریز در صورت لحاظ کردن شکست‌های ساختاری عملکرد متفاوتی را از خود نشان می‌دهد که درک بهتر از آن می‌تواند مورد توجه فعالان بازار سرمایه قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: آشفتگی بازار ارز، سرریز نوسانات، نرخ ارز، عملکرد بورس تهران، شکست‌های ساختاری.

۱- دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه سمنان، سمنان ،ایران. aerfani@semnan.ac.ir
۲- پژوهشگر، پژوهشکده امور اقتصادی و دارایی، تهران، ایران(نویسنده مسئول). mm.gholizadeh@gmail.com

۱- مقدمه

نوسانات نرخ ارز اثرات مختلفی در اقتصاد یک کشور به جای می‌گذارد. تغییرات مداوم در این بازار و تنوع سیاست‌های مرتبط با این حوزه، در کنار بروز آشفتگی‌های ارزی، مستقیما بر هزینه‌های خانوارها، بنگاهها و دولت تاثیرگذار است. نمونه‌های متفاوتی از این موضوع را می‌توان در اقتصاد ایران و طی سالهای مختلف، به ویژه بعد از انقلاب اسلامی ۱۳۵۷ مشاهده کرد که بازار ارز متاثر از تصمیم‌گیری‌های متفاوت و بعضا سلیقه‌ای بوده است و در نتیجه کل ساختار اقتصادی کشور تحت الشعاع قرار گرفته است.

در برخی دوره‌ها بانک مرکزی ایران نظام ارزی شناور مدیریت شده را انتخاب کرده، در دوره‌هایی مشاهده شده که نظام ارزی کشور (در عمل و بدون اعلام رسمی بانک مرکزی) نظام میخکوب-در دو نوع شدید و یا خزنده- بوده، در دوره‌های دیگر نیز از ساختار دو یا چند نرخی بهره جسته است. از طرف دیگر مشاهده می‌شود در برخی ایام (به طور خاص، دوره‌هایی که بازار با نوسانات شدید، نااطمینانی و آشفتگی مواجه است) بانک مرکزی، با هدف کنترل نرخ ارز، طرف تقاضا در بازار را هدف گرفته است. مشاهدات پژوهشگر از فضای اقتصاد ایران در این دوره‌ها نشان می‌دهد که بانک مرکزی با استفاده از ابزارهای مختلف تقاضا در بازار را هدف گذاری و امکان خرید ارز توسط اشخاص را به شدت محدود کرده است؛ محدودیت‌هایی نظیر تعیین شرایط مشخص جهت احراز صلاحیت متقاضیان خرید ارز، تعیین سقف خرید از دستگاههای پوز فروشگاهی در کنار افزایش زمان نقد شوندگی خریدها ، کاهش سقف نقل و انتقالات بانکی و امنیتی قلمداد شدن معاملات ارزهای خارجی. در نهایت مجموعه این محدودیت‌ها منجر به اخلال در عملیات بازار آزاد شده و شاهد آن بوده‌ایم که در دوره‌های ذکر شده بازار سیاه شکل بگیرد.

اخلال در عملیات بازار ازاد و نوسانات نرخ ارز، به دلیل الزاماتی که دارند، به ویژه در خصوص بازارهای مالی نظیر بازار سهام، مورد توجه بسیاری از متخصصان بوده است. چرا که در دوره‌های آشفتگی شدید در بازار ارز، سایر بازارها به سرعت واکنش نشان داده و بسته به نوع آشفتگی واکنش‌های متفاوتی را اتخاذ کرده اند.

لذا با در نظر داشتن جمیع موارد مطرح شده و اهمیت شناخت بهتر از اخلال در عملیات بازار و اخذ موضع مناسب توسط اشخاص در دوره‌های بروز آشفتگی بین بازار ارز و بورس، کانون تمرکز تحقیق حاضر، سرریز نوسان بین بازار ارز و سهام در ایران است. در ارتباط بین این دو بازار، دوره‌های شدیدی از تلاطم در بازار ارز ایران به چشم می‌خورد که در نتیجه عواملی مختلفی اعم از سیاسی و اقتصادی بوده اند؛ عوامل اقتصادی نظیر تغییر پارادایم محاسبه نرخ ارز، تعیین نظام ارزی (شناور، میخکوب و ...) و ضعف در شاخص‌های کلان اقتصادی ایران و یا تحولات سیاسی، مانند تحریم‌های بین‌المللی مربوط به برنامه هسته‌ای ایران یا خروج ایالات متحده از برجام.

۲- مروری بر ادبیات و پیشینه تحقیق

۲-۱- آشفتگی

هالت و همکاران (۲۰۰۴) آشفتگی بازار را به مثابه تغییرات سریع در ترجیحات خریداران، گسترش نیازها و خواسته‌ها، ورود و خروج مداوم خریداران از بازار تعریف کرده‌اند. این تعریف روی عدم اطمینان و عدم قدرت پیش‌بینی آینده بازار تاکید دارد. از منظر آماری، آشفتگی به پراکندگی پیرامون میانگین یا متوسط بازدهی یک دارایی اشاره دارد. این پراکندگی می‌تواند در طی فرایندهای درونی داخل یک بازار ایجاد شود یا این که عاملی خارج از بازار (به طور خاص متاثر نوسان و تلاطم در بازاری دیگر) داشته باشد. مطابق این تعریف، یکی از مهمترین جنبه‌های پرسش‌برانگیز درباره آشفتگی این است که آیا بروز آشفتگی و تغییرات آن، بازتابی از تحولات بازارهای دیگر است!

یکی از راه‌های سنجش آشفتگی، استفاده از انحراف معیار یا واریانس است. شوک‌های منفی و

مثبت روی سری‌های بازدهی بازار سهام، آثار متفاوتی دارند. هرچند که در بیشتر مدل‌های اقتصادی فرض می‌شود واریانس، به عنوان سنجه‌ای از نااطمینانی، در طی زمان ثابت است اما شواهد تجربی این فرض را رد می‌کنند و روی نیاز به درک درست از آشفتگی تاکید دارند (جیکوبسن[1]، ۲۰۱۸). پیشتر، انگل[2] (۱۹۸۲) نشان داد که سری‌های زمانی اقتصادی، پس از دوره‌هایی از سکون نسبی، دوره‌هایی از آشفتگی شدید نیز از خود نشان می‌دهند. از این روی، سری‌های زمانی به مقادیر گذشته خود وابستگی دارند و بسته به اطلاعات گذشته واریانس غیرثابتی خواهند داشت.

یکی از مهمترین پرسش‌های مربوط به آشفتگی بازار این است که آیا بروز آشفتگی و تغییرات آن، بازتابی از تحولات بازارهای دیگر است؟ برای نمونه آیا آشفتگی نرخ ارز، نرخ بهره یا قیمت کالاها از الگوی یکسانی تبعیت می‌کند؟ برخی مطالعات این ارتباط را نپذیرفته‌اند؛ از جمله اسمیت[3] (۱۹۸۸) بر اساس داده‌های ۱۹۶۷ تا ۱۹۸۷ نرخ برابری دلار در برابر ارزهای دیگر، نرخ بهره، قیمت فولاد و قیمت نفت خام نشان می‌دهد که از نظر آماری چنین ارتباط و وابستگی به چشم نمی‌خورد.

ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان و آشفتگی بازار نیز یکی دیگر از جنبه‌های پرسش‌برانگیز درباره آشفتگی بازار است. یافته‌های شوورت[4] (۱۹۸۹) نشان می‌دهد که:

- در مواقع رکود، آشفتگی بازار سهام بیشتر است.
- درباره امکان پیش‌بینی آشفتگی سهام در هنگام آشفتگی اقتصاد کلان از نظر کاهش تولید و کسادی بازرگانی، شواهد ضعیفی وجود دارد.
- درباره امکان پیش‌بینی آشفتگی بازار سهام در آینده بر اساس آشفتگی دارایی‌های مالی، شواهد نیرومندتری وجود دارد.
- اهرم مالی بر روی آشفتگی بازار سهام اثر می‌گذارد.

بعدها انگل و ساسمل[5] (۱۹۹۳) نوسان و آشفتگی بازارها را به دو نوع کلی داخلی یا مقطعی تقسیم کردند. نوع داخلی بدین معناست که نوسان کنونی در یک بازار در نتیجه نوسان گذشته همان بازار ایجاد شده است. اما در نوع مقطعی، فرض بر این است که نوسان گذشته بازاری که در دست بررسی است و بازارهای دیگر به نوسان بازار مد نظر می‌انجامد و مفهوم انتقال نوسان مطرح می‌شود. ادواردز[6] (۱۹۸۸) بر این باور است که در صورت دوام آشفتگی توان بنگاه‌ها برای استفاده کارامد از سرمایه موجود افت می‌کند، چون نیاز دارند درصد بزرگتری از سرمایه‌گذاری‌های نقدی یا شبه نقد خود را حفظ کنند تا در نهایت به وام‌دهندگان و تنظیم‌کنندگان مقررات اطمینان خاطر دهند. با این وجود هِمانث و همکاران[7] (۲۰۱۶) نیز برهان می‌آورند در نرخ‌های بالاتر آشفتگی سود یا زیان بالاتری برای فعالان بازار می‌تواند ایجاد شود.

۲-۲- سرریز نوسان

ساهو و همکاران[8] (۲۰۱۸) سرریز آشفتگی را به مثابه فرایندی تعریف می‌کنند که بی‌ثباتی یک بازار روی بازارهای دیگر اثر می‌گذارد. نوسانات یک معیار عدم اطمینان در مورد قیمت آینده یا تغییرات بازده دارایی‌ها است. البته باید گفت که مفهوم سرریز نوسانات همان سرایت است و معمولاً از وابستگی متقابل میان بازارهای اقتصادی نتیجه می‌شود و همین وابستگی است که موجب می‌شود شوک‌ها، اعم از جهانی یا محلی، به علت ارتباطات مالی بین کشورها منتقل شوند. همچنین سرریز نوسانات را می‌توان بدین شکل توصیف کرد که به دلیل ارتباطات بین بازارها این امکان وجود دارد که نوسانات از یک بازار به بازار دیگر منتقل شوند. سرریز نوسانات می‌تواند به‌عنوان شیوع اختلالات بازار مالی از یک نقطه از بازار مالی در یک کشور به کشور یا محلی دیگر و از یک متغیر به متغیر دیگر نیز معنی شود.

اثرات سرریز نوسانات، بویژه سرریز نوسان بین نرخ ارز می‌تواند به طور خاص مورد توجه قرار بگیرد. چرا که این نوسانات ممکن است اثرات منفی بر عملکرد بخش مالی یک کشور داشته باشند (بکتی و سلون۹ ۱۹۸۹). از سوی دیگر، همانطور که گفته شد، افزایش همگرایی بازارهای مالی در دهه‌های اخیر نیز انتقال اطلاعات بین آنها را تشدید نموده است. امروزه هر تکانه‌ای که در یک بازار تجربه می‌شود بازارهای دیگر را به سرعت تحت تاثیر قرار می‌دهد. این مساله اهمیت درک صحیح از نحوه‌ی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات از یک بازار به بازار دیگر را بیش از پیش پررنگ می‌نماید.

تئوری‌های اقتصادی نیز به بررسی حرکت نوسانات پرداخته اند؛ تئوری‌هایی از قبیل رویکرد تراز پرداختها (دورنبوش، فیشر[۱۰] ۱۹۸۰) و رویکرد پورتفولیوی برنسون[۱۱] (۱۹۸۱)، که اشاره می‌کنند نوسانات بین بازار سهام و بازار ارز به وابستگی متقابل همبستگی مالی و کارایی بازار کشور، و اینکه اقتصاد غالبا صادر کننده است یا وارد کننده، بستگی دارد (موامبولی و همکاران[۱۲] ۲۰۱۶).

البته درباره رابطه پویای مابین نرخ ارز و قیمت سهام هنوز توافق عمومی وجود ندارد، به طوری که می‌توان دو دیدگاه کلی در این خصوص را از یکدیگر تفکیک کرد: دورنبوش و فیشر (۱۹۸۰) با طرح مدل‌های جریان‌گرا فرض می‌کنند که حساب جاری کشور و تراز تجاری دو عامل مهم تعیین کننده نرخ ارز هستند. بر این اساس تغییرات در رقابت بین‌المللی و تراز تجاری بر متغیرهای واقعی اقتصاد، همچون تولید و درآمد واقعی و نیز بر جریان نقدینگی جاری و آتی شرکتها و قیمت سهام، اثر می‌گذارد. مطابق این مدل، کاهش ارزش پول داخلی (افزایش در نرخ ارز) با ارزان کردن قیمت جهانی کالای تولید داخل، شرکت‌های داخلی را در بازار بین‌المللی رقابتی‌تر کرده و صادرات آنها را افزایش می‌دهد. این افزایش صادرات به نوبه‌ی خود قیمت سهام شرکتها را افزایش می‌دهد و بنابراین در این مدل‌ها بین نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ی مستقیمی وجود دارد.

دیدگاه دوم به دیدگاه مدل‌های سهام‌گرا (پورتفولیو) معروف هستند. در این مدل‌ها فرض می‌شود که حساب سرمایه عامل تعیین کننده نرخ ارز است. این مدل‌ها شامل مدل توازن پورتفولیو و مدل پولی می‌باشند. در مدل پورتفولیو برنسون (۱۹۷۶) چنین عنوان می‌کند که رابطه‌ای منفی میان نرخ ارز و قیمت سهام وجود دارد. مطابق این مدل کاهش قیمت سهام باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی شده که این امر منجر به تقاضای کمتر برای پول و همچنین نرخ بهره پایین‌تر می‌شود. در ادامه چنین استدلال می‌کند که کمتر شدن نرخ بهره منجر به خروج سرمایه به سمت بازارهای خارجی شده و، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، کاهش ارزش پول داخلی و گران‌تر شدن نرخ ارز را به همراه خواهد داشت. و در نهایت دیدگاه سومی نیز وجود دارد که بر اساس مدل پولی گاوین (۱۹۸۹) شکل گرفته که اینگونه نتیجه می‌گیرد که میان نرخ ارز و قیمت سهام رابطه‌ای وجود ندارد (الویی[۱۳]، ۲۰۰۷).

در کنار این کانالهای سرریز نوسان کانالهای دیگری وجود دارد که به صورت سرریز نوسان بین بازارهای مالی مشابه با بازارهای مالی خارج از کشور خود را نشان می‌دهد و فراتر از پیوندهای اقتصادی است. کینگ و وادهاونی[۱۴] (۱۹۹۰) اینگونه توضیح میدهد که رفتار عقلایی معمول عاملان اقتصادی که مبتنی بر تفسیر اطلاعات دریافتی از تغییرات قیمت دیگر بازارهاست کانالی برای سرایت نوسان بین بازارهای مالی ایجاد می‌کند. ایتو و لین (۱۹۹۴) بر این باورند که وقتی عاملان اقتصادی افت قیمت در سایر بازارها را مشاهده کنند ریسک گریز شده و در واکنش به این افت قیمت سیاست سرمایه‌گذاری خود را تغییر می‌دهند.

در نهایت باید گفت که در کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، که از درجه بالایی از بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی برخوردار هستند، نوسانات

نرخ ارز، قیمت سهام و سایر متغیرهای مهم کلان نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی بیشتر بوده و این نوسانات نیز به نوبه خود محیط ناامنی برای سرمایه‌گذاران ایجاد کرده است که در نتیجه باعث می‌شود سرمایه‌گذاران نتوانند به سهولت و با اطمینان در مورد سرمایه‌گذاری‌های آتی خود تصمیم‌گیری کنند. لذا به منظور افزایش سرمایه‌گذاری و به تبع آن دستیابی به رشد بلندمدت و مداوم اقتصادی، توجه به بازار سرمایه، به خصوص بورس اوراق بهادار، و سایر عوامل تاثیرگذار بر شاخص قیمت (نظیر نرخ ارز و نااطمینانی‌های ارزی) از اهمیت ویژه‌ای برخوردار خواهد بود.

۲-۳- عوامل تاثیرگذار بر نرخ ارز

فرای نوع نظام ارزی کشورها، این عرضه و تقاضا هستند که به عنوان عامل اصلی اثرگذار بر نرخ ارز شناخته می‌شوند. لیکن باید توجه داشت که عرضه و تقاضا خود تحت تاثر مجموعه‌ای از عوامل دیگر می‌باشند؛ عواملی که در سه دسته کلی اقتصادی، سیاسی و روان‌شناسی بازار قرار می‌گیرند (لیونز[15]، ۲۰۰۱).

الف) عوامل اقتصادی: عوامل اقتصادی عبارتند از: ۱- سیاست اقتصادی، اعمال شده توسط سازمانهای دولتی و بانک مرکزی، ۲- شرایط اقتصادی، که عموما از طریق گزارش‌های اقتصادی و سایر شاخص‌های اقتصادی آشکار می‌شود(لیونز، ۲۰۰۱).

ب) شرایط سیاسی: شرایط و رویدادهای سیاسی داخلی، منطقه‌ای و بین‌المللی که می‌توانند تاثیرات عمیقی بر بازار ارز داشته باشند(لیونز، ۲۰۰۱). همچنین مناقشات سیاسی، برخوردهای نظامی، ناهنجاری‌های اجتماعی و شایعات منفی همگی می‌توانند ارزش پول ملی را کاهش دهند (صباغ کرمانی و شقاقی، ۱۳۸۴).

پ) روان‌شناسی بازار: روان‌شناسی بازار و درک تجار از جنبه‌های مختلفی می‌تواند بر بازار ارز تاثیر بگذارد؛ جنبه‌هایی نظیر: فرار سرمایه به سمت پناهگاههای سرمایه‌گذاری، انتظار تکرار در روند بلند مدت، توجه بیش از حد (تحت تاثیر شایعات و اخبار) به وقایع تا نرخ حقیقی ارز، اثر آمار و ارقام اقتصادی بر رفتار فعالان بازار (امروز فعالان به کدام عدد یا آمار اقتصادی توجه بیشتری دارند؟) و در نهایت تصمیمات معامله‌گران تکنیکالیست (که الگوهای نموداری را مبنای خرید و فروش قرار می‌دهند).

۲-۴- عوامل تاثیرگذار بر شاخص بورس

عوامل زیادی در تعیین قیمت سهام شرکت‌ها موثر هستند. بخشی از این عوامل داخلی و بخشی نیز ناشی از وضعیت متغیرهایی است که خارج از محدوده اختیارات مدیریت شرکت هستند. بر این اساس می‌توان عوامل موثر بر قیمت سهام را به دو دسته داخلی و خارجی تقسیم کرد.

الف) عوامل داخلی: این عوامل را می‌توان عایدی هر سهم (EPS)، سود تقسیمی هر سهم (DPS)، نسبت قیمت بر درآمد (P/E)، افزایش سرمایه و سایر عوامل درون شرکتی بر شمرد.

ب) عوامل بیرونی: این عوامل آن دسته وقایعی را شامل می‌شوند که خارج از اختیارات شرکت بوده ولی بر قیمت سهام شرکت تاثیرگذار هستند. نظیر: عوامل سیاسی (جنگ، صلح، تغییر ارکان سیاسی و ...)، عوامل اقتصادی (رونق، رکود و ...) (کریم زاده، ۱۳۸۵).

۳- مطالعات تجربی

در خصوص آشفتگی بازار یکی از مهمترین پرسش‌هایی که مطرح می‌شود این است که آیا بروز آشفتگی و تغییرات آن بازتابی از تحولات بازارهای دیگر است؟ برای نمونه آیا آشفتگی نرخ ارز، نرخ بهره یا قیمت کالاها از الگوی یکسانی تبعیت می‌کنند؟ برخی از مطالعات این ارتباط را نپذیرفته‌اند؛ از جمله اسمیت[16] (۱۹۸۸) که بر اساس داده‌های ۱۹۶۷ تا ۱۹۸۷ نرخ برابری دلار در برابر ارزهای دیگر، نرخ بهره، قیمت فولاد و قیمت نفت خام را بررسی می‌کند و

نشان می‌دهد که از نظر آماری چنین ارتباط و وابستگی به چشم نمی‌خورد.

مورلی[17] (۲۰۰۲)، با مطالعه داده‌های مالی انگلستان از ژانویه ۱۹۶۷ تا دسامبر ۱۹۹۵، رابطه بین آشفتگی مشروط بازار سهام و آشفتگی مشروط اقتصاد کلان را با استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ تخمین زد. تولید صنعتی، عرضه پول، تورم و نرخ ارز متغیرهای اصلی مورد استفاده مورلی بود و نتیجه مطالعات او تایید سرریز نوسان بین بازارها بود.

هارتمن و پیتز[18] (۲۰۰۶) در مطالعه خود نشان دادند که در طول سالهای ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۶ بین بازدهی سهام و نرخ ارز، در کشورهای آمریکا، ایتالیا، آلمان و فرانسه، رابطه غیر خطی وجود دارد. هووآ[19] (۲۰۰۸) نیز رابطه بین نرخ واقعی ارز و قیمت سهام در چین را در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۱ تا ژوئن ۲۰۰۹ بررسی کرد و با تکیه بر الگوهای خودرگرسیون برداری و خودرگرسیون ناهمسیان واریانس شرطی چند متغیره به این نتیجه رسید که رابطه تعادلی بلند مدت بین نرخ واقعی ارز و قیمت سهام تایید نمی‌شود. با این وجود، آدمیر و دمیرهان[20] (۲۰۰۹) در مطالعه روابط میان قیمت سهام و نرخ ارز در ترکیه به این نتیجه رسیدن که بین نرخ ارز و تمام شاخص‌های بازار سهام رابطه علت و معلولی دو طرفه وجود دارد.

در زمینه مطالعه مستقیم سرریز آشفتگی بین بازار ارز و سهام، بیر و هبین[21] (۲۰۰۸) پویایی‌های بازار سهام و بازار ارز اقتصادهای نوظهور و اقتصادهای صنعتی پیشرفته را مطالعه کردند. آنها با استفاده از روش EGARCH به این نتیجه رسیدند که سرریز نوسان از بازار ارز به بازار سهام در کانادا، ژاپن، هند و ایالات متحده وجود دارد. همچنین، در بازارهای سهام و ارز اقتصادهای توسعه یافته نوسانات دائمی وجود ندارد، اما در اقتصادهای نوظهور عکس این حالت مشاهده می‌شود.

در مطالعات جدیدتر، ییلماز[22] (۲۰۱۰) سرریز آشفتگی و بازدهی بازارهای سهام آسیای شرقی را بررسی کرد. او با اتکا به تجزیه واریانس خطاهای پیش‌بینی از یک خوددرگرسیون برداری، شاخص‌های آشفتگی و بازدهی را استخراج کرده و تفاوت رفتار بین بازدهی و سرریز آشفتگی شاخص‌ها در طی زمان را نشان داد. بر اساس یافته‌های این مطالعه، بین رفتار شاخص‌های سرریز آشفتگی و بازدهی بازارهای شرق آسیا، در طی زمان، تفاوت‌های اساسی وجود دارد. همچنین، در حالی که شاخص سرریز بازدهی بازارهای سهام آسیای شرقی یکپارچگی فزاینده‌ای را نشان می‌دهد، شاخص سرریز آشفتگی در طی بحران بحران‌های اصلی بازار، به ویژه بحران مالی شرق آسیا، نوسانات معناداری دارد.

چاو و همکاران[23] (۲۰۱۴) اثر عدم قطعیت سیاسی ناشی از جنبش‌های انقلابی در کشورهای عربی یا به اصلاح «بهار عربی» بر روی آشفتگی بازار سهام منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا را با استفاده از مدل گارچ مطالعه کردند. طبق یافته‌های این مطالعه، واکنش بازارهای مالی اسلامی به رخدادهای سیاسی متجانس نبود، به طوری که، در عین افزایش شدید شاخص‌های بازارهای مالی اسلامی و متعارف در دوره تنش‌های سیاسی، بازارهای مالی متعارف دچار چنین آشفتگی نشدند.

بونگا[24]، طی مطالعه‌ای در سال ۲۰۱۹، با استفاده از مدل گارچ به تحلیل آشفتگی بازار سهام زیمباوه پرداخت. مدل‌های مورد استفاده بونگا شامل هر دو دسته مدل‌های متقارن و نامتقارن بود(GARCH(1,1)، GARCH-M(1,1)، IGARCH (1,1) و EGARCH(1,1)) و نتایج مطالعه او سرریز نوسان بین بازار ارز و بازار سهام را تایید کرد.

در مطالعات داخلی، ابونوری و همکاران (۱۳۹۳) اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران طی دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ را با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته دو متغیره بررسی کردند. نتایج این بررسی نشان می‌دهد انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای طلا و سهام ایران به صورت دو طرفه می‌باشد.

در ادامه، الوندی و عرفانی (۱۳۹۴) به بررسی داده‌های روزانه نرخ ارز و شاخص بورس تهران طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ با استفاده از مدل میانگین شرطی و مدل واریانس شرطی EGARCH پرداختند و تاثیر بحران مالی ۲۰۰۷ بر سرریز نوسانات در بازار ایران را بررسی کردند. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از آن است که در نوسانات در کل دوره از بازار ارز به بازار سهام و همینطور از بازار سهام به بازار ارز جابجا می‌شود. همچنین با بررسی زیر دوره‌ها نشان می‌دهند که در ایران، بر خلاف بسیاری از کشورهای در حال توسعه، بحران مالی موجب افزایش سرریزهای بین دو بازار نشده و حتی در دوره مورد بررسی سرریز نوسانات از بورس به بازار ارز وجود نداشته و این سرریز صرفا به صورت یکطرفه و ارز بازار ارز به بورس بوده است.

۴- روش تحقیق

۴-۱- داده‌ها

داده‌های اصلی تحقیق از شاخص کل بورس و نرخ ارز غیررسمی تشکیل شده اند که به صورت روزانه و در بازه زمانی آذر ۸۷ تا ابتدای بهمن ۹۸ به صورت روزانه گردآوری شده اند. داده‌های مربوط به نرخ ارز بازار غیررسمی (آزاد) از وب سایت آماری، اطلاعاتی ره‌آورد ۳۶۵ و داده‌های مربوط به شاخص کل بورس از وبسایت سازمان بورس و اوراق بهادار استخراج شده‌اند.

پیش از تجزیه و تحلیل داده‌ها آمارهای توصیفی هر دو سری زمانی نرخ ارز غیررسمی و شاخص کل به شرح جدول ۱ ارایه می‌شود. ارقام جدول نشان می‌دهد که هر دو سری زمانی از نظر کشیدگی و چولگی، ویژگی‌های آماری یکسانی دارند. آماره ژاک-برا فرض نرمال بودن را برای هر دو سری در سطح معناداری یک درصد قویا رد می‌کند.

البته باید گفت که لازم است تا در کنار بررسی آمارهای توصیفی، شکست ساختاری در داده‌ها نیز بررسی شود تا در نهایت چگونگی تغییرات در سرریز نوسان بین دوره‌های را بتوان بررسی کرد.

جدول ۱- آمارهای توصیفی متغیرهای تحقیق

	نرخ ارز	شاخص کل هم‌وزن
میانگین	39,757.7	74,336.56
میانه	33,570	65,279.3
حداکثر	186,680	411,211
حداقل	9,980	7,955.4
انحراف معیار	32,460.94	71,320.84
چولگی	2.094273	2.117762
کشیدگی	6.77803	7.883414
ژاک-برا	۱۶۸۲,۷	۴۶۶۹,۹
سطح معناداری	۰,۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۲- سوالات تحقیق

۱) آیا نوسانات در بازار ارز منجر به ایجاد نوسان در بورس تهران می‌شود؟

۲) آیا وجود تلاطم‌های ارزی می‌تواند منجر به ایجاد تلاطم‌های مشابه در بورس تهران شود؟

۴-۲- تصریح مدل

مدل تحقیق به صورت گارچ چند متغیره است؛ مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH) برای بررسی ارتباط نوسانات دو یا چند متغیر کاربرد دارد و به خاطر همین ویژگی، برای بررسی سرریز نوسانات بین دو بازار ارز و سهام در ایران، مورد استفاده قرار می‌گیرد. در خصوص چرایی استفاده از این مدل باید گفت که مدل گارچ چندمتغیره امکان برخورداری از دامنه وسیعی از کاربردها از جمله سرایت نوسان بین بازارها را دارد و از این روی، نسبت به دیگر مدل‌های گارچ مناسب‌تر است و برای بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر مبادلات، تولید و ارزش در ریسک (VaR)، کارایی بالایی داشته و مناسب ارزیابی می‌شود. این مدل که در قالب ۳ معادله (معادله‌های ۱ تا ۳) تصریح می‌شود. برای

تحلیل سرریز آشفتگی از رویکرد DCC متقارن یا ADCC استفاده می‌شود.

(۱) بازدهی شاخص بورس (ARMA(p,q)-GARCH(1,1))

$$X_t = \mu_t^x + \varepsilon_{tx}$$
$$\mu_t^x = \mu^x + \sum_{i=1}^{p} AR_i\left(X_{t-i} - \mu^x\right) + \sum_{j=1}^{q} MA_j \times \varepsilon_{t-j}^x + \sum_{k=1}^{K} EX_k \times DUM_{kt}$$
$$\varepsilon_t^x = \sigma_t^x v_t^x \rightarrow v_t^x \sim N(0.1)$$
$$\sigma_{xt}^2 = \omega_x + \alpha_x \varepsilon_{x(t-1)}^2 + \beta_x \sigma_{x(t-1)}^2$$

K :(No Structure Breakpoints+1)
DUM_{kt}: Structure Breakpoints dummy Variables

(۲) بازدهی نرخ ارز غیررسمی GARCH(1,1)

$$Y_t = \mu_t^y + \varepsilon_t^y$$
$$\varepsilon_t^y = \sigma_{yt} v_t^y \rightarrow v_t^y \sim N(0.1)$$
$$\sigma_{xt}^2 = \omega_y + \alpha_y \varepsilon_{y(t-1)}^2 + \beta_y \sigma_{y(t-1)}^2$$

(۳)DCC-GARCH معادله

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \rightarrow r_t = \begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix}.\mu_t = \begin{pmatrix} \mu_t^x \\ \mu_t^y \end{pmatrix}.\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{pmatrix}$$

$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} Z_t$. $H_t: t$ ماتریس واریانس شرطی در زمان

$$Z_t: Vector\ of\ iid\ errors\ s.t.\ E(t_t) = 0\ \&\ E(Z_t Z_t^T) = I$$
$$H_t = D_t R_t D_t \rightarrow D_t = diag\left(\sqrt{h_{1t}}\ .\ \sqrt{h_{2t}}\right).$$
$$R_t = Correlation\ Matrix$$
$$h_{it} = \omega_{it} + \alpha_i \varepsilon_{i(t-1)}^2 + \beta_i h_{i(t-1)}\ ,\ i=1:2$$
$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1}.\ Q_t = (1 - a_1 - b_1)\bar{Q} + a_1 \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^T + b_1 Q_{t-1}$$
$$\bar{Q} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \varepsilon_t \varepsilon_t^T.\quad Q_t^*$$
$$= \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22t}} \end{bmatrix}.\ q_{11}.q_{22}: \text{diagonal element of } Q_t$$

ADCC-GARCH:

$$Q_t = (1 - a_1 - b_1)\bar{Q} + a_1 \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^T + bQ_{t-1} + g_1 \bar{N} + g_1 N_{t-1} N_{t-1}^T$$
$$N_t = I[\varepsilon_t < 0]\ \&\ \bar{N} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} N_t N_t^T.$$

۴-۳- مراحل برآورد مدل

۴-۳-۱- مراحل برآورد مدل

برای آزمون شکست ساختاری، روی سری زمانی بازدهی نرخ ارز از الگوریتم بای و پرون[۲۵] (۲۰۰۳) استفاده شده است. بر اساس این الگوریتم، اانحراف از ثبات در قالب یک مدل رگرسیون خطی به صورت زیر آزمون می‌شود (فرمول شماره ۴):

(4) $y_i = x_i^T \beta + u_i$

می‌توان m نقطه شکست ساختاری را در نظر گرفت به طوری که ضرایب از یک رابطه رگرسیونی باثبات به یک رابطه متفاوت دیگر انتقال می‌یابند. بنابراین m+1 قطعه وجود دارد که در آن، ضرایب رگرسیون ثابت است و مدل به شرح فرمول شماره ۵ قابل بازنویسی است:

(5) $y_i = x_i^T \beta_j + u_i \qquad (i = i_{j-1} + 1 \dots i_j . j = 1 \dots m + 1)$

در رابطه بالا، j شاخص قطعه‌ها را نمایندگی می‌کند. در عمل نقاط شکست i_j باید تخمین زده شود. تخمین نقاط شکست بر اساس حداقل مربع جملات پسماند (RSS) انجام می‌پذیرد. با انجام این آزمون در نرم‌افزار R شکست‌های ساختاری متعدد برای داده‌های سری زمانی شناسایی شد.

لذا با توجه به مشاهده تکثر شکست‌های ساختاری در سری زمانی و به دلیل محدودیت‌های آزمون‌های رایج ریشه واحد در تعیین مانایی مدل در چنین حالت‌هایی، از مدل توسعه داده شده توسط کریون آی سیلویسترا[۲۶] و همکاران (۲۰۰۹) استفاده شد. این مدل بر روی پژوهش‌های کیم و پرون[۲۷] (۲۰۰۹) بنا نهاده شده و جدیدترین بررسی‌ها (پرون (۲۰۱۷)) کاربردی بودن آن را تایید می‌کند. معادله (۶) مدل آی سیلویسترا را تعریف می‌کند.

(6) $Y_t = d_t + u_t \quad , \quad u_t = \alpha\, u_{t-1} + \epsilon_t \ , \ t = 0, \dots, T$

و پنج آزمون مختلف $P_t^{GLS}(\lambda^0)$, $MZ_\alpha^{GLS}(\lambda^0)$, $MSB^{GLS}(\lambda^0)$, $MZ_t^{GLS}(\lambda^0)$, $MP_T^{GLS}(\lambda^0)$ با فرض صفر اشکال در ریشه واحد یا همان وجود ریشه واحد آزمون‌های مدل را تشکیل می‌دهند. و به ترتیب بر اساس توابع زیر تعریف می‌شوند.

$$P_t^{GLS}(\lambda^0) = \frac{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha} S(1-\lambda^0)}{S^2(\lambda^0)}$$

$$MZ_\alpha^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_t^2 - S(\lambda^0)^2) - \left(2T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2\right)^{-1}$$

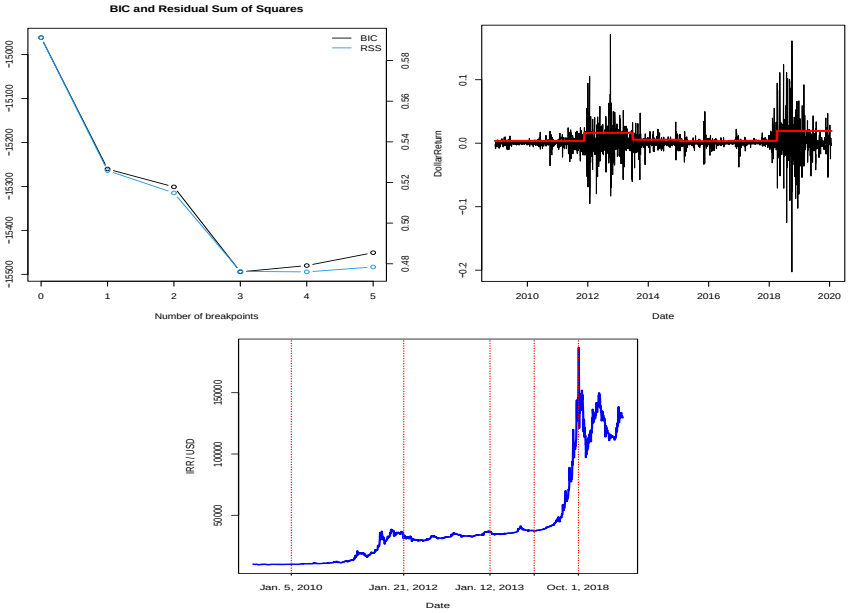
$$MSB^{GLS}(\lambda^0) = \left(S(\lambda^0)^{-2}\, T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2\right)^{\frac{1}{2}}$$

$$MZ_t^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_t^2 - S(\lambda^0)^2)\left(4S(\lambda^0)^2\, T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2\right)^{-\frac{1}{2}}$$

$$MP_T^{GLS}(\lambda^0) = \left[\frac{c^{-2}\, T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\tilde{y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c})T^{-1}\tilde{y}_T^2}{SD}\right]$$

این آزمون همزمان به تشخیص شکست‌های ساختاری و آزمون ریشه واحد می‌پردازد. شکست‌های ساختاری مبتنی بر الگوریتم بای پرون (۲۰۰۳) شناسایی شده و برای افزایش ضریب اطمینان آزمون از مدل پیشنهادی الیوت و همکاران[۲۸] (۱۹۹۶) بهره می‌گیرد. این مدل همچنین آزمون‌های پیشنهادی پرون و رودریگز[۲۹] (۲۰۰۳) و انگ[۳۰] و پرون (۲۰۰۱) را نیز به سنجه می‌گذارد. جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد و شناسایی نقاط شکست را نشان می‌دهد. که با توجه به نتیجه آزمون در سطح عددی داده‌ها مانایی تایید نشد، لیکن در بازدهی نرخ ارز وجود اخلال در مانایی مدل تایید نمی‌شود.

با توجه به نتایج آزمون و شناسایی ۵ نقطه شکست ساختاری، گروه بندی زمانی داده‌ها به صورت ۶ دوره خواهد بود. خروجی این آزمون به شرح نمودار ۱ (سمت چپ) نشان داده شده است. بر اساس هر دو معیار حداقل مربع جملات پسماند و BIC کمترین مقادیر برگزیده می‌شود که با توجه به شکل نمودار، شش نقطه پایینی به عنوان نقاط شکست شناسایی شده‌اند. همچنین نقاط شکستی که در آزمون مبتنی بر آزمون شکست بای و پرون شناسایی شد با خط قرمز روی قدرمطلق بازدهی نرخ ارز بازار غیررسمی (تصویر سمت راست نمودار ۱) ترسیم شده است. این خط شکسته قرمز، تلاطم‌های بازار آزاد ارز (دلار) را منعکس می‌سازد. این تلاطم در مقاطعی که آزمون شناسایی کرد نشان داده شده است.



نمودار ۱ – نقاط شکست ساختاری داده‌های سری زمانی بازدهی نرخ ارز

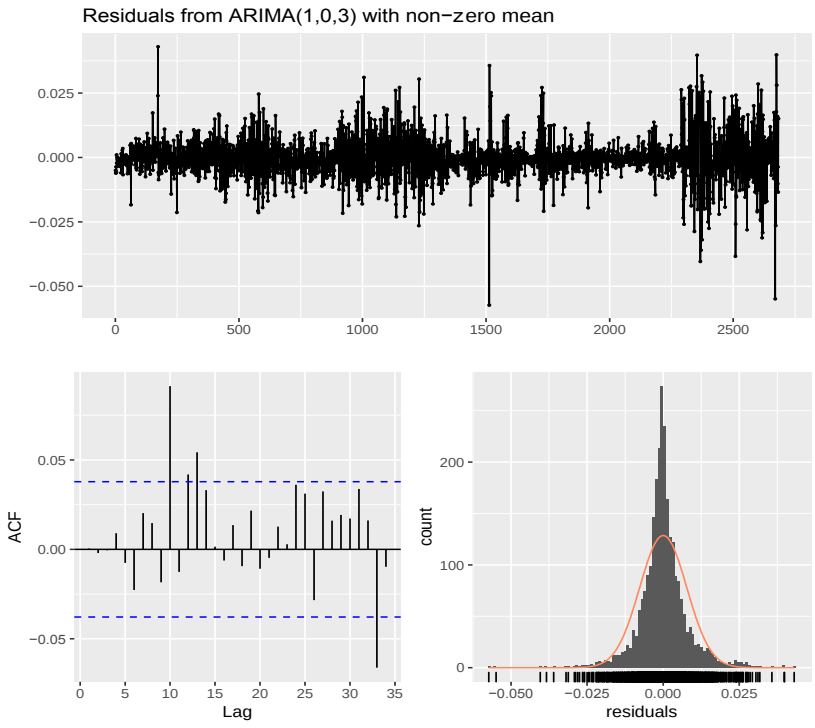
منبع: محاسبات تحقیق

۴-۳-۳- برازش *ARIMA*

پیش از اجرای مدل گارچ، باید خصوصیات ARIMA داده‌ها مشخص شود. این قسمت به شناسایی بهترین مدل ARIMA برای هر دو سری زمانی بازدهی نرخ ارز و بازدهی شاخص بورس اختصاص دارد. معیار انتخاب بهترین مدل، معیار آکائیک (کوچکترین مقدار آماره آکائیک) است. مرور ارقام آماره AIC برای داده‌های نرخ ارز نشان می‌دهد که عدد ۱۴۳۱۵,۴۸- کوچکترین عدد آماره آکائیک بوده و از این روی ARIMA(2,0,3) بهترین مدل ARIMA برای بازدهی نرخ ارز بوده و با مرور ارقام آماره AIC عدد ۱۸۴۵۵,۹۸- به عنوان کوچکترین عدد آماره آکائیک بدست آمده و بر همین مبنا، مدل ARIMA(1,0,3) مناسب‌ترین مدل برای بازدهی شاخص بورس خواهد بود.

اما باید گفته شود که صرفا نمی‌توان به معیار آکائیک بسنده کرد و این مدل می‌بایست بر اساس ساختار ARIMA نیز برازش شود. از این روی، هر دو سری زمانی بر اساس مقدار آماره آکائیک بدست آمده برازش داده می‌شود و نتیجه آن امکان قضاوت نهایی درباره ARIMA بهینه را میسر می‌سازد. در نهایت بررسی‌ها نشان می‌دهد که برای بازدهی کل بورس ARIMA(1,0,3) و برای بازدهی دلار ARIMA(2,0,3)، بهینه است. این تایید ضرایب بر اساس مقایسه مقدار احتمال بوده است که برای احتمال بزرگتر از ۰,۱، ضرایب رد شده‌اند.

همچنین برازش پسماندهای سری زمانی شاخص کل بورس بر اساس ARIMA تاییدشده در محاسبات مدل را می‌توان در قالب نمودار ۲ مشاهده کرد. وضعیت ACF بهینگی ARIMA را تایید می‌کند. اما همانطور که در برازش پسماندهای سری زمانی نیز مشاهده می‌شود برای بازدهی نرخ ارز، فقط intercept معنادار است که ساختاری مشابه نوفه سفید دارد و وضعیت پسماندها، ACF و PACF آن در قسمت پایینی نمودار نشان داده شده است.



نمودار ۲- ساختار ARIMA برای داده‌های تحقیق

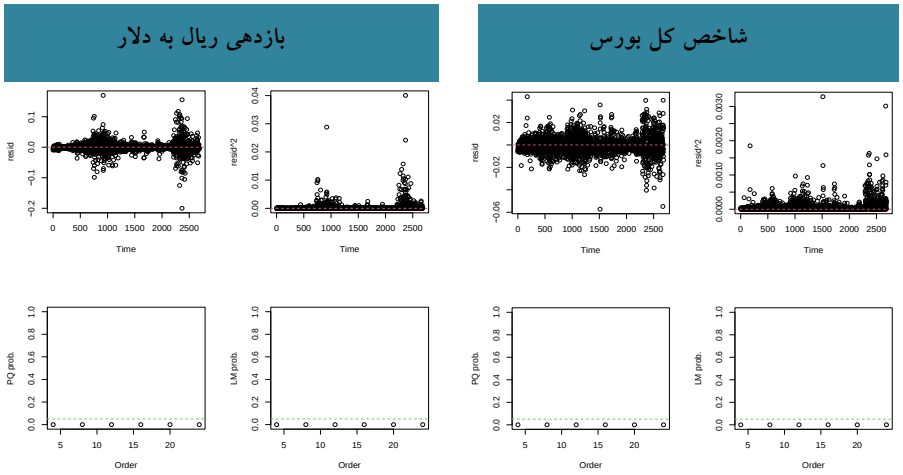
منبع: محاسبات تحقیق

۴-۳-۴- آزمون *ARCH*، مدل *GARCH* و تجزیــه و تحلیل داده‌ها

پیش از اجرای مدل گارچ وجود یا عدم وجود ساختار ARCH در داده‌ها آزمون شده و فرضیه H0 و H1 در آزمون آرچ مبتنی بر وجود یا عدم وجود واریانس‌ناهمسانی در نظر گرفته شده است. برای بررسی ساختار آرچ از دو آزمون پورتمانتو- کیو و ضرایب لاگرانژ استفاده شده است. نتایج این آزمون برای هر دو داده، یعنی مقدار احتمال آماره‌های هر دو آزمون (کوچکتر از ۰،۰۵) برای بازدهی نرخ ارز آزاد و بازدهی کل بورس، تاییدکننده وجود ساختار آرچ در داده‌هاست.

نمودار ۳، وضعیت پسماندها و توان دوم پسماندها در کنار مقادیر احتمال آزمون‌های آرچ را نشان می‌دهد که ACF و PACF مربوط به آزمون آرچ نیز ساختار ARCH داده‌های تحقیق را تایید می‌کند.

نمودار ۳- وضعیت پسماندها و نمودار آزمون ساختار آرچ برای بازدهی دلار و بازدهی کل بورس



منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به شناسایی پنج نقطه شکست ساختاری در داده‌های بازدهی روزانه نرخ ارز، این شکست‌ها به صورت متغیر مجازی در مدل وارد می‌شود و بر اساس آن، مدل گارچ بازدهی بورس، و با در نظر گرفتن اثر نوسانات روزانه قیمت قیمت دلار، اجرا می‌شود. البته تغییر ساختارها که به دست می‌آید در شش بازه زمانی به صورت ۰ و ۱ وارد می‌شود، چرا که به دلیل صفر و یک بودن و عدم وجود نوسان نمی‌توان آن را به عنوان رگرسور واریانس وارد مدل کرد، و نهایتا رگرسور میانگین یا بازدهی وارد مدل می‌شود. اکنون متغیر دیگری وارد مدل می‌شود که به عنوان رگرسور واریانس در گارچ وارد شود. این متغیرهای دامی به عنوان رگرسور میانگین وارد مدل می‌شود اما برای رگرسور واریانس، نسبت حداکثر به حداقل دلار روزانه که دارای نوسان است به عنوان رگرسور واریانس وارد مدل می‌کنیم.

در این قسمت با استفاده از نرم افزار و بررسی نتایج اولیه و نهایی مدل‌های مختلف گارچ بررسی شده و با توجه به معیارهای آکاییک[۳۱]، حنان-کویین[۳۲]، بایس[۳۳]، شیباتا[۳۴] و همچنین با در نظر گرفتن میزان لگاریتم راست‌نمایی از میان مدل‌های DCC، ADCC، Copula و FDD مدل آخر انتخاب شده و در تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده می‌شود. (نتایج اولیه مقایسه مدل‌های بررسی شده در جدول ۳ قابل مشاهده است).

همچنین با توجه به اینکه مدل گارچ از یک قسمت ARIMA، یک قسمت میانگین و یک قسمت واریانس برخوردار است و نظر به ساختار ARIMA(1,0,2) ضرایب AR(1)، MA(1) و MA(2)

در قسمت میانگین، ضرایب mxreg در قسمت متغیرهای دامی و ضریب vxreg به عنوان رگرسور واریانس (حداکثر به حداقل نرخ روزانه دلار غیررسمی) در مدل قرار داده شده است. برای قسمت واریانس نیز حالت (۱و۱) در نظر گرفته می‌شود. برای بازدهی نرخ ارز نیز ابتدا مدل گارچ به صورت مجزا بررسی شده و سپس هر دو داده در کنار یکدیگر (MGARCH) تحلیل خواهند شد. هدف از بررسی مجزا و توام داده‌ها در قالب مدل گارچ، ارزیابی تاثیر متغیرهای مجازی در این دو حالت است. در نتیجه اجرای مدل گارچ برای دلار غیررسمی چون متغیر مجازی بر اساس ساختار سری زمانی بازدهی نرخ ارز استخراج شده است در اجرای مدل گارچ این سری زمانی استفاده از متغیر مجازی ممکن نبود. به‌همین خاطر گارچ برای کل سری زمانی اجرا می‌شود و در نتیجه گارچ مبتنی بر واریانس برای آن به اجرا در آمد. مولفه μ به ساختار intercept در شناسایی مدل ARIMA مربوط می‌شود، مولفهω مقدار ثابت واریانس و آلفا و بتا ضرایب واریانس هستند که با توجه به مقدار احتمال، معناداری هر چهار ضریب (۱ و۲ از آلفا؛ اومگا؛ ۳، ۴ و ۸ از بتا) تایید شده‌اند (جدول ۴).

بنابراین در مدل ناهمسانی وریانس شرطی تعمیم یافته بدون در نظر گرفتن متغیرهای مجازی ساختاری نشان دهنده تاثیر متقابل اخبار و نوسانات در هر بازار بر نوسانات بازار دیگر است و با توجه به عدم معناداری برخی ضرایب واریانس بتا، می‌توان گفت سرریز نوسانات عمدتا از بازار ارز به بورس جریان دارد.

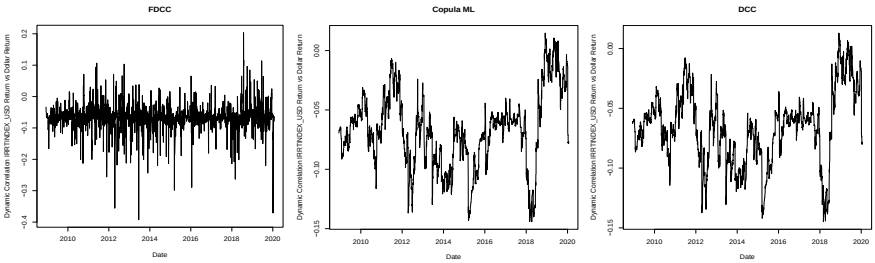
برای مدل MGARCH نیز با در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری از دو متغیر اصلی بازدهی بورس و بازدهی نرخ ارز استفاده شده‌اند. این داده‌ها در خروجی نرم‌افزار به صورت Asset-1 و Asset-2 نشان داده می‌شود که اولی معرف بازدهی بورس و دومی معرف بازدهی نرخ ارز است. همانطور که پیشتر نیز گفته شد، مدل‌های مختلف اجرا شدند که به دلیل مزیت FDCC نتایج نهایی این مدل در اینجا مطرح و قیاسی با نتایج مدل DCC نیز ارائه می‌شود. هر دو مدل ضرایب و مولفه‌هایشان بر اساس ARIMA و سایر آزمون‌ها طراحی شده‌اند.

برای مدل FDCC (1,1) و مولفه‌های ARIMA، شش متغیر دامی یا مجازی، اومگا، آلفا و بتا با اندیس ۱ برای بازدهی شاخص کل بورس و با اندیس ۲ برای بازدهی نرخ ارز همراه با ضریب اومگا برای هر دو سری و FDCCA و FDCCB در نظر گرفته شده‌اند. در جدول ۴ که نتیجه اجرای این مدل را نشان می‌دهد، مولفه‌ی AR(1)، متغیرهای مجازی ۱ و ۴، مولفه‌های آلفا و MA(۱ و ۲) از بازدهی بورس و مولفه‌های MU، آلفا و بتا (۱ و ۲) از شاخص کل بورس معنی‌دار شده‌اند؛ به عبارت دیگر، در این مقاطع یک و چهار، شوک دلار روی بازدهی شاخص کل بورس معنادار بوده است. و آشفتگی بسته به مقطع زمانی و اثری که شکست ساختاری در مدل ایجاد می‌کند تغییر حالت داده یا وجود آن نشان داده نمی‌شود. همچنین ضرایب مشترک آرچ و قارچ در سطح خوبی معنادار هستند، که وجود سرریز نوسان بین دوبازار را تایید می‌کند.

با مقایسه ساختار مدل‌های اجرای شده که نمودار ۴ بیانگر سه مدل از آنهاست FDCC برتری بیشتری در تخمین دارد. علی ایحال، مقایسه ضرایب مدل‌های دیگر نیز موید همین موضوع است (جدول ۵). به طول مثال از ضرایب مشترک در مدل DCC صرفا ضریب مشترک گارچ تایید شده، همچنین عرض از مبدا، مولفه‌های AR و MA (۱ و ۲) و آلفا (۱ و ۲) و بتا ۲ از نرخ ارز و مولفه‌های عرض از مبدا، آلفا و بتا (۱ و ۲) از شاخص کل بورس معنادار هستند. که می‌توان به مثابه‌ی ارتباط ضعیف نوسانات بین دوبازار تلقی شود.

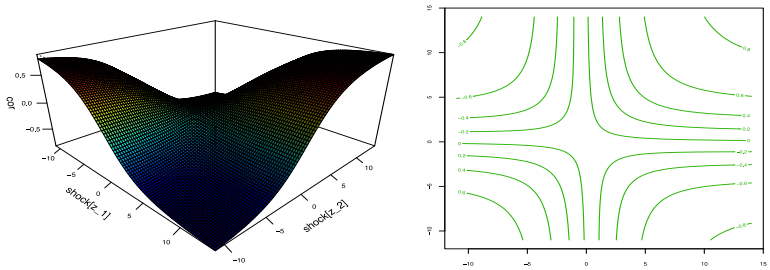
در نهایت، در نمودار ۵، اثر شوک جدید روی سه شاخص معرف بازدهی بورس (Asset-1ها) را در چارچوب مدل FDCC نشان داده شده است. شوک z-1 برای بازدهی بورس و شوک z-2 برای بازدهی ارز روی نمودار نشان داده شده است. این نمودار ساختار متقارن گارچ را منعکس می‌سازد.

نمودار ۴- ساختار اجرای مدل‌های DCC ، Copula ML و FDCC



منبع: خروجی نرم‌افزار R

نمودار ۵- اثر شوک جدید روی شاخص کل بورس مدل FDCC



منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۳-۴- بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس تجزیه و تحلیل داده‌ها در این تحقیق می‌توان نتایج مدل‌ها را به شرح زیر و در ارتباط با فرضیات تفسیر و نتیجه‌گیری کرد:

نتایج آزمون ARCH نشان داد که در ارتباط با فرضیه مبتنی بر وجود آشفتگی (واریانس متغیر) در داده‌ها، دلیلی برای نپذیرفتن آشفتگی وجود ندارد و از نظر آماری، آشفتگی در سری‌های زمانی تحقیق (بر اساس بازدهی آنها) تایید می‌شود. همچنین با تایید پنج نقطه شکست ساختاری و بررسی مدل با لحاظ کردن متغیرهای مجازی و بدون لحاظ کردن آنها نشانگر این است که در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری می‌تواند در تشخیص بهتر نوسانات بعدی بازار دوم کمک کند.

همانطور که تحلیل مدل‌های گارچ بر اساس رویکرد FDCC و DCC نیز نشان داد سرریز آشفتگی در دو مقطع ۱ و ۴ تایید می‌شود. و در مقاطعی که شکست ساختاری در بازار ارز رخ می‌دهد امکان بروز شکست در بورس نیز دیده محتمل خواهد بود.

در مدل گارچ مربوط به بازدهی بورس (شاخص کل)، فرضیه صفر آزمون Sign Bias به صورت اثر شوک‌های منفی و مثبت روی واریانس است که با توجه به مقادیر احتمال بزرگتر از ۰،۰۵ برای این آزمون، فرضیه صفر یعنی اثر شوک‌ها روی واریانس پذیرفته می‌شود.

بنابراین با توجه به نتایج مدل گارچ، فرضیه سرریز آشفتگی از بازار ارز به بازار سهام، در بررسی سری زمانی داده‌های نرخ ارز در بازار آزاد و شاخص کل بورس، نیز از نظر آماری قابل پذیرش است.

همچنین بررسی پویایی همبستگی بین دو بازار نشان می‌دهد که الگوی FDCC از توانایی بیشتری برخوردار است، ضمن اینکه همبستگی بین دوبازار در طول دوره به صورت خفیف منفی بوده که در اثر شوک‌های وارد شده به بازار تغییر جهت داده و اثر پذیری بازارها از یکدیگر را منعکس می‌کند. ضمن آنکه باید گفت عمدتا مسیر نوسانات با قدرت بیشتری از بازار ارز به بورس و با قدرت کمتری از بورس به بازار ارز منتقل می‌شوند.

در این خصوص می‌توان اینگونه بیان کرد که فعالان اقتصادی می‌تواند انتظار بروز شوک‌های ارزی را در بورس داشته باشند، لیکن شوک‌های رخداده در بورس الزاما به معنی تغییرات آتی در نرخ برابری ارز نخواهد بود. همچنین با توجه به اینکه افزایش بازدهی در بورس باعث کاهش نوسانات در بازار ارز می‌شود، دولت رونق در بورس تهران می‌تواند به کاهش تمایلات سفته بازی در بازار ارز کمک کند. اما باید توجه داشت.

فهرست منابع

* ابونوری، اسمعیل. عبداللهی، محمدرضا. حمزه، مصطفی.(۱۳۹۱). ارزیابی پویایی‌های رابطه بین نرخ ارز و شاخص سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل گارچ دومتغیره. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی،۱۷(۶۵):65-86
* عرفانی، علیرضا و الوندی، کاظم (۱۳۹۶)، بررسی تاثیر بحران مالی ۲۰۰۷ بر سرریز نوسانات بین قیمت سهام و نرخ ارز در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان.
* صباغ کرمانی, مجید, شقاقی شهری, وحید. (۱۳۸۴). عوامل موثر بر نرخ ارز واقعی در ایران (رهیافت خودرگرسیون برداری). *پژوهشنامه اقتصادی*5 (16) : 76-37
* کریم زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجعی در اقتصاد ایران .فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، ۸ (۲۶): ۵۴-۴۱.
* هاشمی, میرکی, & فؤاد. (۲۰۱۵). تأثیر ریسک آشفتگی مالی بر اثر اندازه و اثر ارزش. راهبرد مدیریت مالی, ۳(۱), ۷۱-۸۸.
* Aloui, C. (2007). Price and volatility spillovers between exchange rates and stock indexes for the pre-and post-euro period. Quantitative Finance, 7(6), 669-685.
* Aydemir, O., & Demirhan, E. (2009). The relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from Turkey. International Research Journal of Finance and Economics, 23(2): 207-215.
* Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. Journal of applied econometrics, 18(1), 1-22.
* Beer, F., & Hebein, F. (2008). An Assessment of the stock market and exchange rate Dynamics in industrialized and emerging markets. International Business & Economics Research Journal (IBER), 7(8).
* Becketti, S., & Sellon Jr, G. H. (1989). Has financial market volatility increased. Economic Review, 74, 17-30.
* Branson, W. H. (1976). Portfolio equilibrium and monetary policy with foreign and non-traded assets. Institute for International Economic Studies, University of Stockholm.
* Branson, W. H. (1981). Macroeconomic determinants of real exchange rates (No. w0801). National Bureau of Economic Research.
* Bonga, W. G. (2019). Stock Market Volatility Analysis using GARCH Family Models: Evidence from Zimbabwe Stock Exchange. MPRA Paper, (94201).
* Carrion-i-Silvestre, J., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks under Both the Null and the Alternative Hypotheses. Econometric Theory, 25(6), 1754-1792
* Chau, F., Deesomsak, R., & Wang, J. (2014). Political uncertainty and stock market volatility in the Middle East and North African (MENA) countries. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 28, 1-19.
* Dornbusch, R., & Fisher, S. (1980). Exchange Rates and the Current Account. American Economic Review.
* Döpke, J., Hartmann, D., & Pierdzioch, C. (2008). Real-time macroeconomic data and ex ante stock return predictability. International Review of Financial Analysis, 17(2), 274-290.
* Edwards, F. R. (1988). 5 Policies to Curb Stock Market Volatility.
* Engle, R. F., & Susmel, R. (1993). Common volatility in international equity markets. Journal of Business & Economic Statistics, 11(2), 167-176.

Internationalization of Equity Markets (pp. 309-343). University of Chicago Press.
* Lyons, R. K. (2001). The microstructure approach to exchange rates (Vol. 333). Cambridge, MA: MIT press.
* Morelli, D. (2002). The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility: Empirical evidence based on UK data. International Review of Financial Analysis, 11(1), 101-110.
* Murphy, J. J. (1999). Technical analysis of the financial markets: A comprehensive guide to trading methods and applications. Penguin.
* Perron, P. (2017). Unit roots and structural breaks.
* Schwert, G. W. (1989). Why does stock market volatility change over time?. The journal of finance, 44(5), 1115-1153.
* Sahoo, S., Behera, H., & Trivedi, P. (2018). Volatility spillovers between forex and stock markets in India. RBI Occasional Papers, 38(1 & 2), 33-63.
* Smith Jr, C. W. (1988). Market volatility: Causes and consequences. Cornell L. Rev., 74, 953.
* Tille, C., Stoffels, N., & Gorbachev, O. (2001). To what extent does productivity drive the dollar?. Current Issues in Economics and Finance, 7(8).
* Yilmaz, K. (2010). Return and volatility spillovers among the East Asian equity markets. Journal of Asian Economics, 21(3), 304-313.
* Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 987-1007.
* Gavin, M. (1989). The stock market and exchange rate dynamics. Journal of international money and finance, 8(2), 181-200.
* Hemanth Kumar, P., & Patil, S. B. (2015). Estimation & forecasting of volatility using ARIMA. In ARFIMA and Neural Network based techniques, Souvenir of the 2015 IEEE International Advance Computing Conference (Vol. 10, pp. 992-997).
* Hult, G. T. M., Hurley, R. F., & Knight, G. A. (2004). Innovativeness: Its antecedents and impact on business performance. Industrial marketing management, 33(5): 429-438.
* Jakobsen, J. S. (2018). Modeling Financial Market Volatility: A Component Model Perspective. Institut for Økonomi, Aarhus Universitet.
* Jaworski, B. J., & Kohli, A. K. (1993). Market orientation: antecedents and consequences. Journal of marketing, 57(3): 53-70.
* King, M., Sentana, E., & Wadhwani, S. (1990). Volatiltiy and links between national stock markets (No. w3357). National Bureau of Economic Research.
* Lin, W. L., & Ito, T. (1994). Price volatility and volume spillovers between the Tokyo and New York stock markets. In The

ضمائم (محاسبات تحقیق):

جدول شماره ۲ – آزمون ریشه واحد مبتنی بر GLS

Test statistics and critical values (5% level of significance)				Estimated Break Points
At level of data:				
PT Test	48.697017	cv(5%):	9.4530674	1- Jan. 12, 2010 2- Feb. 20, 2011 3- Mar. 15, 2012 4- May 28, 2013 5- Jul. 13, 2014
MPT Test	47.787268	cv(5%):	9.4530674	
ADF Test	-2.0395163	cv(5%):	-4.6506818	
ZA Test	-8.6132793	cv(5%):	-44.583508	
MZA Test	-8.5834391	cv(5%):	-44.583508	
MSB Test	0.23828328	cv(5%):	0.10627329	
MZT Test	-2.0452900	cv(5%):	-4.6506818	
At return of data:				
PT Test	3.5780236**	cv(5%):	9.1299626	1- Jan. 25, 2010 2- Jan. 21, 2012 3- Jun. 12, 2013 4- Nov. 26, 2014 5- Oct. 1, 2018
MPT Test	3.3789782**	cv(5%):	9.1299626	
ADF Test	-8.2528520**	cv(5%):	-4.8057117	
ZA Test	-133.09294**	cv(5%):	-46.468758	

MZA Test	-129.79061**	cv(5%):	-46.468758	
MSB Test	0.062008186**	cv(5%):	0.10384790	
MZT Test	-8.0480801**	cv(5%):	-4.8057117	
Note: ** indicates a significance level of 5%. Results are provided for the return; the variable rejects the null hypothesis at the 5% significance level. The values in the second column indicate critical values obtained through bootstrapping as in Carrion-i-Silvestre et al. (2009).				

جدول ۳- نتایج انتخاب مدل بهینه گارچ چندمتغیره

Covariance Coefiencet	GARCH MODEL	Hannan-Quinn	Shibata	Bayes	Akaike	Log-Likelihood
aDCC	(1,1)	-14.047	-14.067	-14.01	-14.067	18897.22
FDCC	(1,1)	-14.049	-14.069	-14.014	-14.069	18897.96
CopulaKendal	(1,1)	-14.047	-14.067	-14.01	-14.067	18897.22
CopulaML	(1,1)	-14.049	-14.069	-14.013	-14.068	18897.72

جدول ۴- نتیجه اجرای مدل FDCC(1,1)

	Model:	FDCC(1,1)		
	[VAR GARCH DCC UncQ]:	[0+22+2+1]		
Distribution:		Mvnorm		
Optimal Parameters	**Estimate**	**Std. Error**	**t value**	**Pr(>|t|)**
[Asset_1].mu	-0.00236	0.00105	-2.24420	0.02482
[Asset_1].ar1	0.99994	0.00063	1581.00	0.00000
[Asset_1].ma1	-0.60261	0.00003	-19826.0	0.00000
[Asset_1].ma2	-0.37848	0.00007	-5467.30	0.00000
[Asset_1].mxreg1	-0.00221	0.00143	-1.54320	0.04279
[Asset_1].mxreg2	-0.00216	0.00305	-0.70943	0.47806
[Asset_1].mxreg3	-0.00874	0.00619	-1.41240	0.15782
[Asset_1].mxreg4	-0.01447	0.00757	-1.91030	0.03809
[Asset_1].mxreg5	0.00104	0.00086	1.20760	0.22719
[Asset_1].alpha1	0.25452	0.06134	4.14900	0.00003
[Asset_1].alpha2	0.09909	0.02475	4.00370	0.00006
[Asset_1].beta1	0.03192	0.09306	0.34299	0.73161
[Asset_1].beta2	0.60809	0.10799	5.63100	0.00000
[Asset_1].vxreg1	0.00000	0.00000	2457.20	0.00000
[Asset_2].mu	0.00024	0.00010	2.33090	0.01976
[Asset_2].ar1	-0.46168	0.47153	-0.97911	0.32753
[Asset_2].ma1	0.51802	0.45918	1.12810	0.25926
[Asset_2].omega	0.00000	0.00000	0.67800	0.49777
[Asset_2].alpha1	0.24673	0.06645	3.71290	0.00021
[Asset_2].beta1	0.46143	0.19931	2.31510	0.02061
[Asset_2].beta2	0.29084	0.14263	2.03920	0.04143
[Joint]fdcca[g=1,P=1]	0.18187	0.05011	3.62960	0.00028
[Joint]fdccb[g=1,Q=1]	0.66666	0.11602	5.74630	0.00000

جدول ۵- نتیجه اجرای مدل DCC(1,1)

	Model:	DCC(1,1)		
	[VAR GARCH DCC UncQ]:	[0+22+2+1]		
Distribution:		Mvnorm		
Optimal Parameter	**Estimate**	**Std. Error**	**t value**	**Pr(>|t|)**
[Asset_1].mu	-0.00236	0.00105	-2.24400	0.02483
[Asset_1].ar1	0.99994	0.00063	1580.60	0.00000
[Asset_1].ma1	-0.60261	0.00003	-19822.0	0.00000
[Asset_1].ma2	-0.37848	0.00007	-5465.80	0.00000
[Asset_1].mxreg1	-0.00221	0.00144	-1.54180	0.12311
[Asset_1].mxreg2	-0.00216	0.00305	-0.70864	0.47855
[Asset_1].mxreg3	-0.00874	0.00620	-1.41090	0.15828
[Asset_1].mxreg4	-0.01447	0.00758	-1.90930	0.05622
[Asset_1].mxreg5	0.00104	0.00086	1.20780	0.22711
[Asset_1].omega	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000
[Asset_1].alpha1	0.25452	0.06143	4.14290	0.00003
[Asset_1].alpha2	0.09909	0.02470	4.01150	0.00006
[Asset_1].beta1	0.03192	0.09302	0.34316	0.73148
[Asset_1].beta2	0.60809	0.10798	5.63180	0.00000
[Asset_1].vxreg1	0.00000	0.00000	2458.50	0.00000
[Asset_2].mu	0.00024	0.00010	2.33350	0.01962
[Asset_2].ar1	-0.46168	0.47154	-0.97909	0.32754
[Asset_2].ma1	0.51802	0.45919	1.12810	0.25927
[Asset_2].omega	0.00000	0.00000	0.67832	0.49757
[Asset_2].alpha1	0.24673	0.06646	3.71230	0.00021

Model:	DCC(1,1)			
[VAR GARCH DCC UncQ]:	[0+22+2+1]			
Distribution:	Mvnorm			
Optimal Parameter	**Estimate**	**Std. Error**	**t value**	**Pr(>|t|)**
[Asset_2].beta1	0.46143	0.19934	2.31480	0.02063
[Asset_2].beta2	0.29084	0.14268	2.03840	0.04151
[Joint]dcca1	0.00423	0.00269	1.57330	0.11566
[Joint]dccb1	0.98290	0.00745	131.950	0.00000

یادداشت ها

[1]- Jakobsen
[2]- Engle, R. F.
[3]- Smith, C.
[4]- Schwert, G.
[5]- Engle, R. F., & Susmel, R.
[6]- Edwards, Franklin. R.
[7]- Hemanth, et al.
[8]- Sahoo, Sudarsana, et al
[9]- Becketti and sellon
[10]- Dorenbuch and Fischer
[11]- Branson
[12]- Mwambuli et al.
[13]- Chaker Aloui
[14]- King and Wadhwani
[15]- Lyons, R. K.
[16]- Smith, C.
[17]- Morelli, D.
[18]- Hartman, D., & Pierdzioch, C.
[19]- Hua
[20]- Aydemir, O., & Demirhan, E.
[21]- Bear, F. and Hebein, F.
[22]- Yilmaz, K.
[23]- Chau, F. et al.
[24]- Bonga, W. G.
[25] - Bai & Perron
26- Carrión-i-Silvestre et al.
[27] - Kim & Perron
[28]- Elliott, Rothenberg, and Stock (1996)
[29]- Rodríguez
[30]- NG
[31]- Akaike
[32]- Hannan-Quinn
[33]- Bayes
[34]- Shibata