



اثر بحران های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای مالی توسعه یافته و ایران

قدرت‌اله امام وردی^۱
سیده محبوبه جعفری^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۱۷

چکیده

این مطالعه اثر بحران های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای توسعه یافته، نوظهور و ایران را طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۳ بصورت روزانه مورد بررسی قرار داده است. برای این منظور جهت شناسایی بحران های مالی در بازارهای مالی، ابتدا تغییرات ساختاری موجود در نوسانات را با استفاده از الگوریتم اصلاح شده مجموع مربعات تجمعی تکراری به طور درون زا شناسایی شناسایی شده است؛ سپس با استفاده از مدل گارچ چند متغیره به بررسی فرضیه تحقیق مبنی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان از بازارهای مالی توسعه یافته و نوظهور به بازار سرمایه ایران پرداخته شده است. نتایج حاصل از کاربرد روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته دو متغیره در قالب تصریح قطری بابا، انگل، کرافت و کرومر نشان می دهد که انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشوره های توسعه یافته، نوظهور و ایران به صورت یک طرفه می باشد.

واژه‌های کلیدی: بحران مالی، انتقال تکانه، اثر سرریز، الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکراری.
طبقه بندی JEL: C32، C58، G10

۱- استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، تهران، ایران، (نویسنده مسئول) Ghemamverdi@gmail.com
۲- استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران. jafari.mahboobeh@gmail.com

۱- مقدمه

بحران مالی سال ۱۹۹۷ آسیا، بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ و بحران کنونی بدهی حکومتی اروپا مشخصاً در بین مهم ترین رویدادهایی قرار دارند که باعث ترس و هراس جهانی از نابسامانی اقتصادی در سراسر جهان، به دلیل سرایت مالی بین سرمایه گذاران، کارشناسان بازار مالی و سیاست گذاران شده است. به طور اجتناب ناپذیری، ابزارهای مدل سازی می توانند به ما نشان دهند که دوره زمانی حدودی این بحران ها کانالی است که از طریق آن الگوهای مدیریت ریسک کنونی و فرایندهای تصمیم گیری شکل خواهد گرفت تا حوادث مشابه را در آینده بهتر بررسی کنند.

در دسترس بودن داده ها و ظرفیت و قدرت پردازش همراه با پیشرفت های اخیر در اقتصادسنجی، امکان مشخص کردن دقیق ویژگی های فرایندهای تصادفی اصلی را حتی بهتر از گذشته فراهم کرده است. این مقاله رویکرد یکدستی را معرفی می کند و نشان می دهد که چگونه می توان از این رویکرد برای تعیین ابعاد اساسی مدل سازی دوره های نابسامانی اقتصادی، مانند تغییر ارتباط بین بازارهای مالی، از لحاظ تأثیرات بلندمدت، در بین سایر موارد، استفاده کرد؛ به ویژه اینکه بر نوسان های بازار سهام و هم نوسانی ها (نوسان چند ابزار مالی باهم) و اینکه چگونه به دلیل بحران های مالی جهانی اخیر و بحران های مالی آسیا بازار سهام ایران دستخوش تغییر شده است، متمرکز هستیم. بررسی رابطه بین ناپایداری ها و نوسان ها و هم نوسان های بازارهای مالی مسئله حیاتی در فرایند مدیریت ریسک است. چارچوب GARCH چند متغیری ابزاری را فراهم می کند برای درک اینکه ناپایداری های مالی چگونه در طول زمان و در بازارها باهم تغییر می کنند. (کراناسس و همکاران، ۲۰۱۶)

با استفاده از مدل ARCH توان نامتقارن ادغام شده اجزا چندمتغیری (MARARCH) می توان وابستگی دوربرد، تغییر قدرت واریانس های مشروط، و تأثیر اهرم مالی بر همبستگی های مشروط ثابت در درآمدهای شاخص بازارهای سهام را باهم ترکیب کرد. وابستگی نوسان دوربرد، تغییر قدرت درآمد و واکنش نوسان نامتقارن به شوک های مثبت و منفی سه ویژگی است که مدل سازی فرایند نوسان درآمد دارایی و مفاهیم ضمنی آن را برای فعالیت های مختلف مدیریت ریسک بهبود می بخشد. (کونارد و همکاران، ۲۰۱۱).

رهیافت متعارف در مدل سازی نوسانات در بازارهای مالی انواع مدل های خانواده ی ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته است. با این حال، یکی از نقاط ضعف مدل های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته ی متعارف این است که شکست های ساختاری در نوسانات را در نظر نمی گیرند. عدم لحاظ این تغییرات ساختاری منجر به تصریح ضعیف واریانس شرطی شده و فرآیند انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارها به طور صحیح مشخص نمی شود. لحاظ متغیرهای مجازی به عنوان

نماینده‌ی این تغییرات ساختاری در واریانس شرطی، درک واقع‌بینانه‌تری را نسبت به انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارها فراهم آورده و فرایند مدل‌سازی نوسانات را بهبود می‌بخشد. (کانگ و همکاران، ۲۰۱۱)

مقاله‌ی حاضر با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته‌ی چند متغیره به بررسی تأثیر بحران‌های مالی نشأت گرفته از نوسانات بازارهای مالی پیشرو و نحوه انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات این بازارها بر بازار سهام ایران پرداخته است.

سؤال اصلی پژوهش این است که آیا انتقال تکانه و سرریز نوسان از بازارهای سهام پیشرو بر بازار سهام ایران وجود دارد؟

در ادامه پیشینه تحقیق و مروری بر مطالعات انجام‌گرفته بررسی می‌شود. پس از آن به تخمین و تفسیر مدل خواهیم پرداخت و در نهایت نتایج مرتبط با این مقاله ارائه خواهد شد.

۲- پیشینه تحقیق

آگاروال و همکاران^۱ (۱۹۹۹) در تحقیقی با عنوان "نوسانات در بازارهای نوظهور" تغییرات نوسانات بازدهی بازارهای نوظهور سهام و وقایعی که با نوسانات فزاینده مرتبط است را بررسی کرده‌اند. بازدهی بر مبنای پول رایج محلی و دلار در طول دوره ۱۹۹۵ - ۱۹۸۵ بررسی می‌شود. نوسانات بالا در بازارهای نوظهور با تعدادی تغییرات ناگهانی مشخص شده است، به‌عنوان مثال در آرژانتین هفت تغییر مشخص نوسانات در طول این دوره زمانی وجود داشت. تغییرات ناگهانی در نوسانات به وقایع مهم سیاسی، اجتماعی و اقتصادی کشورها مربوط می‌شد. این وقایع شامل بحران مکزیک، دوره تورم حاد در امریکای لاتین، تعارض مارکوس در فیلیپین و رسوایی در بازار سهام هند بود. سقوط اقتصادی سال ۱۹۸۷ تنها واقعه جهانی است که باعث یک جهش در نوسانات در چندین بازار نوظهور شد.

تعداد تغییرات ناگهانی نوسانات در کشورها متفاوت بوده و همچنین به فراوانی داده‌ها مربوط می‌شود. تعداد بیشتر نقاط تغییرات ناگهانی نوسانات برای بازدهی‌های روزانه نسبت به بازدهی‌های هفتگی و ماهانه ملاحظه می‌شود و همچنین نتایج تحقیق برای بازدهی بر مبنای پول محلی به‌طور مشخصی با بازدهی بر مبنای دلار اشتراک دارد.

حموده ولی^۲ (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای با عنوان "تغییرات ناگهانی در نوسانات بازارهای نوظهور سهام کشورهای عربی خلیج فارس" تغییرات ناگهانی در نوسانات بازارهای نوظهور سهام کشورهای عربی خلیج فارس "تغییرات ناگهانی در نوسانات برای پنج بازار سهام حوزه خلیج فارس را با استفاده از الگوریتم ICSS بررسی کرده و تأثیرات آن‌ها را بر روی استمرار برآوری نوسانات تجزیه و تحلیل

می‌کنند. این روش تغییرات بالا در نوسانات بازار سهام در طول دوره‌های هفتگی را از سال ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۱ شناسایی می‌کند. این تحقیق دریافت بسیاری از بازارهای سهام خلیج فارس به رویدادهای عمده جهانی نسبت به عوامل محلی و منطقه‌ای حساس‌ترند. بحران ۱۹۹۷ آسیا، سقوط قیمت‌های نفت در سال ۱۹۹۸ بعد از بحران، پذیرش مکانیزم محدود قیمت توسط اوپک در سال ۲۰۰۰ و حمله یازدهم سپتامبر، به‌طور سازگاری بازارهای سهام خلیج فارس را تحت تأثیر قرار داده است. واردکردن این تغییرات عمده نوسانات در مدل GARCH به‌طور مشخصی وجود نوسانات در بازارهای سهام خلیج را کاهش می‌دهد.

این تحقیق رفتار نوسانات و استمرار آن را در بازارهای سهام GCC، شامل پنج کشور شورای همکاری خلیج فارس، یکی از پر نوسان‌ترین مناطق جهان بررسی می‌کند، این کشورها وابسته به نفت هستند و بنابراین شوک‌هایی که نوسانات بازار نفت را تحت تأثیر قرار می‌دهد به‌طور مستقیم بر آن‌ها اثر می‌گذارد. آن‌ها در سال ۲۰۰۲ تقریباً ۱۶ درصد کل تولید روزانه ۷۶/۵ میلیون بشکه جهانی را دارا بودند. به‌علاوه آن‌ها در منطقه‌ای واقع شده‌اند که دست‌کم چهار جنگ اساسی در طی ۲۰ سال گذشته داشته‌اند. از طرف دیگر، اقتصاد وابسته به نفت آن‌ها با تکیه وسیع بر نیروهای انسانی خارجی و بدین‌سان در بسیاری از طرق مختل نیز مشابه هستند. بنابراین در این تحقیق فاکتورهای اصلی جهانی مربوط به رشد اقتصادی دنیا، بحران‌های مالی بین‌المللی، شوک‌های بازار نفت و جمله ۱۱ سپتامبر به‌عنوان فاکتورهای غالب پدیدار شدند.

اندرسون^۳ (۲۰۰۶) نوسانات بازار اسلو از سال ۱۹۸۰ تا نوامبر ۲۰۰۵ با تمرکز بر نقاط شکست ساختاری در نوسانات بررسی شده و جستجوی این نقاط شکست بدون نگاه اولیه به محل این نقاط آغاز و سپس به شرح آن‌ها پرداخته شده است.

الگوریتم ICSS قویاً یک تغییر آشکار نوسانات در بازار سهام اسلو در سال ۱۹۹۳ را مشخص می‌کند. در حال حاضر نیز به نظر می‌رسد نوسانات احتمالاً به سبب وابستگی مضاعف به بازارهای انرژی دوباره افزایش یابد. تنها نقطه شکست احتمالی مشخص در آخر تابستان، اوایل پاییز ۱۹۹۸ با یک افزایش قوی در نوسانات است. تا حدی حیرت‌آور است که می‌توان گفت این تنها نقطه شکستی است که با اطمینان بالایی اتفاق افتاده است. یک تغییر به سمت پایین در نوسانات دانمارک در سال ۱۹۹۳ زمانی که نوسانات در فنلاند و سوئد به سمت بالا حرکت می‌کند اتفاق افتاد. تغییرات در نوسانات نروژ در بازارهای دیگر نیز اتفاق افتاده است. دانمارک، اروپا و ایالات متحده نوسانات منفی مشابهی در اوایل ۱۹۹۰ دارند اگرچه تنها در نروژ و اروپا این تغییرات اطمینان بالایی را داشتند. این تغییر منطقه‌ای نیست همچنان که برای فنلاند و سوئد ملاحظه

نشد. بازار نروژ بیشتر وابسته به بازار انرژی است و در حال رشد است و به نظر می‌رسد نوسانات تا حدی در چند سال اخیر افزایش یافته است.

اوپینگ و مالیک^۴ (۲۰۰۵) با به‌کارگیری الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکراری (ICSS)^۵ و استفاده از روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته دومتغیره در بازه زمانی ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۱ برای عایدی‌های هفتگی بازارهای سهام آمریکا نشان دادند که منظور نمودن تغییرات ناگهانی در نوسانات، انتقال نوسانات را کاهش داده و اثرات سرریز نوسان را از بین می‌برد. همچنین، نادیده گرفتن این تغییرات ناگهانی ممکن است منجر به ارزیابی بیش‌ازحد درباره میزان انتقال نوسانات گردد.

آراگو و فرناندز^۶ (۲۰۰۷) اثر تغییرات ساختاری در نوسانات روی انتقال اطلاعات در میان بازارهای سهام پنج کشور اروپایی اسپانیا، انگلستان، سوئیس، آلمان و فرانسه را طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۴ بررسی کردند. آن‌ها برای آشکارسازی شکست‌های ساختاری در نوسانات، از الگوریتم متعارف مجموع مربعات تجمعی تکراری و برای بررسی وجود انتقال نوسان از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته دومتغیره نامتقارن استفاده کردند. معناداری متغیرهای مجازی ساختاری نشان داد که لحاظ نمودن این متغیرها، جهت انتقال اطلاعات بین بازارها را تحت تأثیر قرار داده و عدم لحاظ آن‌ها منجر به ایجاد تورش در برآورد مدل می‌شود.

کانگ و همکاران^۷ (۲۰۱۱) ابتدا با استفاده از الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکراری زمان‌هایی که تغییرات ساختاری در نوسانات عایدی‌های نفت خام در دو بازار نفت تگزاس و برنت رخ داد را برای بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۹ مشخص کردند. سپس با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته دومتغیره دریافتند که عدم لحاظ تغییرات ساختاری ممکن است جهت انتقال تکانه‌ها و انتقال نوسانات بین بازارهای نفت خام را وارونه نشان دهد.

اوپینگ و مالیک (۲۰۱۳) مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته دومتغیره را به کار گرفتند تا نوسانات قیمت در بازارهای آتی طلا و نفت کامکس و نایمکس را با لحاظ شکست‌های ساختاری بررسی نمایند. ابزار به‌کاررفته برای آشکارسازی درون‌زای این شکست‌ها الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکراری و دوره زمانی تحت بررسی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۰ بود. آن‌ها به شواهدی قوی مبنی بر انتقال مستقیم نوسانات بین عایدی‌های طلا و نفت هنگام در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری در واریانس دست یافتند. ضمناً ایشان تصریح کردند که با نادیده انگاشتن شکست‌های ساختاری در نوسانات، اثر ضعیف و غیرمستقیمی بین نوسانات قیمتی در دو بازار طلا و نفت مشاهده می‌شود.

زارعی و لاجوردی (۱۳۹۷) در تحقیقی تحت عنوان بررسی رابطه توسعه مالی و تکانه های نفتی بر بیشبانی رشد اقتصادی، نقش تعدیلکننده توسعه مالی در ایجاد کاهش ارتباط مثبت میان تکانه های نفتی و بیشبانی رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک را مورد ارزیابی قرار دادند. طبق نتایج حاصل از تحقیق میان تکانه های نفتی و بی ثباتی در رشد اقتصادی در این کشورها رابطه مثبت وجود دارد. همچنین، نتایج نشان داد توسعه مالی میتواند بخشی از اثرات منفی تکانه های نفتی بر رشد اقتصادی را تعدیل و منجر به رشد اقتصادی پایدار شود.

پدرام، بصیرت و امیری (۱۳۹۴)، شدت و میزان تاثیرگذاری کتغیرهای جهت دهنده بر نرخ رشد بهرهوری انرژی در تعدادی از کشورهای عضو اوپک را مورد بررسی قرار دادند. طبق نتایج حاصل از تحقیق قیمت انرژی، سرمایهگذاری و ارزش افزوده بر نرخ رشد بهرهوری انرژی اثر مثبت و معنادار دارد.

یزدانی و نورافروز (۱۳۹۴)، در تحقیقی تحت عنوان ارزیابی اثر نوسانهای قیمت نفت و شکاف تولید بر تراز تجاری اقتصاد ایران، به این نتیجه رسیدند که نفت و شکاف تولید با تراز تجاری رابطه منفی دارند و اثر نرخ ارز بر تراز تجاری مثبت است.

مهر آرا و عبدلی (۱۳۸۵) در تحقیقی با عنوان نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران "الگوهای (متقارن و غیرمتقارن) نوسان و همچنین، منحنی های آثار اخبار انگل و انجی (۱۹۹۳)، برای تبیین نوسانات بازدهی در بازار بورس تهران بررسی می شود. الگوهای مورد استفاده شامل TARARCH، EGARCH، CARARCH، GARCH متقارن و غیرمتقارن هیچ گونه شواهدی مبنی بر وجود اثرات نامتقارن قوی و معنی دار نشان نمی دهند، به این مفهوم که اخبار خوب و بد با اندازه یکسان، تأثیر مشابهی بر نوسانات شرطی بازدهی دارد. این نتیجه مخالف با یافته هایی که برای سایر بازارهای بورس در کشورهای توسعه یافته به دست آمده است. از میان الگوهای مذکور فرآیند ECARCH مناسب ترین الگو برای تبیین رضایت بخش داده های استفاده شده است. نتیجه اساسی این مطالعه که اخبار خوب و بد، اثرات متقارن و یکسانی بر نوسانات شاخص قیمت در بازار بورس اوراق بهادار تهران دارند، برخلاف یافته هایی است که در بازارهای بورس سایر کشورها (به ویژه کشورهای توسعه یافته) مشاهده شده است. دلایل این نتیجه غیرمتعارف می تواند شامل موارد زیر باشد:

- نوسان قیمت در بورس تهران با توجه به تنظیم و مداخلات دولتی نمی تواند از یک حدود مشخصی فراتر رود.
- بورس تهران در مقایسه با سایر بورس ها جوان و نو پا محسوب می شود.

- جریان اطلاعات در بورس تهران در مقایسه با بورس‌های تکامل‌یافته در سایر کشورها، آرام و کند است.

ابو نوری و ایزدی (۱۳۸۵) در تحقیقی با عنوان "ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی گارچ و آرچ" دریافته‌اند که با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در مدل‌های بعضی از متغیرها به‌ویژه در بازار سهام، از مدل‌های خانواده آرچ (ناهمسانی واریانس شرطی) به‌صورت متقارن یا نامتقارن استفاده شده است. نتایج حاصل از مدل آرچ ام-نمایی حاکی از اثر منفی و معنادار روزهای شنبه و چهارشنبه در دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۲ بوده است. برای کنترل تغییر شدید ایجادشده در شیب خاص سهام در اوایل سال ۱۳۸۲ در مقایسه با دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۱، اثر روزهای هفته در شاخص کل، به دوره رونق ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۱ و دوره پرونق ۱۳۸۲ تفکیک شده است. در دوره رونق مدل گارچ نمایی مبین اثر منفی و معنادار سه‌شنبه بوده است. در حالی که در دوره پرونق ۱۳۸۲ مدل آرچ ام-نمایی حاکی از اثرات منفی روزهای اوایل هفته (شنبه تا دوشنبه) بوده است. برای تجزیه و تحلیل بیشتر، اثرات روزهای هفته بر بازده سهام، به تفکیک صنایع آزمون و ارزیابی شده است: نتایج مربوط به وجود اثر مثبت معنادار روزهای هفته در صنعت چوب و کاغذ و صنعت نساجی؛ منفی و معنادار در صنایع استخراج معدن، کانه‌های فلزی، ماشین‌آلات و تجهیزات کشاورزی؛ آثار معنادار و مثبت و منفی در صنایع کانی غیرفلزی، فلزات اساسی و محصولات فلزی بوده است. در مقابل، هیچ‌گونه اثر روزانه معنادار در صنایع دیگر (کاغذ و محصولات، چاپ و نشر، محصولات غذایی، فرآورده‌های نفتی، لاستیک و پلاستیک و مواد شیمیایی) مشاهده نشده است. بنابراین در مجموع با تشخیص اثرات معنادار روزهای هفته و به‌کارگیری آن در تصمیمات سرمایه‌گذاری، امکان کسب بازدهی‌های ناشی از تحلیل اطلاعات در بازار اوراق بهادار ایران وجود داشته که با فرضیه بازار کارا مغایرت دارد.

طالب نیا و همکاران (۱۳۸۸) ارزیابی کارایی متغیرهای مالی و متغیرهای اقتصادی در پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها را مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق ۴ الگوی پیش‌بینی بحران مالی (آسپرین گیت، SAF شیراتا، والاس و تای دا) با نسبت‌های جریان وجوه نقد و متغیرهای کلان اقتصادی با وقفه زمانی یک سال و دو سال بسط داده شد، برای آزمون توانایی پیش‌بینی بحران مالی الگوها، روش آماری رگرسیون لجستیک به کار گرفته شد. پس‌از آن برای تعیین بهترین الگوهای پیش‌بینی‌کننده با آزمون مناسب (خوبی برازش) با یکدیگر مقایسه شدند. با توجه به نتایج آزمون مشخص گردید الگوی آسپرین گیت و والاس توسعه‌یافته با نسبت‌های جریان وجوه نقد و متغیرهای کلان اقتصادی دارای متغیرهای مؤثر برای پیش‌بینی می‌باشند.

تقوی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان "اثر بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادار تهران" با استفاده از اطلاعات سری زمانی ۱۳۸۴/۰۱/۱۶ تا ۱۳۸۸/۰۸/۱۸ و روش آرچ و گارچ و الگوریتم ICSS به بررسی اثرات بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادار تهران و میزان اثرات آن و استمرار نوسانات پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بحران مالی غرب بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار نبوده است و همچنین استمرار نوسانات در این دوره نیز کم بوده است.

۳- روش‌شناسی

۳-۱- الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکرارشونده (ICSS)

مدل‌سازی شکست‌های ساختاری در اقتصاد کلان و مالیه مورد توجه بوده است. به دلیل اهمیت تشخیص صحیح تعداد و زمان تغییرات ساختاری در واریانس سری‌های زمانی مالی، روش‌های متعددی برای این منظور ارائه شد. رایج‌ترین روش به کاررفته برای تشخیص درون‌زای نقاط شکست در واریانس، الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکرارشونده (ICSS) است که توسط اینکلان و تیائو^۸ (۱۹۹۴) مطرح شد. الگوریتم ICSS به دنبال یافتن تغییرات معنادار در واریانس است که بر اثر بروز یک شکست ساختاری در فرآیند تولید نوسان سری زمانی حاصل شده است. این الگوریتم بر این فرض مبتنی است که سری زمانی مورد مطالعه شامل تعداد T مشاهده بوده که به‌طور نرمال، مستقل و یکنواخت توزیع شده‌اند (آراگو و فرناندز^۹، ۲۰۰۷).

فرض می‌شود که سری زمانی تحت بررسی، در طی یک دوره زمانی اولیه دارای واریانس غیرشرطی مانا است تا اینکه بر اثر وقوع یک رویداد جدید مالی، اقتصادی یا سیاسی ناگهانی، بزرگ و غیرمنتظره تکانه‌ای به سیستم وارد می‌شود که واریانس سری زمانی را دچار یک تغییری ساختاری می‌کند. به عبارت دیگر، با وقوع این تکانه، میزان انحراف واریانس جاری از واریانس گذشته به اندازه‌ای بالا می‌رود که بر تغییر ساختاری نوسانات بازار دلالت دارد. سپس، واریانس غیرشرطی دوباره در سطحی جدید به وضعیت مانا برمی‌گردد تا اینکه بر اثر تکانه بعدی، تغییر ساختاری دیگری را تجربه نماید. این فرآیند در طول زمان تکرار می‌شود و یک سری زمانی با تعداد N_T نقطه شکست در واریانس غیرشرطی به دست می‌آید. (کانگ و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۱)

الگوریتم ICSS واریانس بین هر دو نقطه شکست را ثابت و کشیدگی را معمولی در نظر می‌گیرد. به عبارت دیگر، اولاً این الگوریتم برای حالتی تعریف شده است که همسانی واریانس شرطی وجود داشته باشد؛ اما شواهد تجربی زیادی نشان می‌دهند که اغلب سری‌های زمانی اقتصادی و مالی عمده‌تاً دارای واریانس متغیر هستند. بنابراین، الگوریتم متعارف ICSS در صورت وجود یک

فرآیند وابسته نظیر فرآیند گارچ مناسب نیست. (مالیک و همکاران^{۱۱}، ۲۰۰۵؛ اوپینگ و مالیک^{۱۲}، ۲۰۱۳)

ثانیاً این الگوریتم فرض می‌کند که سری زمانی دارای توزیع نرمال است، درحالی‌که سری‌های زمانی مالی اغلب دارای توزیع‌های دم‌کلفت^{۱۳} و دارای کشیدگی اضافی (کشیدگی بزرگ‌تر از ۳) می‌باشند. (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷). سانسو و همکاران^{۱۴} (۲۰۰۴) برخی فروض اضافی روی اعمال نمودند و نشان دادند که برای داده‌های مالی که اغلب توزیع غیر نرمال بوده و ناهمسانی واریانس شرطی دارند اعتبار نتایج آزمون IT زیر سؤال می‌رود و اگر مقادیر بحرانی به‌درستی تعدیل نشوند این احتمال وجود دارد که فرضیه صفر اشتباهاً رد شود. به‌عبارت‌دیگر، ممکن است برخی از شکست‌های شناسایی‌شده در الگوریتم ICSS جعلی بوده و تعداد شکست‌های ساختاری واقعی در واریانس از آنچه الگوریتم متعارف ICSS اعلام می‌کند کمتر باشد. بدین ترتیب، آن‌ها آزمون اینکلان و تیائو را اصلاح نمودند تا وقتی جملات خطا را فرآیندی نا مستقل نظیر گارچ تبعیت می‌کنند قابل استفاده باشد (مالیک و همکاران، ۲۰۰۵).

تعداد تغییرات ساختاری حاصل از به‌کارگیری روش سانسو و همکاران نسبت به روش اینکلان و تیائو به‌مراتب کمتر است (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷)

۳-۲- مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره (MGARCH)

استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی (آرچ) و ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته (آرچ تعمیم‌یافته)، متداول‌ترین راه جهت مدل‌سازی پویایی‌های نوسانات داده‌های سری زمانی پربسامد است. مدل آرچ توسط انگل (۱۹۸۲) مطرح گردید و بعدها توسط بلسلو (۱۹۸۶) تعمیم داده شد و به مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته شهرت یافت. برای بررسی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای مختلف باید از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره (MGARCH) استفاده نمود. اولین گام در دستورالعمل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته، شناسایی بهترین تصریح فرآیند خود رگرسیونی سری زمانی عایدی‌ها با استفاده از فن‌های متداول باکس-جنکینز است. در این راستا می‌توان از توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی، آماره Q لیونگ-باکس استفاده نمود. تصریح عمومی فرآیند خود رگرسیونی سری زمانی عایدی‌ها به‌صورت رابطه ۶ است:

$$R^t = \mu + \sum_{i=1}^r o_i R_{t-i} + \varepsilon_t = z^t \sqrt{h^t z^t} N(0, i) \quad (6)$$

به طوری که R_t بیانگر سری زمانی عایدی دارایی ها، p طول وقفه بهینه و ε_t جمله خطای تصادفی است و فرض می شود که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر است (اوبینگ و مالیک، ۲۰۱۳). به منظور برآورده مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره، از تصریح مشهور تصریح بک که توسط بابا، انگل و کرافت و کرومر (۱۹۹۰) مطرح گردید استفاده می شود. تصریح بابا، انگل، کرافت و کرومر به صورت رابطه ۷ است:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon'_{t-1}\varepsilon_{t-1}A + B'H_{t-1}B \quad (7)$$

H_t ماتریس واریانس - کوواریانس شرطی $N \times N$ زمان t و C ، A و B ماتریس های $N \times N$ هستند. عناصر قطری ماتریس های A و B به ترتیب جهت انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات میان بازارها را نشان می دهند. آزمون معناداری عناصر غیر قطری ماتریس های A و B معیار قضاوت در مورد جهت انتقال تکانه و سرریز نوسان بین بازارها است. در مورد ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته دومتغیره، H_t ماتریس معین 2×2 به صورت رابطه ۸ است:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (8) \end{aligned}$$

H ماتریس 2×2 واریانس کوواریانس شرطی در زمان t و C یک ماتریس مثلثی 2×2 ثابت ها به ۳ پارامتر است. A یک ماتریس مربعی 2×2 از پارامترها است و میزان همبستگی میان مجذور خطاهای گذشته و واریانس های شرطی (یا به عبارت دیگر، اثرات تکانه ها یا رویدادهای پیش بینی نشده روی نوسانات) را نشان می دهد. عناصر قطری ماتریس A بیانگر اثر آرج خودشان هستند (معناداری a_{11} و a_{22} بدان معنا است که واریانس های شرطی از مجذور خطاهای گذشته تأثیر می پذیرند). به علاوه، B یک ماتریس مربعی 2×2 از پارامترها است و نشان می دهد سطوح جاری واریانس های شرطی تا چه اندازه با واریانس های شرطی گذشته همبستگی دارند. عناصر

قطری در ماتریس B اثر گارچ خودشان را نشان می‌دهند (معناداری واریانس با وقفه b_{11} و b_{22} بدان معنا است که واریانس شرطی جاری از واریانس شرطی گذشته تأثیر می‌پذیرد) و عناصر غیر قطری ماتریس‌های A و B یعنی a_{12} و b_{12} نشان می‌دهند که تکانه‌ها و نوسانات به چه صورت در طول زمان در میان بازارها منتقل می‌شود. برای مثال، جملات خطای a_{12} ، جهت شوک‌ها و اخبار را مشخص می‌کنند درحالی‌که جملات کوواریانس b_{12} جهت انتقال نوسان را نشان می‌دهند (کانگ و همکاران، ۲۰۱۱). با بسط ماتریس ۸، واریانس شرطی مربوط به دو بازار عبارت است از:

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

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

دو معادله ۹ و ۱۰ نشان می‌دهند که تکانه‌ها و نوسانات در طول زمان چگونه در میان بازارها منتقل می‌شوند. تعداد کل پارامترهای برآورد شده ۱۱ عدد است. پارامترهای مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره را می‌توان با روش برآورد حداکثر درست نمایی برآورد نمود. لگاریتم تابع درست نمایی به صورت رابطه ۱۱ بیان می‌شود:

$$(11) \quad L(\theta) = -T \log 2\pi - 0.5 \sum_{t=1}^T \log |H_t(\theta)| - 0.5 \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(\theta)' \log H_t^{-1} \varepsilon_t(\theta)$$

به طوری که T تعداد مشاهدات و θ بردار پارامترهایی است که باید برآورد شوند. جهت برآورد پارامترها به روش حداکثر درست نمایی از الگوریتمی که توسط برنت و همکاران (۱۹۷۴) مطرح شد استفاده می‌شود. همان‌طور که پیش‌تر عنوان شد، نقص مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته متعارف این است که فرض می‌کنند هیچ شکستی در ساختار نوسانات وجود ندارد؛ اما نوسانات سری‌های زمانی مالی در معرض تغییرات ناگهانی هستند و در نتیجه شکست‌های ساختاری در نوسانات پدیده‌ای محتمل بوده و نادیده گرفتن آن‌ها ممکن است به نتایج کاذب راجع به چگونگی انتقال اطلاعات و سرریز نوسانات میان بازارهای مالی منتهی شود. با وارد کردن متغیرهای مجازی دو ارزش که تغییرات رژیم در واریانس را آشکار می‌کنند معادله ۷ را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$(12) \quad H_t = c'c + A' \varepsilon'_{t-1} \varepsilon_{t-1} A + B' H_{t-1} B + \sum_{i=1}^m D_i' X_i' X_i D_i$$

در اینجا نیز می توان از روی معناداری آماری عناصر غیر قطری ماتریس A و B در دو حالت (یکی بدون لحاظ شکست ساختاری در نوسانات و دیگری با لحاظ شکست ساختاری در نوسانات) در مورد این که آیا با ورود متغیرهای مجازی به مدل جهت انتقال تکانه ها و جهت سرریز نوسانات تغییر می کند یا خیر قضاوت نمود. معادله آخر با وارد نمودن جمله آخر از مدل ۳ متمایز شده است. برای مثال در مورد مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته دومتغیره D_i یک ماتریس قطری مربعی 2×2 از پارامترها و X_i یک بردار سطری 2×1 از متغیرهای کنترل رژیم نوسان و N تعداد نقاط شکست یافت شده در واریانس است. اولین (دومین) درایه در بردار سطری X_i بیانگر متغیر مجازی برای اولین (دومین) سری است.

۴- داده ها و مدل

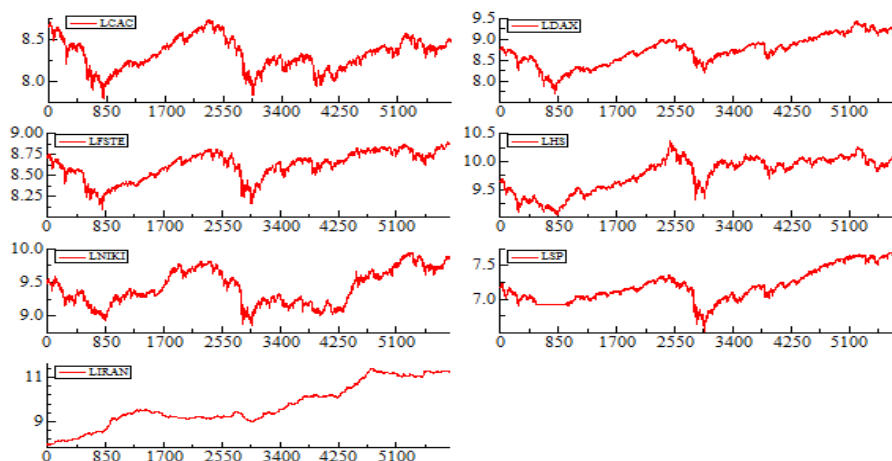
در اینجا ویژگی های آماری توزیع عاید های سهام بازارهای مورد بررسی که شامل انگلیس (FTSE)، آمریکا (SP ۵۰۰)، آلمان (DAX)، فرانسه (CAC)، ژاپن (NIKKIE)، هنگ کنگ (HS) و ایران (TEPIX) است را در قالب جدول ۱ ارائه شده است. با توجه به جدول ۱، توزیع عاید های بازار سهام SP و NIKI دارای چولگی منفی و توزیع عاید های بازار سهام FTSE، IRAN، HS، DAX و CAC دارای چولگی مثبت است. همچنین، کشیدگی هر دو توزیع نسبت به توزیع نرمال بسیار بیشتر است که با شواهد تجربی مبنی بر این که سری های زمانی مالی اغلب دارای کشیدگی بیش از توزیع نرمال می باشند سازگاری دارد. علاوه بر این، بر اساس آماره ی جاک - برا فرض نرمال بودن توزیع عاید های بازارهای سهام قویاً رد می شود. برای بررسی اثر تغییرات ساختاری در نوسانات قبل از هر چیز باید به شناسایی آن ها پرداخت. برای این منظور، در این مطالعه از الگوریتم اصلاح شده ی مجموع مربعات تجمعی تکراری استفاده و نتایج حاصل از این الگوریتم در جدول ۲ ارائه شده است. مطابق با این جداول، تعداد شکست های ساختاری در نوسانات بر اساس الگوریتم اصلاح شده ی مجموع مربعات تجمعی تکراری برای سری زمانی عاید های سهام طی دوره ی زمانی منتخب به شرح جدول ۲ است. بنابراین الگوریتم اصلاح شده تأیید می کند که در واریانس سری های زمانی مورد نظر شکست ساختاری اتفاق افتاده است. پس از شناسایی نقاطی که تغییرات ساختاری در نوسانات اتفاق افتاده است، حال می توان تأثیر این تغییرات ساختاری روی جهت انتقال تکانه و سرریز نوسان از میان بازارهای سهام را بررسی نمود.

جدول ۱- ویژگی‌های آماری توزیع عایدی‌های سهام در بازارهای مختلف

	CAC	DAX	FTSE	HS	IRAN	NIKI	SP
Mean	4.66E-05	0.000184	7.67E-05	0.000143	0.000575	0.000134	9.72E-05
Median	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Maximum	0.111800	0.114000	0.098400	0.143500	0.054000	0.141500	0.109572
Minimum	-0.0904	-0.0849	-0.0885	-0.127	-0.0551	-0.1141	-0.094695
Std. Dev.	0.012451	0.012796	0.010111	0.012199	0.005195	0.012743	0.009524
Skewness	0.169283	0.131608	0.008122	0.271236	0.681650	-0.215556	-0.3837
Kurtosis	11.79952	11.09784	13.75324	17.95576	18.55809	13.49084	21.24380
Jarque-Bera	18976.21	16063.70	28296.20	54807.07	59687.45	26977.53	81591.87
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد بیشترین عایدی سهام در بازار هنگ‌کنگ وجود داشته است و کمترین عایدی نیز در این بازار وجود داشته است. در خصوص بازار ایران حداکثر بازدهی شکل گرفته کمترین مقدار موجود را در بین بازارهای مورد بررسی داشته است و از طرفی حداقل بازدهی نیز در بین بازارهای مورد بررسی مربوط به بازار ایران بوده است.



نمودار ۱- نمودار روند زمانی لگاریتم شاخص سهام بورس‌های مورد مطالعه

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بررسی روند زمانی لگاریتم شاخص کل بازاره های انگلیس، امریکا، آلمان و فرانسه نشان می دهد این بازارها از رفتار همگرا نسبت به بر خوردار می باشند بطوریکه ایجاد بحران در سال ۲۰۰۲ ابتدای به ساکن از بازار فرانسه و آلمان شروع شد سپس بازار انگلستان تحت تاثیر این بحران قرار گرفته و در آخر بازار آمریکا به این بحران واکنش نشان داده است. به دلیل یکپارچگی بازارهای مالی در سطح جهان و سرمایه گذاری بانکها و نهادهای مالی کشورهای مختلف در آمریکا با سقوط بورسهای آمریکا آنها نیز تحت تاثیر قرار گرفتند. کشورهایی که روند ادغام آنها در اقتصاد جهانی به کندی صورت گرفته است از آسیب کمتری برخوردار خواهند بود. کشورهای توسعه یافته ای مانند انگلیس، آلمان، فرانسه و ژاپن که اقتصاد آنها به اقتصاد آمریکا وابستگی شدیدی دارد از بحران مالی تاثیرپذیری بیشتری داشته اند.

جدول ۲- تعداد و موقعیت شکست های ساختاری در واریانس سری زمانی عایدی های سهام

الگوریتم اصلاح شده ICSS						
موقعیت زمانی شکست						
ایران	هنگ کنگ	ژاپن	فرانسه	آلمان	امریکا	انگلیس
25/06/2002	11/11/2004	19/09/2005	12/06/2002	12/06/2002	23/06/2002	13/06/2002
12/07/2003	14/06/2007	04/09/2008	12/09/2004	30/11/2003	27/08/2003	24/07/2005
08/06/2004		31/01/2013	26/01/2006	27/07/2005	14/02/2006	25/06/2008
05/09/2005		03/11/2014	14/09/2008	13/12/2006	14/09/2008	25/02/2010
05/10/2009			29/07/2013	03/09/2008	02/01/2011	23/01/2013
14/03/2011				07/10/2010	03/03/2014	
17/12/2012				29/04/2013		
11/10/2013				14/01/2015		
موقعیت عددی شکست						
537	1407	1719	524	524	535	525
919	2352	2800	1347	1060	965	1662
1251		4410	1848	1665	1867	2729
1705		5051	2810	2169	2810	3339
3196			4589	2799	3650	4402
3721				3563	4806	
4365				4498		
4663				5123		

منبع: یافته های پژوهشگر

از آنجاکه پایه مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته چند متغیره یک مدل VAR است بنابراین، لازم است ابتدا تعداد وقفه های بهینه برای معادلات میانگین به دست آید. این کار با

استفاده از معیار شوارتس انجام پذیرفته است. خروجی در جدول زیر آمده است که با توجه به آن از میان وقفه‌های صفر تا هشت وقفه بهینه برای هر یک از بازارها با بازار ایران به صورت مدل بهینه $(VAR(p)-GARCH(p,q))$ است.

جدول ۳- انتخاب وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتس

LAG	NIKI	DAX	CAC	FSTE	SP	HS
0	-13.56589	-13.55723	-13.61218	-14.02849	-14.14754	-13.65300
1	-13.64473	-13.63398	-13.68944	-14.10579	-14.23286	-13.73094
2	-13.63950	-13.62912	-13.68497	-14.10109	-14.22876	-13.72634
3	-13.64806*	-13.63728*	-13.69516	-14.11126*	-14.23724*	-13.73480*
4	-13.64553	-13.63402	-13.69231	-14.10833	-14.23702	-13.73212
5	-13.64211	-13.63059	-13.69008	-14.10631	-14.23443	-13.73007
6	-13.63857	-13.62753	-13.68757	-14.10446	-14.23127	-13.72682
7	-13.64151	-13.63361	-13.69524*	-14.11077	-14.23453	-13.72984
8	-13.63654	-13.62897	-13.69083	-14.10651	-14.23047	-13.72517

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۴ تا ۹ به ترتیب نتایج مدل واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیره را نشان می‌دهد.

جدول ۴- نتایج مدل گارچ دو متغیره (ایران و هنگ کنگ) با لحاظ متغیر مجازی ساختاری

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
C ₁₁	7.21E-07	1.26E-07	5.712698	0.00
C ₁₂	8.12E-07	1.46E-07	5.542714	0.00
C ₂₂	9.15E-07	7.88E-08	11.60452	0.00
A ₁₁	0.03693	0.002973	12.42177	0.00
A ₁₂	0.071603	0.003882	18.44653	0.00
A ₂₂	0.138829	0.009372	14.81377	0.00
B ₁₁	0.957278	0.003269	292.8022	0.00
B ₁₂	0.896837	0.014972	59.90127	0.00
B ₂₂	0.840213	0.008518	98.63465	0.00

منبع: یافته‌های پژوهشگر

طبق جدول ۴ ضرایب a_{12} و b_{12} معنادار می‌باشند در نتیجه انتقال تکانه‌ها از بازار هنگ کنگ به بازار سهام ایران موجود است و همچنین اثر سرریز نوسان بین بازار هنگ کنگ و ایران وجود دارد.

جدول ۵- نتایج مدل گارچ دومتغیره (ایران و آلمان) با لحاظ متغیر مجازی ساختاری

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
C ₁₁	1.08E-06	1.19E-07	9.152965	0.0000
C ₁₂	-1.09E-09	4.64E-09	-0.234243	0.8148
C ₂₂	9.65E-07	3.62E-08	26.63060	0.0000
A ₁₁	0.057335	0.002925	19.60164	0.0000
A ₁₂	-0.000165	0.002358	-0.069837	0.9443
A ₂₂	0.152609	0.004351	35.07223	0.0000
B ₁₁	0.936170	0.003165	295.8212	0.0000
B ₁₂	0.992936	0.008806	112.7545	0.0000
B ₂₂	0.825931	0.004577	180.4715	0.0000

منبع: یافته‌های پژوهشگر

طبق جدول ۵ ضرایب a_{12} معنادار نبوده ولی b_{12} معنادار می‌باشند در نتیجه انتقال تکانه‌ها از بازار آلمان به بازار سهام ایران وجود ندارد ولی اثر سرریز نوسان بین بازار آلمان و ایران وجود دارد.

جدول ۶- نتایج مدل گارچ دومتغیره (ایران و فرانسه) با لحاظ متغیر مجازی ساختاری

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
C ₁₁	1.01E-06	1.22E-07	8.339477	0.0000
C ₁₂	-3.67E-07	9.22E-07	-0.398403	0.6903
C ₂₂	9.66E-07	3.68E-08	26.24291	0.0000
A ₁₁	0.058900	0.002846	20.69279	0.0000
A ₁₂	0.021126	0.022508	0.938602	0.3479
A ₂₂	0.157559	0.004487	35.11392	0.0000
B ₁₁	0.935367	0.003082	303.5178	0.0000
B ₁₂	-0.746199	0.345555	-2.159424	0.0308
B ₂₂	0.821357	0.004745	173.1083	0.0000

منبع: یافته‌های پژوهشگر

طبق جدول ۶ ضرایب a_{12} معنادار نبوده ولی b_{12} معنادار می‌باشند در نتیجه انتقال تکانه‌ها از بازار فرانسه به بازار سهام ایران وجود ندارد ولی اثر سرریز نوسان بین بازار فرانسه و ایران وجود دارد.

طبق جدول ۷ ضرایب a_{12} و b_{12} معنادار می‌باشند در نتیجه انتقال تکانه‌ها از بازار ژاپن به بازار سهام ایران موجود است و همچنین اثر سرریز نوسان بین بازار ژاپن و ایران وجود دارد.

طبق جدول ۸ ضرایب a_{12} معنادار نبوده ولی b_{12} معنادار می‌باشند در نتیجه انتقال تکانه‌ها از بازار انگلیس به بازار سهام ایران وجود ندارد ولی اثر سرریز نوسان بین بازار انگلیس و ایران وجود دارد.

جدول ۷- نتایج مدل گارچ دومتغیره (ایران و ژاپن) با لحاظ متغیر مجازی ساختاری

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
C ₁₁	2.15E-06	2.26E-07	9.520644	0.0000
C ₁₂	1.47E-07	2.10E-07	0.701016	0.4833
C ₂₂	9.61E-07	3.62E-08	26.58858	0.0000
A ₁₁	0.063911	0.002838	22.51867	0.0000
A ₁₂	0.037902	0.015413	2.459028	0.0139
A ₂₂	0.154062	0.004406	34.96978	0.0000
B ₁₁	0.923719	0.003532	261.5366	0.0000
B ₁₂	0.672324	0.235456	2.855409	0.0043
B ₂₂	0.821357	0.004745	173.1083	0.0000

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۸- نتایج مدل گارچ دومتغیره (ایران و انگلیس) با لحاظ متغیر مجازی ساختاری

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
C ₁₁	7.28E-07	8.09E-08	8.997848	0.0000
C ₁₂	-1.54E-08	2.22E-08	-0.691274	0.4894
C ₂₂	9.59E-07	3.66E-08	26.23934	0.0000
A ₁₁	0.066932	0.003076	21.75955	0.0000
A ₁₂	-0.002298	0.005747	-0.399840	0.6893
A ₂₂	0.154110	0.004314	35.72588	0.0000
B ₁₁	0.926241	0.003257	284.3603	0.0000
B ₁₂	0.969175	0.036198	26.77440	0.0000
B ₂₂	0.825225	0.004645	177.6495	0.0000

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه اثر بحران‌های مالی بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای بورس در کشورهای انگلیس، امریکا، آلمان، فرانسه، ژاپن، هنگ‌کنگ و سهام ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۳ به صورت روزانه مورد بررسی قرار گرفت.

این مقاله رویکرد یکدستی را معرفی می‌کند و نشان می‌دهد که چگونه می‌توان از این رویکرد برای تعیین ابعاد اساسی مدل‌سازی دوره‌های نابسامانی اقتصادی، مانند تغییر ارتباط بین بازارهای مالی، از لحاظ تأثیرات بلندمدت، در بین سایر موارد، استفاده کرد. برای این منظور جهت شناسایی بحران‌های مالی در بازارهای مالی، ابتدا زمان‌هایی که تغییرات ساختاری در نوسانات رخ داده و منجر به شکل‌گیری بحران مالی گردیده است را با استفاده از الگوریتم اصلاح‌شده مجموع مربعات

تجمعی تکراری به طور درون‌زا شناسایی شده. الگوریتم اصلاح شده تأیید می‌کند که در واریانس سری‌های زمانی موردنظر شکست ساختاری اتفاق افتاده است. پس از شناسایی نقاطی که تغییرات ساختاری در نوسانات اتفاق افتاده است، تأثیر این تغییرات ساختاری روی جهت انتقال تکانه و سرریز نوسان از میان بازارهای سهام موردبررسی قرار گرفت و این اطلاعات وارد فرآیند مدل‌سازی نوسانات گردید. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که انتقال تکانه‌ها از بازار هنگ‌کنگ به بازار سهام ایران موجود است و همچنین اثر سرریز نوسان بین بازار هنگ‌کنگ و ایران وجود دارد. نتیجه انتقال تکانه‌ها از بازار آلمان به بازار سهام ایران وجود ندارد ولی اثر سرریز نوسان بین بازار آلمان و ایران وجود دارد. انتقال تکانه‌ها از بازار فرانسه به بازار سهام ایران وجود ندارد ولی اثر سرریز نوسان بین بازار فرانسه و ایران وجود دارد. انتقال تکانه‌ها از بازار ژاپن به بازار سهام ایران موجود است و همچنین اثر سرریز نوسان بین بازار ژاپن و ایران وجود دارد. انتقال تکانه‌ها از بازار انگلیس به بازار سهام ایران وجود ندارد ولی اثر سرریز نوسان بین بازار انگلیس و ایران وجود دارد.

به طور کلی نتایج حاصل از کاربرد روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته دومتغیره در قالب تصریح قطری بابا، انگل، کرافت و کرومر نشان می‌دهد که انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس در کشورهای انگلیس، امریکا، آلمان، فرانسه، ژاپن، هنگ‌کنگ و سهام ایران به صورت یک‌طرفه است.

فهرست منابع

- ۱) ابونوری، اسمعیل و رضا ایزدی (۱۳۸۵)، "ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی آرچ و گارچ" مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۲.
- ۲) پدرام، مهدی، بصیرت، مهدی و مریم امیری، بررسی اثرات تکانه‌های اقتصادی بر رشد بهره‌وری انرژی (مطالعه موردی: کشورهای صادرکننده نفت ۲۰۱۱-۲۰۰۰)، فصلنامه اقتصاد مالی، سال نهم، شماره ۳۳، زمستان ۹۴.
- ۳) تقوی، مهدی، غفاری، فرهاد و سیدياسر غیبی (۱۳۸۹)، "اثر بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادار تهران"، مجله مطالعات مالی، شماره ۵.
- ۴) راعی، رضا و سعیدی علی، (۱۳۸۸)، "مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک"، انتشارات سمت، تهران.
- ۵) زارعی، بتول و حسن لاجوردی، بررسی رابطه توسعه مالی و تکانه‌های نفتی و بیشبانی رشد اقتصادی، فصلنامه اقتصاد مالی، سال دوازدهم، شماره ۴۳، تابستان ۹۷.
- ۶) طالب نیا، قدرت الله، جهانشاد، آزیتا و زهرا پروزمانی (۱۳۸۸)، "ارزیابی کارایی متغیرهای مالی و متغیرهای اقتصادی در پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۵۵، صص ۸۴-۶۷.
- ۷) مهرار، محسن و قهرمان عبدلی (۱۳۸۵)، "نقش اخبار خوب و بد در نوسانات بازدهی سهام در ایران" فصلنامه پژوهش اقتصادی ایران، شماره ۲۶.
- ۸) یزدانی، مهدی و طاهره نورافروز، ارزیابی اثر نوسانهای قیمت نفت و شکاف تولید بر تراز تجاری اقتصاد ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، سال نهم، شماره ۳۱، تابستان ۹۴.
- 9) Aggarwal, R., Inclan, c., & Leal, R. (1999), "Volatility in emerging markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. No. 34, PP. 33-55.
- 10) Aloui, C. (2011), "Latin American stock markets' volatility spillovers during the financial crises: A multivariate FIAPARCH-DCC framework". *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, No. 4, PP. 289-326.
- 11) Anderson, J., (2006), "Volatility on Oslo Stock Exchange", Master Thesis Financial Economics, Norges Handelshoyskol.
- 12) Ang, A., & Bekaert, G. (1999), "International asset allocation with time-varying correlations", NBER working paper no. 7056.
- 13) Arago, V., & Fernandez, M.A. (2007), "Influence of structural changes in transmission of information between stock markets: A European Empirical Stud", *Journal of Multinational Financial Management*, 17(1), PP. 112-124.
- 14) Bai, J., & Perron, P. (2003), "Computation and analysis of multiple structural change models", *Journal of Applied Econometrics*, No. 18, PP. 1-22.

- 15) Bartram, S. M., & Wang, Y. -H. (2005), "Another look at the relationship between crossmarket correlation and volatility", *Finance Research Letters*, No. 2, PP. 75–88.
- 16) Billio, M., & Pelizzon, L. (2003), "Contagion and interdependence in stock markets: Have they been misdiagnosed?", *Journal of Economics and Business*, No. 55, PP. 405–426.
- 17) Boyer, B. H., Kumagai, T., & Yuan, K. (2006), "How do crises spread? Evidence from accessible and inaccessible stock indices", *Journal of Finance*, No. 61, PP. 957–1003.
- 18) Brock C (2008), "Introductory econometrics for finance", Cambridge University Press.
- 19) Cappiello, L., Engle, R. F., & Sheppard, K. (2006), "Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns", *Journal of Financial Econometrics*, No. 4, PP. 537–572.
- 20) Chakrabarti, R., & Roll, R. (2002), "East Asia and Europe during the 1997 Asian collapse: A clinical study of a financial crisis", *Journal of Financial Markets*, No. 5, PP. 1–30.
- 21) Chiang, T. C., Jeon, B. N., & Li, H. (2007), "Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets", *Journal of International Money and Finance*, No. 26, PP. 1206–1228.
- 22) Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010), "An empirical analysis of herd behavior in global stock markets", *Journal of Banking and Finance*, No. 34, PP. 1911–1921.
- 23) Cho, J. H., & Parhizgari, A. M. (2008), "East Asian financial contagion under DCC-GARCH", *The International Journal of Banking and Finance*, No. 6, PP. 17–30.
- 24) Conrad, C., Karanasos, M., & Zeng, N. (2011), "Multivariate fractionally integrated APARCH modeling of stock market volatility: A multi-country study", *Journal of Empirical Finance*, No. 18, PP. 147–159.
- 25) Conrad, C. (2010), "Non-negativity conditions for the hyperbolic GARCH model", *Journal of Econometrics*, No. 157, PP. 441–457.
- 26) Conrad, C., & Haag, B. R. (2006), "Inequality constraints in the fractionally integrated GARCH model", *Journal of Financial Econometrics*, No. 4, PP. 413–449.
- 27) Corsetti, G., Pericoli, M., & Sbracia, M. (2001), "Correlation analysis of financial contagion: What one should know before running a test", Yale University, Economic Growth Center discussion paper No. 822.
- 28) Dimitriou, D., & Kenourgios, D. (2013), "Financial crises and dynamic linkages among international currencies", *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, No. 26, PP. 319–332.
- 29) Dimitriou, D., Kenourgios, D., & Simos, T. (2013), "Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIAPARCH–DCC approach", *International Review of Financial Analysis*, No. 30, PP. 46–56.
- 30) Engle, R. F. (2002), "Dynamic conditional correlation: Dynamic conditional correlation. A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional

- heteroskedasticity models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, No. 20, PP. 339–350.
- 31) Ewing, B.T., & Malik, F. (2005), “Re-examining the asymmetric predictability of variances: the role of sudden changes in variance”, *Journal of Banking & Finance*, 29(5), PP. 2655-2673.
- 32) Ewing, B.T., & Malik, F. (2013), “Volatility transmission between gold and oil futures under structural breaks” *International Review of Economics and Finance*, 25(3), PP.113–121.
- 33) Forbes, J. K., & Rigobon, R. (2002), “No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements”, *The Journal of Finance*, No. 57, PP. 2223–2261.
- 34) Hammoudeh, S., Li, H. (2005), “Sudden changes in volatility in emerging markets”, *Journal of the International Review of Financial Analysis*. No. 17.
- 35) Ho, K. -Y., & Zhang, Z. (2012), “Dynamic linkages among financial markets in the greater China region: A multivariate asymmetric approach”. *The World Economy*, No. 35, PP. 500–523.
- 36) Inclan, C., & Tiao G.C. (1994), “Use of cumulative sums of squares for retrospective
37) detection of changes of variance”, *Journal of American Statistical Association*,
38) 89(2): PP. 913-923.
- 39) Kang, S.H., & Cheong C., & Yoon, S.M. (2011), “Structural changes and volatility transmission in crude oil markets”, *Physica A*, 390(4), PP. 4317-4324.
- 40) Karanasos Menelaos, Stavroula Yfanti & Michail Karoglou (2016), “Multivariate FIAPARCH modelling of financial markets with dynamic correlations in times of crisis”, *International Review of Financial Analysis*, No. 45, PP. 332–349.
- 41) Kenourgios, D., & Samitas, A. (2011), “Equity market integration in emerging Balkan markets”, *Research in International Business and Finance*, No. 25, PP. 296–307.
- 42) Kenourgios, D., Samitas, A., & Paltalidis, N. (2011), “Financial crises and stock market contagion in multivariate time-varying asymmetric framework”, *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, No. 21, PP. 92–106.
- 43) Khan, S., & Park, K. W. (2009), “Contagion in the stock markets: The Asian financial crisis revisited”, *Journal of Asian Economics*, No. 20, PP. 561–569.
- 44) Kotkatvuori-Örnberg, J., Nikkinen, J., & Äijö, J. (2013), “Stock market correlations during the financial crisis of 2008–2009: Evidence from 50 equity markets”, *International Review of Financial Analysis*, No. 28, PP. 70–78.
- 45) Lin, W. L., Engle, R. F., & Ito, T. (1994), “Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility” *The Review of Financial Studies*, No. 7, PP. 507–538.
- 46) Longin, F., & Solnik, B. (2001), “Extreme correlation of international equity markets”, *Journal of Finance*, No. 56, PP. 649–676.
- 47) Malik, F., & Ewing, B. T., & Payne, J. E. (2005), “Measuring volatility persistence in the presence of sudden changes in the variance of Canadian stock return”, *Canadian Journal of Economic s*, 38(4), PP. 1037-1056.

- 48) Moldovan, I. (2011), "Stock markets correlation: Before and during the crisis analysis", *Theoretical and Applied Economics*, No. 18, PP. 111–122.
- 49) Sandoval, L. J., & Franca, I. de. P. (2012), "Correlation of financial markets in times of crisis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*", No. 391, PP. 187–208.
- 50) Sanso, A., & Arago, V., & Carrion, J.Ll. (2004), "Testing for changes in the unconditional variance of financial time series", *Revista de Economía Financiera*, 4(4), PP. 32–53.
- 51) Syllignakis, M. N., & Kouretas, G. P. (2011), "Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets", *International Review of Economics & Finance*, No. 20, PP. 717–732.
- 52) Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002), "A Multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations", *Journal of Business & Economic Statistics*, No. 20, PP. 351–362.
- 53) Yang, T., & Lim, J. J. (2004), "Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies", No. 7, PP. 119–151

یادداشت‌ها

- ¹ Aggarwal, Inclan, Leal (1999)
- ² Hammoudeh, Li (2005)
- ³ Anderson (2006)
- ⁴ Ewing and Malik (2005)
- ⁵ Iterative Cumulative Sum of Squares
- ⁶ Arago and Fernandez (2007)
- ⁷ Kang, Cheong and Yoon (2011)
- ⁸ Inclan and Tiao (1994)
- ⁹ Arago, V., & Fernandez, M.A. (2007)
- ¹⁰ Kang, S.H., & Cheong C., & Yoon, S.M. (2011)
- ¹¹ Malik, F., & Ewing, B. T., & Payne, J. E. (2005)
- ¹² Ewing, B.T., & Malik, F. (2013)
- ¹³ Fat Tail Distribution
- ¹⁴ Sanso et al.