فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال هشتم، شماره ۲ «پیاپی ۲۶»، تابستان ۱۳۹۳، صفحات ۷۳-۵۷)

اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران

زهرا (میلا) علمی،[G] اسمعیل ابونوری،[GG] سعید راسخی،[H] محمد مهدی شهرازی[Ò]

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۰۷ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۳/۱۲

چکیده

این مطالعه اثر تغییرات ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان دو بازار طلا و سهام ایران را طیّ دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲/۰۵/۲۵-۱۳۸٦/۰۱/۰۵ بررسی می‌کند. برای این منظور، ابتدا زمان‌هایی که تغییرات ساختاری در نوسانات رخ داده است با استفاده از الگوریتم متعارف مجموع مربعات تجمعی تکراری و هم‌چنین، الگوریتم اصلاح‌شده‌ی مجموع مربعات تجمعی تکراری به طور درون‌زا شناسایی شده و سپس این اطلاعات وارد فرآیند مدل سازی نوسانات می‌گردد. نتایج حاصل از کاربرد روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیره در قالب تصریح غیر قطری بابا، انگل، کرافت و کرونر[1] نشان می‌دهد که انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای طلا و سهام ایران به صورت دو طرفه می‌باشد. هم‌چنین، بر اساس یافته‌ها، نادیده گرفتن و یا تعیین نادرست تغییرات ساختاری در نوسانات، محقق را در ارزیابی جهت سرایت تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام گمراه می‌سازد.

طبقه‌بندی JEL: G10, C58, C32

واژگان کلیدی: تغییرات ساختاری، نوسانات، انتقال تکانه، اثر سرریز، الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکراری.

[*] دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران، پست الکترونیکی: z.elmi@umz.ac.ir

[**] استاد اقتصاد دانشگاه سمنان، پست الکترونیکی: e.abounoori@profs.semnan.ac.ir

[+] دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران، پست الکترونیکی: srasehi@umz.ac.ir

[×] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: mehdishahrazi@yahoo.com

[1] Baba, Engle, Kraft and Kroner

Archive of SID

www.SID.ir

۱. مقدمه

افزایش هم‌گرایی بازارهای مالی در دهه‌های اخیر، انتقال اطلاعات بین آنها را تشدید نموده است. امروزه هر تکانه‌ای که در یک بازار تجربه می‌شود بازارهای دیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این مساله محققان را بر روی درک نحوه‌ی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات از یک بازار به بازار دیگر متمرکز ساخته است (آراگو و فرناندز،[1] ۲۰۰۷). از سوی دیگر، شدت و جهت انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات ممکن است از شکست‌های ساختاری در نوسانات تأثیر بپذیرند (دارات و بنکاتو،[2] ۲۰۰۳).

به طور کلی، با نگاهی به سری‌های زمانی مالی مشخص می‌شود که اغلب این سری‌های زمانی در مقطع یا مقاطعی تحت تأثیر رخدادهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی داخلی و جهانی نظیر بحران مالی، تکانه‌های نفتی، جنگ، بی‌ثباتی سیاسی و تغییر ناگهانی در سیاست‌های ارزی شدیداً دچار نوسان می‌شوند به طوری که آثار این رخدادها گاه تا مدت‌ها در بازار باقی می‌ماند. نوسان در یک بازار سرمایه‌گزاران را ترغیب می‌نماید تا سبد دارایی خود را تعدیل نموده و ترکیب دارایی‌های خود را تغییر دهند. این مساله می‌تواند از یک سو، آشفتگی در بازار بحران‌زده را تشدید کند و از سوی دیگر، نوسانات و تکانه‌ها را به بازارهای دیگر انتقال دهد (خلیفه و همکاران،[3] ۲۰۱٤). تشخیص صحیح رفتار نوسانات قیمت دارایی‌های مالی جهت تخصیص بهینه‌ی منابع، قیمت‌گذاری صحیح دارایی‌های مالی، انتخاب بهینه‌ی سبد دارایی و بهبود پیش‌بینی نوسانات قیمتی آینده حایز اهمیت است (پون و گرنجر،[4] ۲۰۰۳، حسن و مالیک،[5] ۲۰۰۷).

رهیافت متعارف در مدل‌سازی نوسانات در بازارهای مالی انواع مدل‌های خانواده‌ی ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته است. با این حال، یکی از نقاط ضعف مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی متعارف این است که شکست‌های ساختاری در نوسانات را در نظر نمی‌گیرند. عدم لحاظ این تغییرات ساختاری منجر به تصریح ضعیف واریانس شرطی شده و فرآیند انتقال

[1] Arago and Fernandez
[2] Darrat and Benkato
[3] Khalifa et al.
[4] Poon and Granger
[5] Hassan and Malik

Archive of SID

www.SID.ir

تکانه و سرریز نوسان میان بازارها به طور صحیح مشخص نمی‌شود. لحاظ متغیّرهای مجازی به عنوان نماینده‌ی این تغییرات ساختاری در واریانس شرطی، درک واقع بینانه‌تری را نسبت به انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارها فراهم آورده و فرایند مدل‌سازی نوسانات را بهبود می‌بخشد (کانگ و همکاران، ۲۰۱۱)[1]. مقاله‌ی حاضر با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیره‌ی VAR(1)-GARCH(1,1) تأثیر تغییرات ساختاری در نوسانات بازارهای طلا و سهام ایران بر انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان این دو بازار را مورد بررسی قرار می‌دهد. بررسی روند تحولات بازارهای سهام و طلای ایران به وضوح نشان می‌دهد که قیمت این دارایی‌ها و نوسانات مربوط به آن در سال‌های اخیر دستخوش تغییرات ناگهانی قابل ملاحظه‌ای شده‌اند. دستاوردهای این مطالعه در هر دو سطح خرد و کلان کاربرد دارد و می‌تواند هم برای سرمایه‌گذاران بخش خصوصی و هم برای سیاست‌گزاران مفید باشد. طلا و سهام سهم بزرگی در سبد دارایی مردم دارند و درک صحیح رفتار نوسانات به انتخاب سبد دارایی بهینه منجر می‌شود. هم‌چنین، تشخیص صحیح رفتار نوسانات قیمت در این بازارها برای سیاست‌گزاران جهت اتخاذ سیاست‌های کنترلی مناسب مهم است. نوسانات باعث ایجاد نااطمینانی، ضربه به اعتماد عمومی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. درک نادرست ارتباط متقابل بازارها می‌تواند منجر به اتخاذ سیاست‌های اقتصادی نامناسب و ضد تولیدی گردد (کارولی، ۱۹۹۵)[2].

فرضیه‌های پژوهش حاضر عبارتند از این که جهت انتقال تکانه و سرریز نوسان در میان بازارهای طلا و سهام ایران در دو حالت لحاظ و عدم لحاظ شکست ساختاری در واریانس در مدل گارچ، متفاوت است. در ادامه‌ی مقاله و در بخش دوم ادبیات موضوع تبیین و مطالعات پیشین مرور می‌شود. در بخش سوم ابتدا داده‌های تحقیق توصیف شده و سپس به روش تحقیق پرداخته می‌شود. بخش چهارم مقاله به برآورد و تفسیر مدل تحقیق اختصاص دارد. نهایتاً، در بخش پنجم جمع‌بندی ارایه می‌شود.

[1] Kang et al.
[2] Karolyi

Archive of SID

www.SID.ir

۲. ادبیات موضوع

در دهه‌ی ۱۹۹۰ اغلب مطالعات تجربی بر روی بررسی اثر سرریز قیمت‌ها و عایدی‌ها میان بازارها متمرکز بودند. برای مثال در ایران ابطحی و نیک فطرت(۱۳۹۱) با استفاده از مدل چرخش رژیم مارکوف، رفتار چرخش رژیم های مختلف اوراق بهادار با استفاده از داده های روزانه شاخص قیمت و عایدی نقدی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰را مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده، به وجود سه وضعیت یا رژیم را برای این بازار دلالت داشت: یک رژیم با میانگین بازدهی منفی و دو رژیم با میانگین بازدهی مثبت. اما اخیرا توجه محققان به برهم‌کنش میان نوسانات بازارهای مختلف معطوف شده است. در واقع، به نظر می‌رسد که در برخی بازارها، هم‌بستگی متقابل بین نوسانات حتی بیش‌تر از هم‌بستگی متقابل بین عایدی‌ها می‌باشد (سوریانو و کلایمنت[1]، ۲۰۰٦). در ادبیات تجربی، مطالعاتی وجود دارد که شکست‌های ساختاری در نوسانات را شناسایی و پویایی‌های تکانه‌ها و نوسانات میان بازارهای مالی مختلف را با در نظر گرفتن این شکست‌های ساختاری بررسی نموده‌اند.

اوینگ و مالیک[2] (۲۰۰۵) با به‌کارگیری الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکراری[3] (ICSS) و استفاده از روش ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیّره در بازه‌ی 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 بیش از حد درباره‌ی میزان انتقال نوسانات گردد.

آراگو و فرناندز(۲۰۰۷) اثر تغییرات ساختاری در نوسانات روی انتقال اطّلاعات در میان بازارهای سهام پنج کشور اروپایی اسپانیا، انگلستان، سوئیس، آلمان و فرانسه را طیّ دوره‌ی زمانی ۲۰۰٤–۱۹۹۵ 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 تعمیم یافته‌ی دو متغیّره‌ی نامتقارن استفاده کردند.

---

[1] Soriano and Climent
[2] Ewing and Malik
[3] Iterative Cumulative Sum of Squares

Archive of SID

www.SID.ir

معناداری متغیّرهای مجازی ساختاری نشان داد که لحاظ نمودن این متغیّرها، جهت انتقال اطّلاعات بین بازارها را تحت تأثیر قرار داده و عدم لحاظ آنها منجر به ایجاد تورش در برآورد مدل می‌شود. کانگ و همکاران (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 بازه‌ی زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۹ مشخّص کردند. سپس با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیّره دریافتند که عدم لحاظ تغییرات ساختاری ممکن است جهت انتقال تکانه‌ها و انتقال نوسانات بین بازارهای نفت خام را وارونه نشان دهد. اوینگ و مالیک (۲۰۱۳) مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیّره را به کار گرفتند تا نوسانات قیمت در بازارهای آتی طلا و نفت کامکس و نایمکس را با لحاظ شکست‌های ساختاری بررسی نمایند. ابزار به کار رفته برای آشکارسازی درون‌زای این شکست‌ها الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکراری و دوره‌ی 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.

۳. روش پژوهش

۳-۱. داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله به صورت روزانه بوده (پنج روز اوّل هفته) و از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایت بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده است. به طور مشخص، ابتدای دوره پنجم فروردین ١٣٨٦ و انتهای دوره بیست و هشتم مرداد ۱۳۹۲ می‌باشد که مجموعاً شامل ١٥٤٤ مشاهده می‌شود. برای بازار طلا و سهام به ترتیب از قیمت سکه‌ی طرح جدید و شاخص کل استفاده شده است. عایدی‌ها بر اساس رابطه‌ی(۱) محاسبه می‌شود:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \qquad (۱)$$

P_t و R_t به ترتیب، قیمت وعایدی بازار در زمان t می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

۳-۲. تعیین تعداد و زمان تغییرات ساختاری در واریانس سری‌های زمانی

مدل سازی شکست‌های ساختاری در اقتصاد کلان و مالیه مورد توجه بوده است. به دلیل اهمّیت تشخیص صحیح تعداد و زمان تغییرات ساختاری در واریانس سری‌های زمانی مالی، روش‌های متعدّدی برای این منظور ارایه شد. رایج‌ترین روش به کار رفته برای تشخیص درون‌زای نقاط شکست در واریانس، الگوریتم مجموع مربّعات تجمّعی تکرارشونده (ICSS) است که توسط اینکلان و تیائو[1] (۱۹۹٤) 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 به طور نرمال، مستقل و یک نواخت توزیع شده‌اند (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷). هم‌چنین، فرض می‌شود که سری‌زمانی تحت بررسی، در طیّ یک دوره‌ی زمانی اوّلیه دارای واریانس غیر شرطی مانا می‌باشد تا این که 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 غیر شرطی دوباره در سطحی جدید به وضعیت مانا بر می‌گردد تا این که بر اثر تکانه‌ی بعدی، تغییر ساختاری دیگری را تجربه نماید. این فرآیند در طول زمان تکرار می‌شود و یک سری زمانی با تعداد N_T نقطه‌ی شکست در واریانس غیر شرطی به دست می‌آید (کانگ و همکاران، ۲۰۱۱). الگوریتم ICSS واریانس بین هر دو نقطه‌ی شکست را ثابت و کشیدگی را معمولی در نظر می‌گیرد. به عبارت دیگر، اوّلاً این الگوریتم برای حالتی تعریف شده است که هم‌سانی واریانس شرطی وجود داشته باشد؛ امّا شواهد تجربی زیادی نشان می‌دهند که اغلب سری‌های زمانی اقتصادی و مالی عمدتاً دارای واریانس متغیّر[2] هستند. بنابراین، الگوریتم متعارف ICSS در صورت وجود یک فرآیند وابسته نظیر فرآیند گارچ مناسب نیست (مالیک و همکاران، ۲۰۰۵؛ اوینگ و مالیک، ۲۰۱۳). ثانیاً، این الگوریتم فرض می‌کند که سری‌زمانی دارای توزیع نرمال است، در حالی که سری‌های

[1] Inclan and Tiao
[2] Time-Varying Variance

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی مالی اغلب دارای توزیع‌های دم‌کلفت[1] و دارای کشیدگی اضافی (کشیدگی بزرگ‌تر از ۳) می‌باشند (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷). سانسو و همکاران[2] (۲۰۰٤) برخی فروض اضافی روی ε_t 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 به درستی تعدیل نشوند این احتمال وجود دارد که فرضیه‌ی صفر اشتباهاً رد شود. به عبارت دیگر، ممکن است برخی از شکست‌های شناسایی شده در الگوریتم متعارف ICSS جعلی بوده و تعداد شکست‌های ساختاری واقعی در واریانس از آن چه که الگوریتم متعارف ICSS اعلام می‌کند کمتر باشد. بدین‌ترتیب، آنها آزمون اینکلان و تیائو را اصلاح نمودند تا وقتی جملات خطا از فرایندی نامستقل نظیر گارچ تبعیت می‌کنند قابل استفاده باشد (مالیک و همکاران، ۲۰۰۵). تعداد تغییرات ساختاری حاصل از به کارگیری روش سانسو و همکاران نسبت به روش اینکلان و تیائو به مراتب کمتر است (آراگو و فرناندز، ۲۰۰۷).

۳-۳. مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره در دو حالت عدم لحاظ و لحاظ شکست‌های ساختاری در واریانس

استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی (آرچ) و ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته (آرچ تعمیم یافته)، متداول‌ترین راه جهت مدل‌سازی پویایی‌های نوسانات داده‌های سری زمانی پر بسامد می‌باشد. مدل آرچ توسط انگل[3] (۱۹۸۲) مطرح گردید و بعدها توسط بلرسلو[4] (۱۹۸٦) تعمیم داده شد و به مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته شهرت یافت. برای بررسی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای مختلف باید از مدل‌های ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره[5] (MGARCH) استفاده نمود. اولین گام در دستورالعمل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته، شناسایی بهترین تصریح فرآیند خودرگرسیونی سری زمانی عایدی‌ها با استفاده از تکنیک‌های متداول باکس- جنکینز[6] است. در این راستا می‌توان از توابع خود هم‌بستگی و خود

[1] Fat Tail Distribution
[2] Sanso et al.
[3] Engle
[4] Bollerslev
[5] Multivariate Garch Models
[6] Box–Jenkins Techniques

Archive of SID

www.SID.ir

هم‌بستگی جزیی، آماره‌ی Q لیونگ- باکس استفاده نمود. تصریح عمومی فرآیند خودرگرسیونی سری زمانی عایدی‌ها به صورت زیر است:

$$R^t = \mu + \sum_{i=1}^{r} \emptyset_i R_{t-i} + \varepsilon t, \qquad \varepsilon t = zt\sqrt{ht}, \qquad zt \sim N(0,1) \qquad (۲)$$

به طوری که R_t بیانگر سری زمانی عایدی دارایی‌ها، p طول وقفه‌ی بهینه و ε_t جمله‌ی خطای تصادفی می‌باشد و فرض می‌شود که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر است (اوینگ و مالیک[1]، ۲۰۱۳). به منظور برآورد مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره، از تصریح مشهور تصریح بک[2] که توسط بابا، انگل، کرافت و کرونر (۱۹۹۰) مطرح گردید استفاده می‌شود. تصریح بابا، انگل، کرافت و کرونر به صورت زیر است:

$$H_t = \acute{C}C + \acute{A}\acute{\varepsilon}_{t-1}\varepsilon_{t-1}A + \acute{B}H_{t-1}B \qquad (۳)$$

H_t ماتریس واریانس-کواریانس شرطی N×N زمان t و C، A و B ماتریس‌های N×N هستند. عناصر غیرقطری ماتریس‌های A وB به ترتیب جهت انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارها را نشان می‌دهند. آزمون معناداری عناصر غیرقطری ماتریس‌های A و B معیار قضاوت در مورد جهت انتقال تکانه و سرریز نوسان بین بازارها است. در مورد ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دومتغیره، H_t ماتریس معین مثبت ۲*۲ به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c^{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \qquad (٤)$$

H ماتریس ۲*۲ واریانس-کواریانس شرطی در زمان t و C یک ماتریس پایین مثلثی ۲*۲ ثابت‌ها با ۳ پارامتر است. A یک ماتریس مربعی ۲*۲ از پارامترها است و میزان هم‌بستگی میان مجذور خطاهای گذشته و واریانس‌های شرطی (یا به عبارت دیگر، اثرات تکانه‌ها یا رویدادهای پیش‌بینی نشده روی نوسانات) را نشان می‌دهد. عناصر قطری ماتریس A بیانگر اثر آرچ خودشان

[1] Ewing and Malik
[2] BEKK

Archive of SID

www.SID.ir

هستند (معناداری a_{11} و a_{22} بدان معناست که واریانس‌های شرطی از مجذور خطاهای گذشته تأثیر می‌پذیرند). به علاوه، B یک ماتریس مربعی ۲*۲ از پارامترها است و نشان می‌دهد سطوح جاری واریانس‌های شرطی تا چه اندازه با واریانس‌های شرطی گذشته هم‌بستگی دارند. عناصر قطری در ماتریس B اثر گارچ خودشان را نشان می‌دهند (معناداری واریانس باوقفه b_{11} و b_{22} بدان معناست که واریانس شرطی جاری از واریانس شرطی گذشته تأثیر می‌پذیرد) و عناصر غیر قطری ماتریس‌های A و B یعنی a_{12}، a_{21}، b_{12} و b_{21} نشان می‌دهند که تکانه‌ها و نوسانات به چه صورت در طول زمان در میان بازارها منتقل می‌شود. برای مثال، جملات خطای a_{12} و a_{21}، جهت شوک‌ها و اخبار را مشخص می‌کنند در حالی که جملات کواریانس b_{12} و b_{21} جهت انتقال نوسان را نشان می‌دهند (کانگ و همکاران، ۲۰۱۱). با بسط ماتریس فوق، واریانس شرطی مربوط به دو بازار عبارت است از:

$$h_{11,t} = {c_{11}}^2 + {a_{11}}^2 \varepsilon^2_{1,t-1} + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1} + {a_{21}}^2 \varepsilon^2_{2,t-1} + {b_{11}}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + {b_{21}}^2 h_{22,t-1} \quad (٥)$$

$$h_{22,t} = {c_{12}}^2 + {c_{22}}^2 + {a_{12}}^2 \varepsilon^2_{1,t-1} + 2a_{12}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + {a_{22}}^2 \varepsilon^2_{2,t-1} + {b_{12}}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + {b_{22}}^2 h_{22,t-1} \quad (٦)$$

معادلات (۵) و (٦) نشان می‌دهند که تکانه‌ها و نوسانات در طول زمان چگونه در میان بازارها منتقل می‌شوند. تعداد کل پارامترهای برآورد شده ۱۱ عدد می‌باشد. پارامترهای مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره را می‌توان با روش برآورد حداکثر درست‌نمایی[1] برآورد نمود. لگاریتم تابع درست‌نمایی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$L(\theta) = -Tlog2\pi - 0.5\sum_{t=1}^{T} log|H_t(\theta)| - 0.5\sum_{t=1}^{T} \varepsilon_t(\theta)' log H_t^{-1} \varepsilon_t(\theta) \quad (٧)$$

به طوری که T تعداد مشاهدات و θ بردار پارامترهایی است که باید برآورد شوند. جهت برآورد پارامترها به روش حداکثر درست‌نمایی از الگوریتمی که توسط برنت و همکاران[2] (۱۹۷٤) مطرح شد استفاده می‌شود. همان طور که پیش‌تر عنوان شد، نقص مدل‌های ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی متعارف این است که فرض می‌کنند هیچ شکستی در ساختار نوسانات وجود ندارد؛ اما

[1] MLE
[2] Berndt, Hall, Hall and Hausman

www.SID.ir

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 ارزشی که تغییرات رژیم در واریانس را آشکار می‌کنند معادله (۳) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$Ht = \acute{C}C + \acute{A}\varepsilon t-1\varepsilon t-1A + \acute{B}Ht-1B + \sum_{i=1}^{r} D_i' X_i' X_i D_i \quad (۸)$$

در اینجا نیز می‌توان از روی معناداری آماری عناصر غیرقطری ماتریسA 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 تکانه‌ها و جهت سرریز نوسانات تغییر می‌کند یا خیر قضاوت نمود. معادله‌ی (۸) با وارد نمودن جمله آخر از مدل (۳) متمایز شده است. برای مثال در مورد مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیره D_i یک ماتریس قطری مربعی ۲*۲ از پارامترها و X_i یک بردار سطری ۲*۱ از متغیرهای کنترل رژیم نوسان وN تعداد نقاط شکست یافت شده در واریانس است. اولین (دومین) درایه در بردار سطری X_i بیانگر متغیر مجازی برای اولین(دومین) سری است.

٤. نتایج تحقیق

در اینجا ویژگی‌های آماری توزیع عایدهای طلا و سهام در قالب جدول (۱) ارایه شده است. با توجه به جدول(۱)، توزیع عایدی‌های بازار طلا دارای چولگی منفی و توزیع عایدی‌های بازار سهام دارای چولگی مثبت می‌باشد. هم‌چنین، کشیدگی هر دو توزیع نسبت به توزیع نرمال بسیار بیش‌تر است که با شواهد تجربی مبنی بر این که سری‌های زمانی مالی اغلب دارای کشیدگی بیش از توزیع نرمال می‌باشند سازگاری دارد. علاوه بر این، بر اساس آماره‌ی جارک – برا فرض نرمال بودن توزیع عایدی‌های بازار سهام و طلا قویاً رد می‌شود. برای بررسی اثر تغییرات ساختاری در نوسانات قبل از هر چیز باید به شناسایی آنها پرداخت. برای این منظور، در این مطالعه از الگوریتم متعارف و اصلاح‌شده‌ی مجموع مربعات تجمعی تکراری استفاده و نتایج حاصل از این دو الگوریتم در جداول (۲.الف) و (۲.ب) ارایه شده است. مطابق با این جداول، تعداد شکست‌های ساختاری در نوسانات بر اساس الگوریتم متعارف

Archive of SID

www.SID.ir

و اصلاح شده‌ی مجموع مربعات تجمعی تکراری برای سری زمانی عایدی‌های سهام طی دوره‌ی زمانی منتخب به ترتیب ٤ و ١ مورد و برای سری زمانی عایدی‌های طلا ١٢ و ١ مورد می‌باشد. بنابراین، هر دو الگوریتم تأیید می‌کنند که در واریانس هر دو سری زمانی مورد نظر شکست ساختاری اتفاق افتاده است. هم‌چنین، طبق انتظار، تعداد تغییرات ساختاری در واریانس غیر شرطی ناشی از به کارگیری روش سانسو و همکاران نسبت به روش اینکلان و تیائو به مراتب کمتر است. پس از شناسایی نقاطی که تغییرات ساختاری در نوسانات اتفاق افتاده است، حال می‌توان تأثیر این تغییرات ساختاری روی جهت انتقال تکانه و سرریز نوسان از میان بازارهای طلا و سهام را بررسی نمود.

جدول ١. ویژگی‌های آماری توزیع عایدی‌های طلا و سهام

شاخص‌های آماری	عایدی طلا	عایدی سهام
میانگین	٠/٠٠٠٥	٠/٠٠٠٥
میانه	٠/٠٠٠٠	٠/٠٠٠٢
ماکزیمم	٠/٠٧٣٨	٠/٠٢٢٨
مینیمم	-٠/١٠١٢	-٠/٢٣٦٧
انحراف معیار	٠/٠٠٧٥	٠/٠٠٣٠
چولگی	-٠/٧٠١٦	٠/٣٦٧٢
کشیدگی	٣٥/٧٢٩٨	١٠/١٨١٣
آماره‌ی Jarque-Bera	٦٩٠٤٣/١٦	٣٣٥٢/٤٥١
مقدار احتمال	٠/٠٠٠٠	٠/٠٠٠٠
آماره‌ی Q	١٤/٢٩٧	٣٣٩.٤٣
مقدار احتمال	٠/٠٠٠٠	٠/٠٠٠٠

منبع: یافته‌های تحقیق (توسط نرم‌افزار Eviews محاسبه شده است).

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲ الف: تعداد و موقعیت شکست‌های ساختاری در واریانس سری‌زمانی عایدی‌های سهام

الگوریتم اصلاح شده‌ی ICSS			الگوریتم متعارف ICSS		
موقعیت زمانی شکست	موقعیت عددی شکست	تعداد شکست	موقعیت زمانی شکست	موقعیت عددی شکست	تعداد شکست
۱۱/۰۵/۱۳۹۰	۱۰٦۷	۱	۰٦/۰۹/۱۳۸٦	۱۷۲	٤
			۱۳/۰۳/۱۳۸۷	۲۹٦	
			۰۹/۰٤/۱۳۸۷	۳۱۳	
			۱۲/۰٤/۱۳۸۷	۳۱٦	

منبع: یافته‌های تحقیق(توسط نرم افزارGAUSS برآورد شده است).

جدول ۲ ب: تعداد و موقعیت شکست‌های ساختاری در واریانس سری‌زمانی عایدی‌های طلا

الگوریتم اصلاح شده‌ی ICSS			الگوریتم متعارف ICSS		
موقعیت زمانی شکست	موقعیت عددی شکست	تعداد شکست	موقعیت زمانی شکست	موقعیت عددی شکست	تعداد شکست
۰٦/۰٦/۱۳۹۱	۱۳۱۸	۱	۱۰/۰٦/۱۳۸٦	۱۰۹	۱۲
			۰۸/۱۲/۱۳۸٦	۲۳٤	
			۱۲/۱۲/۱۳۸٦	۲۳٦	
			۱۰/۰۱/۱۳۸۷	۲۵۲	
			۱۲/۰۵/۱۳۸۷	۳۳۵	
			۲۵/۰۹/۱۳۸۷	٤۲۸	
			۲۳/۰٦/۱۳۹۰	۱۰۹٦	
			۱٤/۰۸/۱۳۹۰	۱۱۳۱	
			۱۰/۱۰/۱۳۹۰	۱۱٦۹	
			۲۷/۱۰/۱۳۹۰	۱۱۸۱	
			۲۰/۰٦/۱۳۹۱	۱۳۳۵	
			۳۰/۰۷/۱۳۹۱	۱۳۵۸	

منبع: یافته‌های تحقیق(توسط نرم افزار GAUSS برآورد شده است).

Archive of SID

www.SID.ir

از آنجا که پایه‌ی مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره یک مدل VAR است بنابراین، لازم است ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه برای معادله‌ی میانگین به دست آید. این کار با استفاده از معیار شوارتز انجام پذیرفت. خروجی نرم‌افزار RATS در جدول (۳) آمده است که با توجه به آناز میان وقفه‌های صفر تا ده، تعداد وقفه‌ی بهینه برابر با یک و بدین‌ترتیب، مدل بهینه VAR(1)-GARCH(1,1) می‌باشد.

جدول ۳. انتخاب وقفه‌ی بهینه

معیار شوارتز	تعداد وقفه	معیار شوارتز	تعداد وقفه
٢٤٢٢٣/٧٩٨	٦	٢٤٠٤٦/٠٣٨	٠
٢٤٢١٥/٢٦٩	٧	٢٤٢٩٢/٨٤٦*	١
٢٤٢٠٠/٧٩٨	٨	٢٤٢٧٥/٩٠٢	٢
٢٤١٧٤/٤٩٧	٩	٢٤٢٧٩/٦٢٨	٣
٢٤١٥٧/٠٩٣	١٠	٢٤٢٥٩/٣٠٨	٤
		٢٤٢٣٩/٤٧٧	٥

منبع: یافته‌های تحقیق(توسط نرم افزارRATS تعیین شده است).

جداول ٤، ٥ و ٦ به ترتیب نتایج برآورد مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیره بدون لحاظ متغیرهای مجازی ساختاری، با لحاظ متغیرهای مجازی ساختاری به دست‌آمده از روش متعارف واصلاح‌شده‌ی الگوریتم مجموع مربعات تجمعی تکراری را نشان می‌دهند. بر اساس جدول (٤) تنها ضریبb_{21} غیرمعنادار بوده و ضرایب a_{12}، a_{21} و b_{12} معنادار هستند. بنابراین، برآورد مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دومتغیره بدون در نظر گرفتن متغیرهای مجازی ساختاری حاکی از تأثیر متقابل تکانه‌ها و اخبار هر بازار بر نوسانات بازار دیگر می‌باشد. هم‌چنین، با توجه به عدم معناداری b_{21}، اثر سرریز نوسان میان این دو بازار یک طرفه و از بازار طلا به بازار سهام است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤. نتایج مدل گارچ دو متغیره بدون لحاظ متغیرهای مجازی ساختاری

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	مقدار احتمال
c_{11}	۰/۰۰۰٦	۰/۰۰۰۰	۹/۳۹۵۲	۰/۰۰۰۰
c_{21}	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۱	٤/۰٥٤۸	۰/۰۰۰۰
c_{22}	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۲	۹/۱٤٥۱	۰/۰۰۰۰
a_{11}	۰/٤۱۱٤	۰/۰۰۹٦	٤۲/۸۹٥٦	۰/۰۰۰۰
a_{12}	-۰/۰۱٤۰	۰/۰۰٥۷	-۲/٤٦٥٥	۰/۰۱۳۷
a_{21}	۰/۰۹٤٦	۰/۰۳۳۸	۲/۷۹۹۸	۰/۰۰٥۱
a_{22}	۰/۳۹۲٦	۰/۰۱۷۲٥	۲۲/۷٦۰۹	۰/۰۰۰۰
b_{11}	۰/۹۲٦۰	۰/۰۰۳۲	۲۸۷/۰۱۰۸	۰/۰۰۰۰
b_{12}	۰/۰۰٤۷	۰/۰۰۳۰	۱/٥۸۰٥	۰/۱۱٤۰
b_{21}	–۰/۰۷۹۸	۰/۰۱٥۷	–٥/۰۷٥۲	۰/۰۰۰۰
b_{22}	۰.۸٦۹٦	۰/۰۱۳۱	٦٦/۳۸۸۸	۰/۰۰۰۰

جدول ٥. نتایج مدل گارچ دو متغیره با لحاظ متغیرهای مجازی حاصل از روش متعارف ICSS

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	مقدار احتمال
c_{11}	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱۹	۰/۱۷۳۷	۰/۸٦۲۱
c_{21}	-۰/۰۰٤۱	۰/۰۱٦٤	–۰/۲٤۷٤	۰/۸۰٤٦
c_{22}	۰/۰۰۱٤	۰/۰٤۸۳	۰/۰۲۸۱	۰/۹۷۷٥
a_{11}	۰/۲۸۷٦	۰/۰٥۲٦	٥/٤٦٦٦	۰/۰۰۰۰
a_{12}	-۰/۰۷٦۷٥	۰/۰۲۹۲	–۲.٦۲۳۷	۰/۰۰۸۷
a_{21}	-۰/۰۲٥٤	۰/۱٤٦٥	-۰/۱۷۳۲	۰/۸٦۲٥
a_{22}	۰/۳۳۱۱	۰/۰٤۲۹	۷/۷۳۰٤	۰/۰۰۰۰
b_{11}	۰/٦۸۰۰۳	۰/۰۷۲۸	۹/۳٤۳۲	۰/۰۰۰۰
b_{12}	۰/۱٥۸۰	۰/۰۳۲۹٦	٤/۷۹۳٦	۰/۰۰۰۰
b_{21}	۰/٥۰۰۹	۰/۱۷۱٦	۲/۹۱۹۷	۰/۰۰۳٥
b_{22}	۰/٥۷٤۸	۰/۱۳٤۳	٤/۲۸۰۰	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق (توسط نرم افزارRATS برآورد شده است)

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٦. نتایج مدل گارچ دو متغیره با لحاظ متغیرهای مجازی حاصل از روش اصلاح شده‌ی ICSS

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t	مقدار احتمال
c_{11}	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۱	۱۱/٤۸۲٦	۰/۰۰۰۰
c_{21}	۰/۰۰۰٤	۰/۰۰۰۲	۲/۱۹٤۳	۰/۰۲۸۲
c_{22}	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۱	۱۸/۳٦۰٥	۰/۰۰۰۰
a_{11}	۰/۳۸٥۸	۰/۰۱۲٥	۳۰/۸۳۹۳	۰/۰۰۰۰
a_{12}	-۰/۰۲۱۷	۰/۰۰۹۱	-۲/۳۷۸٥	۰/۰۱۷٤
a_{21}	۰/۱۱۸٥	۰/۰٤٥۱	۲/٦۲۸٥	۰/۰۰۸٦
a_{22}	۰/٤٥۰۳	۰/۰۲٦۸	۱٦/۷۹۲۹	۰/۰۰۰۰
b_{11}	۰/۹۰۷٥	۰/۰۰٦٥	۱۳۹/٤٤۱۷	۰/۰۰۰۰
b_{12}	۰/۰۱٤٥	۰/۰۰۷۰	۲/۰٥۹۲	۰/۰۳۹٥
b_{21}	-۰/۰۱۳٥۳	۰/۰۳٤٥	۳/۹۱۷٦	۰/۰۰۰۰
b_{22}	۰/۷۱٤۹	۰/۰۲۸٤	۲٥/۱۳۱۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق(توسط نرم افزارRATS برآورد شده است)

طبق جدول (٥) ضرایب a_{12}، b_{21} وb_{12} معنادار بوده و تنها a_{21} بی‌معناست. پس، تعیین شکست‌های ساختاری در واریانس از طریق الگوریتم متعارف مجموع مربعات تجمعی تکراری و لحاظ نمودن آن در مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیره نشان می‌دهد که انتقال تکانه‌ها یک‌طرفه و از بازار طلا به بازار سهام بوده اما سرریز نوسان بین بازارها دوطرفه می‌باشد. مطابق با جدول (٦) عناصر غیرقطری a_{12}، a_{21}، b_{12} و b_{21} همگی معنادار هستند. بنابراین، اثر انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان دو بازار یاد شده به صورت دوطرفه است. یعنی اولاً، اخبار مربوط به بازار طلا بر نوسانات بازار سهام اثر معناداری دارد و بالعکس. ثانیاً، نوسانات بازار طلا بر نوسانات بازار سهام اثر معناداری دارد و بالعکس. بدین‌ترتیب، نتایج مربوط به اثرات بین بازاری نه تنها به لحاظ یا عدم لحاظ شکست‌های ساختاری در نوسانات، بلکه به این‌که این شکست‌های ساختاری بر اساس الگوریتم متعارف یا اصلاح‌شده‌ی مجموع مربعات تجمعی تکراری تعیین شده باشند نیز حسّاس می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۱) صراحتاً نشان می‌دهد که هر دو سری‌زمانی عایدی‌های طلا و سهام دارای توزیع غیرنرمال با کشیدگی‌های اضافی هستند. بر همین اساس، نتایج مربوط به جدول (٦) به عنوان اثرات صحیح بین بازاری پذیرفته می‌شود و بر اساس این جدول، نوسانات و تکانه‌های مربوط به دو بازار طلا و سهام متقابلاً بر هم‌دیگر اثر می‌گذارند. بدین‌ترتیب، یافته‌های تحقیق حاضر نشان می‌دهد که نادیده گرفتن و یا تعیین نادرست تغییرات ساختاری در نوسانات و برآورد مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره بر مبنای آن‌ها می‌تواند محقق را در ارزیابی جهت سرایت تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام گمراه سازد.

۵. نتیجه‌گیری و جمع‌بندی

در مقاله‌ی حاضر، تأثیر تغییرات ساختاری در نوسانات بازارهای طلا و سهام ایران بر انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان این دو بازار در فاصله‌ی زمانی ۲۸/۰۵/۱۳۹۲–۰۵/۰۱/۱۳۸٦ با استفاده از مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیره مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، ابتدا با استفاده از الگوریتم‌های متعارف و اصلاح‌شده‌ی مجموع مربعات تجمعی تکراری نقاط شکست به طور درون‌زا مشخص شده و سپس مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی دو متغیّره یک‌بار با لحاظ متغیّرهای مجازی ساختاری و یک‌بار بدون لحاظ آنها برآورد گردید. نتایج نشان داد که هر دوی انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای طلا و سهام به‌صورت دوطرفه است؛ یعنی اخبار و نوسانات مربوط به هر یک از بازارها بر نوسانات بازار دیگر اثر می‌گذارد. بر اساس یافته‌های تحقیق، نادیده گرفتن و یا تعیین نادرست تغییرات ساختاری در نوسانات و برآورد مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی چند متغیره بر اساس آن، می‌تواند به برداشت نادرست راجع به جهت سرایت تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای طلا و سهام منجر شود.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

- ابطحی، سیدیحیی، نیک فطرت، حامد (۱۳۹۱). شناسایی چرخش رژیم در بازده بازار اوراق بهادار ایران. *مجله‌ی مدلسازی اقتصادی*، ٦ (۲۰):٥٦-٤١.

- Khalifa, A.A., & Hammoudeh S., & Otranto, E.(2014). Patterns of volatility transmissions within regime switching across GCC and global markets. *International Review of Economics & Finance*, 29(3): 512–524.
- Arago, V., & Fernandez, M.A. (2007). Influence of structural changes in transmission of information between stock markets: A European Empirical Study. *Journal of Multinational Financial Management*, 17(1):112-124.
- Darrat, A.F., & Benkato O.M. (2003). Interdependence and volatility spillovers under market liberalization: The case of Istanbul stock exchange. *Journal of Business Finance and Accounting*, 30(1): 1089–1114.
- 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): 2655-2673.
- Ewing, B.T., & Malik, F. (2013).Volatility transmission between gold and oil futures under structural breaks. *International Review of Economics and Finance*, 25(3): 113–121.
- Inclan, C., & Tiao G.C. (1994). Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. *Journal of American Statistical Association*, 89(2): 913-923.
- Kang, S.H.,& Cheong C., & Yoon, S.M. (2011). Structural changes and volatility transmission in crude oil markets. *Physica A*, 390(4): 4317-4324.
- Karolyi, G.A. (1995). A MGARCH model of international transmissions of stock returns & volatility: Case of the United States & Canada. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1): 11-25.
- Malik, F., & Ewing, B. T., & Payne, J. E. (2005). Measuring volatility persistence in the presence of sudden changes in the variance of Canadian stock returns. *Canadian Journal of Economics*, 38(4): 1037-1056.
- Poon, S. H., & Granger, C. W. J. (2003). Forecasting volatility in financial markets: A Review. *Journal of Economic Literature*, 41(5): 478-539.
- Hassan, S.A., & Malik, F. (2007). Multivariate GARCH Modeling of Sector Volatility Transmission. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(1): 470–480.
- 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): 32–53.

Archive of SID

www.SID.ir