Financial Research Journal
Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

Using Bayesian Approach to Study the Time Varying Correlation among Selected Indices of Tehran Stock Exchange

Seyed Ali Hoseini Ebrahimabad
Ph.D. Candidate, Department of Economics, Faculty of Economic and Management, Urmia University, Urmia, Iran. E-mail: s.ali.hoseini1393@gmail.com

Hasan Heydari
*Corresponding author, Prof., Department of Financial Economics, Faculty of Economic and Management, Urmia University, Urmia, Iran. E-mail: h.heidari@urmia.ac.ir

Khalil Jahangiri
Assistant Prof., Department of Economics, Faculty of Economic and Management, Urmia University, Urmia, Iran. E-mail: kh.jahangiri@urmia.ac.ir

Mahdi Ghaemi Asl
Assistant Prof., Department of Economics, Faculty of Economic, Kharazmi University, Tehran, Iran. E-mail: m.ghaemi@khu.ac.ir

Abstract

Objective: The effect of the contagion between financial assets is one of the most important challenges that investors are faced with. Financial markets have been severely affected by economic, political, and social events and they are subject to volatility and turmoil that causes financial investors and analysts to be disturbed. Therefore, the main objective of the present study is to investigate the effect of shocks on the return volatility of the selected indices.

Methods: The main objective of this study is to use random simulation techniques for GARCH models considering multivariate skewed distributions using the Bayesian approach. For this purpose, we used the daily return data of selected Tehran Stock Exchange (TSE) indices during the period from December 13, 2009 to Jan 29, 2003 and also the flexible types of multivariate distributions that can model both skewedness and fat tail.

Results: The results of the Bayesian DCC GARCH (1.1) model showed that the effect of shocks on the return volatility is not the same for the selected indices and this situation implies different risk conditions and uncertainty in the returns of these groups. The results also showed that the stock returns of the automotive group spread more volatility from the previous day to the current day in comparison to Banking group and Petroleum group respectively.

Conclusion: Shocks on variables affects the correlations among them. Also, GED distribution was identified as an appropriate distribution in line with the characteristics of the skewedness of the studied indices. Therefore, in estimating the risk of assets and portfolio optimization, one can exploit the main idea used in this study.

Keywords: Contagion, Time Varying Correlation, Bayesian Approach, Conditional Variance.

Citation: Hoseini Ebrahimabad, S.A., Heydari, H., Jahangiri, Kh., Ghaemi Asl, M. (2019). Using Bayesian Approach to Study the Time Varying Correlation among Selected Indices of Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 21(1), 59-78. (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2019, Vol. 21, No.1, pp. 59-78
DOI: 10.22059/frj.2019.269241.1006763
Received: August 21, 2018; Accepted: December 28, 2018
© Faculty of Management, University of Tehran

فصلنامه تحقیقات مالی
شاپا چاپی: ۱۰۲۴-۸۱۵۳
شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۵۳۷۷

استفاده از رویکرد بیزی برای مطالعه همبستگی متغیر با زمان میان شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران

سید علی حسینی ابراهیم‌آباد
دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. رایانامه: s.ali.hoseini1393@gmail.com

حسن حیدری
* نویسنده مسئول، استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه اورمیه، ارومیه، ایران. رایانامه: h.heidari@urmia.ac.ir

خلیل جهانگیری
استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. رایانامه: kh.jahangiri@urmia.ac.ir

مهدی قائمی اصل
استادیار، گروه اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. رایانامه: m.ghaemi@khu.ac.ir

چکیده

هدف: از جمله دغدغه‌های بسیار مهم سرمایه‌گذاران، اثر سرایت بین دارایی‌های مالی است. بازارهای مالی در برخی مقاطع، از وقایع اقتصادی، سیاسی و اجتماعی تأثیر زیادی می‌پذیرند و دچار بی‌ثباتی و تلاطم می‌شوند و سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی را دچار آشفتگی می‌کنند. از این‌رو هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی تأثیر شوک‌ها بر تلاطم بازده سهام گروه‌های منتخب است.

روش: در این مطالعه از رویکرد بیزی برای کاربرد تکنیک‌های شبیه‌سازی تصادفی مدل‌های GARCH با توزیع‌های چندمتغیره چوله استفاده شده است. برای این منظور از داده‌های روزانه بازده شاخص سهام گروه‌های خودرو و ساخت قطعات، بانکی و فراورده‌های نفتی طی بازه زمانی ۱۳۸۷/۹/۲۴ تا ۱۳۹۷/۵/۲۹و انواع انعطاف‌پذیر از توزیع‌های چندمتغیره که می‌تواند هم چولگی و هم دنباله پهن را مدل‌سازی کند، استفاده شده است.

یافته‌ها: نتایج مدل Bayesian DCC GARCH (1,1) نشان از یکسان نبودن شدت تأثیر شوک‌ها بر تلاطم بازده سهام گروه‌های منتخب دارد. در رابطه با سرایت تلاطم، نتایج نشان داد که بازده سهام گروه خودرو و ساخت قطعات نسبت به بازده سهام گروه بانکی، و بازده سهام گروه بانکی در مقایسه با بازده سهام گروه فراورده‌های نفتی تلاطم بیشتری را از روز قبل به روز جاری سرایت می‌دهد.

نتیجه‌گیری: شوک‌های وارد بر متغیرها، همبستگی بین آنها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین توزیع GED به‌عنوان توزیع مناسب برای لحاظ ویژگی چولگی شاخص‌های در دست بررسی شناسایی شد. بنابراین، در برآوردها از ریسک دارایی‌ها و انتخاب سبد بهینه از میان آنها، می‌توان از ایده اصلی به‌کار گرفته شده در این مطالعه بهره جست.

کلیدواژه‌ها: سرایت، همبستگی متغیر با زمان، رویکرد بیزی، واریانس شرطی.

استناد: ابراهیم‌آباد، سید علی حسینی؛ حیدری، حسن؛ جهانگیری، خلیل؛ قائمی اصل، مهدی (۱۳۹۸). استفاده از رویکرد بیزی برای مطالعه همبستگی متغیر با زمان میان شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۱)، ۵۹- ۷۸.

تحقیقات مالی، ۱۳۹۸، دوره ۲۱، شماره ۱، صص. ۵۹- ۷۸
DOI: 10.22059/frj.2019.269241.1006763
دریافت: ۱۳۹۷/۰۵/۳۰، پذیرش: ۱۳۹۷/۱۰/۰۷
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی هر کشور به ایجاد سرمایه‌گذاری‌های کلان نیاز دارد و تأمین مالی بلندمدت طرح‌های اساسی کشورها از طریق ایجاد بازار سرمایه قوی و کارا امکان‌پذیر است. انگل[1] (۲۰۱۱) بی‌ثابتی بازارهای مالی، رکود چرخه کسب‌وکار و افزایش تورم و نوسان‌ها را حوادثی برمی‌شمارد که سرمایه‌گذاران از آنها می‌هراسند و همواره تلاش می‌کنند که خود را از این خطرها مصون دارند. لین، انگل و آیتو[2] (۱۹۹۴)، فلمینگ، کایربای و آستدیک[3] (۱۹۹۸) و تسوتسویی[4] (۲۰۰۲) تأثیرهای ارتباطات تجاری و مالی را عوامل کلیدی مؤثر بر سازوکار انتقال معرفی می‌کند. خلیفه، حموده و اترانتو[5] (۲۰۱۴) نوسان‌های موجود در بازار را دلیلی بر تعدیل و تغییر ترکیب دارایی‌ها در سبد دارایی سرمایه‌گذاران می‌دانند. این مسئله هم آشفتگی در بازار بحران‌زده را افزایش می‌دهد و هم سرایت نوسان‌ها و تکانه‌ها را به سایر بازارها موجب می‌شود. بالا و تاکیموتو[6] (۲۰۱۷) با مرور تحقیقات اخیر دریافتند که بازارهای مالی کاملاً یکپارچه و متحد، تمایل دارند شوک‌ها را سریع‌تر انتقال دهند. این تمایل به این دلیل است که تغییرات سبد دارایی اغلب بر نرخ بهره، تجارت مالی و در نهایت بر فعالیت‌های بخش واقعی اقتصاد تأثیر می‌گذارد. همچنین ایشان دریافتند که بازارهای مالی یکدیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهند و به‌دلیل وجود نوسان هنگام بروز بحران‌های مالی، سرمایه‌گذاران به‌منظور تنوع ممکن است به انتخاب سهام دیگری در بازاری دیگر اقدام کنند.

مدل‌سازی اثر سرریز تلاطم بین دارایی‌های مالی معمولاً به‌وسیله الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره[7] (MGARCH) صورت می‌گیرد؛ اما فیورچی، اهلرز و فیلهو[8] (۲۰۱۴) هنگام بررسی بازده سری‌های زمانی مالی دریافتند که در اغلب این سری‌ها می‌توان برخی از عدم تقارن‌ها را مشاهده کرد. همچنین، ادبیات اخیر اقتصادسنجی آشکار نشان داده است که در فرایند نوسان، مدل‌سازی این عدم تقارن‌ها به‌وسیله مدل‌های اقتصادسنجی کلاسیک، اغلب در توضیح تمام عدم تقارن‌ها در توزیع این بازده‌ها ناکام مانده است. بنابراین، در روند مدل‌سازی باید رویکردهایی را در کانون توجه قرار داد که هم عدم تقارن و هم دنباله پهن[9] را در نظر می‌گیرند. این موضوع می‌تواند از طریق اجازه دادن به برخی از درجه‌های عدم تقارن در توزیع جزء خطای مدل انجام شود. بنابراین هدف اصلی پژوهش حاضر، استفاده از کلاس جدیدی از توزیع‌های چوله چندمتغیره انعطاف‌پذیر[10] در مدل چندمتغیره GARCH و پیشنهاد روش‌های استنتاج بیزی برای مدل یاد شده در بازار سرمایه ایران است. از این رو، پژوهش حاضر همبستگی غیرخطی و متغیر با زمان را بین داده‌های روزانه بازده شاخص سهام سه گروه خودرو و ساخت قطعات، بانکی و فراورده‌های نفتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۷/۹/۲۴ تا ۱۳۹۷/۵/۲۹ با رویکرد بیزی (Bayesian DCC-GARCH) بررسی می‌کند. هنگام بررسی و مرور تحولات اقتصادی دهه گذشته ایران با پدیده‌های مهم سیاسی اقتصادی مواجه می‌شویم.

1. Engle
2. Lin, Engle & Ito
3. Fleming, Kirby & Ostdiek
4. Tsutsui
5. Khalifa, Hammoudeh & Otranto
6. Bala & Takimoto
7. Multivariate GARCH Model
8. Fioruci, Ehlers & Andrade Filho
9. Fat tails
10. Flexible multivariate skewed distributions

برای نمونه می‌توان به تحریم‌های اقتصادی ایران که به دلیل مسائل سیاسی مربوط به انرژی هسته‌ای از سال ۱۳۸۸ شکل جدیدی به خود گرفت و در سال ۱۳۹۰ به بیشترین حد خود رسید، به موضوع هدفمندی یارانه‌ها که از نیمه دوم سال ۱۳۸۹ آغاز شد یا جدیدترین چالشی که اقتصاد ایران با آن دست و پنجه نرم می‌کند، یعنی مسئله خروج آمریکا از برجام و منع فروش نفت ایران اشاره کرد که تمام حوادث یاد شده تأثیر به‌سزایی بر بازار سهام ایران گذاشته است. بنابراین دوره زمانی این پژوهش (آذرماه ۱۳۸۷ تا مرداد ۱۳۹۷)، به‌گونه‌ایی انتخاب شده که بتواند دربردارنده تحولات عمده و مهمی باشد که اقتصاد ایران در دهه اخیر تجربه کرده است. در همین رابطه نیز در انتخاب شاخص گروه‌های مختلف موجود در بورس تهران، تلاش شده است شاخص‌های منتخب بیش از سایر گروه‌ها در معرض تحولات اقتصادی و سیاست بین‌الملل سال‌های اخیر باشد. سرمایه‌گذاری‌های خارجی و تولید در صنعت نفت، قرارداد شرکت‌های خودروسازی خارجی با شرکت‌های داخلی و محدودیت‌های موجود در تراکنش‌های مالی و بانکی ایران با سایر کشورها، از جمله حوزه‌هایی است که اغلب در صدر اخبار مربوط به تحولات اخیر اقتصاد ایران قرار دارد. بر همین اساس نیز شاخص سه گروه خودرو و ساخت قطعات، بانکی و فراورده‌های نفتی برای بررسی انتخاب شده‌اند. شایان ذکر است که هر چه تعداد گروه‌ها برای بررسی بیشتر شود، ارائه جمع‌بندی از نتایج تحقیق نیز دشوارتر خواهد شد. علاوه‌بر این، روش استفاده شده در این مطالعه می‌تواند برای سایر گروه‌ها نیز به‌کار برده شود.

مقاله حاضر در پنج بخش تدوین شده است. پس از بیان مقدمه، در بخش دوم ادبیات تحقیق و مسئله سرایت بین دارایی‌های مالی ارائه بیان می‌شود. در بخش سوم روش‌شناسی و در بخش چهارم نتایج تجربی ارائه شده است. بخش پایانی مقاله نیز به نتیجه‌گیری کلی تحقیق اختصاص دارد.

پیشینه پژوهش

گسترده شدن بازارهای مالی مسائلی را پیش روی سرمایه‌گذاران به‌وجود می‌آورد. از جمله دغدغه‌های بسیار مهمی که سرمایه‌داران با آن روبه‌رو هستند، اثر سرایت بین دارایی‌های مالی است. به‌طور کلی واژه سرایت[1] به انتقال بین‌المللی شوک‌ها در طول بحران‌های مالی اشاره می‌کند. اقتصاددانان از این واژه برای توصیف اندازه و اهمیت انتقال شوک‌ها و نوسان‌ها از یک منطقه یا بازار به سایر مناطق یا بازارهای دیگر استفاده می‌کنند. برای مثال، دورنبوش، پارک و کلاسنس[2] (۲۰۰۰) اصطلاح سرایت را افزایش شایان توجه در ارتباط بین بازارها پس از واردشدن شوک به یک یا گروهی از کشورها تعریف می‌کنند. همچنین بکائرت، هروی و نگ[3] (۲۰۰۵) این اصطلاح را به ارتباطات شدید بین بازارها به بیش از آنچه از اصول علم اقتصاد انتظار می‌رود، منسوب می‌کنند. ماسین[4] (۱۹۹۸)، دورنبوش و همکاران (۲۰۰۰) و فوربس و ریگبون[5] (۲۰۰۱)، مفهوم سرایت را به دو دسته گسترده سرایت مبتنی بر اصول[6] و سرایت رفتار

1. Contagion
2. Dornhbusch, Park & Claessens
3. Bekaert, Harvey, & Ng
4. Masson
5. Forbes & Rigobon
6. Fundamental-based contagion

سرمایه‌گذار[1] طبقه‌بندی می‌کنند. سرایت مبتنی بر اصول یا مبتنی بر اطلاعات[2]، به انتقال شوک‌هایی اشاره می‌کند که بین کشورها به‌دلیل پیوندهای واقعی و مالی یا روابط اساسی و بنیادی از هر نوع، مانند تجارت یا سیاست‌های کلان اقتصادی رخ می‌دهد. سرایت رفتار سرمایه‌گذار یا اضطراب خالص[3] به تغییر در رفتار سرمایه‌گذار در جریان سرمایه‌گذاری سبد دارایی اشاره می‌کند، به‌گونه‌ای که این تغییر در رفتار را نمی‌توان با اصول اقتصادی توجیه کرد[4]. فوربس و ریگبون (۲۰۰۱) رویکردهای مختلفی را که از دهه ۱۹۹۰ به بعد برای بررسی آثار گسترده سرایت میان بازارهای مالی شکل گرفت، به چهار دسته طبقه‌بندی کردند که عبارت‌اند از: تجزیه و تحلیل ضرایب همبستگی بین بازاری، الگوهای GARCH، مدل هم‌انباشتگی و رهیافت پرویبت. بنسیدا[5] (۲۰۱۸) وابستگی و سرایت میان دارایی‌های مالی را یکی از جنبه‌های مهم در تخصیص دارایی، تنوع‌بخشی به سبد دارایی و مدیریت ریسک معرفی می‌کند و معتقد است که سرایت و وابستگی مالی به انتقال بحران بین کشورها اشاره می‌کند.

به‌طور معمول، برای بررسی اثر سرایت (سرریز) تلاطم بین دارایی‌های مالی، از مدل‌های GARCH چندمتغیره استفاده می‌شود؛ اما به گفتهٔ فیورچی و همکاران (۲۰۱۴) و بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷)، اغلب در دارایی‌های مالی خصلت چولگی و دنباله‌های پهن وجود دارد که باید در مدل‌سازی در نظر گرفته شوند. بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) معتقدند که در میان مدل‌های GARCH چندمتغیره مدل‌های DVECH و CCC بیشترین محدودیت را در تجزیه و تحلیل داده‌ها لحاظ می‌کنند. برای مثال، مدل CCC-MGARCH ضرایب همبستگی را در طول زمان ثابت در نظر می‌گیرد. همچنین مدل BEKK-AMGARCH انعطاف‌پذیرترین مدل در میان مدل‌های GARCH چندمتغیره است؛ اما به‌لحاظ استراتژی موجود در برآورد مدل‌های MGARCH، گنجاندن انعطاف‌پذیری بیشتر احتمال همگرایی به یک حداکثر سراسری[6] را در انجام برآورد کاهش می‌دهد. از این رو، آنها مدل‌هایی را برای بررسی سرایت تلاطم پیشنهاد می‌کنند که مسئله چولگی و دنباله‌های چاق را در فرایند تخمین در نظر بگیرند. کرونر و نگ[7] (۱۹۹۸) استدلال می‌کنند که مدل‌های مختلف ماتریس کواریانس محدودیت‌های شایان توجهی را در رفتار دینامیکی واریانس‌ها، کواریانس‌ها و همبستگی‌ها اعمال می‌کنند. علاوه‌بر این، آنان شیوه‌ای را که این مدل‌ها اجازه می‌دهند تا شوک‌های پیشین بازدهی دارایی‌ها بر واریانس و کواریانس تأثیر بگذارند، عاملی برای ایجاد تخمین‌های همبستگی شدیدتر این مدل‌ها می‌دانند. از این رو بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) معتقدند که مدل‌های MGARCH اغلب پویایی‌های همبستگی‌ها را بیش‌ازحد برآورد می‌کنند. بونز، لورنت و رومباتز[8] (۲۰۰۶)، هی، سیلونونن و تراسویرتا[9] (۲۰۰۸)، انگل (۲۰۱۱) و ماساکی[10] (۲۰۱۴) تلاش کردند که ویژگی‌های کلیدی بازده‌های مالی مانند چولگی (برای مثال، هنگامی‌که بازده استاندارد شده نامتقارن است)، اهرم (بدین

1. Investor-behaviour contagion
2. Information-based
3. Pure-panic
۴. برای مثال، بروز بحران در بازار نوظهور می‌تواند سرمایه‌گذاران را ترغیب کند که دارایی‌های خود را از بسیاری از بازارهای نوظهور دیگر بدون توجه به تفاوت‌های اساسی اقتصادی بین آنها خارج کنند.
5. BenSaïda
6. Global maximum
7. Kroner & Ng
8. Bauwens, Laurent, & Rombouts
9. He, Silvennoinen & Teräsvirta
10. Massacci

معنا که نوسان‌های پس از بازده‌های منفی افزایش می‌یابند) و دنباله‌های چاق (نشان می‌دهد کـه بـازده اسـتاندارد شـده بیشتر دُم چاق است تا اینکه نرمال باشد) را در برآورد مدل ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH) و تجزیه و تحلیل اثر سرایت تلاطم میان بازارهای مالی وارد کنند.

مقاله‌های پیشگام حوزهٔ ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیونی (ARCH)، با هدف توسعه انعطاف‌پـذیری بیشـتر در مدل‌های پیشنهاد شده توسط نلسون[۱] (۱۹۹۱)، گلستن، جاگاناتـان و رانکـل[۲] (۱۹۹۳) و بـالی، بولورسـف و میکلسـن[۳] (۱۹۹۶) معرفی شدند. از این‌رو انگل (۱۹۸۲) و بولورسف[۴] (۱۹۸۶) مدل‌های نوسانی تک‌متغیره را معرفی کردند. نسل دوم تحقیقات به توسعه مدل‌های چندمتغیره (MGARCH) مربوط می‌شوند. در ابتدا بولورسف، انگل و ولدریج[۵] (۱۹۸۸) مدل VECH را معرفی کردند، سپس مدل‌های DVECH و همبستگی شرطی ثابت (CCC) توسط بولورسف (۱۹۹۰)، مـدل BEKK-GARCH توسط انگل و کرونر[۶] (۱۹۹۵)، مدل همبسـتگی شـرطی پویـا (DCC-MGARCH) توسـط انگـل (۲۰۰۲) و مدل همبستگی شرطی ثابت متغیر با زمان (TVCC-MGARCH) توسـط سـی و تسـو[۷] (۲۰۰۲) ارائـه شـد. محققان دیگری مانند لینگ و مک‌آلر[۸] (۲۰۰۳)، بونز و همکاران (۲۰۰۵)، مک‌آلر، هوتی و چان[۹] (۲۰۰۹)، لورنت، بـوت و دنیلسون[۱۰] (۲۰۱۳)، آیلی[۱۱] (۲۰۱۳) و بونز، هانفر و پریت[۱۲] (۲۰۱۳) به‌ترتیب بـا معرفـی مـدل‌هـای CCC-VARMA-MGARCH، همبستگی شرطی پویا با توزیـع t چولـه، CCC-VARMA-AMGARCH، BIP-cDCC، همبسـتگی شرطی پویای تصحیح‌شده (cDCC) و همبستگی شرطی پویای چندمتغیره ضـربی[۱۳] (multiplicative multivariate-DCC) دامنه مدل‌های MGARCH را توسعه بخشیدند.

مناسب‌ترین کاربرد مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره از دیدگاه بونز و همکاران (۲۰۰۶) و آلن، آمرام و مک‌آلر[۱۴] (۲۰۱۱) استفاده از آن برای تعیین این مهم که نوسان‌های یک بازار به نوسان بازارهای دیگر منجر می‌شـود یـا خیر. به اعتقاد بونز و همکارانش (۲۰۰۶) کاربردهای دیگر مدل‌های ناهمسانی واریانس عبارت‌اند از:

۱. مشخص کردن اینکه نوسان‌های بین بازارهای مالی به‌واسطه واریـانس‌هـای مشـروط (بـه‌طـور مسـتقیم) یـا کواریانس‌های مشروط (به‌طور غیرمستقیم) منتقل می‌شود یا خیر.
۲. آیا شوک‌های وارد شده به یک بازار، نوسان در سایر بازارها را افزایش می‌دهد؟ مقدار این افزایش چقدر است؟
۳. آیا تأثیر اطلاعات منفی به همان اندازه اطلاعات مثبت است یا خیر؟

باربرن و جانسن[۱۵] (۲۰۰۵) در پژوهشی برای مشخص کردن اینکه بازارهای سهام یکپارچه‌تر شده‌انـد[۱۶] یـا خیـر، از مدل TVCC-GARCH استفاده کردند.

---

1. Nelson
2. Glosten, Jagannathan & Runkle
3. Baillie, Bollerslev & Mikkelsen
4. Bollerslev
5. Bollerslev, Engle & Wooldridge
6. Engle & Kroner
7. Tse & Tsui
8. Ling & McAleer
9. McAleer, Hoti & Chan
10. Laurent, Boudt & Danielsson
11. Aielli
12. Bauwens, Hafner & Pierret

۱۳. این مدل اجازه تغییر ملایم هم در همبستگی‌ها و نوسان‌های غیرشرطی و هم در خوشه‌بندی همبستگی‌ها و نوسان‌های شرطی را می‌دهد.

14. Allen, Amram & McAleer
15. Berben & Jansen

۱۶. به این معنا که همبستگی‌ها بین نوسان‌ها در بازارهای سهام در طول زمان قوی‌تر شده است.

تحقیقات تجربی فیورچی و همکاران (۲۰۱۴)، هین[1] (۲۰۱۵)، آسای[2] (۲۰۱۶)، وربیسکایت، آسن و گالانو[3] (۲۰۱۶)، سالیسو[4] (۲۰۱۶)، بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷)، استاویوریانس[5] (۲۰۱۷)، بونگا (۲۰۱۸)، حیدری و ملابهرامی (۱۳۸۹)، رستمی و حقیقی (۱۳۹۲)، کرمی و رستگار (۱۳۹۷) و نصراللهی، طیبی، فتوت و اسکندری‌پور (۱۳۹۷) از جمله پژوهش‌هایی هستند که در زمینه سرایت بین بازارهای مالی انجام شده‌اند که برای رعایت اختصار فقط به ذکر اسامی آنان اکتفا شده است. مرور تحقیقات پیشین داخلی صورت گرفته نشان می‌دهد که هیچ پژوهشی در داخل کشور با استفاده از رویکرد ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره بیزی، مسئله سرایت تلاطم در بازار سهام کشور را بررسی نکرده است. به همین دلیل، عمده تمایز پژوهش حاضر با پژوهش‌های پیشین در به‌کارگیری رویکردی کاملاً بیزی برای تخمین تمام پارامترها و همچنین مقایسه مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره به‌منظور مدل‌سازی بازده سری‌های زمانی مالی با توزیع جزء خطا نامتقارن است. در این پژوهش، چگالی‌های چندمتغیره انعطاف‌پذیری مطرح شده است که پیشرفته‌ترین روش با چگالی‌های چوله دم پهن را ارائه می‌دهد و پویایی‌ها را به‌وسیله مدل‌سازی هم دنباله‌های چاق و هم چولگی (که اغلب در بازده دارایی‌های مالی رخ می‌دهد) غنی‌تر می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

کشیدگی بیش‌ازحد طبیعی، مبین تجمیع بسیار زیاد مشاهدات در اطرف میانگین به‌منظور سازگاری با توزیع نرمال است. در این خصوص دی‌گراوا[6] (۲۰۱۲) اشاره می‌کند مدل‌هایی که دارای ویژگی مذکور هستند، تمایل دارند که احتمال تغییرات بسیار زیاد قیمت دارایی را کمتر از حد برآورد کنند. بر اساس مدل هانگ و استین (۲۰۰۳)، زمانی‌که اطلاعات دریافت شده مثبت است، جریان اطلاعات میان عوامل[7] نسبت به زمانی که اطلاعات دریافت شده منفی است، به‌شدت کندتر حرکت می‌کند و این باعث می‌شود قیمت‌ها (به‌طور متوسط) سریع‌تر از آنچه افزایش می‌یابند، افت کنند و به توزیع بازگشتی[8] با چگالی چوله منجر شود. انگل[9] (۲۰۰۴) اثر نوسان‌های نامتقارن را عاملی برای بروز بازدهی‌های چوله منفی می‌داند. همچنین اثر بازخورد نوسان‌ها، توضیح احتمالی دیگری برای چولگی منفی بیان شده است. در این راستا هی و همکارانش (۲۰۰۸) معتقدند نوسان‌های زیادی که انتظار می‌رود در آینده رخ دهد، تمایل دارند که از طریق افزایش بازده مورد نیاز، قیمت سهام را کاهش دهند، حال زمانی که نوسان‌های آتی کم در نظر گرفته می‌شوند، قیمت سهام افزایش می‌یابد. از این رو بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) تأثیر نوسان‌های کوچک و بزرگ آینده بر قیمت‌ها را نامتقارن دانسته و نتیجه آن را ایجاد بازده‌های چوله منفی می‌دانند. اثر سرایت تلاطم بین بازارهای مالی و داخل بازار سرمایه، موضوع روشنی است و محققان زیادی به بررسی آن پرداخته‌اند. تعداد زیادی از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH) و انواع آنها پیشنهاد شده است که به‌لحاظ آثار هم‌حرکتی[10]، سرایت و عدم تقارن، کاربرد وسیعی در

1. Hein
2. Asai
3. Virbickaitė, Ausín & Galeano
4. Salisu
5. Stavroyiannis
6. De Grauwe
7. Agents
8. Return distribution
9. Engle
10. Co movement

تحلیل بازارها و دارایی‌های مالی داشته‌اند. همچنین فرضیه چگالی شرطی بایستی بر پایه واقعیت‌های رایج بازده دارایی‌ها شامل ناهمسانی واریانس شرطی، چولگی شرطی، دنباله‌های چاق و اهرم استوار باشد؛ اما بسیاری از پژوهش‌های تجربی تا همین اواخر به آنها توجهی نداشته‌اند. بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) همه این واقعیت‌ها را بر تخصیص سبد دارایی و انتشار ریسک در میان بازارها، مهم قلمداد می‌کنند. از آنجا که چارچوب روش‌شناختی نسبتاً جدید است، پژوهش پیش‌رو قصد دارد که با استفاده از یک مدل همبستگی شرطی پویای چندمتغیره (DCC-MGARCH) با انواع چگالی توزیع‌های چوله، اثر شوک‌ها و نوسان‌ها را بر بازده سهام منتخب بورس اوراق بهادار تهران بررسی کند[۱].

توزیع‌های چوله[۲]

در اکثر سری‌های زمانی مالی چولگی وجود دارد. بنابراین، باید روش‌هایی برای تخمین استفاده شود که چولگی را در فرایند نوسان در نظر می‌گیرند. با در نظر گرفتن مقدار مشخص برای چولگی در توزیع خطا با این مسئله مواجه می‌شویم. پیشنهادهایی برای معرفی چولگی در توزیع‌های متقارن تک مدی[۳] ارائه شده است. به‌طور کلی، مزیت اصلی مورب‌سازی (شکستن) توزیع متقارن این است که ممکن است برخی از خواص آن حفظ شود. در ادبیات اقتصادسنجی مالی برای تخمین مدل‌های نوسانی تصادفی تک‌متغیره با توزیع‌های خطای تعمیم‌یافته چوله، از رویکرد بیزی استفاده شده است. بونز و لورنت[۴] (۲۰۰۵) کلاس جدیدی از توزیع چندمتغیره چوله t استیودنت[۵] ارائه دادند که بر پایه روش‌های (شبه) حداکثر راستنمایی استوار بود. آنها از یک توزیع متقارن، توزیع تک‌متغیره چوله ایجاد کردند و این مهم را به‌وسیله تبدیل چگالی‌های متقارن به چگالی‌های چوله‌ای که می‌توانند برای هر چگالی تک‌متغیره متقارنی به‌کار گرفته شوند تا چگالی چوله چندمتغیره‌ای ایجاد کنند، نشان دادند؛ در نهایت دریافتند که برای مدل‌سازی بازده سهام و پیش‌بینی ارزش در معرض خطر سبد دارایی، مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره‌ای که از توزیع‌های چوله استفاده می‌کنند در مقایسه با مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره که از توزیع های متقارن استفاده می‌کنند، عملکرد مناسب‌تری دارند[۶].

در پژوهش حاضر، روش پیشنهاد شده بیزی برای تخمین مدل‌های DCC با چوله و توزیع‌های دنباله (دم) پهن برای خطاها در نظر گرفته شده است. برای شروع، مدل تک‌متغیره در نظر گرفته می‌شود. فرناندز و استیل[۷] (۱۹۹۸) یک روش کلی برای تبدیل هر گونه توزیع پیوسته یکنواخت و تک مدی داخل یک اریب[۸] به‌وسیله تغییر مقیاس در هر طرف از رابطه[۹] پیشنهاد کردند. پیشنهاد آنان به این صورت بود که طبقه‌بندی زیر از توزیع‌های چوله با پارامتر $\gamma > 0$ نشان داده می‌شود که درجه عدم تقارن را توصیف می‌کند.

---

۱. به‌منظور رعایت اختصار از معرفی مدل DCC-MGARCH خودداری شده است. علاقه‌مندان می‌توانند برای مطالعه این مدل‌ها به مقاله فلاحی و همکاران (۱۳۹۳) مراجعه کنند.

2. Skewed distributions
3. Unimodal symmetric distributions
4. Bauwens and Laurent
5. Multivariate skew Student t distribution

۶. البته بونز و لورنت (۲۰۰۵) تأکید می‌کنند مدل ناهمسانی واریانس شرطی (GARCH) زمانی‌که با یک چگالی شرطی گوسی ترکیب شود، کشیدگی زیادی تولید می‌کند، اما به‌طور کامل برای کشیدگی بیش‌از حد موجود در اکثر سری‌های بازدهی مناسب نیست.

7. Fernandez and Steel
8. Unimodal and symmetric distribution into a skewed
9. Mode

$$s(x|\gamma)=\frac{2}{\gamma+1/\gamma}\left\{ f\left(\frac{x}{\gamma}\right)I_{(0,\infty)}(x)+ f(x\gamma)I_{(-\infty,0)}(x)\right\}$$ رابطه ۱)

به‌طوری که f(.) چگالی یکنواخت متقارن تقریباً برابر با صفر و $I_c(.)$ تابع نشانگر در زیرمجموعه C است که یا $(0,\infty)$ یا $(-\infty,0)$ است. البته باید توجه کرد که γ=۱ توزیع متقارنی به‌شکل $s(x|\gamma=1)=f(x)$ ارائه می‌دهد و مقادیر $\gamma>1$ (<۱) چولگی راست (چپ) را نشان می‌دهند. همچنین این حالت از این چگالی صرف‌نظر از مقدار خاص γ، در صفر باقی می‌ماند. میانگین و واریانس $s(x|\gamma)$ تابعی از γ خواهد بود. پس از انجام چند عملیات جبری، نسخه استاندارد توزیع t چوله در قالب رابطه ۲ نشان داده شده است.

$$p(y)=\frac{2\sigma_\gamma}{\gamma+1/\gamma}\left\{ f(\frac{\sigma_\gamma y+\mu_\gamma}{\gamma})I(y\geq\frac{-\mu_\gamma}{\sigma_\gamma})+ f(\gamma(\sigma_\gamma y+\mu_\gamma))I(y<\frac{-\mu_\gamma}{\sigma_\gamma})\right\}$$ رابطه ۲)

همان‌طور که مشاهده می‌شود، این رویکرد به‌طور کامل تأثیر پارامترهای چولگی و دنباله را جدا کرده و با ایجاد استقلال قبلی بین دو فرض قابل قبول، انتخاب توزیع‌های پیشین آنها را آسان می‌کند. یکی دیگر از ویژگی‌های مهم این رویکرد این است که وضعیت را در صفر نگه می‌دارد. پارامتر γ تخصیص اندازه (حجم) را در هر طرف رابطه (حالت) کنترل می‌کند؛ زیرا به‌آسانی ثابت می‌شود که $P(X_i\geq 0)=\gamma^2/(1+\gamma^2)$ به $f(.)$ وابسته نیست.

چگالی‌های چوله چندمتغیره[1]

بونز و لورنت (۲۰۰۵) روش توضیح داده شده فوق (توزیع چوله تک‌متغیره) را به یک مورد چندمتغیره تعمیم دادند. به‌طور مثال، ایدهٔ ساخت یک توزیع چوله چندمتغیره از یک توزیع متقارن، این است که از همان شیوه تغییر مقیاس در هر طرف از رابطه (حالت) برای هر مختصات چگالی چندمتغیره استفاده شود. آنها نشان دادند که این کلاس جدید از چگالی‌های چوله چندمتغیره می‌تواند به‌صورت رابطه ۳ با درنظر گرفتن گزاره زیر نگاشته شود:

گزاره: $f(.)$ چگالی چندمتغیره متقارن است و $x^*=(x_1^*,\dots,x_k^*)$ به‌طوری که اگر $x_i\geq 0$ آن‌گاه $x_i^*=x_i/\gamma_i$ و اگر $x_i<0$ آن‌گاه $x_i^*=x_i\gamma_i$.

$$s(x|\gamma)=2^k\left(\prod_{i=1}^{k}\frac{\gamma_i}{1+\gamma_i^2}\right)f(x^*)$$ رابطه ۳)

واضح است که اگر k = ۱ باشد، آن‌گاه چگالی چوله تک‌متغیره به‌دست می‌آید. همچنین برای هر حاشیه[2]، تفسیر باقی‌مانده‌های γ_i مشابه فرناندز و استیل (۱۹۹۸) است. به‌طور مثال $\gamma_i^2=pr(X_i\geq 0)/pr(X_i<0)$ است. همچنین چولگی حاشیه‌ای به‌سمت راست (چپ) زمانی حاصل می‌شود که $\gamma_i>1$ $(\gamma_i<1)$. بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) بیان می‌کنند $\gamma_i>1$ به این معناست که پارامتر چولگی به‌طور مثبتی اریب (چوله) دارد و $\gamma_i<1$ نشان می‌دهد که مشاهدات منفی بزرگ احتمال بیشتری دارند.

1. Multivariate skew densities
2. Margin

به‌طور خاص برای یک توزیع t چندمتغیره با ν درجه آزادی و مقادیر γ_1 تا γ_k داده شده، میانگین (μ_{γ_i}) و واریانس ($\sigma^2_{\gamma_i}$) برای هر حاشیه به کمک رابطه زیر محاسبه می‌شود که میانگین و واریانس توزیع t چوله غیراستاندارد[1] را نشان می‌دهد.

رابطه ۴)
$$\mu_\gamma = \frac{\Gamma((\nu-1)/2)\sqrt{\nu-2}(\gamma-1/\gamma)}{\sqrt{\pi}\Gamma(\nu/2)}$$
$$\sigma^2_\gamma = (\gamma^2+1/\gamma^2)-\mu^2_\gamma-1$$

در این خصوص یک بردار با عناصر $(x_i^*-\mu_{\gamma_i})/\sigma_{\gamma_i}$، نسخه استاندارد شده رابطه ۴ است و چگالی رابطه ۳ به‌صورت زیر بیان می‌شود:

رابطه ۵)
$$s(x|\gamma) = 2^k\left(\prod_{i=1}^{k}\frac{\gamma_i\sigma_{\gamma_i}}{1+\gamma_i^2}\right)\frac{\Gamma(\frac{\nu+k}{2})}{\Gamma(\frac{\nu}{2})[\pi(\nu-2)]^{k/2}}\left[1+\frac{x^{*\prime}x^*}{\nu-2}\right]^{-(\nu+k)/2}$$

در رابطه فوق اگر $x_i \geq -\mu_{\gamma_i}/\sigma_{\gamma_i}$ آن‌گاه $x_i^* = (x_i\sigma_{\gamma_i}+\mu_{\gamma_i})/\gamma_i$ و اگر $x_i < -\mu_{\gamma_i}/\sigma_{\gamma_i}$ آن‌گاه $x_i^* = (x_i\sigma_{\gamma_i}+\mu_{\gamma_i})\gamma_i$. چگالی t استیودنت چوله چندمتغیره استاندارد شده[2] اجازه می‌دهد که رفتار یک دنباله (مشترک برای همه حاشیه‌ها) پهن‌تر[3] از توزیع نرمال چوله چندمتغیره باشد. همچنین، اگر $\gamma_i = 1, i = 1, \ldots, k$ باشد، آن‌گاه چگالی t استیودنت چندمتغیره متقارن استاندارد شده حاصل خواهد شد. $f(x^*)$ در رابطه ۳ یک چگالی نرمال چندمتغیره استاندارد خواهد بود، اگر $\nu \to \infty$ که در این‌صورت یک چگالی نرمال چوله چندمتغیره استاندارد شده[4] را می‌توان به‌دست آورد. بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) ویژگی کلیدی مدل DCC با چگالی t چوله را در محاسبه دامنه بازده‌های مالی از دم کلفت بودن شرطی[5] تا چولگی شرطی معرفی می‌کنند.

به‌عنوان یکی دیگر از توزیع‌های چندمتغیره دنباله (دم) پهن، توزیع GED چندمتغیره در نظر گرفته شده که به‌صورت توزیع قدرت نمایی چندمتغیره[6] شناخته می‌شود. تابع چگالی احتمال GED تک‌متغیره استاندارد شده با پارامتر دنباله $\delta > 0$ به‌صورت رابطه (۶) ارائه می‌شود:

رابطه ۶)
$$p(x|\delta) = \left[\frac{\Gamma(3/\delta)}{\Gamma(1/\delta)}\right]^{1/2}\frac{1}{2\Gamma((\delta+1)/\delta)}\exp\left\{-\left[\frac{\Gamma(3/\delta)}{\Gamma(1/\delta)}x^2\right]^{\delta/2}\right\}$$

کشیدگی در رابطه فوق به‌صورت رابطه ۷ بیان می‌شود:

رابطه ۷)
$$\Gamma(1/\delta)\Gamma(5/\delta)/\Gamma(3/\delta)^2 - 3$$

1. Non-Standardized skew t distribution
2. Standardized multivariate skew Student *t* density
3. Heavier
4. Standard multivariate normal density
5. Conditional fat-tailedness
6. Multivariate exponential power distribution

در رابطه ۷ اگر $\delta < ۲$ باشد، توزیع‌های کشیده[1] حاصل خواهد شد؛ در حالی‌که اگر $\delta > ۲$ باشد، دنباله‌ها نسبت به نرمال استاندارد باریک‌تر خواهند بود. همچنین اگر $\delta = ۲$ باشد، نرمال استاندارد حاصل خواهد شد. توسعه این مورد چندمتغیره در مقاله گومز، ویلگاس و مارین[2] (۱۹۹۸) بیان شده است، اما در این حالت توزیع‌های حاشیه‌ای و گشتاورهای مطلق مشکل حاصل می‌شوند. بدین سان توزیع مشترکی از k متغیر تصادفی مستقل در نظر گرفته می‌شود، به‌گونه‌ایی که چگالی‌های حاشیه به‌وسیله رابطه ۵ با یک پارامتر دنباله مشترک δ ارائه می‌شود. چگالی مشترک به‌صورت رابطه ۸ بیان می‌شود.

$$p(x|\delta)=\left[\frac{\Gamma(3/\delta)}{\Gamma(1/\delta)}\right]^{k/2}\frac{1}{\left[2\Gamma((\delta+1)/\delta)\right]^{k}}\exp\left\{-\left[\frac{\Gamma(3/\delta)}{\Gamma(1/\delta)}\right]^{\delta/2}\sum_{i=1}^{k}|x_i|^{\delta}\right\} \qquad \text{رابطه ۸)}$$

از آنجا که چگالی رابطه ۶ استاندارد شده است، $E(x)=۰$ و $Var(x)=I_k$ است و می‌توان از روش ارائه شدهٔ بونز و لورنت (۲۰۰۵) برای معرفی عدم تقارن در یک توزیع چندمتغیره استفاده کرد. در ادامه به توزیع چندمتغیره $GED(0,I_k,\delta)$ اشاره می‌شود.

به‌راحتی می‌توان گشتاور مطلق مرتبه اول[3] را به‌صورت $m_1=\Gamma(2/\delta)/\sqrt{\Gamma(1/\delta)\Gamma(3/\delta)}$ محاسبه کرد که نتیجه آن به محاسبه میانگین‌ها (μ_{γ_i}) و واریانس‌های $(\sigma^2_{\gamma_i})$ حاشیه‌ای ختم می‌شود. در نهایت چگالی نسخه چوله استاندارد شده از این GED[4] به‌صورت رابطه ۹ بیان می‌شود.

$$s(x|\gamma)=2^k\left(\prod_{i=1}^{k}\frac{\gamma_i\sigma_{\gamma_i}}{1+\gamma_i^2}\right)\left[\frac{\Gamma(3/\delta)}{\Gamma(1/\delta)}\right]^{k/2}\frac{\exp\left\{-\left[\Gamma(3/\delta)/\Gamma(1/\delta)\right]^{\delta/2}\sum_{i=1}^{k}\left|x_i^{*}\right|^{\delta}\right\}}{(2/\delta)^k\left[\Gamma(1/\delta)\right]^k} \qquad \text{رابطه ۹)}$$

در رابطه فوق داریم:

$$\begin{cases} x_i^{*}=\dfrac{x_i\sigma_{\gamma_i}+\mu_{\gamma_i}}{\gamma_i} & if\ x_i\geq-\dfrac{\mu_{\gamma_i}}{\sigma_{\gamma_i}} \\ x_i^{*}=\left(x_i\sigma_{\gamma_i}+\mu_{\gamma_i}\right)\gamma_i & if\ x_i<-\dfrac{\mu_{\gamma_i}}{\sigma_{\gamma_i}} \end{cases}$$

توزیع‌های پیشین[5]

به پیروی از الگوی بیزی، باید مشخصات مدل به‌وسیله مشخص‌کردن توزیع‌های پیشین تمام پارامترهای مورد علاقه تکمیل شود. فرض می‌شود که یک مقدار پیشین مستقل و به‌صورت نرمال توزیع شده برای هریک از فواصل تعریف شده، بریده شده است. طبق قضیه بیز، چگالی پسین مشترک متناسب است با حاصل تابع راستنمایی (رابطه ۱۰) در چگالی پیشین مشترک.

1. Leptokurtic distributions
2. Gómez, Gomez-Viilegas & Marin
3. First absolute moment
4. $SSGED(0, I_k, \gamma, \delta)$
5. Prior distributions

$$\iota(\theta)=\prod_{t=1}^{n}\left|H_t\right|^{-1/2}\ p_{\epsilon}\left(H_t^{-1/2}y_t\right)=\prod_{t=1}^{n}\left[\prod_{i=1}^{k}h_{ii,t}^{-1/2}\right]\left|R_t\right|^{-1/2}\ p_{\epsilon}\left((D_tR_tD_t)^{-1/2}\,y_t\right) \qquad \text{رابطه ۱۰)}$$

در رابطه فوق p_{ϵ} یک تابع چگالی مشترک برای ϵ_t است. همچنین تمام پارامترهای مدل به‌وسیله $\theta=(\omega_1,\alpha_1,\beta_1,\dots,\omega_k,\alpha_k,\beta_k,\rho_{12},\dots,\rho_{k-1,k})$ بیان می‌شوند. در یک مدل GARCH(1,1) ضرایب در معادله $h_{ii,t}=\omega_i+\alpha_i y_{i,t-1}^2+\beta_i h_{ii,t-1}\ ,\ i=1,\dots,k$ مشابه توزیع‌های پیشین ارائه شده توسط آردیا[1] (۲۰۰۶) است، یعنی $\beta_i\sim N(\mu_{\beta_i},\sigma_{\beta_i}^2)I_{(0<\beta_i<1)}, i=1,\dots,k$ و $\alpha_i\sim N(\mu_{\alpha_i},\sigma_{\alpha_i}^2)I_{(0<\alpha_i<1)}$، $\omega_i\sim N(\mu_{\omega_i},\sigma_{\omega_i}^2)I_{(\omega_i>0)}$. توزیع پیشین پارامتر دنباله، زمانی‌که از یک توزیع t استیودنت چندمتغیره استفاده می‌شود به‌صورت $\nu\sim N(\mu_\nu,\sigma_\nu^2)I_{(\nu>2)}$ و زمانی‌که از یک توزیع GED استفاده می‌شود به‌صورت $\delta\sim N(\mu_\delta,\sigma_\delta^2)I_{(\delta>0)}$ تعیین می‌شود.

در این پژوهش ابرپارامترها به پیروی از فیورچی و همکاران (۲۰۱۴) به‌صورت زیر تعیین می‌شوند:

$$\mu_{\omega_i}=\mu_{\alpha_i}=\mu_{\beta_i}=\mu_\nu=\mu_\delta=\mu_\alpha=\mu_\beta=0$$

$$\sigma_{\omega_i}^2=\sigma_{\alpha_i}^2=\sigma_{\beta_i}^2=\sigma_\nu^2=\sigma_\delta^2=\sigma_\alpha^2=\sigma_\beta^2=100$$

برای پارامترهای چولگی، انتخاب یک مقدار پیشین که در اطراف نسخه متقارنی از یک توزیع چوله متمرکز شده و وزن تقریبی برابر با چولگی راست و چپ می‌دهد، منطقی است. در ادامه فرض می‌شود که عناصر بردار تصادفی γ مستقل هستند و از یک Gamma (a,b) پیشین روی هر γ_i^2 استفاده می‌شود. اگر ابر پارامترهای a و b به‌گونه‌ای انتخاب شوند که $E(\gamma_i)=1$ باشد، آن‌گاه $b=\left[\Gamma(a+\frac{1}{2})/\Gamma(a)\right]^2$ است و از طریق کنترل کردن واریانس پیشین و جرم پیشین[2]، γ_i روی فاصله (۰ و ۱) می‌توان a را استخراج کرد. فرناندز و استیل (۱۹۹۸) مقدار a برابر با ۰/۵ را انتخاب معقولی می‌دانند[3]. در این پژوهش نیز از همین انتخاب استفاده شده است[4]. بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) دلیل عمده افزایش مقدار لگاریتم حداکثر راستنمایی (log-likelihood) را که به‌واسطه تغییر مشخصات یک مدل DCC به یک مدل DCC-MGARCH با توزیع t چوله ایجاد می‌شود، اثرهای دنباله‌های چاق و چگالی چوله بر نوسان‌ها و پویایی‌های همبستگی بازده[5] سهام معرفی می‌کنند.

علامت‌گذاری مجموعه‌ای از پارامترهای ناشناخته از طریق یک توزیع پسین[6] θ به‌صورت $\pi(\theta|y)$، به‌لحاظ تحلیلی حل شدنی نیست. از این رو برای به‌دست آوردن نمونه‌هایی از توزیع‌های پسین مشترک، روش‌های نمونه‌برداری مونت‌کارلو زنجیره مارکوف (MCMC) اتخاذ می‌شود. از آنجا که توزیع‌های پسین شرطی کامل[7]، فرم شناخته شده‌ای ندارند، مراحل Metropolis سهل‌ترین استراتژی نمونه‌برداری جعبه سیاه[8] را به‌منظور درک $\pi(\theta|y)$ ارائه می‌کند.

---

1. Ardia
2. Prior mass
۳. انتخاب a=۰/۵ منجر می‌شود تا $Var(\gamma_i)\approx$ ۰/۵۷ و $p(0<\gamma_i<1)\approx$ ۰/۵۸
۴. بایستی توجه شود که این انتخاب معادل است با $\gamma_i\sim N(0,0/64)^{-1}$ بریده شده برای $\gamma_i>0$ (به‌طور مثال یک پیشین نیم نرمال برای γ_i).
5. Correlation dynamics
6. Posterior distribution
7. Full conditional posterior distributions
8. Black-box

یافته‌های پژوهش

در پژوهش حاضر از داده‌های روزانه بازده شاخص‌های گروه خودرو و ساخت قطعات (به‌عنوان نماینده بخش صنعت)، گروه بانکی (به‌عنوان نماینده بخش مالی) و گروه فراورده‌های نفتی بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۷/۹/۲۴ تا ۱۳۹۷/۵/۲۹ به‌منظور بررسی اثر سرریز تلاطم بین بازده شاخص سهام منتخب استفاده شده است. به پیروی از فیورچی و همکارانش (۲۰۱۴) از الگوریتم Metropolis-Hastings برای به‌روز رسانی زنجیره مونت‌کارلو مارکف (MCMC) استفاده شده که در آن همه پارامترها به‌عنوان یک بلوک[1] به‌روز رسانی می‌شوند. همچنین از یک الگوریتم گام تصادفی Metropolis نیز بهره برده شده است. در این الگوریتم، در هر تکرار مقادیر جدیدی از یک توزیع نرمال چندمتغیره که در اطراف مقادیر فعلی قرار دارد با یک ماتریس پیشنهاد واریانس کوواریانس[2] که از طریق روش تنظیم پله[3] محاسبه شده است، تولید می‌شود. این تنظیم پله با انجام به‌روز رسانی‌های گام تصادفی Metropolis تک‌بعدی با توزیع‌های کاندید نرمال تک متغیره[4] که واریانس آنها برای رسیدن به مقدار پذیرش خوب کالیبره شده‌اند، به‌دست آمده است. سپس ۱۰۰۰۰ تکرار صورت گرفت. نتایج پسین[5] بر مبنای ۳۴۰۰۰ تحقق زنجیره مارکوف با توزیع‌های پیشین است که در بخش قبلی (توزیع‌های پیشین) توضیح داده شده است. در جدول ۱ برخی از آماره‌های توصیفی داده‌های مورد مطالعه ارائه شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی و نتایج آزمون ریشه واحد شاخص‌های منتخب

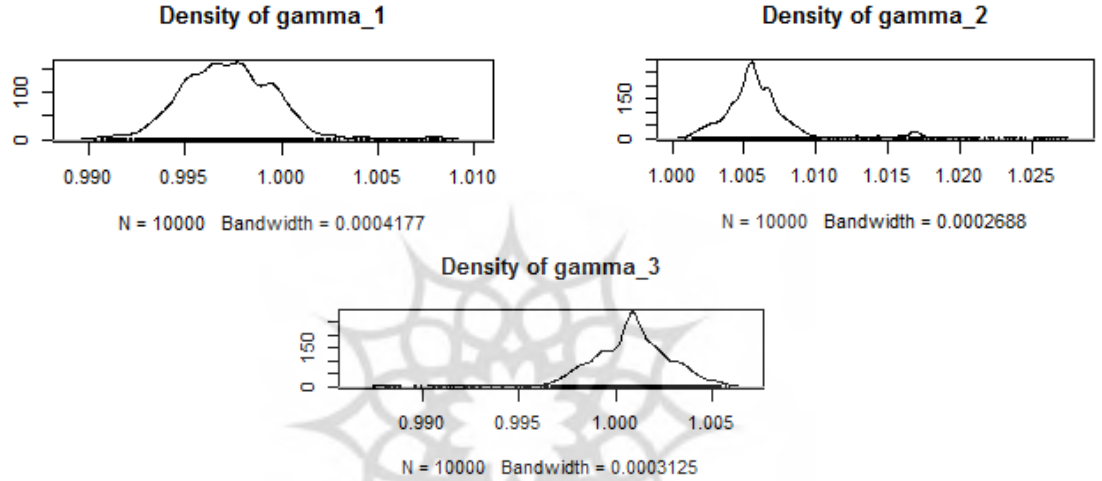
	بازده شاخص گروه خودرو و ساخت قطعات	بازده شاخص گروه بانکی	بازده شاخص گروه فراورده‌های نفتی
میانگین	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۱
انحراف معیار	۰/۰۱۷	۰/۰۱	۰/۰۲
چولگی	۰/۴۳۵	−۰/۶۳	−۱۰/۴۴
کشیدگی	۵/۲۹	۱۸/۱۴	۳۸۱/۳۶
جارک ـ برا (p-values)	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
ADF	−۷/۶۴	−۷/۴۵	−۷/۷۷

همان‌طور که جدول ۱ نشان می‌دهد، میانگین بازده شاخص سهام صنایع منتخب در دوره زمانی مد نظر صفر بوده است. با توجه به انحراف معیار متغیرها مشخص می‌شود که طی دوره بررسی شده، بازده شاخص گروه فراورده‌های نفتی نسبت به بازده شاخص سهام دو گروه دیگر نوسان‌های بیشتری را تجربه کرده است. چون آماره آزمون جارک ـ برا در سطح معناداری ۱ درصد رد شده است، می‌توان بیان کرد که تمام سری‌ها از توزیع گوسی (نرمال) برخوردار نیستند. آماره کشیدگی برای تمامی متغیرها بیشتر از ۳ است که نشان از تمایل سری‌ها به پیروی از یک توزیع کشیده[6] با قله‌های

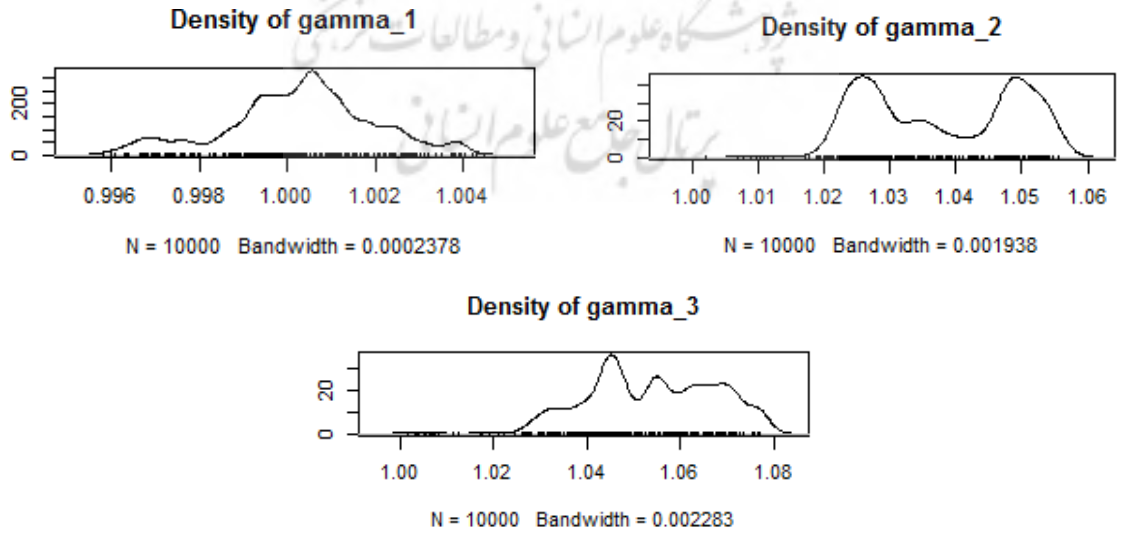
1. Block
2. Variance–covariance proposal matrix
3. Pilot tuning
4. Univariate normal candidate distributions
5. Posterior results
6. Leptokurtic

بلندتر و دنباله‌های چاق‌تر هستند. همچنین طبق نتایج آزمون ADF، فرضیه صفر این آزمون در سطح معناداری ۱ درصد رد می‌شود، از این رو سری‌های زمانی مورد استفاده در این پژوهش مانا هستند.

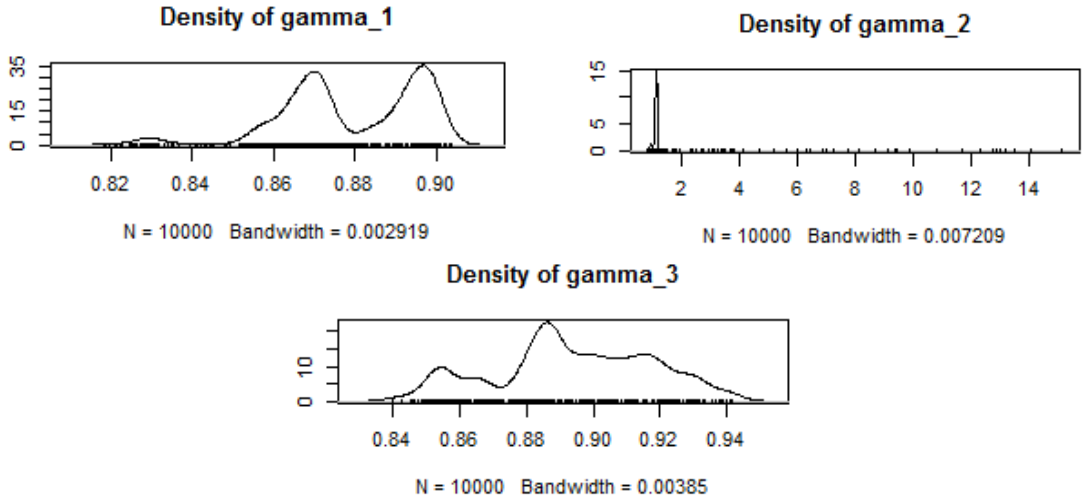
شکل‌های ۱، ۲ و ۳ چگالی‌های پسین برآورد شده از پارامترهای چولگی (γ_i) را به‌ترتیب برای توزیع‌های t استیودنت چوله چندمتغیره، GED چوله چندمتغیره و نرمال چوله چندمتغیره نشان می‌دهند. در این نمودارها γ_1 پارامتر چولگی بازده شاخص گروه فراورده‌های نفتی ، γ_2 پارامتر چولگی بازده شاخص گروه خودرو و ساخت قطعات و γ_3 پارامتر چولگی بازده شاخص گروه بانکی است.



شکل ۱. چگالی پسین برآورد شده پارامترهای چولگی برای شاخص‌های منتخب با استفاده از توزیع t چوله چندمتغیره



شکل ۲. چگالی پسین برآورد شده پارامترهای چولگی برای شاخص‌های منتخب با استفاده از توزیع GED چوله چندمتغیره



شکل ۳. چگالی پسین برآورد شده پارامترهای چولگی برای شاخص‌های منتخب
با استفاده از توزیع SSNorm چوله چندمتغیره

نمودارهای مندرج در شکل‌های ۱ تا ۳ به‌صراحت وجود چولگی در توزیع‌های حاشیه‌ای برای شاخص‌های سهام منتخب را نشان می‌دهند. در واقع نمودارهای فوق نشان می‌دهد که به‌دلیل وجود چولگی در توزیع‌های حاشیه‌ای، حتماً باید از مدل‌هایی استفاده کرد که این چولگی‌ها را طی فرایند تخمین در نظر می‌گیرند. بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) یک واقعیت مشخص شده از بازده دارایی‌های مالی را وجود دنباله‌های پهن، اهرم و چولگی بیان کرده‌اند. در همین رابطه، در تحقیقات اخیر به‌منظور پوشش ویژگی‌های مذکور، از توزیع‌های انعطاف‌پذیرتری نسبت به توزیع‌های نرمال و t استیودنت (مانند چگالی‌های t چوله چندمتغیره و t استیودنت چوله هیپربولیک تعمیم‌یافته[1]) استفاده شده است. دوآن[2] (۲۰۱۳) معتقد است که اغلب مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی چندمتغیره که از چگالی‌های t یا نرمال استفاده می‌کنند، متعلق به کلاسی از چگالی‌های متقارن بیضوی هستند؛ زیرا t استیودنت نمی‌تواند در بعضی از جهات دم پهن‌تر و اریب‌دار باشد. درواقع بی‌توجهی به وجود چولگی در توزیع‌های حاشیه‌ای، به استنتاج نتایج نادرست منجر می‌شود.

در مرحله بعد به‌منظور انتخاب مدل بهینه، توزیع‌های مربوط به عبارات خطا بر اساس معیار اطلاعاتی انحراف (DIC)[3] مقایسه شدند. مقدار آماره DIC برای توزیع t چوله چندمتغیره، توزیع GED چوله چندمتغیره و توزیع نرمال چوله چندمتغیره به‌ترتیب برابر با ۴۱۸۸۱/۹۸-، ۴۶۰۴۰/۳۲- و ۴۰۲۶۹/۹۱- است. بنابراین توزیع GED چوله چندمتغیره به‌عنوان توزیع بهینه انتخاب می‌شود. از آنجاکه آماره DIC در معرض خطای نمونه‌گیری مونت‌کارلو قرار دارد، ممکن است تردیدی ایجاد کند که آیا گنجاندن چولگی به‌طور مناسبی موجب بهبود مدل شده است یا خیر؟ یکی از راه‌های حل این مشکل، استفاده از وزن‌های آماره DIC است که از طریق رابطه ۱۱ به‌دست می‌آید:

1. Generalized Hyperbolic skewed-Student's t
2. Doan
۳. معیار اطلاعاتی انحراف به‌صورت $DIC = 2E[D(\theta_M)] - D(E[\theta_M])$ محاسبه می‌شود. در فرمول زیر θ_M مجموعه‌ای از پارامترها در مدل M و D(.) تابع انحراف تعریف شده به‌صورت منفی دوبرابر تابع اگاریتم درست‌نمایی (log-likelihood) است.

$$w_M \propto \exp\left(-\frac{\left(DIC_M - DIC_B\right)}{2}\right)$$ رابطه ۱۱)

در رابطه فوق DIC_M، آماره DIC مربوط به هر مدل دلخواه و DIC_B، آماره مربوط به بهترین مدل است. سپس این وزن‌ها به مجموع یک براساس مدل مد نظر نرمال می‌شوند. وزن‌های نرمال‌شده برای توزیع t چوله چندمتغیره، GED چوله چندمتغیره و نرمال چوله چندمتغیره به‌ترتیب برابر با ۰، ۱ و ۰ است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، وزن مدل چندمتغیره GED چوله بسیار بزرگ‌تر از وزن مدل‌های دیگر است. بنابراین در ادامه فقط نتایج این مدل ارائه می‌شود. خلاصه‌ای از شبیه‌سازی مونت‌کارلوی زنجیره مارکف (MCMC) با خطاهای GED چوله چندمتغیره در جدول ۲ گزارش شده است. میانگین‌ها، میانه‌ها و فواصل اعتماد ۹۵ درصد پسین برای پارامترهای چولگی (γ_i) در جدول ۲، عدم تقارن برای Roil و چولگی به‌سمت راست برای Raut و Rbank را نشان می‌دهد. این نتیجه‌گیری مشابه نتایج قابل استنتاج از شکل ۲ است.

جدول ۲. خلاصه‌ای از شبیه‌سازی MCMC برای DCCGarch(1,1) با خطاهای GED چوله چندمتغیره

نام متغیر	ضریب	میانگین	انحراف معیار	۲/۵٪	۵۰٪	۹۷/۵٪
Roil	γ_1	۱	۰/۰۰۱۶	۰/۹۹۶۷	۱/۰۰۱	۱/۰۰۴
	ω_1	۰/۰۰۰۰۹۱	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۲
	α_1	۰/۳۳۴۳	۰/۰۵۰۹	۰/۲۳۱۹	۰/۳۳۹	۰/۴۴۱۷
	β_1	۰/۶۳۳۶	۰/۰۴۴۹	۰/۵۲۴۶	۰/۶۲۵۶	۰/۷۳۶۲
Raut	γ_2	۱/۰۳۸	۰/۰۱۱۵	۱/۰۲۱	۱/۰۳۷	۱/۰۵۵
	ω_2	۰/۰۰۰۰۷۲	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۱
	α_2	۰/۱۰۱۵	۰/۰۰۹۳	۰/۰۷۵	۰/۱۰۴۴	۰/۱۰۹۳
	β_2	۰/۸۸۴۶	۰/۰۰۴	۰/۸۷۹۲	۰/۸۸۳۵	۰/۸۹۰۴
Rbank	γ_3	۱/۰۵۴	۰/۰۱۳۵	۱/۰۳	۱/۰۵۵	۱/۰۷۷
	ω_3	۰/۰۰۰۰۵۹	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰۱
	α_3	۰/۱۶۶۸	۰/۰۱۲۹	۰/۱۴۸۶	۰/۱۶۹۹	۰/۱۸۲۴
	β_3	۰/۸۱۹۵	۰/۰۱	۰/۸۰۴	۰/۸۱۶۵	۰/۸۳۷۷
	alpha	۰/۱۱۸	۰/۰۱۵۷	۰/۰۵۷۱	۰/۱۲۰۲	۰/۱۳۵۹
	beta	۰/۷۷۵۹	۰/۰۲۱۸	۰/۷۴۶۴	۰/۷۷۲	۰/۸۴۶۲
	δ	۰/۷۸۰۵	۰/۰۵۴۸	۰/۷۳۶	۰/۷۸۶۵	۰/۸۱۴۹
Log-likelihood	−۱۶۴۶/۴۲۲					

همچنین ضرایب α_i [۱] و β_i [۲] برای هر متغیر مثبت و مجموع آنها کوچک‌تر از ۱ است که تأمین شرط موجود در مدل‌های DCC را بیان می‌کند. معناداری ضرایب مذکور حاکی از آن است که تلاطم و شوک‌های وارد بر سهام منتخب

۱. این ضریب اثر آرچ را نشان می‌دهد و تصریحی از اثر سرایت (سرریز) شوک‌های استاندارد شده قبلی بر همبستگی شرطی دوره جاری است.

۲. این ضریب اثر گارچ را نشان می‌دهد و تصریحی از پایداری تلاطم در هر یک از سری‌هاست.

در میزان تلاطم دوره جاری آنها مؤثر خواهد بود. هرچند که شدت تأثیر شوک‌ها بر تلاطم بازده سهام منتخب یکسان نخواهد بود. درواقع معناداری و بزرگ بودن ضرایب α_i و β_i برآورد شده حاکی از معناداری تلاطم در بازده شاخص سهام گروه‌های منتخب در بازار سرمایه است، از این رو شرایط خطرپذیری و عدم حتمیت زیادی در بازار این سهام وجود دارد. اما بیشتر بودن مقدار β_i از α_i در هر سه رابطه، مبین آن است که پایداری کوتاه‌مدت تلاطم (پایداری تکانه‌های جدید) از پایداری بلندمدت تلاطم (پایداری تلاطم‌های پیشین به‌وقوع پیوسته) کوچک‌تر است. ضمن آنکه با مقایسه مقادیر تخمین‌زده شده برای پارامترهای β_i آشکار می‌شود که بازده سهام گروه خودرو و ساخت قطعات (Raut) نسبت به بازده سهام گروه بانکی (Rbank) و آن هم نسبت به بازده سهام گروه فراورده‌های نفتی (Roil) تلاطم بیشتری را از روز قبل به روز جاری سرایت می‌دهد. با توجه به اینکه ضرایب عرض از مبدأ (ω_i) برای هر سه متغیر بزرگ‌تر از صفر ولی بی‌معنا شده است، می‌توان به پیروی از شهیکی تاش و میرباقری جم (۱۳۹۴) بیان کرد که با تغییر دائم در استراتژی برخی از سرمایه‌گذاران بازار سرمایه در معامله سهام منتخب، تلاطمی در بازده این سهام رخ نخواهد داد. طبق نتایج حاصل از تخمین مدل Bayesian DCC GARCH(1,1) آشکار می‌شود که پارامترهای آلفا و بتا مثبت و مجموع آنها کمتر از ۱ است. این شرایط موجود برای پارامترهای آلفا و بتا تضمینی بر مثبت معین بودن ماتریس همبستگی شرطی است که نتیجه آن معین مثبت بودن ماتریس واریانس ـ کواریانس شرطی (H_t) خواهد بود. مثبت بودن پارامتر آلفا دلالت بر آن دارد که اگر شوکی در سری بازدهی‌ها رخ دهد، بروز این شوک سبب افزایش در همبستگی شرطی برای دوره آتی خواهد شد. پارامتر بتا تأثیر همبستگی شرطی دوره قبل بر همبستگی شرطی دوره جاری را بیان می‌کند. بزرگ‌تر و نزدیک عدد ۱ بودن این پارامتر، نزدیکی همبستگی‌های شرطی دوره جاری به همبستگی‌های شرطی دوره قبل برای هر جفت از همبستگی‌های محاسبه شده را نشان می‌دهد. از آنجا که مقدار ضریب بتا بزرگ‌تر از ضریب آلفا است، می‌توان نتیجه گرفت که تأثیر شوک‌های وارد به بازده شاخص گروه‌های منتخب بر همبستگی بین آنها، بیش از تأثیر مقادیر دوره گذشته خود بازده شاخص این گروه‌ها بر همبستگی بین آنهاست[۱]. برآورد پارامتر δ دنباله نشان می‌دهد که توزیع GED برای عبارت خطا مناسب است[۲]. در نهایت از نظر عملی، بررسی اینکه آیا همبستگی‌ها در طول زمان تغییر می‌کنند یا خیر، توجیه‌کننده پیچیدگی‌های اضافی معرفی شده توسط مدل DCC است. برآوردها در انتهای جدول ۲ نشان می‌دهد فرضیه مدل CCC که برابر است با (alpha = beta = ۰) می‌تواند براساس توزیع‌های پسین حاشیه‌ای آلفا و بتا رد شود، و مدل DCC به‌درستی انتخاب شده است. در تأیید این نتیجه نیز، فرانک و هسه[۳] (۲۰۰۹) نشان داده‌اند که به‌دلیل وجود نوسان‌های زیاد طی بحران‌های مالی، فرضیه CCC اغلب کاملاً غیرواقع‌گرایانه است. از این رو آنها مدل DCC-MGARCH را نسبت به مدل CCC-MGARCH گزینه بهتری معرفی می‌کنند؛ زیرا مدل DCC-MGARCH همبستگی‌ها را متغیر با زمان در نظر می‌گیرد.

---

۱. همبستگی بین متغیرها تابعی از مقادیر دوره‌ی گذشته‌ی خود و شوک‌های وارد بر متغیرها است.

۲. مطابق فیوروچی و همکاران (۲۰۱۶) مقدار پارامتر دنباله در توزیع t استیودنت چوله چندمتغیره بایستی بزرگ‌تر از ۲ و در توزیع GED چوله چندمتغیره بایستی بزرگ‌تر از صفر باشد.

3. Frank & Hesse

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) معتقدند که نادیده گرفتن ویژگی چولگی در بازده دارایی‌های مالی، می‌تواند به تخمین بیش از حد یا کمتر از حد ریسک منجر شود و در نتیجه به اتخاذ استراتژی‌های غلط یا تصمیمات اشتباه در خصوص سبد دارایی بینجامد، از این رو در تحقیق حاضر، ضمن تشریح نحوه انجام استنباط بیزی، از توزیع‌های چوله که اخیراً در ادبیات مدل‌های GARCH تک‌متغیره مطرح شده‌اند، برای موارد چندمتغیره استفاده شده است. توزیع‌های چوله خانواده انعطاف‌پذیری از توزیع‌ها را می‌سازند که می‌توانند با داده‌های نامتقارن با دم‌های پهن که اغلب در سری‌های زمانی مالی دیده می‌شوند، وفق داده شوند. دلیل استفاده از سازوکار چوله در پژوهش حاضر، سادگی و عمومیت آن است؛ به‌ویژه اگر گشتاورهای توزیع‌های متقارن تک متغیره تحت بررسی در دسترس باشند، محاسبه گشتاورها آسان است. همچنین سازوکار چوله به توابع توزیع تجمعی که تسریع محاسبات را باعث می‌شوند، نیاز ندارد. از این رو در این پژوهش اثر سرریز تکانه و تلاطم میان بازده شاخص‌های گروه خودرو و ساخت قطعات، گروه بانکی و گروه فراورده‌های نفتی بورس اوراق بهادار تهران برای اولین بار در کشور با استفاده از رویکردی بیزی، واکاوی و تحلیل شد. نتایج مدل Bayesian DCC GARCH (1,1) که به کمک بسته نگاشته شده موجود در نرم‌افزار R برآورد شد، حاکی از آن بود که شدت تأثیر شوک‌ها بر تلاطم بازده سهام گروه‌های منتخب یکسان نبوده و بدین سان شرایط خطرپذیری و عدم حتمیت زیادی در بازار این گروه‌ها موجود است. همچنین نشان داده شد که همبستگی بین متغیرها بیشتر تحت تأثیر شوک‌های وارد بر متغیرها قرار می‌گیرد. در انتها برآورد پارامتر دنباله مشخص کرد که توزیع GED به‌کار گرفته شده برای عبارت خطا صحیح بوده است. پژوهش حاضر می‌تواند به سیاستگذاران، تحلیلگران، سرمایه‌گذاران و مدیران سبد دارایی در دستیابی به سود بالقوه از طریق تنوع‌بخشی سبد دارایی و استفاده از پویایی‌های اثرهای سرایت[1] در بازار سهام ایران کمک کند.

در انتها، موضوعاتی برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود:

- می‌توان رویکرد استفاده شده در این مقاله را برای برآورد ریسک سیستماتیک در بازار سهام ایران به کار برد (مشابه این موضوع توسط گلدمن (۲۰۱۷)[2] انجام گرفته است).
- در این مطالعه فقط بر سه شاخص از میان شاخص‌های مختلف بورس تهران تمرکز شده است. می‌توان در مطالعات بعدی بر شاخص‌های دیگر متمرکز شد یا اینکه روابط میان متغیرهایی دیگری مانند قیمت نفت، قیمت طلا، نرخ ارز و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از روش استفاده شده در این مطالعه ارزیابی کرد.
- مدل‌های GARCH چندمتغیره انواع مختلفی دارند. در مطالعات آتی می‌توان حساسیت نتایج مربوط به روابط میان بازارها یا شاخص‌های منتخب نسبت به نوع معادله GARCH چندمتغیره تصریح شده را بررسی کرد.

1. Dynamics of spillover effects
2. Goldman, E. (2017). *Bayesian analysis of systemic risks distributions*. Working paper, Pace University.

منابع

حیدری، حسن؛ ملابهرامی، احمد (۱۳۸۹). بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری سهام بر اساس مدل‌های چند متغیره GARCH: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۱۲ (۳۰)، ۳۵-۵۶.

رستمی، محمدرضا؛ حقیقی، فاطمه (۱۳۹۲). مقایسه عملکرد مدل‌های GARCH چندمتغیره در تعیین ریسک پرتفوی. *تحقیقات مالی*، ۱۵ (۲)، ۲۱۵-۲۲۸.

شهیکی تاش، محمدنبی؛ میرباقری جم، محمد (۱۳۹۴). بررسی همبستگی نامتقارن بین بازده سهام، حجم معاملات و تلاطم بازار سهام تهران (رویکرد DCC-GARCH). *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۰ (۲)، ۳۵۹-۳۸۷.

کرمی، سپیده؛ رستگار، محمدعلی (۱۳۹۷). تخمین اثر سرریز بازده و نوسانات صنایع مختلف بر روی یکدیگر در بازار بورس تهران. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۹ (۳۵)، ۳۲۳-۳۴۲.

نصراللهی، زهرا؛ طیبی، راضیه؛ فتوت، آزاده؛ اسکندری‌پور، زهره (۱۳۹۷). بررسی سرایت نوسان بین بازارهای بورس ایران، هند و ترکیه با استفاده از مدل گارچ بک. *پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی*، ۲۵ (۱۵)، ۷۷-۹۲.

References

Aielli, G. P. (2013). Dynamic conditional correlation: on properties and estimation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 31(3), 282-299.

Allen, D., Amram, R., & McAleer, M. (2011). Volatility spillovers from the Chinese stock market to economic neighbors. *Mathematics and Computers in Simulation*, 94, 238-257.

Ardia, D. (2008). Bayesian estimation of the GARCH (1,1) model with normal innovations. *Financial Risk Management with Bayesian Estimation of GARCH Models: Theory and Applications*, 17-37.

Asai, M. (2016). Bayesian Analysis of General Asymmetric Multivariate GARCH Models and News Impact Curves. *Journal of the Japan Statistical Society*, 45(2), 129-144.

Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 74(1), 3-30.

Bala, D. A., & Takimoto, T. (2017). Stock market's volatility spillovers during financial crises: A DCC-MGARCH with skewed-t density approach. *Borsa Istanbul Review*, 17(1), 25-48.

Bauwens, L., Hafner, C. M., & Pierret, D. (2013). Multivariate volatility modeling of electricity futures. *Journal of Applied Econometrics*, 28(5), 743-761.

Bauwens, L., & Laurent, S. (2005). A new class of multivariate skew densities, with application to generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, *23*(3), 346-354.

Bauwens, L., Laurent, S., & Rombouts, J. V. (2006). Multivariate GARCH models: a survey. *Journal of applied econometrics*, 21(1), 79-109.

Bekaert, G., Harvey, C.R., & Ng, A. (2005). Market integration and contagion. *The Journal of Business*, 78, 39-69.

BenSaïda, A. (2018). The contagion effect in European sovereign debt markets: A regime-switching vine copula approach. *International Review of Financial Analysis*, 58, 153-165.

Berben, R. P., & Jansen, W. J. (2005). Comovement in international equity markets: A sectoral view. *Journal of International Money and Finance*, 24(5), 832-857.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.

Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *The review of economics and statistics*, 72(3), 498-505.

Bollerslev, T., Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of political Economy*, 96(1), 116-131.

Bonga-Bonga, L. (2018). Uncovering equity market contagion among BRICS countries: an application of the multivariate GARCH model. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 67, 36-44.

De Grauwe, P. (2012). *Lectures on behavioral macroeconomics*. Princeton University Press.

Doan, T. A. (2013). *RATS handbook for ARCH/GARCH and volatility models*, June, 2013.

Dornbusch, R., Park, Y. C., & Claessens, S. (2000). Contagion: understanding how it spreads. *The World Bank Research Observer*, 15(2), 177-197.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.

Engle, R. (2004). Risk and volatility: Econometric models and financial practice. *American economic review*, 94(3), 405-420.

Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric theory*, 11(1), 122-150.

Engle, R. F. (2011). Long-term skewness and systemic risk. *Journal of Financial Econometrics*, *9*(3), 437-468.

Fernández, C., & Steel, M. F. (1998). On Bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 359-371.

Fiorucci, J.A., Ehlers, R.S., Louzada, F., & Fiorucci, M.J. A. (2016). Package 'bayesDccGarch'. http://cran.ism.ac.jp/web/packages/bayesDccGarch/bayesDccGarch.pdf.

Fleming, J., Kirby, C., & Ostdiek, B. (1998). Information and volatility linkages in the stock, bond, and money markets1. *Journal of financial economics*, 49(1), 111-137.

Forbes, K., & Rigobon, R. (2001). Measuring contagion: conceptual and empirical issues. In *International financial contagion* (pp. 43-66). Springer, Boston, MA.

Frank, N., & Hesse, H. (2009). *Financial spillovers to emerging markets during the global financial crisis* (No. 9-104). International Monetary Fund.

Gómez, E., Gomez-Viilegas, M. A., & Marin, J. M. (1998). A multivariate generalization of the power exponential family of distributions. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 27(3), 589-600.

Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, *48*(5), 1779-1801.

He, C., Silvennoinen, A., & Teräsvirta, T. (2008). Parameterizing unconditional skewness in models for financial time series. *Journal of Financial Econometrics*, 6(2), 208-230.

Heidari, H., Molabahrami, A. (2012). Portfolio Optimization Using Multivariate GARCH Models: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 12(30), 35-56. (*in Persian*)

Hein, L. U. (2015). Investigating Correlation and Volatility Transmission among Equity, Gold, Oil and Foreign Exchange. *MaRBLe*, *2*.

Hong, H., & Stein, J. C. (2003). Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *The Review of Financial Studies*, 16(2), 487-525.

Karami, S., Rastegar, M. (2018). Estimation of Return and Volatilities Spillover between Different Industries of Tehran Stocks' Exchange. *Financial Engineering and Portfolio Management* , 9(35), 323-342. (*in Persian*)

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, 512-524.

Kroner, K. F., & Ng, V. K. (1998). Modeling asymmetric comovements of asset returns. *The review of financial studies*, 11(4), 817-844.

Laurent, S., Boudt, K., & Danielsson, J. (2013). Robust forecasting of dynamic conditional correlation GARCH models. *International Journal of Forecasting*, 29(2), 244-257.

Lin, W. L., Engle, R. F., & Ito, T. (1994). Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility. *Review of Financial Studies*, 7(3), 507-538.

Ling, S., & McAleer, M. (2003). Asymptotic theory for a vector ARMA-GARCH model. *Econometric theory*, 19(2), 280-310.

Massacci, D. (2014). A two-regime threshold model with conditional skewed Student t distributions for stock returns. *Economic Modelling*, 43, 9-20.

Masson, M. P. R. (1998). *Contagion: Monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria* (No. 98-142). International Monetary Fund.

McAleer, M., Hoti, S., & Chan, F. (2009). Structure and asymptotic theory for multivariate asymmetric conditional volatility. *Econometric Reviews*, *28*(5), 422-440.

Nasrollahi, Z., Tyebi, R., Fotovat, A., & Eskandaripour, Z . (2018). Transmission of Volatility between Stock Markets of Iran, India and Turkey Using BEKK-GARCH Model. *Financial Monetary Economics*, 25(15), 77-*92*. (*in Persian*)

Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.

Rostami, Mohammad Reza, & Haqiqi, Fatemeh. (2013). Using MGARCH to Estimate Value at Risk. *Financial Research Journal*, 15 (2), 215-228. (*in Pesrsian*)

Salisu, A. A. (2016). Modelling oil price volatility with the Beta-Skew-t-EGARCH framework. *Economics Bulletin*, 36(3), 1315-1324.

Shahyaki Tash, M., Mirbagherijam, M. (2015). Survey the asymmetric correlation between stock return, trading volume and volatility of Tehran stock exchange market (DCC-GARCH Approach). *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 50(2), 359-387. (*in Persian*)

Stavroyiannis, S. (2017). Is the BRICS decoupling effect reversing? Evidence from dynamic models. *International Journal of Economics and Business Research*, 13(3), 303-315.

Tsutsui, Y. (2002). The interdependence and cause of Japanese and US stock prices: an event study. *Asian Economic Journal*, 16(2), 97-109.

Tse, Y. K., & Tsui, A. K. C. (2002). A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(3), 351-362.

Virbickaitė, A., Ausín, M. C., & Galeano, P. (2016). A Bayesian non-parametric approach to asymmetric dynamic conditional correlation model with application to portfolio selection. *Computational Statistics & Data Analysis*, *100*, 814-829.