Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

Examining the Leverage Effect, Dynamic Conditional Correlation, and Volatility Spillover Among Selected Indices of the Tehran Stock Exchange: Evidence from the ARMA-DCC-GJR-GARCH Model

Gholamhosein Golarzi
Associate Prof., Department of Management and Economic, Faculty of Management and Economics, Semnan University, Semnan, Iran. E-mail: g_golarzi@semnan.ac.ir

Seyed Ramin Abolfazli *
*Corresponding Author, Ph.D. Candidate, Department of Financial Engineering, Faculty of Management and Economics, Semnan University, Semnan, Iran. E-mail: sr_abolfazli@ut.ac.ir

Abstract

Objective

In financial literature, there are two well-explored characteristics of volatility. The first pertains to the asymmetric reactions of volatility to positive and negative news, while the second involves the presence of volatility spillover (contagion) between markets and various financial assets. The asymmetric behavior of volatility refers to empirical evidence that a negative return shock causes a greater increase in volatility than a positive return shock of the same size. Also, concerning the asymmetric impact of news on stock volatility, two hypotheses, namely the leverage effect and volatility contagion, have been postulated. Accordingly, this study aims to explore the leverage effect, dynamic conditional correlation, and volatility spillover among ten selected indices of the Tehran Stock Exchange. These ten industry indices collectively constitute over 75 percent of the overall Tehran Stock Exchange index.

Methods

In this study, the ARMA (1,1) form was utilized to construct the mean model. Then, the GJR-GARCH model was used to check the leverage effects. Finally, the DCC-GARCH

Citation: Golarzi, Gholamhosein & Abolfazli, Seyed Ramin (2024). Examining the Leverage Effect, Dynamic Conditional Correlation, and Volatility Spillover Among Selected Indices of the Tehran Stock Exchange: Evidence from the ARMA-DCC-GJR-GARCH Model. *Financial Research Journal*, 26(1), 58- 86. https://doi.org/10.22059/FRJ.2023.361936.1007487 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2024, Vol. 26, No.1, pp. 58-86
Published by University of Tehran, Faculty of Management
https://doi.org/10.22059/FRJ.2023.361936.1007487
Article Type: Research Paper
© Authors
Received: July 08, 2023
Received in revised form: August 29, 2023
Accepted: September 27, 2023
Published online: April 13, 2024

(1,1) framework was employed, which helped to deeply analyze the dynamic linkages in volatility among selected indices of the Tehran Stock Exchange. The daily return data of industry indices, comprising a total of 1117 observations, was utilized during the period from March 25, 2018, to November 16, 2022.

Results

The result of the GJR coefficient, which was positive and significant for all return series - except for the Chemical and Oil Product Indexes- Indicates leverage effects exist. Also, the result of DCC (1,1) indicates the conditional correlation between all variables is positive and volatility spillover among them was strongly confirmed.

Conclusion

Financial markets, particularly the stock market, exhibit varied responses to positive and negative shocks, and these shocks impact the correlation between variables. For this reason, this research aimed to investigate the time frame during which the stock market underwent substantial fluctuations. This approach allowed for a more thorough and accurate examination of leverage effects, volatility spillover, and dynamic conditional correlation between returns. In the first half of 2019, despite the drop in the prices of commodities, oil, and the COVID-19 pandemic, the stock market experienced stunning growth, while investors were excited to buy regardless of the fundamental conditions of the companies. This enthusiasm to buy spread among stock market industries, but from the second half of 2019, the situation was completely reversed, and the market sold their shares at the slightest negative news. Hence, based on the results revealing the presence of leverage effect, dynamic conditional correlation, and volatility contagion, investors and portfolio managers can use these findings to mitigate risks and optimize their portfolios.

Keywords: Leverage Effect, Volatility spillover, Dynamin conditional correlation, ARMA-DCC-GJR-GARCH Model.

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

بررسی اثرهای اهرمی، هم‌بستگی شرطی پویا و سرایت‌پذیری تلاطم میان شاخص‌های صنایع بورسی با استفاده از مدل ARMA-DCC-GJR-GARCH

غلامحسین گل ارضی
دانشیار، گروه مدیریت و اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. رایانامه: g_golarzi@semnan.ac.ir

سید رامین ابوالفضلی*
* نویسنده مسئول، دانشجوی دکتری، گروه مهندسی مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. رایانامه: sr_abolfazli@ut.ac.ir

چکیده

هدف: در ادبیات مالی، دو ویژگی شناخته شده در خصوص تلاطم (نوسان) به بحث گذاشته شده است. نخستین ویژگی، به واکنش‌های نامتقارن تلاطم به اخبار خوب و بد مربوط می‌شود و دومین ویژگی، به وجود سرریز تلاطم (سرایت) میان بازارها و دارایی‌های مالی مختلف اشاره می‌کند. رفتار نامتقارن تلاطم به شواهد تجربی‌ای اشاره دارد که طی آن، یک تکانه منفی بازدهی در مقایسه با تکانه مثبت بازدهی، به همان اندازه باعث افزایش بیشتری در تلاطم می‌شود. همچنین در خصوص اثرهای نامتقارن اخبار روی تلاطم بازدهی سهام، دو فرضیه اثر اهرمی و بازخورد تلاطم مطرح شده است. با توجه به آنچه بیان شد، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی اثرهای اهرمی، هم‌بستگی شرطی پویا و سرایت‌پذیری تلاطم میان ده شاخص صنایع بورسی است که این ده صنعت، بیش از ۷۵ درصد از شاخص کل بورس تهران را تشکیل می‌دهند.

روش: در این مطالعه، نخست برای استخراج باقی‌مانده‌ها، از مدل میانگین ARMA(1,1) و پس از آن، برای بررسی اثرهای اهرمی، از مدل GJR-GARCH و در نهایت برای بررسی سرایت‌پذیری تلاطم میان ده شاخص انتخابی، از مدل DCC(1,1) استفاده شد. داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش، به‌صورت روزانه (پنج روز در هفته) و از سایت بورس اوراق بهادار تهران، برای بازه زمانی ۱۳۹۷/۰۱/۰۵ تا ۱۴۰۱/۰۸/۲۵ استخراج شد که در مجموع، ۱۱۱۷ روز کاری مشاهده شده بود.

یافته‌ها: نتایج مدل GJR-GARCH نشان داد که به‌جز شاخص‌های صنایع شیمیایی و فراورده‌های نفتی، اثرهای اهرمی در تمام سری‌های بازدهی شاخص‌های صنایع وجود دارد. از سوی دیگر، نتایج برآورد مدل DCC مثبت‌بودن هم‌بستگی شرطی بین تمام متغیرها را نشان می‌دهد. افزون‌بر این، سرایت‌پذیری تلاطم میان بازده شاخص صنایع نیز به‌شدت تأیید شد.

استناد: گل‌ارضی، غلامحسین و ابوالفضلی، سید رامین (۱۴۰۳). بررسی اثرهای اهرمی، هم‌بستگی شرطی پویا و سرایت‌پذیری تلاطم میان شاخص‌های صنایع بورسی با استفاده از مدل ARMA-DCC-GJR-GARCH. *تحقیقات مالی*، ۲۶(۱)، ۵۸- ۸۶

تحقیقات مالی، ۱۴۰۳، دوره ۲۶، شماره ۱، صص. ۵۸- ۸۶
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۱۷
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۲/۰۶/۰۷
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۰۵
تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۱/۲۵
doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2023.361936.1007487

نتیجه‌گیری: بازارهای مالی، به‌خصوص بازار سهام، به شوک‌های منفی و مثبت واکنش‌های متفاوتی نشان می‌دهند و این شوک‌های وارد بر متغیرها، هم‌بستگی بین آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ به همین خاطر، در این پژوهش تلاش شد تا بازه زمانی به‌گونه‌ای در نظر گرفته شود که بازار سهام نوسان‌های چشمگیری را تجربه کرده باشد تا اثرهای اهرمی، سرایت‌پذیری تلاطم و همچنین، هم‌بستگی شرطی پویا میان بازده شاخص صنایع، بهتر و دقیق‌تر بررسی شود. در نیمه اول سال ۱۳۹۹ با وجود ریزش قیمت کامودیتی‌ها و نفت و همه‌گیری کرونا، بازار سهام رشد خیره‌کننده‌ای را تجربه کرد؛ این در حالی بود که سرمایه‌گذاران بدون توجه به شرایط بنیادی شرکت‌ها، عطش خرید داشتند و این اشتیاق خرید، میان صنایع بورسی سرایت پیدا کرد؛ اما از نیمه دوم سال ۱۳۹۹، اوضاع کاملاً برعکس شد و با کوچک‌ترین خبر منفی در بازار، سهام‌داران سهام‌های خود را می‌فروختند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده که از وجود اثرهای اهرمی، هم‌بستگی شرطی پویا و سرایت‌پذیری تلاطم حکایت دارد، سرمایه‌گذاران و مدیران پرتفوی، برای کاهش ریسک و همچنین انتخاب سبد بهینه، می‌توانند از یافته‌های پژوهش حاضر بهره‌مند شوند.

کلیدواژه‌ها: اثرهای اهرمی، سرایت‌پذیری، هم‌بستگی شرطی پویا، مدل ARMA-DCC-GJR-GARCH.

مقدمه

بهره‌مندی از بازارهای مالی گسترده و کارا، اساس رشد و توسعهٔ اقتصادی است. بازار سهام، به‌عنوان یکی از عناصر اصلی بازار مالی، در اقتصاد کشورها نقش مهمی را بازی می‌کند؛ اما این بازار همواره برای سرمایه‌گذاران و دارندگان سبد دارایی با خطرها و ریسک‌هایی همراه است. بازار سهام نیز همانند سایر بازارهای مالی، تحت تأثیر رخدادهای سیاسی، اجتماعی، داخلی، خارجی و اقتصادی، به‌شدت دچار نوسان و تلاطم می‌شود و این تلاطم‌ها سرمایه‌گذاران را ترغیب می‌کند تا به تعدیل سبد دارایی خود پرداخته و ترکیب سهام خود را دستخوش تغییر کنند.

محققان دریافته‌اند که بازارهای مالی یکدیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهند و به‌دلیل وجود تلاطم هنگام بروز بحران‌های مالی، سرمایه‌گذاران به‌منظور تنوع‌سازی ممکن است به انتخاب سهام دیگری در بازاری دیگر روی آورند؛ از این رو شناخت این ریسک‌ها و نوسان‌ها، می‌تواند سهام‌داران را در انتخاب سبد دارایی بهینه یاری کند. در کنار این وضعیت، ویژگی‌های خاص سری‌های زمانی مالی، نظیر کشیدگی زیاد، دم‌های پهن، خوشه‌ای بودن نوسان، هم‌بستگی پیاپی و اثرهای اهرمی بر پیچیدگی روابط میان دارایی‌ها و بازارهای مالی افزوده است.

امروزه مشاهده می‌شود که هر تلاطمی در هر سهم یا گروهی از سهام در بازار سرمایه رخ می‌دهد و سایر سهم‌ها و گروه‌ها را متأثر می‌سازد؛ حتی نوسان‌های رخ داده در بازار دارایی یک کشور، می‌تواند بازارهای مالی یا کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. به عقیده یین، لیو و جین[1] (۲۰۲۰) افزایش روابط میان بازارهای مالی به نحوی بوده که در نوسان‌های قیمت یا بازده سهام یا بازده سایر دارایی‌ها در بازارهای مختلف، به‌هم‌پیوستگی چشمگیری را ایجاد کرده است. این به‌هم‌پیوستگی به‌گونه‌ای است که موجی از افزایش یا کاهش قیمت، از یک یا چند بخش آغاز شده و از طریق پیوند میان صنایع، به بخش‌های دیگر منتقل می‌شود. روابط میان بازارها و صنایع، از منظر ریسک نیز اهمیت زیادی دارد و ریسک سرایت نوسان‌ها، از یک بازار به بازار دیگر یا از یک صنعت به صنعتی دیگر، به‌عنوان یکی از انواع ریسک‌های مطرح در بازارهای مالی محسوب می‌شود.

با مرور ادبیات مربوط به پدیدهٔ سرایت‌پذیری میان دارایی‌های مالی واقعیت‌های رایج بازده دارایی مالی، شامل ناهم‌سانی واریانس شرطی، هم‌بستگی شرطی پویا، چولگی شرطی، دنباله‌های چاق، اثرهای اهرمی که در تخصیص سبد دارایی و انتشار ریسک در میان بازارها مهم است، مبرهن است؛ از این رو تعداد زیادی از مدل‌های ناهم‌سانی شرطی چندمتغیره[1] پیشنهاد شده است که در تحلیل بازارها و دارایی‌های مالی، به لحاظ اثرهای هم‌حرکتی و سرایت‌پذیری، کاربرد گسترده‌ای داشته‌اند؛ اما در این پژوهش با استفاده از مدل DCC-GJR-GARCH علاوه بر بررسی سرایت‌پذیری نوسان و هم‌بستگی شرطی زمان ـ متغیر میان بازده صنایع بورسی، به اثرهای اهرمی پرداخته شده که در پژوهش‌های پیشین نادیده گرفته شده است. همچنین از بین صنایع بورسی، صنایعی انتخاب شده است که از لحاظ ارزش بازاری، بیش از ۷۵درصد شاخص کل را تشکیل می‌دهند.

1.Yin, Liu & Jin
1. Multivariate GARCH

پیشینهٔ نظری پژوهش

سرمایه‌گذاران هنگام بهینه‌سازی سبد دارایی خود، حداکثرسازی بازدهی و حداقل‌سازی ریسک سرمایه‌گذاری را لحاظ می‌کنند. تنوع‌بخشی به سبد دارایی، برای دستیابی به اهداف سرمایه‌گذاران لازم و ضروری است. تنوع‌بخشی سبد دارایی، فقط زمانی ممکن خواهد بود که سرمایه‌گذارن از روابط و هم‌بستگی بین دارایی‌های موجود در سبد خویش، اطلاعات کافی داشته باشند؛ بنابراین یکی از دغدغه‌های بسیار مهم سرمایه‌گذاران، اثر اهرمی و 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 می‌سازند. در ادامه مفهوم سرریز تلاطم و تکانه‌ها و انتقال آن بین گروه‌های فعال در بورس اوراق بهادار تشریح می‌شود.

اثر سرایت

به‌طور کلی، واژهٔ سرایت[1] به انتقال بین‌المللی شوک‌ها در طول بحران‌های مالی اشاره می‌کند. برای مثال، دورنبوش، پارک و کلاسنس[2] (۲۰۰۰) اصطلاح سرایت را افزایش چشمگیر در ارتباط بین بازارها، پس از یک شوک به یک یا گروهی از کشورها تعریف می‌کنند. هنگام حرکت بازارهای مالی با یکدیگر، ممکن است این رفتار هماهنگ آن‌ها به سرایت بین بازارها منجر شود. بوناتو، کاپورین و رانالدو[3] (۲۰۱۳) اثر سرریز ریسک[4] را انتقال واریانس‌ها و کوواریانس‌های بازدهی، از یک دارایی معین به سایر دارایی‌های معین تعریف می‌کنند. سایتی، بچا و مسیح[5] (۲۰۱۶) پدیدهٔ سرایت را انتقال ارزش‌های (قیمت‌های) سهام معرفی می‌کنند که بیشتر از رفتار سرمایه‌گذاران طی یک بحران مالی سرچشمه می‌گیرد. این پدیده به ترس مالی[6]، از دست رفتن اعتمادبه‌نفس و عدم تمایل به سرمایه‌گذاری منجر می‌شود. اگر تلاطم به‌طور عمده از سرایت ناشی شده باشد، پس از چند روز ناپدید خواهد شد؛ با این حال اگر تلاطم به‌دلایل بنیادی[7] باشد، احتمالاً برای مدت زمان طولانی ادامه خواهد یافت.

وانگ و لیو[8] (۲۰۱۶) اثر سرریز[9] را به دو اثر سرریز بازدهی و تلاطم تفکیک می‌کنند. معمولاً بازده سهام به‌عنوان اندازهٔ سطح عمومی بازار تلقی می‌شود؛ در حالی که تلاطم سهام، به‌عنوان سنجش ریسک بازار شناخته می‌شود. در اکثر نظریه‌پردازی‌ها، بازده و ریسک با استفاده از میانگین و واریانس بازده دارایی محاسبه می‌شود.

در ادبیات مالی دو ویژگی شناخته شده در خصوص تلاطم[10] (نوسان) به بحث گذاشته شده است. نخستین ویژگی،

1. Contagion
2. Dornbusch, Park, Claessens
3. Bonato, Caporin & Ranaldo
4. Spillover Volatility
5. Saiti, Bacha & Masih
6. Financial Panic
7. Fundamentals
8. Wang and Liu
9. Spillover Effect
10. Volatility

به واکنش‌های نامتقارن تلاطم به اخبار خوب و بد مربوط می‌شود و دومین ویژگی، به وجود سرریز تلاطم (سرایت) میان بازارها و دارایی‌های مالی مختلف اشاره می‌کند (والز رویز[1]، ۲۰۱۴).

رفتار نامتقارن تلاطم به شواهد تجربی‌ای اشاره دارد که طی آن، یک تکانهٔ منفی بازدهی در مقایسه با تکانهٔ مثبت بازدهی به همان اندازه، باعث افزایش بیشتری در تلاطم می‌شود. در خصوص اثرهای نامتقارن اخبار روی تلاطم بازدهی سهام، دو فرضیهٔ اثر اهرمی[2] و بازخورد تلاطم[3] مطرح شده است.

دورنبوش و همکارانش (۲۰۰۰) رفتار هماهنگ میان بازارهای مالی را عاملی برای ایجاد پدیدهٔ سرایت میان بازارها می‌دانند. مالیک و اوینگ[4] (۲۰۰۹) نیز دو دلیل عمده برای ایجاد پدیده سرایت بیان می‌کنند.

نخست، سرریز تلاطم ممکن است از اقدامات سرمایه‌گذاران نشئت گرفته باشد تا ریسک و تغییر در اطلاعات مشترک بین بازارها را پوشش دهد که می‌تواند انتظارات را به‌طور هم‌زمان در بازارها تعدیل کند. دلیل دوم، سرایت مالی نامیده می‌شود و به این اشاره دارد که شوک به بازار دارایی‌های یک کشور، ممکن است باعث شود قیمت دارایی‌ها در بازار مالی کشوری دیگر تغییر کند. در این خصوص کدرس و پریتسکر[5] (۲۰۰۲) نشان دادند که سرایت مالی به حساسیت بازار، از عوامل ریسک مشترک کلان اقتصادی و میزان عدم تقارن اطلاعات میان بازارها بستگی دارد.

کمیسیون اروپا[6] (۲۰۱۴) کیفیت و مقدار اثرهای سرایت را به عواملی نظیر کانال‌های انتقال، نوع شوک و سازوکارهای تقویت یا تثبیت شوک در اقتصاد کشورهای تولیدکننده و دریافت‌کننده شوک ارتباط می‌دهد.

اطلاع از ویژگی‌های تلاطم و سازوکارهای انتقال تلاطم[7] میان بازارها یا دارایی‌ها، برای سیاست‌گذاران و فعالان بازار سرمایه اهمیت فراوانی دارد؛ به‌طوری که سیاست‌گذاران برای طراحی سیاست و پیش‌بینی تلاطم و الگوسازان برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها، می‌توانند از این دانش بهره بگیرند. یکی از مهم‌ترین کاربردهای شناخت سازوکار انتقال تلاطم، مدیریت سبد دارایی است که می‌تواند به انتخاب ترکیب بهینه‌ای از دارایی‌ها برای کاهش ریسک منجر شود. همچنین، اطلاعات در خصوص سرریز تلاطم، می‌تواند در مباحثی استفاده شود که به تخمین تلاطم شرطی[8] نیازمند است؛ مانند قیمت‌گذاری اختیارات[9]، بهینه‌سازی سبد دارایی[10]، محاسبهٔ ارزش در معرض ریسک[11] و پوشش ریسک[12].

مدل‌سازی اثرسرایت

برای بررسی اثر سرایت (سرریز) تلاطم بین دارایی‌های مالی، از مدل‌های GARCH چند متغیره استفاده می‌شود. تا دههٔ

1. Valls Ruiz
2. Leverage Effect
3. Volatility Feedback
4. Malik & Ewing
5. Kodres & Pritsker
6. European Commission
7. Volatility transmission mechanism
8. Conditional volatility
9. Option Pricing
10. Portfolio Optimization
11. Value at Risk
12. Risk hedging

۹۰ میلادی، اغلب مطالعات بر تحلیل سرایت در بازده بازارهای مالی متمرکز بوده‌اند و با پژوهش انگل و روچایلد[1] (۱۹۹۰) در زمینهٔ بررسی ارتباط بین بازارهای پولی، مدل‌سازی سرایت تلاطم در میان بازارها مطرح شد. توسعهٔ این مدل‌سازی‌ها پس از انجام مطالعات هامائو، ماسولیس و نگ[2] (۱۹۹۰) و کوتموس و بوت[3] (۱۹۹۵) دربارهٔ ارتباط بین بازارهای سهام بین‌المللی، گسترش پیدا کرد؛ از این رو مدل‌های گارچ به ابزار استانداردی برای شناسایی سرایت تلاطم در سری‌های زمانی مالی مبدل شدند.

فیورچی، اهلرز و فیلهو[4] (۲۰۱۴) هنگام مطالعهٔ بازده سری‌های زمانی مالی بیان کردند که اغلب می‌توان این سری‌ها را در بعضی از عدم تقارن‌ها مشاهده کرد و ادبیات اخیر اقتصادسنجی آشکار ساخته است که مدل‌سازی این عدم تقارن‌ها در فرایند نوسان از طریق مدل‌های اقتصادسنجی کلاسیک، در توضیح تمام عدم تقارن‌ها در توزیع این بازده‌ها ناکام مانده است؛ بنابراین در روند مدل‌سازی، باید به رویکردهایی توجه شود که عدم تقارن را در نظر می‌گیرند. این امر می‌تواند از طریق اجازه دادن به برخی از درجه‌های عدم تقارن در توزیع جزء خطای مدل انجام پذیرد.

بالا و تاکیموتو[5] (۲۰۱۷) معتقدند که در میان مدل‌های GARCH چند متغیره مدل‌های DVECH و CCC بیشترین محدودیت را در تجزیه‌وتحلیل 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 به لحاظ استراتژی موجود در برآورد مدل‌های GARCH چندمتغیره، گنجاندن انعطاف‌پذیری، بیشتر احتمال هم‌گرایی به یک حداکثر سراسری را در انجام برآورد کاهش می‌دهد. از این رو ایشان مدل‌هایی را به‌منظور بررسی سرایت تلاطم پیشنهاد می‌کنند که مسئلهٔ چولگی و دنباله‌های چاق را در فرایند تخمین در نظر بگیرند.

بونز و لوترنت[6] (۲۰۰۵)؛ هی، سیلونونن و تراسویرتا[7] (۲۰۰۸)، انگل (۲۰۱۱) و ماساکی[8] (۲۰۱۴) تلاش کردند تا ویژگی‌های کلیدی بازده‌های سری‌های زمانی مالی مانند چولگی (به‌طور مثال، هنگامی که بازده استاندارد شده نامتقارن است)، اهرم (بدین معنا که نوسان‌ها پس از بازدهای منفی افزایش می‌یابند) و دنباله‌های چاق (نشان می‌دهد که بازده استاندارد شده بیشتر دم چاق است تا اینکه نرمال باشد) را در برآورد مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH) و تجزیه‌وتحلیل اثر سرایت تلاطم میان بازارهای مالی درنظر بگیرند. مقاله‌های پیشگام در زمینهٔ ناهم‌سانی واریانس شرطی خودرگرسیونی[9] انگل (۱۹۸۲) و بولرسلو[10] (۱۹۸۸) با هدف توسعه انعطاف‌پذیری بیشتر پیشنهاد

1. Engle & Rothschild
2. Hamao, Masulis & Ng
3. Koutmos & Booth
4. Fioruci, Ehlers & Andrede Filho
5. Bala & Takimoto
6. Bauwens & Laurent
7. He, Silvennoinen & Terasvirta
8. Massacci
9. ARCH
10. Bollerslev

شده توسط نلسون[1] (۱۹۹۱)؛ گلستن، جاگاناتان و رانکل[2] (۱۹۹۳) و بالی، بولرسلو و میکلسن[3] (۱۹۹۶)، مدل‌های نوسانی تک‌متغیره را معرفی می‌کنند.

نسل دوم مطالعات به توسعهٔ مدل‌های چندمتغیره (MGARCH) مربوط می‌شوند. در ابتدا بولرسلو و همکارانش (۱۹۸۸) مدل VECH را معرفی کردند؛ سپس مدل‌های DVECH و هم‌بستگی شرطی ثابت (CCC) توسط بولرسلو (۱۹۹۰)، مدل BEKK-GARCH توسط انگل و کرونر[4] (۱۹۹۵)، مدل هم‌بستگی شرطی پویا (DCC-MGARCH) توسط انگل (۲۰۰۲) و مدل هم‌بستگی شرطی ثابت متغیر با زمان (TVCC-MGARCH) توسط تیسی و تیسو[5] (۲۰۰۲) ارائه شد. محققان دیگری مانند لینگ و مک‌آلر[6] (۲۰۰۳)، بونز و لوترنت (۲۰۰۵)، مک‌آلر، هوتی و چان[7] (۲۰۰۹)، لوترنت، بودت و دنیلسون[8] (۲۰۱۳)، آیلی[9] (۲۰۱۳) و بونز، هافنر و پیرت[10] (۲۰۱۳) به‌ترتیب با معرفی مدل‌های CCC-VARMA-MGARCH، هم‌بستگی شرطی پویا با توزیع t چوله، CCC-VARMA-AMGARCH، BIP-cDCC، هم‌بستگی پویای شرطی تصحیح شده و هم‌بستگی پویای چندمتغیره مضربی[11]، دامنهٔ مدل‌های MGARCH را گسترش دادند. بونز و همکاران (۲۰۱۳) و آلن، آمرام و مک‌آلر[12] (۲۰۱۳) مناسب‌ترین کاربرد مدل‌های ناهم‌سانی واریانس شرطی چندمتغیره را در تعیین این مهم که آیا نوسان‌های یک بازار به نوسان بازارهای دیگر منجر می‌شود یا خیر[13]، معرفی کردند.

بهینه‌یابی و مدل‌سازی پرتفولیو

یکی از ورودی‌های مورد نیاز مدیران ریسک با هدف ایجاد پرتفوی کارآمد، هم‌بستگی پویا میان اوراق بهادار در پرتفوی خویش است. رخدادهای جهانی مثل قیمت ارز، طلا، کامودیتی‌ها[14]، تنش‌های سیاسی مثل تحریم‌های اقتصادی و اخبار لحظه‌ای، مانند قیمت حامل‌های انرژی، به‌ویژه قیمت نفت، از جمله ریسک‌ها و شوک‌هایی هستند که فعالان بازار سرمایه با آن مواجهند. به‌عقیدهٔ بیلیو، کاپورین و گوبو[15] (۲۰۰۶) در دوره‌های پُرنوسان، مقدار و شدت هم‌بستگی تحت تأثیر نوسان‌ها قرار می‌گیرد. همچنین آرمسترانگ[16] (۲۰۱۸) بیان می‌کند که هنگام ایجاد مدل‌های مالی، تمایل به تسخیر پیچیدگی‌های بازارهای مالی و نیاز به ساده‌سازی برای انجام برآوردهای معقول و ممانعت از تخمین‌های بیش ازحد وجود دارد.

1. Nelson
2. Golsten, Jagannathan & Runkle
3. Baillie, Bollerslev & Mikkelsen
4. Engle & Kroner
5. Tse & Tsui
6. Ling & McAleer
7. McAleer, Hoti & Chan
8. Laurent, Boudt & Danielsson
9. Aielli
10. Bauwense, Hafner & Pierret
11. Multiplicate Multivariate-DCC
12. Allen, Amram & McAleer
13. Spillover effect
14. Commodities
15. Billio, Caporin & Gobbo
16. Armstrong

نظریهٔ متنوع‌سازی پرتفوی مارکوویتز[1] (۱۹۵۲) یکی از معروف‌ترین نظریه‌ها در این زمینه است. این نظریه به این معناست که سرمایه‌گذاران همهٔ دارایی‌های خود را در امنیت و با بیشترین ارزش تنزیل شده سرمایه‌گذاری کنند. به‌عقیدهٔ وی و همکاران[2] (۲۰۱۹) اصطلاح معروف «تمام تخم مرغ‌های خود را در یک سبد قرار ندهید»، در نگاه اول، بسیار شبیه به مسئلهٔ چگونگی تخصیص مجموعه‌ای از سرمایه‌گذاری‌های مالی به نظر می‌رسد. از نظر ایشان تئوری نوین پرتفوی فرد ریسک‌پذیری را در نظر می‌گیرد که قصد سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی را دارد.

نتیجهٔ مهم این تئوری، ایجاد روشی بهینه برای ترکیب دارایی‌ها در یک پرتفوی است؛ به نحوی که بازده مورد انتظار بر اساس یک سطح معینی از ریسک به حداکثر برسد. سرمایه‌گذاران می‌توانند براساس درجهٔ ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری خود و تابع مطلوبیت، بیشترین بازده انتظاری از سرمایه‌گذاران خویش را از طریق شناسایی مرز کارای[3] مربوط به سبد دارایی‌ها به‌دست آورند. هر یک از سرمایه‌گذاران می‌توانند ترکیب سبد دارایی خود را با هدف کمینه‌کردن ریسک و بیشینه‌کردن بازده، از طریق انتخاب نقطه‌ای روی مرز کارا بر مبنای ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری قرار دهند.

مطابق با ایدهٔ اساسی نظریهٔ مدرن پرتفوی، سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی که هم‌بستگی کاملی با یکدیگر ندارند، موجب خنثی‌سازی ریسک این دارایی‌ها و ایجاد بازده ثابت با ریسک کمتر می‌شود. کوادراتیک بودن، محدودیت‌های بالا و پایین سرمایه‌گذاری در هر دارایی، وزن‌های ناپایدار و بیش از حد و ضعف عملکرد خارج از نمونه، از جمله ضعف‌های رهیافت مارکوویتز برای بهینه‌سازی پرتفولیو است. در این زمینه مرتون[4] (۱۹۸۰) و بوآدر، بودنار، پارولیا و اشمید[5] (۲۰۱۸) نشان دادند که تحلیل میانگین ـ واریانس، در معرض ضعف‌ها و محدودیت‌های کلاسیکی قرار دارد که در اصل با وزن‌های پرتفوی غیرعادی همراه است.

پیشینهٔ تجربی پژوهش

در این بخش به مرور مطالعات خارجی و داخلی صورت گرفته در ارتباط با اثر اهرمی، سرایت‌پذیری و هم‌بستگی شرطی پویا پرداخته می‌شود. لافونته و روئیز[6] (۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های روزانه، از ۷ آوریل ۲۰۰۰ تا ۳۱ می ۲۰۰۱، به محاسبهٔ هم‌بستگی نوسان‌ها بین بازدهی شاخص‌های بخشی بازار سرمایه و شاخص تکنولوژی اسپانیا پرداختند. نتایج رهیافت گارچ، حاکی از این بود که نوسان‌های بخش تکنولوژی بر افزایش نوسان‌ها در بخش‌های مالی، صنعتی و خدمات تأثیر زیادی دارد.

---

1. Markowitz
2. Way, et al
۳. حل مکرر مدل مارکوویتز به‌ازای مجموعه‌ای از مقادیر مختلف سطح حداقلی بازده سبد دارایی و رسم نمودار بازده ـ ریسک سبد دارایی به‌ازای پاسخ‌های گوناگون، مجموعه نقاطی را ارائه می دهد که از آن به‌عنوان مرز کارا یاد می‌شود. در واقع مرز کارا تصویری ساده از رابطهٔ جانشینی میان بازدهی و ریسک را ارائه می‌دهد.
4. Merton
5. Bauder, Bodnar, Parolya & Schmid
6. Lafuente & Ruiz

بارونیک، کوچندا و واچا[1] (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های روزانه بین سال‌های ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۲ و رویکرد تحلیل موجک، به بررسی هم‌بستگی پویا بین جفت دارایی‌ها ی سهام، نفت و طلا پرداختند. ایشان نشان دادند که هم‌بستگی بین طلا و سهام نامتقارن است؛ اما پس از بحران مالی سال ۲۰۰۸، هم‌بستگی بین هر سه دارایی افزایش یافته است.

عبدالله، سیاتی و مسیح[2] (۲۰۱۶) از یک رویکرد ناهم‌سانی واریانس (DCC-MGARCH) که توانایی اتخاذ یک توزیع t استیودنت را دارد، برای استخراج ماتریس کوواریانس در مدل مارکوویتز استفاده کردند. ایشان تأکید کردند که رویکرد DCC-MGARCH در تسخیر ماهیت دنباله‌ای پهن موجود در توزیع بازده سهام، توانمندتر از مدل کلاسیک مارکوویتز است.

یونگ هونگ و همکاران[3] (۲۰۱۸) با استفاده از مدل DCC-GJR-GARCH، ارتباط زمان ـ متغیر میان قیمت جهانی نفت و بخش کامودیتی بازار سرمایهٔ چین را بررسی کردند. ایشان نشان دادند که سرایت نوسان بازدهی میان قیمت نفت و بخش کامودیتی چین، به‌صورت قوی و پایدار است.

جیانگ، یووان و ویهوآن[4] (۲۰۱۹)، سرریز نوسان و مدیریت پرتفوی میان فلزات گرانبها (طلا، نقره، پالادیوم، پلاتین) و شاخص سهام کشورهای بریکس[5] را با استفاده از مدل DCC-GJR-GARCH بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که ارتباط پویای نوسان میان بازار سهام حوزه بریکس و فلزات گرانبها وجود دارد و این ارتباط طولانی‌مدت هم ماندگار[6] بوده است. همچنین، هم‌بستگی شرطی بین نمونه‌های مورد مطالعه منفی بوده است که سرمایه‌گذاران برای پوشش و کاهش ریسک پرتفوی و بهینه‌سازی، از این دارایی‌ها در سبد خود استفاده کرده‌اند. برای نشان دادن اثرهای اهرمی مدل GJR-GARCH را به‌کار گرفتند. نتایج نشان داد که ضریب اهرم، به‌جز فلز نقره برای بقیهٔ فلزات گرانبها مثبت و معنادار بود؛ بدین معنا که بازار به شوک‌های منفی، بیشتر از شوک‌های مثبت واکنش‌های نشان می‌دهد و از وجود اثرهای اهرمی حکایت می‌کند.

بالا و تاکیموتو (۲۰۱۷) با استفاده از انواع مدل‌های چندمتغیرهٔ گارچ، طی دورهٔ ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۶ که از داده‌های هفتگی بازده شاخص سهام نیجریه (NSEASI)، ژاپن (Nikkei225)، امریکا (DJIA)، انگلستان (FTSE-100)، برزیل (BVSP) و هنگ‌کنگ (Hang-Seng) بهره می‌جست، اثر سرریز نوسان‌های بازده سهام را در بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته بررسی کردند. عمدهٔ یافته‌های این مطالعه، حاکی از آن بود که هم‌بستگی میان بازارهای نوظهور در مقایسه با هم‌بستگی میان بازارهای توسعه‌یافته کمتر است و طی بحران‌های اقتصادی افزایش می‌یابد. در انتها ایشان دریافتند که مدل هم‌بستگی شرطی پویا با تابع چگالی t استیودنت چوله، نسبت به بقیه مدل‌های گارچ چندمتغیره که چولگی را در توزیع جزء خطا در نظر نمی‌گیرند، نتایج مناسب‌تری را ارائه می‌دهد. دلیل این امر، آن است که مدل مذکور خصلت‌های چوله و دنباله‌های پهن را که اغلب در بازده دارایی‌های مالی وجود دارد، مورد توجه قرار می‌دهد.

1. Barunic, Kočenda & Vácha
2. Abdullah, Saiti & Masih
3. Yonghong, et al
4. Jiang, Yuyuan & Weihuan
5. BRICS
6. Long-Persistence

سیاتی و نورالدین[1] (۲۰۱۸) به‌منظور تخمین هم‌بستگی‌های متغیر با زمان، میان بازده سهام از یک مدل ناهم‌سانی واریانس شرطی مشروط (DCC) استفاده کردند. به‌عقیدهٔ ایشان بخش مهمی از فرایندهای امروزه، تخصیص دارایی و تعیین هم‌بستگی میان دارایی‌هاست که به سرمایه‌گذاران در دستیابی به یک پرتفوی با حداکثر بازدهی و کمترین سطح ریسک ممکن کمک می‌کند.

هو و لی[2] (۲۰۲۰) اثر سرریز نوسان‌ها را میان شاخص نقدی بازار سهام و بازارهای آتی بررسی کردند. آن‌ها از داده‌های دقیقه به دقیقه شاخص قیمت سهام CS1300 و TRTH بازار سهام کشور چین، از ۴ می ۲۰۱۵ تا ۳۰ سپتامبر ۲۰۱۵ استفاده و دورهٔ پژوهش را به سه زیردوره دسته‌بندی کردند. این دسته‌بندی بر اساس دو تاریخ مهم اعلام شده توسط CFFEX بود که در آن تاریخ‌ها، قراردادهای آتی شاخص CS1300 معامله شد. آن‌ها برای اجرای پژوهش خود، مدل DCC -GARCH با توزیع t استیودنت چوله شرطی را به‌کار گرفتند. نتایج وجود نوسان‌های دوسویه در هر سه زیردوره میان بازارهای نقدی و آتی چین را نشان داد؛ به‌طوری که اثر سرریز از بازارهای آتی به بازار نقد، بیشتر از بازار نقد به بازار آتی بود. از سوی دیگر، سرایت ریسک نزولی دوسویه بود؛ به‌گونه‌ای که بازار آتی به این سرایت منجر شد. ایشان نتیجه گرفتند که به نظر می‌رسد اقدامات اعلام‌شده هنگام رکود بازار برای مهار و کنترل معاملات آتی، سوداگرانه بوده و موجب افزایش سرریز نوسان‌ها و چولگی، از بازارهای آتی به بازارهای نقد شده است.

ابونوری و عبداللهی (۱۳۹۱) به مدل‌سازی نوسان‌های بخش‌های مختلف بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چند متغیره پرداختند. این مطالعه از یک مدل گارچ چندمتغیره برای برآورد هم‌زمان میانگین و واریانس شرطی بازده‌های روزانهٔ بخش‌های مختلف بازار سهام ایران، از ۱ تیر ۱۳۸۶ تا ۱ تیر ۱۳۹۱ استفاده می‌کند. از آنجایی که دارایی‌های مالی بر اساس این شاخص‌های بخشی دادوستد می‌شود، سازوکار انتقال نوسان‌ها در طول زمان و در میان بخش‌ها به‌منظور تصمیم‌گیری برای تخصیص بهینهٔ سبد مهم است. نتایج بیانگر انتقال معنادار شوک‌ها و نوسان‌ها میان بخش‌های مختلف است. این یافته‌ها ایدهٔ به اشتراک‌گذاری اطلاعات توسط سرمایه‌گذاران را در این بخش‌ها تأیید می‌کند.

بررسی وجود سرایت بین سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل دینامیک چندمتغیره و طی دورهٔ زمانی مهر ۱۳۸۴ تا آبان ۱۳۸۷ نام مطالعه‌ای است که زمانی، سوری و ثنائی اعلم (۱۳۸۹) انجام دادند. آن‌ها به‌کمک رهیافت VAR-BEKK دریافتند که سرایت نامتقارن (ویژگی تقدم ـ تأخر) در بازده‌های روزانهٔ شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی، لاستیک و پلاستیک و محصولات کاغذی بازار سرمایه ایران وجود دارد؛ اما در بازده‌های ماهانه و فصلی هیچ‌گونه سرایتی تأیید نشد. همچنین در هیچ از دوره‌های روزانه، ماهانه یا فصلی، سرایت در تلاطم شاخص‌ها به‌دلیل محدودیت در دامنهٔ نوسان قیمت‌ها و حجم مبنا در دورهٔ در دست مطالعه مشاهده نشد.

برخورداری، پورعزیزی گلین قشلاقی و حسینی (۱۳۹۵) با استفاده از مدل VAR-BEKK، تأثیر نوسان‌های نرخ ارز و اثرهای سرریز آن را بر شاخص صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که نوسان‌های نرخ ارز، بر شاخص صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران (در سه بخش خودرو، زغال سنگ و

1. Saiti & Noordin
2. Hou & Li

ماشین‌آلات) مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد که نوسان‌های نرخ ارز برشاخص صنایع منتخب تأثیر مثبت دارد و نوسان‌های نرخ ارز در دورهٔ بررسی (۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲) باعث افزایش شاخص صنایع منتخب شده است.

پوریعقوبی و اشرفی (۱۳۹۹) با استفاده از داده‌های روزانه (از اول فروردین ۱۳۸۵ تا اول فروردین ۱۳۹۵) به بررسی سرایت‌پذیری تلاطم بازده میان شش گروه صنعت در بورس اوراق بهادار پرداختند. برای این منظور از روش داده‌های پنلی و معیار وقوع هم‌زمان برای سرایت‌پذیری ریسک استفاده شد و نتایج نشان داد که سرایت تلاطم در شرکت‌های موجود در این مطالعه وجود داشته و می‌تواند در بیشتر موارد اثر متقابل داشته باشد.

ابونوری و ضیاءالدین (۱۳۹۹) هم‌بستگی بین بازده بازار سهام و بازدهی قیمت نفت کشورهای عضو اوپک را در قالب یک مدل گارچ چندمتغیره، طی دورهٔ ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۹ بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که تغییرات قیمت نفت با بازدهی بازار سهام در کشورهای عضو اوپک هم‌بستگی مثبت دارد. همچنین میزان هم‌بستگی نوسان‌های قیمت نفت با بازدهی سهام کشورهایی که در آن‌ها درآمد نفت، سهم بالاتری در تولید ناخالص داخلی آن‌ها دارد، بیشتر است و تلاطم ناشی از تغییرات قیمت نفت، به تلاطم بازدهی‌های سهام سرریز می‌شود.

با مرور پیشینهٔ پژوهش، نوآوری‌های مطالعه حاضر را می‌توان در زیر بیان کرد:

- استفاده از گارچ نامتقارن GJR-GARCH برای بررسی اثرهای شوک‌های منفی و مثبت بر بازده صنایع مورد بررسی؛
- استفاده از مدل هم‌بستگی شرطی پویا (DCC) برای بررسی رابطهٔ هم‌بستگی زمان ـ متغیر و سرریز تلاطم میان صنایع منتخب بورس؛
- گستردگی نمونهٔ انتخابی برای مطالعهٔ سرایت‌پذیری نوسان و هم‌بستگی شرطی پویا (ده صنعت بزرگ بورس که از لحاظ ارزش بازاری بیش از ۷۵ درصد شاخص کل را تشکیل می‌دهند) که این امر به سرمایه‌گذاران در چینش پرتفوی کمک شایانی می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

از زمانی که انگل (۱۹۸۲) الگوی واریانس ناهم‌سان شرطی خودرگرسیو (ARCH)[1] را پیشنهاد داد، خصوصیات سری‌های زمانی مالی، شامل کشیدگی بیش از حد[2]، دنباله پهن[3]، خوشه‌ای بودن نوسان[4]، هم‌بستگی پیاپی[5] و اثرهای اهرمی[6]، به‌طور گسترده‌ای در دهه‌های گذشته به بحث گذاشته شده است. بعدها بولرسلو (۱۹۸۶) این الگو را به الگوی واریانس ناهم‌سان شرطی خودرگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH) توسعه داد که عمومی‌ترین روش برای الگوسازی تلاطم و نوسان‌پذیری داده‌های سری زمانی مالی است. در الگوی گارچ ممکن است برآوردهای قبلی تلاطم روی برآورد واریانس

1. Autoregressive conditional heteroscedasticity
2. Excessed kurtosis
3. Heavy tail
4. Volatility clustering
5. Correlated sequence
6. Leverage effect

آتی اثر داشته باشد. نخستین بار بولرسلو (۱۹۹۲) فرض ثابت بودن هم‌بستگی شرطی بین متغیرها را برای مدل‌های GARCH دو متغیره مطرح کرد. مدل‌سازی واریانس‌های شرطی چندمتغیره با این فرض به مدل‌های CCC-GARCH معروف است. در کارهای تجربی، فرض ثابت‌بودن هم‌بستگی شرطی فرض محدود کننده‌ای است، بنابراین انگل و شپارد[1] (۲۰۰۱) مدل‌های بولرسلو را گسترش دادند و مدل‌های DCC-GARCH را مطرح کردند. در مدل DCC-GARCH هم‌بستگی شرطی بین سری‌های زمانی متغیر وابسته به زمان فرض می‌شود. کاپیلو، انگل و شپارد[2] (۲۰۰۶) معتقد بود که اطلاعات نامتقارن می‌تواند تأثیر متفاوتی بر ضرایب هم‌بستگی پویا داشته باشد؛ از همین رو مدل نامتقارن DCC-GARCH را مطرح کرد. ساختار ARMA(p,q)-DCC-GJR-GARC با فرض اثرهای نامتقارن (اهرمی) در بازارهای مالی در پژوهش حاضر به‌کار گرفته شده است. ابتدا مدل میانگین ARMA(p,q) را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$r_t = \mathrm{c} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i r_{t-1} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i \varepsilon_{t-i}$$ رابطهٔ ۱)

$$\varepsilon_t = \sigma_t^{1/2} \nu_t$$ رابطهٔ ۲)

در مدل‌های فوق، r_t بازده سری شاخص سهام یا قیمت؛ p,q وقفه‌های فرایند AR(p) و MA(q)؛ ε_t جزء اخلال یا جزء خطای مدل میانگین؛ c متغیر ثابت مدل؛ ν_t جزء خطای استاندارد شده مدل و σ_t واریانس شرطی هستند.

در مدل GARCH متقارن، تغییرپذیری‌ها (واریانس) برای شوک‌های مثبت و منفی یکسان است؛ درحالی که دلیلی بر متقارن فرض کردن شوک‌های مثبت و منفی وجود ندارد. بدین منظور در پژوهش حاضر مدل نامتقارن GJR-GARCH به کار گرفته شده است. بنابراین واریانس شرطی مدل GJR را به شرح زیر می‌توان تعریف کرد:

$$\sigma_t = \psi + \varphi \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 \, d_{t-1} + \eta \sigma_{t-1}^2$$ رابطهٔ ۳)

در این مدل d_{t-1} یک متغیر مجازی۳ است که اگر $\varepsilon_t < 0$ باشد، برابر با ۱ و در غیر این صورت صفر خواهد بود. اگر γ معنادار نباشد، بدین معناست که اثر شوک‌ها بر واریانس، کاملاً متقارن است و چنانچه γ معنادار و مثبت باشد، یعنی اثر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت است. به‌طور کلی، اثر شوک‌های منفی برابر با $\varphi + \gamma$ و اثر شوک‌های مثبت برابر φ است. اگر γ منفی (مثبت) باشد در این صورت اثر شوک‌های منفی کمتر (بیشتر) از شوک‌های مثبت خواهد بود یا به عبارت ساده‌تر، اگر $\gamma \neq 0$ باشد، اثر اهرمی وجود دارد.

انگل (۲۰۰۲) در مدل DCC که به اختصار به‌صورت DCC_E (1,1) نشان داده می‌شود، ماتریس واریانس ـ کوواریانس شرطی H_t را می‌توان به‌صورت زیر تجزیه کرد:

1. Engle & Sheppard
2. Cappiello, Engle & Sheppard
3. Dummy variable

$$H_t = D_t R_t D_t$$ رابطهٔ ۴)

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$$ رابطهٔ ۵)

$$D_t = diag\left(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}\right)$$ رابطهٔ ۶)

$$R_t = diag\left(q_{11,t}, q_{22,t}\right)$$ رابطهٔ ۷)

$$R_t = Q_t^{-1/2} Q_t Q_t^{-1/2}$$ رابطهٔ ۸)

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + a\varepsilon'_{t-1}\varepsilon_{t-1} + bQ_{t-1}$$ رابطهٔ ۹)

با توجه به اینکه H_t ماتریس واریانس ـ کوواریانس شرطی است، باید مثبت معین باشد. بدین منظور R_t (ماتریس هم‌بستگی شرطی پویا) هم باید مثبت معین باشد. همچنین تمام درایه‌های R_t باید کوچک‌تر و مساوی یک باشد. برای برقراری این شرط‌ها در الگوی DCC ماتریس R_t طبق رابطه ۸ تجزیه می‌شود.

D_t یک ماتریس قطری انحراف معیار استاندارد زمان ـ متغیر استخراج شده از مدل GJR؛ Q_t ماتریس کوواریانس زمان ـ متغیر بازدهی‌های استاندارد شده؛ $\bar{Q}$ ماتریس واریانس غیرشرطی جزء اخلال استاندارد شده و a و b ضرایب مدل DCC است که باید مجموع هر دو کمتر از ۱ باشد. اثر وقفه‌های جزء اخلال‌های استاندارد شده، بر ضرایب هم‌بستگی پویا، در پارامتر a و تدوام و ماندگاری ضرایب هم‌بستگی هم در ضریب b منعکس می‌شود. ضرایب هم‌بستگی پویا از طریق رابطهٔ ۱۰ قابل تجزیه است.

$$\rho_{12,t} = \frac{q_{12,t}}{\sqrt{q_{11,t} q_{22,t}}}$$ رابطهٔ ۱۰)

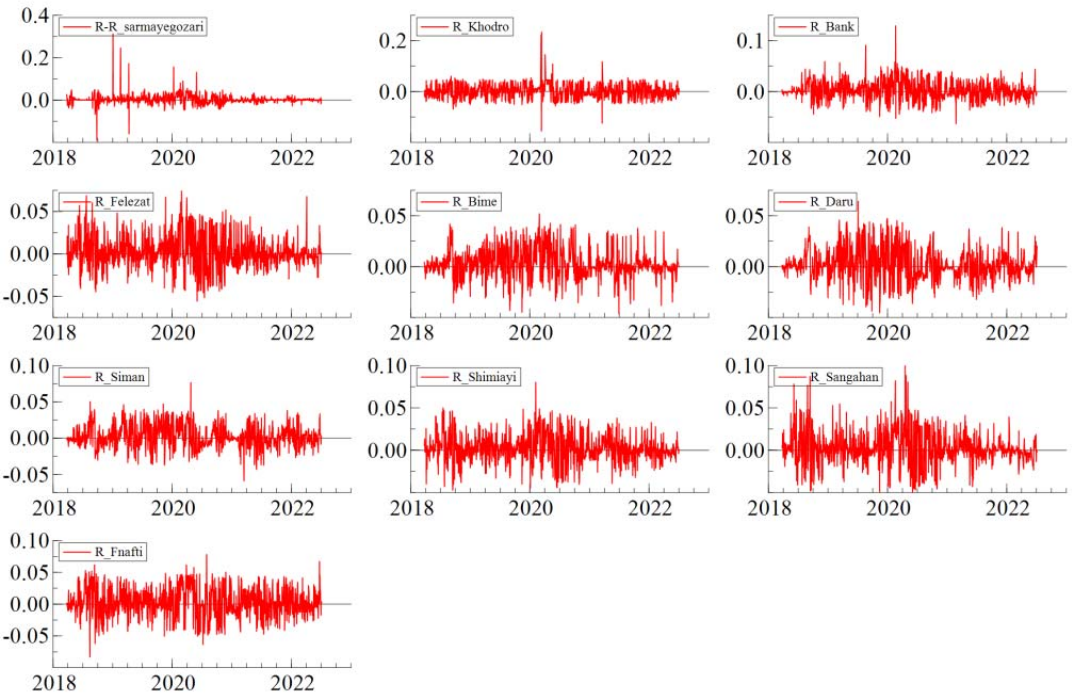
برای تخمین پارامترهای این الگو، از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌کنیم. بدین منظور تابع لگاریم درست‌نمایی را تشکیل می‌دهیم تا تخمین پارامترها امکان‌پذیر باشد. برآورد در دو مرحله انجام می‌شود: در مرحلهٔ نخست، در تابع لگاریتم درست‌نمایی، به‌جای ماتریس R_t ماتریس واحد I_n را قرار می‌دهیم و سایر پارامترهای الگو را برآورد می‌کنیم. در مرحلهٔ بعدی با قرار دادن برآوردهای پارامترها در تابع درست‌نمایی، ماتریس R_t را وارد تابع درست‌نمایی می‌کنیم و پارامترهای DCC یعنی a و b را در این مرحله برآورد می‌کنیم که با برآورد این متغیرها، R_t و Q_t نیز برآورد می‌شود.

یافته‌های پژوهش

توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به‌صورت روزانه (پنج روز در هفته) و از سایت بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی ۱۳۹۷/۰۱/۰۵ تا ۱۴۰۱/۰۸/۲۵ استخراج شده است که در مجموع، ۱۱۱۷ روز کاری مشاهده را شامل می‌شود. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، بازده شاخص ۱۰ صنعت بزرگ بورسی است که بیش از ۷۵ درصد از شاخص کل بورس را تشکیل می‌دهند. صنایع منتخب عبارت‌اند از: شاخص صنعت خودرو و قطعات، صنعت سرمایه‌گذاری، صنعت بانکی، صنعت فلزات اساسی، صنعت بیمه، صنعت دارو، صنعت سیمان، صنعت شیمیایی، صنعت سنگ آهن و صنعت فراورده‌های نفتی.

بازدهی شاخص صنایع از رابطه $R_t = ln(\frac{p_t}{p_{t-1}}) \times ۱۰۰$ محاسبه شد. در شکل۱ روند بازدهی متغیرهای مورد مطالعه را به تفکیک نشان داده شده است.



شکل ۱. روند بازدهی متغیرها

برای توصیف داده‌ها از متغیرهای میانگین، واریانس، چولگی وکشیدگی استفاده کردیم. همچنین برای اینکه نشان دهیم توزیع داده‌ها نرمال و متقارن نیست، از آزمون جارک و برا[1] استفاده کردیم. آمارهٔ این آزمون بر اساس رابطهٔ ۱۱ محاسبه می‌شود (جارک و برا، ۱۹۸۷).

1. Jarque and Bera

رابطهٔ ۱۱)
$$JB = \frac{n}{6}\left(s^2 + \frac{(k-3)^2}{4}\right)$$

در این رابطه، n تعداد نمونه؛ sچولگی و k کشیدگی داده‌ها را نشان می‌دهد. توجه داشته باشید که این آماره از توزیع مربع کای با دو درجه آزادی پیروی می‌کند. جدول ۱ آماره‌های توصیفی متغیرهای فوق را به‌صورت خلاصه نشان می‌دهد. این جدول تعداد مشاهدات، بیشینه، کمینه، میانگین، انحراف معیار، چولگی، آماره جارک ـ برا و احتمال مربوط به آن را نشان می‌دهد.

جدول ۱. توصیف داده‌ها

	سرمایه‌گذاری	خودرو	بانک	فلزات اساسی	بیمه	دارو	سیمان	شیمیایی	سنگ آهن	فراورده‌های نفتی
میانگین	۰/۰۰۳۰	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۲۵
میانه	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۵	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۱۵
ماکزیمم	۰/۳۱۳	۰/۲۳۴	۰/۱۲۹	۰/۰۷۴	۰/۰۵۲	۰/۰۶۴	۰/۰۷۷	۰/۰۸۰	۰/۱۰۰	۰/۰۷۸
مینیمم	−۰/۱۹۰	−۰/۱۵۵	−۰/۰۶۳	−۰/۰۵۶	−۰/۰۴۷	−۰/۰۴۵	−۰/۰۵۹	−۰/۰۴۷	−۰/۰۵۰	−۰/۰۸۳
انحراف معیار	۰/۰۲۳۱۱	۰/۰۹۲	۰/۰۱۹	۰/۰۱۹	۰/۰۱۴	۰/۰۱۵	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶	۰/۰۱۹	۰/۰۲۳
چولگی	۳/۲۱	۰/۷۶۹۱	۰/۴۹۹	۰/۳۱۵۷	۰/۲۰۹۱	۰/۳۴۶۵	۰/۲۱۵۹	۰/۱۴۵۵	۰/۴۴۴	−۰/۰۵۰۴
کشیدگی	۵۲/۸۶	۱۰/۰۳	۵/۲۸	۳/۶۱	۳/۶	۳/۵۴	۳/۳۹	۳/۸۱	۴/۸۶	۲/۹
جارک ـ برا	۱۱۷۵۳۹/۶	۲۴۰۴/۹	۲۸۸/۹۱	۳۵/۶	۲۴/۷	۳۵/۸۴	۱۵/۹۱	۳۴/۳۶	۱۹۷/۳۶	۰/۰۹۱۵
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

بررسی ضریب چولگی و کشیدگی توزیع غیرشرطی سری بازدهای مدنظر، از غیرنرمال بودن توزیع حکایت دارد. نتیجهٔ آمارهٔ آزمون جارک ـ برا برای هر ۱۰ سری نیز، تأییدی بر این مطلب است؛ به‌طوری که فرضیهٔ صفر نرمال بودن توزیع بازدهی، در همهٔ سری‌های مورد مطالعه در سطح معناداری ۵ درصد رد شده است. مقادیر ضریب چولگی حکایت دارد از عدم تقارن در توزیع بازدهی سری‌های مورد مطالعه و براساس مقادیر ضریب کشیدگی محاسبه شده نیز، توزیع‌های مدنظر نسبت به توزیع نرمال، اوج بلندتری دارند.

آزمون مانایی

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در مدل به‌صورت سری زمانی هستند، قبل از تخمین و برآورد مدل باید مانایی سری‌های زمانی مورد بررسی قرار گیرد. در این پژوهش از طریق روش دیکی ـ فولر تعمیم یافته برای مانایی متغیرها به کارگرفته شده است که نتایج آن در جدول ۲ مشاهده می‌شود. سری بازده لگاریتمی تمامی متغیرها در سطح ۱درصد، ۵درصد و ۱۰ درصد مانا است.

جدول ۲. آزمون مانایی متغیرها

	سرمایه‌گذاری	خودرو	بانک	فلزات اساسی	بیمه	دارو	سیمان	شیمیایی	سنگ آهن	فراورده‌های نفتی
ADF	-۲۸/۲۰۹	-۱۴/۶۸	۱۴/۴۱	-۱۵/۱۶	-۱۳/۳۸	-۱۴/۱۴	-۱۳/۵۲	-۱۶/۰۴	-۱۵/۳۹	-۱۴/۶
t-value	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

بررسی اثر ARCH

بعد از آزمون مانایی، باید از وجود ناهم‌سانی واریانس و جود اثر آرچ در بین اجزای اخلال اطمینان حاصل شود. بدین منظور، همان طور که انگل (۱۹۸۲) پیشنهاد کرده است، برای تشخیص ناهم‌سانی واریانس در اجزای اخلال، از آزمون ضریب لاگرانژ[1] استفاده می‌شود. نتایج حاصل این آزمون در جدول ۳ نشان داده شده است. با توجه به اینکه p-value آزمون کمتر از ۵ درصد شده است، می‌توان نتیجه گرفت که اثر آرچ در باقی‌مانده‌ها وجود دارد.

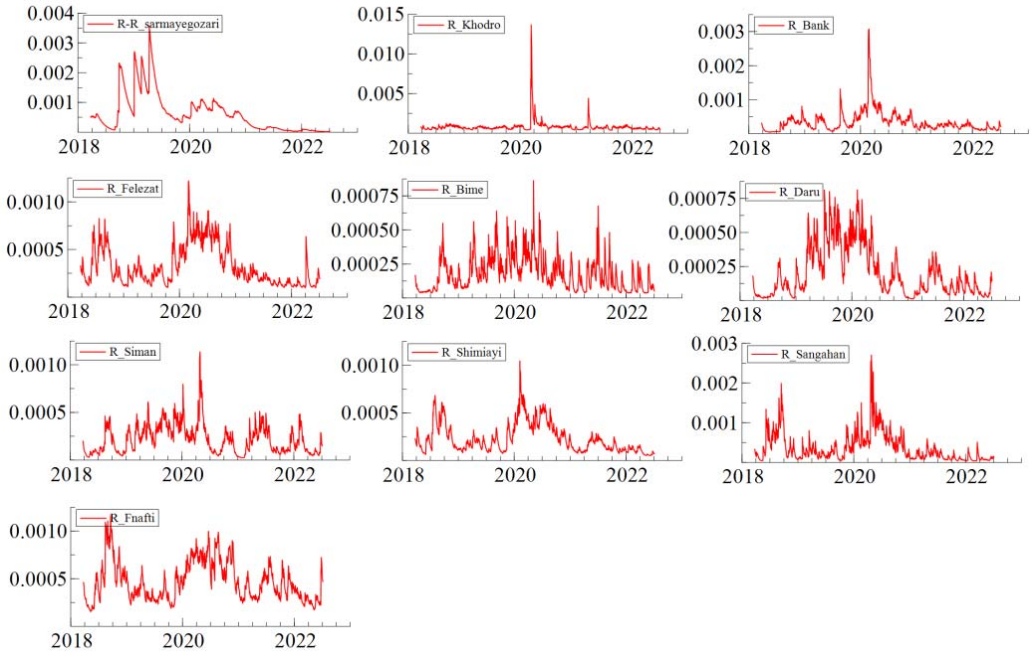
جدول ۳. بررسی اثر آرچ

	سرمایه‌گذاری	خودرو	بانک	فلزات اساسی	بیمه	دارو	سیمان	شیمیایی	سنگ آهن	فراورده‌های نفتی
آماره F	۷/۶۳	۱۷/۰۳	۲۵/۶۱	۱۹/۰۵	۱۷/۵۵	۱۹/۵۱	۱۴/۶۸	۱۴/۶۴	۱۷/۱۱	۱۱/۸
p-value	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
آماره کای ـ مربع	۷/۵۹	۲۰۹/۸۱	۱۱۵/۴۱	۱۶۳/۹۳	۸۱/۷۶	۱۶۷/۲	۶۹/۲	۱۳۰/۴۲	۱۴۹/۵	۵۶/۳۴
p-value	۰/۰۰۵۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

واریانس شرطی سری بازدهی‌های شاخص صنایع

شکل ۲، واریانس شرطی محاسبه شده برای سری بازدهی‌های شاخص صنایع انتخابی را نشان می‌دهد. براین اساس، واریانس شرطی میان تمامی سری بازدهی شاخص صنایع در طول زمان ثابت نبوده و متغیر است.

1. ARCH LM Test

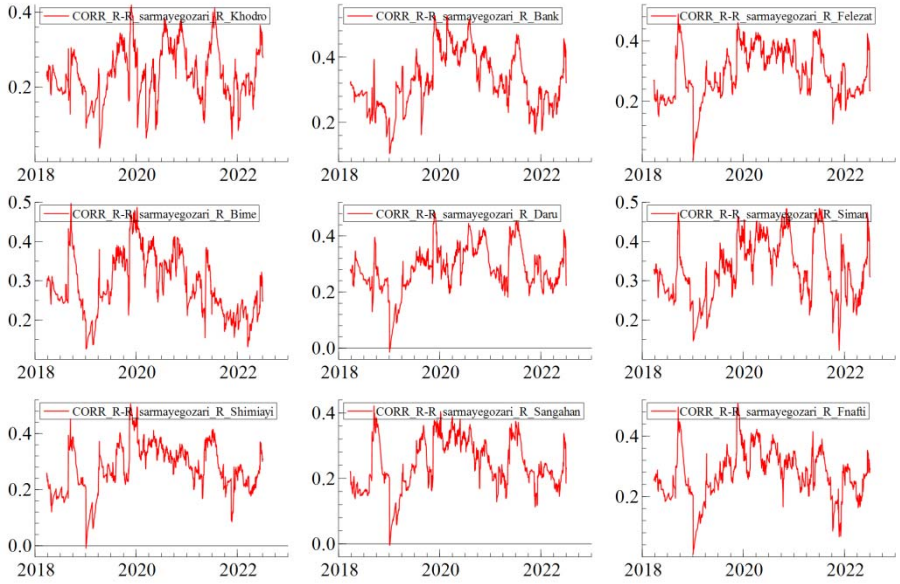


شکل ۲. واریانس شرطی سری بازدهی‌های شاخص صنایع

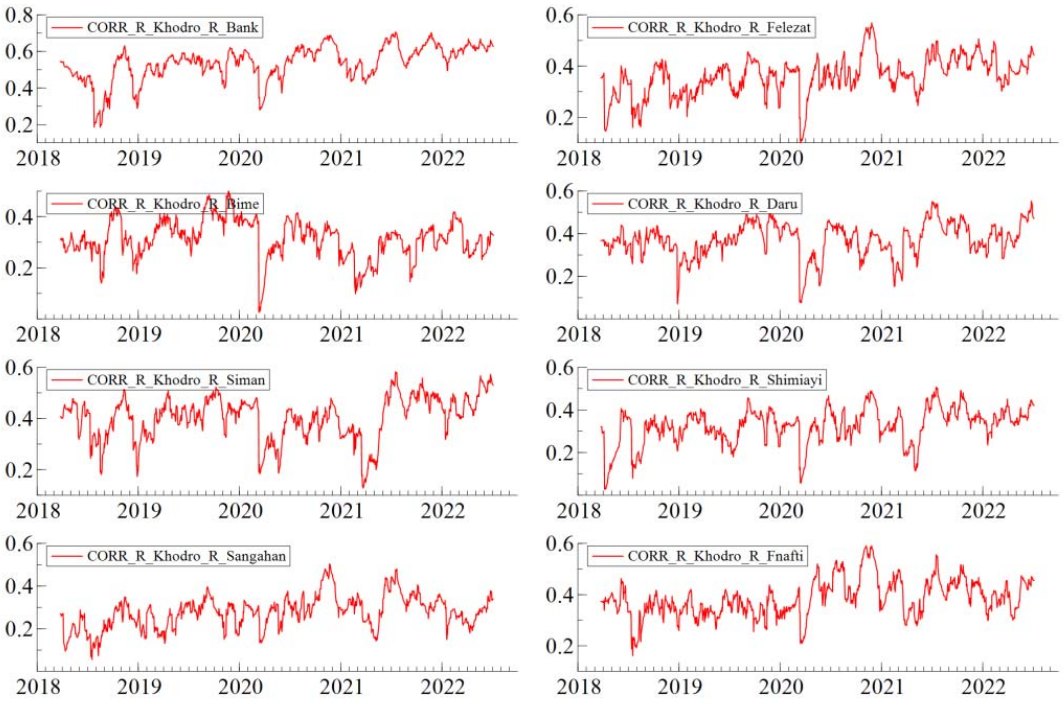
جدول۴ ، ماتریس هم‌بستگی غیر شرطی محاسبه شده برای سری بازدهی‌های شاخص صنایع انتخابی را نشان می‌دهد. براین اساس، هم‌بستگی غیرشرطی میان تمامی سری بازدهی شاخص صنایع در دوره مورد مطالعه مثبت است.

جدول ٤. هم‌بستگی غیر شرطی متغیرها

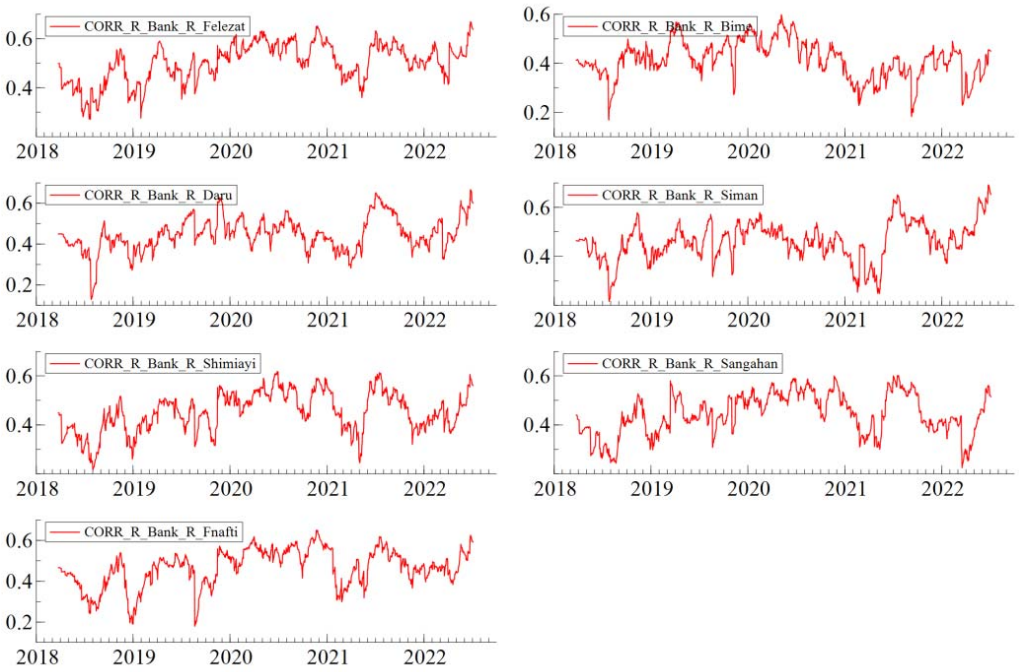
	سرمایه‌گذاری	خودرو	بانک	فلزات اساسی	بیمه	دارو	سیمان	شیمیایی	سنگ آهن	فراورده‌های نفتی
سرمایه‌گذاری	۱									
خودرو	۰/۲۴	۱								
بانک	۰/۴۱	۰/۵۲	۱							
فلزات اساسی	۰/۳۹	۰/۳۷	۰/۵۷	۱						
بیمه	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۵۲	۰/۴۵	۱					
دارو	۰/۳۱	۰/۳۸	۰/۴۸	۰/۳۸	۰/۵۷	۱				
سیمان	۰/۳۸	۰/۳۹	۰/۴۷	۰/۴۲	۰/۵۰	۰/۶۶	۱			
شیمیایی	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۵۰	۰/۷۴	۰/۴۳	۰/۴۳	۰/۴۳	۱		
سنگ آهن	۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۵۱	۰/۷۶	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۷۰	۱	
فراورده‌های نفتی	۰/۳۳	۰/۴۲	۰/۵۳	۰/۶۸	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۴۰	۰/۶۵	۰/۶۱	۱



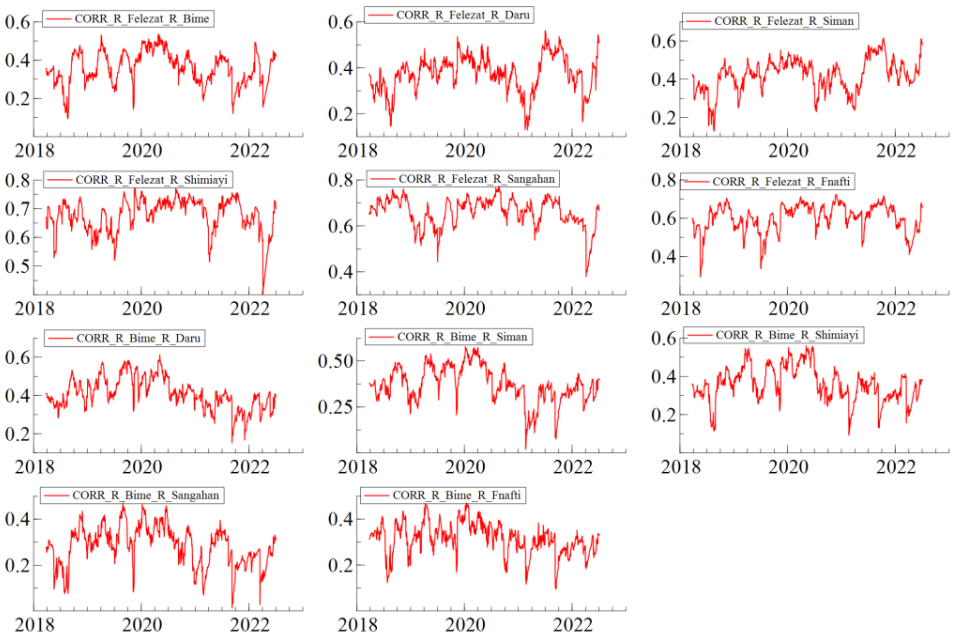
شکل ۳. هم‌بستگی شرطی سری بازدهی شاخص صنایع



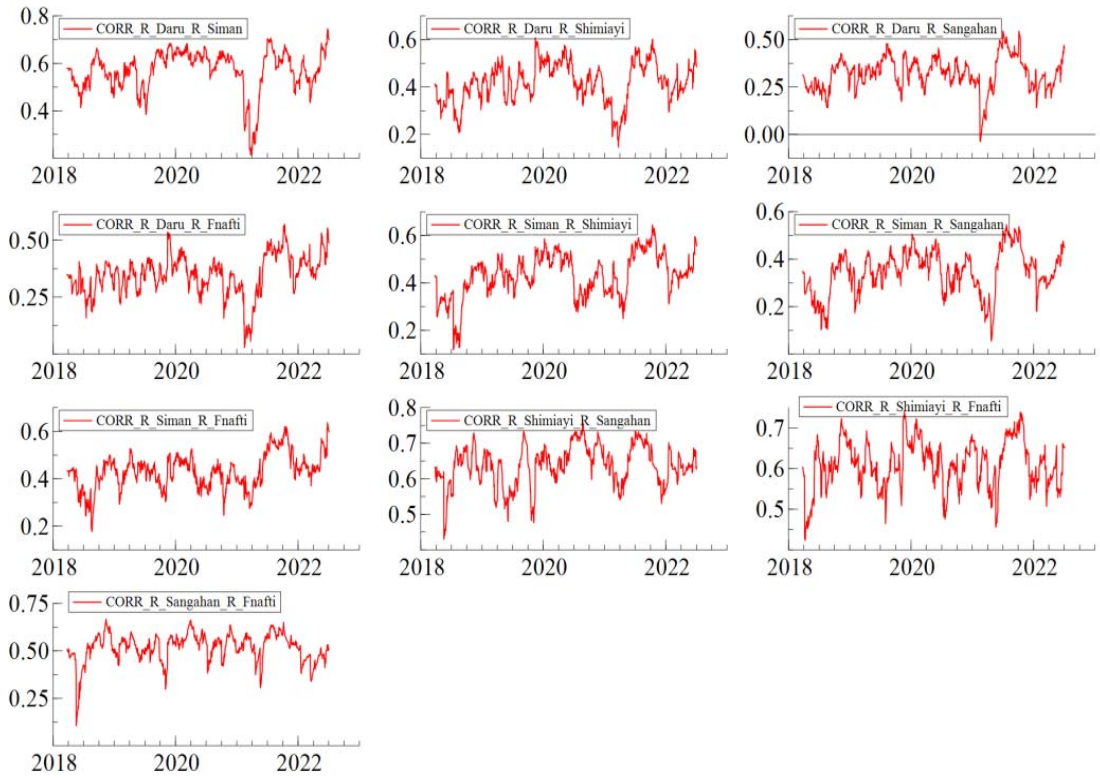
شکل ٤. هم‌بستگی شرطی سری بازدهی شاخص صنایع



شکل ۵. هم‌بستگی شرطی سری بازدهی شاخص صنایع



شکل ٦. هم‌بستگی شرطی سری بازدهی شاخص صنایع



شکل۷. هم‌بستگی شرطی سری بازدهی شاخص صنایع

برآورد مدل ARMA-GJR-GARCH

در این پژوهش ابتدا فرایند ARMA-GJR-GARCH میان سری بازدهی‌ها برآورد شد که نتایج آن در جدول ۵ مشاهده می‌شود. شایان ذکر است که وقفه بهینه مدل با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و شوارتز (SIC) هم برای مدل میانگین و هم برای معادله واریانس، (۱،۱) انتخاب شد یا به عبارتی مدل به‌صورت ARMA(1,1)-GJR-GARCH(1,1) برآورد شد.

با توجه به جدول ۵ ضرایب گارچ نامتقارن تمامی سری‌های بازده شاخص صنایع غیرصفر است یا به عبارت دیگر، اثر اهرمی وجود دارد و به‌جز صنایع شیمیایی و فراورده‌های نفتی، ضرایب معنادار هستند. همچنین با توجه به یافته‌های پژوهش، اثر شوک‌های منفی در بازده شاخص سرمایه‌گذاری بیشتر از شوک‌های مثبت است؛ اما در بقیهٔ شاخص‌ها، اثر شوک‌های مثبت بیشتر از اثر شوک‌های منفی است.

جدول ۵. ضرایب گارچ نامتقارن GJR(Gamma) و ARMA

	سرمایه‌گذاری	خودرو	بانک	فلزات اساسی	بیمه	دارو	سیمان	شیمیایی	سنگ آهن	فرآورده‌های نفتی
Mean equation Parameters-ARMA (۱,۱)										
Cst(M)	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲
	۰/۰۱۸	۰/۱۵۴	۰/۰۱۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۱۷
AR (۱)	۰/۸۰۶	۰/۷۶۶	۰/۵۱۵	−۰/۰۸۴	۰/۵۱۶	۰/۳۱۸	۰/۲۴۳	۰/۰۰۵	۰/۱۰۸	۰/۴۴۰
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۳۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۹۲۳	۰/۰۸۳	۰/۰۰۰
MA (۱)	−۰/۶۹	−۰/۶۱	−۰/۲۲	۰/۴۸۵	۰/۰۷۴	۰/۲۳۴	۰/۲۴۹	۰/۴۲۶	۰/۲۷۹	−۰/۰۹۷
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۱۷۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۸۲
Variation equation Parameters- GJR-GARCH (۱,۱)										
Cst(V)	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
ARCH(Alpha1)	۰/۰۱	۰/۱۷	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۲۸	۰/۲۱	۰/۱۷	۰/۲۲	۰/۲۷	۰/۰۸
	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
GARCH(Beta۱)	۰/۷۳	۰/۷۸	۰/۹۴	۰/۸۷	۰/۷۱	۰/۸۲	۰/۸۵	۰/۷۳	۰/۷۵	۰/۹۱
	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
GJR(Gamma۱)	۰/۰۷	−۰/۰۷۴۳۴	−۰/۰۳۸	−۰/۰۳	−۰/۰۶	−۰/۰۶۱	−۰/۰۴۶	−۰/۰۳۷	−۰/۰۸۱	−۰/۰۱۳
	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۱۹	۰/۱۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۳۶	۰/۰۲	۰/۵۱

برآورد پارامترهای هم‌بستگی شرطی پویا (DCC Parameters)

چنانچه در بخش مبانی نظری پژوهش اشاره شد، تخمین مدل‌های هم‌بستگی شرطی در دو مرحله صورت می‌گیرد؛ به نحوی که نخست یک مدل از نوع GARCH برای واریانس شرطی انتخاب می‌شود که در پژوهش حاضر از مدل نامتقارن GJR-GARCH برای بررسی اثرهای اهرمی به‌کار گرفته شد. در ادامه مبتنی بر واریانس شرطی مرحلهٔ اول، ماتریس هم‌بستگی شرطی برآورد می‌شود. بر این اساس، در جدول ۶، نتایج برآورد پارامترهای DCC گزارش شده است. براساس نتایج برآورد مدل DCC ملاحظه می‌شود که پارامترهای آلفا[1] و بتا[2] غیر منفی بوده و شرط alpha + beta < 1 را تأمین می‌کنند. این شرط تضمین می‌کند که تلاطم دورهٔ قبل، بر تلاطم دورهٔ جاری اثرگذار است. مثبت بودن این پارامترها دلالت بر این موضوع دارد که به‌دنبال بروز شوک در سری بازده‌ها، افزایش در تلاطم در دورهٔ بعدی می‌تواند

1. Alpha
2. Beta

مورد انتظار باشد. پارامتر بتا هر چقدر به ۱ نزدیک باشد، بیانگر این امر است که ارتباط پویا میان صنایع، پایدار و مانـدگار است. نتایج پژوهش حاضر نیز ارتباط بلندمدت میان صنایع بورسی مورد بررسی را تأیید می‌کند. با توجه به اینکـه ارتبـاط بین صنایع مورد بررسی بورسی در طول زمان تغییر می‌کند، هم‌بستگی شرطی پویا و زمان ـ متغیر میـان جفـت شـاخص صنایع بررسی و نتایج آن در جدول ۶ درج شده است. با بررسی یافته‌ها هم‌بستگی شرطی بین جفت بازده‌هـا (دو بـه دو) مثبت بوده که وجود اثر سرایت‌پذیری را پشتیبانی می‌کند.

جدول ٦. نتایج برآورد پارامترهای DCC

DCC Parameters	alpha	Std.Error	prob	beta	Std.Error	prob	alph+beta
سرمایه‌گذاری ـ خودرو	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۹۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۸
سرمایه‌گذاری ـ بانک	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۹۸	۰/۰۱	۰/۰۰	۱/۰۰
سرمایه‌گذاری ـ فلزات اساسی	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۶۹	۰/۹۷	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۹۹
سرمایه‌گذاری ـ بیمه	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۲۳	۰/۹۷	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۹
سرمایه‌گذاری ـ دارو	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۹۷	۰/۰۱	۰/۰۰	۱/۰۰
سرمایه‌گذاری ـ سیمان	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۹۸	۰/۰۱	۰/۰۰	۱/۰۰
سرمایه‌گذاری ـ شیمیایی	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۹۹	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰
سرمایه‌گذاری ـ سنگ آهن	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۲۸	۰/۹۶	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۸
سرمایه‌گذاری ـ فراورده‌های نفتی	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۹۶	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۸
خودرو ـ بانک	۰/۰۹	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۸۹	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۸
خودرو ـ فلزات اساسی	۰/۱۰	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۶۵	۰/۱۵	۰/۰۰	۰/۷۶
خودرو ـ بیمه	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۷۲	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۷۶
خودرو ـ دارو	۰/۱۰	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۶۵	۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۷۵
خودرو ـ سیمان	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۸۶	۰/۱۷	۰/۰۰	۰/۹۴
خودرو ـ شیمیایی	۰/۰۹	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۷۳	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۸۲
خودرو ـ سنگ آهن	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۹۶	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۹۸
خودرو ـ فراورده‌های نفتی	۰/۰۱	۰/۱۸	۰/۰۲	۰/۹۹	۰/۰۳	۰/۰۰	۱/۰۰
بانک ـ فلزات اساسی	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۹۶	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۹
بانک ـ بیمه	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۹۷	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۹
بانک ـ دارو	۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۷۹	۰/۱۶	۰/۰۰	۰/۸۷
بانک ـ سیمان	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۳۳	۰/۸۴	۰/۲۲	۰/۰۰	۰/۹۳
بانک ـ شیمیایی	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۹۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۷
بانک ـ سنگ آهن	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۹۲	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۹۷
بانک ـ فراورده‌های نفتی	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۳	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۷
فلزات اساسی ـ بیمه	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۲	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۶
فلزات اساسی ـ دارو	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۵	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۸
فلزات اساسی ـ سیمان	۰/۰۷	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۲	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۹۹
فلزات اساسی ـ شیمیایی	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۹۱	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۶

DCC Parameters	alpha	Std.Error	prob	beta	Std.Error	prob	alph+beta
فلزات اساسی ـ سنگ آهن	۰/۰۶	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۰	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۶
فلزات اساسی ـ فراورده‌های نفتی	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۸۶	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۹۴
بیمه ـ دارو	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۳۸	۰/۹۶	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۹۸
بیمه ـ سیمان	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۹۴	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۹۸
بیمه ـ شیمیایی	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۱	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۹۵
بیمه ـ سنگ آهن	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۶	۰/۹۳	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۹۶
بیمه ـ فراورده‌های نفتی	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۱۰	۰/۸۵	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۸۷
دارو ـ سیمان	۰/۰۶	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۲	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۷
دارو ـ شیمیایی	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۹۴	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۹۷
دارو ـ سنگ آهن	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۹۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۷
دارو ـ فراورده‌های نفتی	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۹۵	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۹۸
سیمان ـ شیمیایی	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۵	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۹
سیمان ـ سنگ آهن	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۳	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۸
سیمان ـ فراورده‌های نفتی	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۶	۰/۰۱	۰/۰۰	۱/۰۰
شیمیایی ـ سنگ آهن	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۹۲	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۷
شیمیایی ـ فراورده‌های نفتی	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۹۰	۰/۰۵	۰/۰۰	۰/۹۴

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی اثرهای اهرمی، هم‌بستگی شرطی پویا و سرایت‌پذیری تلاطم میان شاخص‌های صنایع بورسی با استفاده از مدل ARMA-DCC-GJR-GARCH طی دوره زمانی ۱۳۹۷/۰۱/۰۵ تا ۱۴۰۱/۰۸/۲۵ است. دلیل انتخاب دورهٔ مذکور، نوسان‌های چشمگیر به‌وجود آمده در بازار سهام بوده است که به‌ویژه، در نیمهٔ اول سال ۱۳۹۹ با وجود ریزش قیمت کامودیتی‌ها و نفت و همه‌گیری کرونا، بازار سهام رشد خیره‌کننده‌ای را تجربه کرد. این در حالی بود که سرمایه‌گذاران بدون توجه به شرایط بنیادی شرکت‌ها، عطش خرید داشتند و این اشتیاق خرید میان صنایع بورسی سرایت پیدا می‌کرد؛ به‌طوری که اگر خودرویی‌ها مثبت می‌شدند، به‌دنبال آن بقیهٔ صنایع نیز مثبت معامله می‌شدند. از نیمهٔ دوم سال ۱۳۹۹ اوضاع کاملاً برعکس شد و بازار با کوچک‌ترین خبر منفی، صف فروش می‌شد. در پژوهش حاضر برای بررسی اثر اهرمی مدل GJR گارچ به‌کار گرفته شد و نتایج برآورد مدل حاکی وجود اثر اهرمی در تمام سری‌های بازدهی شاخص صنایع به‌جز صنایع شیمیایی و فراورده‌های نفتی بود همچنین، اثر شوک‌های منفی در بازده شاخص صنعت سرمایه‌گذاری بیشتر از شوک‌های مثبت بوده ولی در بقیه شاخص‌ها اثر شوک‌های مثبت بیشتر از اثر شوک‌های منفی بوده است. در وهلهٔ بعد، برای بررسی هم‌بستگی شرطی پویا و سرایت‌پذیری تلاطم میان شاخص‌های صنایع بورسی، مدل DCC استفاده شد که نتایج آن، وجود سرایت‌پذیری قوی تلاطم میان صنایع مورد بررسی را نشان داد.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، سرمایه‌گذاران، برای تنوع‌بخشی و کاهش ریسک غیرسیستماتیک سبد سرمایه‌گذاری خود، می‌توانند علاوه بر در نظر گرفتن هم‌بستگی شرطی میان صنایع، سهام شرکت‌ها و سایر دارایی‌های مالی را با استفاده از مدل تحقیق بررسی کنند و همچنین بازه‌های زمانی متفاوتی (هفتگی، ماهانه) را مورد مطالعه قرار دهند.

منابع

ابونوری، اسمعیل؛ عبداللهی، محمدرضا (۱۳۹۱). مدل‌سازی نوسانات بخش‌های مختلف بازار سهام ایران با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره. *تحقیقات مالی*، ۱۴(۱)، ۱-۱۶.

ابونوری، اسمعیل؛ ضیاالدین، حامد (۱۳۹۹). بازدهی و تلاطم بین قیمت جهانی نفت و شاخص بازار سهام در کشورهای عضو اوپک. *فصلنامه علمی مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۴(۱)، ۱-۲۴.

برخورداری، فرناز؛ پورعزیزی گلین قشلاقی، سمیه؛ حسینی، ابوالفضل (۱۳۹۶). تأثیر نوسانات نرخ ارز و اثرسرریز آن بر شاخص صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی ـ پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۶ (۲۱)، ۱-۱۴.

پوریعقوبی، هادی؛ اشرفی، یکتا (۱۳۹۹). سرایت‌پذیری تلاطم بازده میان صنایع مختلف بازار سرمایه ایران. *فصلنامه علمی ـ پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۹(۳۴)، ۲۷۷-۲۹۳.

زمانی، شیوا؛ سوری، داود؛ ثنائی اعلم، محسن (۱۳۸۹). بررسی وجود سرایت بین سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل دینامیک چندمتغیره. *نشریه تحقیقات اقتصادی*، ۴۵ (۴)، ۴۹-۵۹.

References

Abdullah, A. M., Saiti, B. & Masih, M. (2016). The impact of crude oil price on Islamic stock indices of South East Asian countries: Evidence from MGARCH-DCC and wavelet approaches. *Borsa Istanbul Review*, 16(4), 219-232.

Abounoori, E., Abdollahi, M. (2013). Modeling Different Sector Volatility of Iran Stock Exchange Using Multivariate GARCH Model. *Financial Research Journal*, 14(1), 1-16. (*in Persian*)

Abounoori, E., Ziauddin, H. (2020). Return and Volatility of International Oil Price and Stock Index in OPEC Member Countries. *Quarterly Journal of Economical Modeling*, 14(1), 1-24. (*in Persian*)

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. (2013). Volatility spillovers from the Chinese stock market to economic neighbors. *Mathematics and Computers in Simulation*, 94, 238-257.

Armstrong, J. (2018). The Markowitz Category. *SIAM Journal on Financial Mathematics*, 9(3), 994-1016.

Baillie, R. T., Bollerslev, T. & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized Auttoregressive 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.

Barkhordari, F., Pour Azizi Gelin Gheshlaghi, S., Hoseini, A. (2017). The effect of exchange rate volatilities and it's spillover effect on the index of Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment knowledge,* 6(21), 1-14. (*in Persian*)

Baruník, J., Kočenda, E. & Vácha, L. (2016). Gold, oil, and stocks: Dynamic correlations. *International Review of Economics & Finance*, 42, 186-201.

Bautder, D., Bodnar, T., Parolya, N., & Schmid, W. (2018). Bayesian mean–variance analysis: optimal portfolio selection under parameter uncertainty. *Quantitative Finance*, 1-22.

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

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

Billio, M., Caporin, M., & Gobbo, M. (2006). Flexible dynamic conditional correlation multivariate garch models for asset allocation. *Applied Financial Economics Letters,* 2(02), 123- 130.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Auttoregressive 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*, 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.

Bonato, M., Caporin, M. & Ranaldo, A. (2013). Risk spillovers in international equity portfolios. *Journal of Empirical Finance*, 24, 121-137.

Cappiello, L., Engle, R., & Sheppard, K. (2006). Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial Econometrics*, 4, 537–572.

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

Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized Auttoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics,* 20(3), 339-350.

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

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

Engle, R. F., Ng, V. K., & Rothschild, M. (1990). Asset pricing with a factor-ARCH covariance structure: Empirical estimates for treasury bills. *Journal of Econometrics*, 45(1–2), 213–237.

Engle, R.F., Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. *Working Paper*. University of California, San Diego.

European Commission (2014). *Quarterly report on the Euro area* 13(4). Brussels.

Fioruci, J. A., Ehlers, R. S. & Andrade Filho, M. G. (2014). Bayesian multivariate GARCH models with dynamic correlations and asymmetric error distributions. *Journal of Applied Statistics,* 41(2), 320-331.

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.

Hamao, Y., Masulis, R. W. & Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *The review of financial studies*, 3(2), 281-307.

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

Hou, Y. G. & Li, S. (2020). Volatility and skewness spillover between stock index and stock index futures markets during a crash period: New evidence from China. *International Review of Economics & Finance,* 66, 166-188.

Jarque, C. M. & Bera, A.K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review / Revue Internationale de Statistique*, 55(2), 163–172.

Jiang, Y., Yuyuan, F. & Weihuan, R. (2019). Risk Spillover and Portfolio management between precious metal and BRICS stock markets. *Physica A*, 534.

Kodres, L. E. & Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion. *The journal of finance,* 57(2), 769-799.

Koutmos, G. & Booth, G. G. (1995). Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of international Money and Finance*, 14(6), 747-762.

Lafuente, J. Á. & Ruiz, J. (2004). The New Market effect on return and volatility of Spanish stock indexes. *Applied Financial Economics*, 14(18), 1343-1350.

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

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

Malik, F. & Ewing, B. T. (2009). Volatility transmission between oil prices and equity sector returns. *International Review of Financial Analysis*, 3(18), 95-100.

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The journal of finance,* 7 (1), 77-91.

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

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

Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of financial economics*, 8(4), 323-361.

Mo, B., Nie, H. & Jiang, Y. (2018). Dynamic linkages among the gold market, US dollar and crude oil market, *Physica A,* 491, 984-994.

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

Pouryaghoubi, H. & Ashrafi, Y. (2020). Spillover Effect On Different industries For Capital Market. *Journal of Investment knowledge,* 9(34), 277-293. (*in Persian*)

Saiti, B. & Noordin, N. H. (2018). Does Islamic equity investment provide diversification benefits to conventional investors? Evidence from the multivariate GARCH analysis. *International Journal of Emerging Markets*. 13(1), 267-289.

Saiti, B., Bacha, O. I. & Masih, M. (2016). Testing the conventional and Islamic financial market contagion: evidence from wavelet analysis. *Emerging Markets Finance and Trade,* 52(8), 1832-1849

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

Valls Ruiz, N. (2014). *Volatility in financial markets: The impact of the global financial crisis*. Ph.D. Thesis.

Wang, Y. & Liu, L. (2016). Spillover effect in Asian financial markets: A VAR-structural GARCH analysis. *China Finance Review International,* 6(2), 150-176.

Way, R., Lafond, F., Lillo, F., Panchenko, V. & Farmer, J. D. (2019). Wright meets Markowitz: How standard portfolio theory changes when assets are technologies following experience curves. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 101, 211-238.

Yin, K., Liu, Z. & Jin, X. (2020). Interindustry volatility spillover effects in China's stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 539, 122936.

Zamani, S., Souri, D., Sanaei Alam, M.(2011). A Dynamic Investigation to Indexes Spillovers in Tehran Stock Exchange Using a Multivariate Dynamic Model. *Journal of Economic Research,* 45(4), 29-54. (*in Persian*)

Zhong, G. Y., Li, J. C., Jiang, G. J., Li, H. F., & Tao, H. M. (2018). The time delay restraining the herd behavior with Bayesian approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications,* 507, 335-346.