نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهار، زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱۵۴-۱۳۳

ارزیابی سرریز تلاطم ناشی از اپیدمی کووید ۱۹ بر بازده سهام ایران و چند کشور منتخب

نوشین باقری زمانی[۱]
هوشنگ شجری[۲]
مرتضی سامتی[۳]
زهرا زمانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۴ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۱۱/۲۱

چکیده

بازده بازار سهام متأثر از عوامل متعددی می باشد که برخی از این عوامل، اقتصادی نیستند ولی به شدت بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار می دهند. اپیدمی کووید۱۹ نیز از جمله این عوامل است که اقتصاد جهانی بویژه بازارهای مالی را به شدت تحت تأثیر قرار داده است. لذا با توجه به اهمیت این اپیدمی بر بازار سهام، مطالعه حاضر به ارزیابی اثرات بحران اپیدمی کووید ۱۹بر شاخص بازده سهام بازارهای مالی کشورهای چین، آمریکا و فرانسه، و بررسی اثرات سرریز آن بر ایران می‌پردازد. لذا به منظور بررسی سرایت تلاطم و جهت سرریزی از کشورهای مذکور به ایران، از داده های هفتگی شاخص بازده سهام در سایت های بورس ایران و بورس کشورهای خارجی طی دوره قبل از اپیدمی کووید ۱۹(ژانویه ۲۰۱۸ تا دسامبر ۲۰۱۹) و دوره بعد از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۲۰ تا دسامبر ۲۰۲۱)، و نیز جهت بررسی همبستگی شرطی، از نرم‌افزار Oxmetrics و جهت سنجش ایستایی و همبستگی غیر شرطی از نرم افزار SPSS استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که در کشورهای چین، آمریکا و فرانسه، رشد شاخص بازده سهام در طی مدت زمان چهار ساله (۲۰۲۱-۲۰۱۸) افزایشی، ولی شاخص بازده سهام ایران کاهشی بوده است. رشد بازده سهام کشور چین در طی این مدت، از سایر کشورهای مورد مطالعه بیشتر بوده است. همچنین شاخص بازده سهام تمام کشورهای مورد مطالعه در هنگام وقوع کووید ۱۹، با کاهش بازده سهام مواجه شده اند.

واژگان کلیدی: اپیدمی کووید ۱۹، شاخص بازده سهام، بازارهای مالی، همبستگی شرطی ثابت، همبستگی شرطی پویا
طبقه بندی JEL: G_1 ،G_0

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی، اصفهان، ایران No.bagheri2014@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی، اصفهان، ایران (نویسنده مسؤول) Shajari77@gmail.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران Sameti@ase.ui.ac.ir
۴. پژوهشگر پسادکتری گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران Z_zamani85@yahoo.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]
[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

۱. مقدمه

شیوع بیماری های همه گیر از سالیان دور جوامع بشری را تحت تأثیر قرار داده، از جمله بیماری وبا یا نوع خاصی از آنفولانزا و همچنین بیماری سارس[1] که در سال ۲۰۰۳ در چین اتفاق افتاد، به بازارهای مالی لطمه های زیادی وارد نموده است. ویروس کووید ۲۱۹[2] (ویروس کرونا[3]) نیز در اواخر دسامبر ۲۰۱۹ در شهر ووهان[4] چین آشکار گردید و در ۱۲ مارس ۲۰۲۰ به عنوان یک اپیدمی توسط سازمان بهداشت جهانی[5] به تعداد زیادی از کشورها اعلام شد.

اپیدمی کووید ۱۹ نه تنها سلامت انسان ها را در معرض خطر قرار داده بود بلکه توسط عوامل مختلفی از جمله اعمال محدودیت در سفر، تعطیلی بنگاه ها و کارخانه ها که کاهش شدید فعالیت های بخش خدمات را به همراه داشته، توانسته است اقتصاد بسیاری از کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. به بیان دیگر موارد ذکر شده، از جمله کانال های مستقیم اثرگذاری این اپیدمی بر اقتصاد بوده است (بن، هق و پین[6] ، ۲۰۲۰).

بازارهای مالی در یک اقتصاد بسته از جمله ایران، شرایط متفاوتی را نسبت به دیگر بازارهای مالی مهم جهان تجربه می کنند. در دوره قبل از کووید ۱۹ با خروج آمریکا از برجام و بازگشت مجدد تحریم ها صادرات نفتی و درآمد دولت کاهش یافته است. در این شرایط، دولت به منظور جبران کسری بودجه با واگذاری سهام خود در شرکت های دولتی و حمایت مستقیم دولت از بازار بورس اوراق بهادار و همچنین تشویق مردم به این بازار، به صعود بازار بورس ایران منجر شده است (شیرزادی، ۱۴۰۱)؛ اما در سال های اخیر، به علت وجود تحریم های شدید و گسترده بر اقتصاد ایران از سوی ایالات متحده و دیگر ارگان های خارجی، اقتصاد کشور، فشارهای زیادی را تحمل کرده است. انتظارات تورمی بالا، بیکاری گسترده، عمیق شدن رکود اقتصادی و همچنین کاهش ارزش پول ملی، تشدید هر چه بیشتر وضعیت ناپایدار اقتصاد را در پی داشته است.

در سال ۱۳۹۹ تشویق سیاست گذاران به سرمایه گذاری در بازار سهام، به هجوم ناگهانی تقاضای سرمایه گذاران خرد منجر گردید که این امر، افزایش ناگهانی شاخص کل بازار را به همراه آورد و به تشدید وضعیت ناپایدار بازار، دامن زد که به دنبال آن در مرداد ۱۳۹۹، بازار سهام ایران سقوط نمود. در این شرایط، نوسانات شدید بازار، همچنین ترس و نگرانی سرمایه گذاران از افزایش تعداد مبتلایان و مرگ و میر ناشی از شیوع ویروس کرونا، منجر به سر درگمی و عدم اطمینان بیشتر در بین سرمایه گذاران گردید (صمدی و همکاران[7]، ۲۰۲۰). بنابراین اپیدمی ویروس کرونا، بحران بهداشتی را به یک

1. Sars Virus
2 .Covid 19
3 .Corona Virus
4 .Wuhan
5 .World Health Organization
6 . Boone& hough & pin (2020).
7 . Samadi *et al*. (2020).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

بحران اقتصادی تبدیل نموده، و از طرف دیگر، گسترش کووید ۱۹ زمینه‌ای را جهت بررسی تأثیرات شیوع آن بر بازارهای بورس سهام در زمان رخداد بحران، فراهم آورده است.

در این پژوهش، شاخص کل بازار سهام ایران (تهران)، شاخص کل بازار سهام بورس شانگهای چین (SSEC[1])، شاخص بازار سهام فرانسه (CAC40[2]) و شاخص بازار سهام آمریکا (S&P500[3]) انتخاب شده است. آمریکا بزرگ ترین و پرقدرت ترین اقتصاد جهان می باشد و شاخص S&P500 آمریکا ۵۰۰ سهام برتر در بازار بورس نیویورک[4] و نزدک[5] را دربر می گیرد، که این شاخص به دلیل قدرت اثرگذاری زیاد آن بر سایر بازارهای سهام انتخاب شده است. چین پرسرعت‌ترین اقتصاد بزرگ دنیا و در زمینهٔ بورس، کشور نوظهوری می باشد. از آنجایی که چین شریک تجاری ایران محسوب می شود لذا گسترش روابط تجاری متقابل بین ایران و چین، می تواند در کاهش بحران های سیاسی و منطقه ای نقش مهمی داشته باشد (نجاتی، ۱۴۰۱:۹۰).

شاخص کَک ۴۰، یکی از شاخص های اصلی گروه بورس اوراق بهادار یورونکست می باشد. از آنجایی که فرانسه، یکی از بزرگترین سرمایه‌گذاران خارجی در ایران بعد از دهه ۶۰ بوده است لذا به عنوان نماینده اروپا انتخاب شده است. همچنین از شاخص کَک ۴۰ یا کَک کَران[6] به عنوان معیار شاخص سهام در بازار بورس فرانسه استفاده شده است. این شاخص نشان دهنده میزان ارزش بازار سرمایه ۴۰ شرکت اول از میان ۱۰۰ شرکت دارای بالاترین میزان ارزش بازار می باشد، که سهام آنها، در بازار بورس فرانسه (یورونکست پاریس) معامله می شود.

از این رو، پژوهش حاضر به ارزیابی اثرات سرریز اپیدمی کووید ۱۹ بر شاخص بازده سهام بازارهای مالی کشورهای چین، آمریکا، فرانسه و به بررسی ارتباط متقابل کشورهای مذکور با ایران می پردازد که این کار با استفاده از داده های هفتگی بازده سهام سایت کشور ایران[7] و کشورهای خارجی[8] طی دوره قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۱۸ تا دسامبر ۲۰۱۹) و بعد از شیوع اپیدمی (ژانویه ۲۰۲۰ تا دسامبر ۲۰۲۱) و با استفاده از مدل های (DCC- GARCH[9]) و (CCC-GARCH[10]) پرداخته است.

ساختار مقاله بدین صورت است که پس از بیان مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه ارائه، و بخش سوم به معرفی مدل پرداخته شده است. بخش چهارم

1. Shanghai Stock Exchange
2. Cotation Assistée en Contin
3. Standard and Poor's index
4 . New York
5 . Nasdaq
6 . CAC quarante
7 . Rahavard.com
8 . Investing.com
9 . Dynamic Conditional Correlation- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
10. Constant Conditional Correlation- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

داده ها و نتایج تجربی بررسی، و در بخش بعدی، خلاصه نتایج و یافته های تحقیق و در پایان، نتیجه گیری کلی ملاحظه می شود.

۲. پیشینه پژوهش و مبانی نظری

تأثیر اپیدمی کووید ۱۹ بر بازار سهام

اتفاقات بزرگ منجر به ایجاد تغییراتی در بازارهای سهام شده اند. در پژوهش های متعددی، حوادث اثرگذار بر بازار سهام، بررسی و ارائه شده است. از جمله رخدادهای طبیعی (کوالسکی[1]، ۲۰۲۰)، فعالیت های ورزشی (بوهاگیار[2]، ۲۰۰۶) و حوادث سیاسی (شانایو[3]، ۲۰۱۹)، نمونه ای از مهم ترین رخدادهای اثرگذار بر شاخص بازده سهام می باشند که مورد تحلیل قرار گرفته اند. همچنین شیوع بیماری های همه گیر از جمله گسترش بیماری سارس[4] (چن[5]، ۲۰۰۹) و بیماری ابولا[6] (ایچو[7]، ۲۰۱۸) نیز می تواند بر شاخص بازده سهام بازارهای مالی اثرگذار باشد. به بیان دیگر، کووید ۱۹ نیز می تواند بر سرمایه گذاری و فضای تجاری تأثیر گذارد.

در برخی کشورها مانند ایالات متحدهٔ آمریکا، به دنبال اپیدمی کووید ۱۹، سیاست نرخ بهره صفر و دسترسی آسان به منابع مالی لحاظ شد که می توانست به کاهش درآمدهای شبکه بانکی و افزایش نقدینگی منجر شود (ژانگ[8]، ۲۰۲۰). اغلب شرکت های بورسی با تغییر در سود خالص و به دنبال آن، تغییر در نسبت های مالی شرکت ها، جذابیت سهام برای خرید را تحت تأثیر قرار داده، که این امر می تواند موجب تغییر در رفتار سرمایه گذاران شود (فرناندز[9]، ۲۰۲۰). لذا شیوع اپیدمی کووید ۱۹ و همچنین سیاست های حمایتی دولت ها می توانند تغییر عملکرد در بازار سهام را در پی داشته باشند.

بنا به آنچه ذکر شد، بازارهای مالی، معاملات سهام و سایر دارایی ها، تحت تأثیر اپیدمی کووید ۱۹ قرار گرفتند. لذا سنجش دقیق سرریز تلاطم ناشی از اپیدمی بیماری ها یکی از مهم ترین موضوعات حوزه مالی است که با توسعه مدل های آرچ و گارچ، به ایجاد نسل جدیدی از مد ل ها با توانایی کاراتر نوسانات شرطی متغیر با زمان در سری های زمانی مالی و اقتصادی منتهی شده است.

پیشینه پژوهش

مهدی پور (۱۴۰۰)، در مقاله ای اثرات اپیدمی کووید ۱۹ را بر بازار سرمایه سنجید و نتیجه گرفت که اثرپذیری بازار در آغاز بحران اپیدمی کووید ۱۹ نسبت به دوره های پایانی بیشتر بوده است.

1. Kowalewski (2020).
2. Buhagiar (2006).
3. Shanaev (2019).
4. Sars Virus
5. Chen (2009).
6. Ebola
7. Ichev (2018).
8. Zhang (2020).
9. Fernandz (2020).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

امام وردی (۱۳۹۸)، در مقاله ای به بررسی اثر بحران های مالی بر انتقال تلاطم و سرایت نوسانات در بین بازارهای مالی در کشورهای توسعه یافته، ایران و نوظهور طی سال های ۲۰۱۷-۲۰۰۳ در قالب روزانه پرداخت. نتایج نشان داد که انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس درکشورهای توسعه یافته و نوظهور بر ایران، به صورت یک طرفه می باشد.

صانعی فر و همکاران (۱۳۹۹)، در مقاله ای تأثیر ویروس کرونا را بر بازار سهام ۷۵ کشور با کمک شبکه های پیچیده بازارهای بورس سهام در دوران قبل و بعد از شیوع ویروس کرونا مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که این ویروس باعث سقوط بیش از ۹۰ درصد بازارهای بورس شده است.

طهرانی و همکاران (۱۴۰۰)، سرریز نوسانات پرتکرار بازده سهام و قیمت نفت را در بازارهای سهام جهانی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشانگر آن بود که در هنگام وقوع نوسانات، سرریز شاخص بازار با روند افزایشی مواجه می شود و به بالاترین مقدار خود می رسد.

فیلیپس[1] و همکاران (۲۰۱۱)، با بهره گیری از مدل همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)، به بررسی همبستگی میان بازارهای سهام در کشورهای کانادا، مکزیک و برزیل (صادر کننده) و آمریکا، آلمان و هلند (وارد کننده) پرداختند. آنها به این نتیجه پی بردند که شوک‌های تقاضا، رابطهٔ میان بازارها را نمی‌تواند تحت تأثیر قرار دهد.

کراناسوس[2] و همکاران (۲۰۱۶)، با استفاده از الگوی فیاپارچ و با به کارگیری داده های شاخص سهام ۸ کشور توسعه یافته، به بررسی همبستگی شرطی پویا (DCC- GARCH) میان این بازارها پرداختند. نتایج نشانگر آن بود که همبستگی های پویای بازار سهام در دوره وقوع بحران و بعد از آن افزایش می یابد که این امر، نشان دهنده اثر سرایتی بالا میان بازارها بعد از وقوع شکست بحران است که بیانگر رفتار گله ای سرمایه گذاران می باشد.

نعیمه[3] (۲۰۱۲)، به بررسی ارتباطات بین بازارهای سهام کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا با بازارهای مالی توسعه یافته تر پرداخت. در این مطالعه با کمک همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)، رابطه علیت در انحراف معیار (جذر نوسانات) و تلاطم های شرطی در بازار سهام مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مبنی بر این بود که ارتباط بین بازارهای سهام کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا وجود دارد.

فانگ[4] (۲۰۲۱)، در مقاله ای سرریز بازارهای مالی میان کشورهای چین و کشورهای جی ۷ را در طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار داده، و نتایج نشانگر آن است که بازارهای مالی چین بویژه در دوره های آشفتگی و ناطمینانی، تأثیر بسیار زیادی بر بازارهای مالی جهانی دارند.

آنچه که پژوهش حاضر را از سایر مطالعات انجام شده متمایز می سازد، عبارتند از:

1. Filips *et al.* (2011).
2 . keranasos *et al.* (2016).
3 . Naime (2012).
4. Fang (2021).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

نخست اینکه، اثر سرریز ناشی از اپیدمی کووید ۱۹، در طی چهار سال (۲۰۲۰-۲۰۱۷) بر تغییرات همبستگی بین بازده سهام کشورهای چین، آمریکا، فرانسه و ایران در لحظه وقوع بیماری کووید ۱۹ ارزیابی شده، و دوم آنکه، در این مطالعه، اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ بر شاخص بازده سهام را در دوره قبل (۲۰۱۹ و ۲۰۱۸) و دوره بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (۲۰۲۱ و ۲۰۲۰) مورد بررسی و مقایسه قرار داده، بدین منظور، از الگوی همبستگی شرطی پویا در کنار همبستگی شرطی ثابت استفاده کرده، و همچنین از همبستگی غیر شرطی نیز بهره گرفته است. از اساسی ترین مزیت های همبستگی شرطی پویا، (DCC-GARCH) این است که همبستگی را در طول زمان، متغیر در نظر می‌گیرد، که این امر، باعث می شود که تعداد پارامترهای برآورد شده در سازوکار همبستگی، به تعداد سری های همبسته شده، وابستگی نداشته باشد که موجب می شود، ماتریس های همبستگی بزرگ نیز بتوانند تخمین زده شوند.

لازم به ذکر است که این مدل نسبت به سایر مدل‌های گارچ، دقیق‌تر است و احتیاج به برآورد متغیرهای کمتری دارد. این مدل زمانی که در اطلاعات انحراف وجود دارد، بسیار مفید است و می تواند ارتباط بین متغیرها را در زمان‌های خاص مانند بحران اپیدمی ویروس کووید ۱۹، جنگ و بحران‌های اقتصادی، بررسی نماید. همچنین می تواند ارتباط مدل سازی پارامتری همبستگی متغیر با زمان برای سبد سرمایه گذاری چند متغیره را انجام دهد.

فرضیه های پژوهش

فرضیه ۱- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور ایران به بازار سهام فرانسه، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۲- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور فرانسه به بازار سهام ایران، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۳- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور ایران به بازار سهام چین، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۴- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور چین به بازار سهام ایران، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۵- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور ایران به بازار سهام آمریکا، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۶- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور آمریکا به بازار سهام ایران، رابطه معنی داری دارد.

۳. روش شناسی پژوهش

الگوی همبستگی شرطی ثابت (CCC- GARCH)

رابطه کلی مدل آرچ به صورت رابطه (۱) می باشد:

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 \qquad (۱)$$

طبق رابطه (۱)، الگوی رگرسیونی آرچ، فرض می کند واریانس شرطی، تابعی متغیر از خطاهای گذشته در طی زمان بوده است.

فرم کلی الگوی گارچ به صورت رابطه (۲) می باشد:

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} \qquad (۲)$$

با قید های: $\omega_i > 0$ و $\beta_i > 0. \alpha_i > 0$

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

طبق رابطه (۲)، الگوی گارچ شامل خطاهای گذشته و واریانس شرطی با وقفه است.

الگوی همبستگی شرطی ثابت در سال ۱۹۹۰ توسط بالرسلو[1] ارائه شده است. در این الگو، ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی به صورت دو بخش ماتریس های واریانس و همبستگی شرطی به طور جداگانه مدل سازی می شوند و H_t نامگذاری شده است. در این مدل، همبستگی های شرطی ثابت بوده اما مشکل آنجا است که واریانس و کوواریانس های شرطی در طی زمان با تغییراتی مواجه می شوند. ثابت بودن همبستگی های شرطی، باعث می شود که تعداد پارامترهای برآورد شده، کاهش یابد. تخمین مدل های همبستگی شرطی به این صورت است: در ابتدا، یک الگو از نوع گارچ برای واریانس شرطی انتخاب می شود و سپس، بر اساس واریانس شرطی انتخاب شده، ماتریس همبستگی شرطی برآورد می شود.

جهت شفاف سازی مدل شرطی ثابت، فرض می شود r_t، یک بردار $N\times1$ از بازده سری زمانی می باشد. حال اگر ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی متغیر با زمان را H_t بنامیم، در این صورت، رابطه (۳)، به صورت زیر خواهد بود:

$$r_t = \mu_t(I_{t-1}) + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})u_t \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، μ_t بردار بازده قابل پیش بینی زمان I است و I_{t-1} اطلاعات یک دوره قبل می باشد، همچنین $H_t(I_{t-1}) = E[\varepsilon_t\varepsilon_t^T|I_{t-1}]$ ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی در دوره گذشته است. در حالی که پسماندها یا خطاها دارای توزیع نرمال باشند، رابطه (۴) را خواهیم داشت.

$$\varepsilon_t\backslash I_{t-1}\sim N(0,H_t)\sim N(0,D_tRD_t) \qquad (۴)$$

اینک U_t تحت عنوان یک بردار تصادفی با توزیع نرمال استاندارد شده را در نظر می گیریم، که به صورت رابطه (۵) نشان داده شده است.

$$U_t\sim N(0,I_n) \qquad (۵)$$

البته توجه به این نکته، بسیارحائزِ اهمیت است، در صورتی که میانگین شرطی دوره قبلی صفر باشد $\mu_t(I_{t-1})=0$ ، در این حالت، r_t به صورت رابطه (۶) تعریف خواهد شد:

$$R_t = H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})u_t \qquad (۶)$$

ماتریس H_t شامل دو بخش R_t و D_t می شود:

$$H_t = D_tRD_t \qquad (۷)$$

ماتریس متقارن همبستگی شرطی شامل همبستگی های ثابت غیرشرطی را R_t در نظر می گیریم و p_{ij} نیز ضریب همبستگی میان دارایی‌های i و j فرض می شود، که در رابطه (۸) نشان داده شده است.

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1N} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \rho_{N1} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

1. Balresloo

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

که در آن، D_t یک ماتریس قطری نوسانات شرطی می باشد که متناسب با زمان تغییر می یابد. در این ماتریس روی قطر اصلی، واریانس های شرطی قرار دارد که i امین درایه های روی قطر اصلی با انحراف معیار (جذر واریانس) شرطی i امین دارایی $h_{iit}^{1/2}$ جایگزین خواهد شد. $H_t^{\frac{1}{2}}$ معیار چولسکی ماتریس کواریانس متغیر شرطی H_t می باشد.

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11.t}} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22.t}} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{h_{NN.t}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{t.1} & 0 & 0 \\ 0 & \hat{\sigma}_{t.2} & 0 \\ 0 & 0 & \hat{\sigma}_{t.N} \end{bmatrix} \quad (۹)$$

هر بخش که روی قطر اصلی ماتریس نوسانات شرطی قرار گرفته، نشانگر نوسانات آن دارایی در زمان t می باشد که به صورت رابطه GARCH(1,1) نشان داده می شود که به دو شکل غیر ماتریسی و ماتریسی در قالب روابط (۱۰) و (۱۱) بیان شده است.

$$h_{ii.t} = \omega_0 + \alpha_i \varepsilon_{i.t-1}^2 + \beta_i h_{ii.t-1} \quad (۱۰)$$

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{1.t} \\ h_{2.t} \end{bmatrix} = \omega_0 + A\varepsilon_{t-1}^2 + Bh_{t-1} = \begin{bmatrix} \omega_{1.0} \\ \omega_{2.0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1.t-1}^2 \\ \varepsilon_{2.t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1.t-1} \\ h_{2.t-1} \end{bmatrix}$$

واریانس های $h_{ii,t}$ در مدل‌های گارچ، با نام σ_{2t} آورده شده که با نماد $h_{ii,t}$ معرفی می گردد، و در این صورت، ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی H_t به فرم رابطه (۱۲) آورده شده است.

$$H_t = diag\left(\sqrt{h_{11.t}}.\ldots.\sqrt{h_{NN.1}}\right)[R]diag(\sqrt{h_{11.t}}.\ldots. \quad \sqrt{h_{NN.t}} \quad (۱۲)$$

هنگامی که دو متغیر داشته باشیم، که هر یک از متغیرها برابر یک باشد (N=2) و P = q=1، در این شرایط ماتریس H_t به فرم گسترده، بصورت رابطه (۱۳) خواهد شد.

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11.t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22.t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & P_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11.t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22.t}} \end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

ماتریس واریانس-کوواریانس H_t معین مثبت خواهد بود اگر و تنها اگر در مدل همبستگی شرطی ثابت، تمام N نوسانات مثبت بوده باشد و ماتریس همبستگی R نیز مثبت باشد (انگل ، ۲۰۰۲).

الگوی همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)

DCC-GARCH توسط انگل[1] در سال ۲۰۰۲ مطرح شد. این یک مدل از خانواده گارچ است که در آن، ارتباط بین متغیرها را با در نظر گرفتن حوادث طی دوره مورد بررسی قرار می دهد. در چنین وضعیتی، همبستگی میان دو متغیر می تواند سه وضعیت مثبت، منفی و یا صفر به خود گیرد. هنگامی که دو سری در جهت یکسان حرکت کنند، همبستگی افزایش می‌یابد که در این حالت، رابطه بین دو متغیر مستقیم است. همچنین اگر مسیر حرکت دو متغیر در جهت مخالف یکدیگر

1. Engel (2002).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

باشند، همبستگی میان دو متغیر کاهش می‌یابد و رابطه معکوس خواهد بود. یکی از اصلی ترین کاربردهای الگوی گارچ چند متغیره از جمله همبستگی شرطی ثابت (CCC) و همبستگی شرطی پویا(DCC)، برآورد ماتریس کوواریانس شرطی است که در زمینه مدیریت ریسک و انتخاب سبد بهینه سرمایه گذاری و بررسی الگوهای قیمت گذاری سهام بسیار اهمیت دارد.

توجه به این نکته اهمیت دارد که در مدل همبستگی شرطی ثابت، همبستگی شرطی را در طول زمان ثابت در نظر می گیریم. لذا در مطالعه حاضر به منظور دقیق تر شدن نتایج، از همبستگی شرطی پویا در کنار همبستگی شرطی ثابت استفاده شده است.

تخمین مدل همبستگی شرطی متغیر در دو مرحله می باشد. در ابتدا، یک مدل گارچ تک متغیره جهت به دست آوردن ماتریس انحراف معیار زمان- متغیر و خطاهای استاندارد شده، تخمین زده می شود و سپس از بازده دارایی هایی که تغییر فرم یافته اند، به منظور تنظیم ماتریس کوواریانس شرطی و تخمین پارامترهای مدل همبستگی پویا استفاده می شود.

در این پژوهش، از ویژگی های مدل همبستگی پویا، به صورت زیر استفاده می شود (انگل، ۲۰۰۲).
فرم کلی مدل، به صورت زیر می باشد (آکار، ۲۰۱۱):

$$r_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} u_t$$

$$h_{ii.t} = \omega_0 + \alpha_i \varepsilon_{i.t-1}^2 + \beta_i h_{ii.t-1} \qquad (۱۵)$$

$$H_t = diag\left(\sqrt{h_{11.t}} \cdot \ldots \cdot \sqrt{h_{NN.1}}\right)[R] diag\left(\sqrt{h_{11.t}} \cdot \ldots \cdot \quad \sqrt{h_{NN.t}}\right. \qquad (۱۶)$$

$$\Gamma_t = diag\left(\sqrt{h_{11.t}} \cdot \sqrt{h_{22.t}} \cdot \ldots \cdot \sqrt{h_{nn.t}}\right) \qquad (۱۷)$$

همبستگی شرطی (R_t) که به تغییرات زمان وابسته است، می باید در زمان های مختلف و معین، مثبت باشد. در این حالت، ماتریس $\mathrm{H_t}$ را ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی می‌نامند. هر یک از درایه‌های ماتریس همبستگی R_t را در مدل همبستگی شرطی پویا، می‌توان به شکل رابطه (۱۸) نشان داد.

$$p_{12,t} = \frac{(1-\alpha-\beta)_{\bar{q}_{12}} + \alpha u_{1,t-1} u_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}}{\left(\sqrt{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{12}} + \alpha u_{1,t-1}^{2} + \beta q_{11,t-1}\right)\left((1-\alpha-\beta)\bar{q}_{22} + \alpha u_{2,t-1}^{2} + \beta q_{22,t-1}\right)} \qquad (۱۸)$$

ماتریس کوواریانس $Q_t = \left[q_{ij,t}\right]$ ماتریس متقارن و معین مثبت می باشد. قیدهای $\alpha, \beta \geq ۰$ و $\alpha + \beta < 1$ شرط مثبت بودن R_t را برآورده می کند و در نهایت، شرط مثبت بودن H_t را تضمین می نماید.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

۴. یافته های پژوهش

در این مطالعه، با استفاده از داده‌های هفتگی بازده سهام کشورهای فرانسه، آمریکا، چین و ایران در سایت‌های بورس ایران و کشورهای مورد مطالعه برای دورهٔ قبل از اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۱۸ تا دسامبر ۲۰۱۹) و دورهٔ بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۲۰ تا دسامبر ۲۰۲۱) و با کمک نرم افزار Oxmetrics بررسی شده است.

در ابتدای کار، با استفاده از لگاریتم تفاضل اول داده ها، بازده سهام کشورها محاسبه می شود. سپس خلاصهٔ آماری شاخص بورس کشورهای مذکور برای دو دورهٔ قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹ محاسبه می گردد که در جدول (۱) آورده شده است.

در مرحله بعدی، به منظور بررسی مانایی سری‌های زمانی، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته انجام می شود که در جدول (۲) ارائه شده، و ضریب همبستگی غیر شرطی شاخص بازده سهام بورس کشورهای مورد بررسی قبل و بعد از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ نیز در جدول (۳) و (۴) آورده شده است. به منظور بررسی سرایت تلاطم و جهت سرریزی متقابل از کشورهای مذکور با ایران، از روش همبستگی شرطی ثابت (CCC) و روش همبستگی شرطی پویا (DCC) برای دو دورهٔ قبل و در زمان بعد از اپیدمی استفاده شده است، که در جدول (۵) و (۶) ملاحظه می گردد.

با توجه به اینکه مدل‌های همبستگی شرطی ثابت و پویا احتیاج دارند تا در طول زمان مانا باشند، لذا بازدهٔ سهام کشورها به صورت لگاریتم تفاضل اول داده‌ها محاسبه شده است.

$$r_t = lnp_t - lnp_{t-1}$$

که در آن، p_t قیمت در سال t، p_{t-1} قیمت دوره قبل و r_t بازده سهام می باشد.

بر اساس جدول (۱)، با توجه به کشیدگی و چولگی، می توان دریافت که داده های مورد بررسی از نظر آماری در محدوده (۲+ تا۲-) قرار گرفته اند، همچنین با توجه به اینکه خطای استاندارد چولگی و کشیدگی در بازهٔ (۰/۰۵+ تا ۰/۰۵-) قرار گرفته اند، لذا سری ها دارای کشیدگی نرمال بوده و آماره چولگی مثبت نزدیک به صفر، بیانگر این است که سری‌ها نسبت به میانگین، دارای توزیع متقارن می‌باشند، لذا فرضیه نرمال بودن بازده‌ها مورد تأیید قرار می‌گیرد.

بر اساس جدول (۱)، شاخص میانگین بازده سهام کشورهای چین، آمریکا، فرانسه و ایران قبل از اپیدمی کووید ۱۹، به ترتیب، عبارتند از: ۰/۱۲۴۶-، ۰/۱۸۰۳۰، ۰/۱۵۸۷ و ۰/۹۹۹۳ که بالاترین شاخص در بین کشورهای مذکور با میانگین مثبت، ایران بوده که با ۸/۹۹۹۳ بالاترین میزان میانگین را دارا بوده است. به عبارت دیگر در در دوره قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹، طی سال های (۲۰۱۸ و ۲۰۱۹) عواملی از جمله خروج آمریکا از برجام، منجر به برگشت تحریم ها شده است که این تحریم ها تمام صنعت کشور ایران مانند صادرات نفت که مهمترین صنعت درآمدزای کشور است و هم چنین مراودات مالی بانکی را مورد هدف قرار داده است و منجر به کاهش درآمد دولت شده است که این امر، موجب افزایش نرخ ارز گردید که با توجه به رابطه مستقیم بین بازار بورس اوراق بهادار

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

تهران و نرخ ارز، این افزایش نرخ ارز، بازدهی مثبت بازار بورس اوراق بهادار تهران را در پی داشته است.

از طرف دیگر با کاهش درآمد کشور، دولت به منظور جبران کسری بودجه، با واگذاری سهام خود در شرکت های دولتی و انتشار اوراق و اسناد خزانه از طریق بازار بورس اوراق بهادار تهران اقدام نموده، که برای این مورد، احتیاج به بازار قدرتمندی است که کشش این حجم عرضه را داشته باشد و در این راستا، دولت مستقیم از بازار بورس حمایت کرده و مردم را به این بازار دعوت کرده، و این امر نیز، موجب سرازیر شدن نقدینگی و سپس افزایش تقاضا در بازار شد که همگی این عوامل منجر به صعود بازار بورس ایران قبل از کووید ۱۹ بوده (شیرزادی،۱۴۰۱). اما در دورهٔ بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (سال ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱)، شاخص بازده سهام بورس ایران به شدت کاهشی شده است و از ۸/۹۹۹ به ۱/۴۹۲ کاهش یافته است. این مهم می تواند علاوه بر وقوع اپیدمی کووید ۱۹، به عواملی همچون اعمال تحریم ها و رکود فعالیت های اقتصادی بستگی داشته باشد.

همچنین سقوط بازار بورس ایران که در مرداد ۱۳۹۹ رخ داد، به سرخوردگی و بدبینی سرمایه‌گذاران و در نهایت، به خروج سرمایه از بورس منجر گردید که این امر، موجب هجوم مردم به سمت سرمایه‌گذاری در بخش‌های دیگری نظیر بازارهای سکه، ارز، مسکن و خودرو و باعث افزایش تورم افسار گسیخته در کشور شد. در چنین فضای نااطمینانی، وقوع بیماری اپیدمی کووید ۱۹ نیز موجب افزایش ترس و هراس سرمایه گذاران، اعمال محدودیت ها و قرنطینه‌های دولتی گردید.

در دوره چهار ساله (۲۰۲۱-۲۰۱۸)، شاخص بازده سهام بورس چین، روند افزایشی داشته و از ۰/۱۲۴۶- به ۰/۱۸۵۸رسیده است که این امر، نشانگر رشد اقتصاد در کشور چین می‌باشد. همچنین کشورهای آمریکا و فرانسه نیز در طی این چهار سال، در بورس روند افزایشی داشته اند که میانگین رشد بازده سهام کشورهای آمریکا و فرانسه بعد از شیوع اپیدمی، به ترتیب، به ۰/۴۲۸ و ۰/۳۶۷ رسیده است.

جدول ۱: خلاصه آماری شاخص بازده سهام بورس کشورهای مورد بررسی در زمان قبل و بعد از کووید ۱۹

کشور	بازده سهام	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف استاندارد	کشیدگی	چولگی	دامنه تغییرات	واریانس
چین	قبل از کرونا	-۰/۱۲۴۶	۰/۱۵۵۰	-۹/۶۰۰	۶/۷۷۰۰	۲/۷۰۹۴	۱/۳۳۰۰	-۰/۶۷۴۰	۱۶/۳۷۰۰	۷/۳۴۱۰
	در زمان کرونا	۰/۱۸۵۸	۰/۲۸۵۰	-۵/۲۴۰۰	۷/۳۱۰۰	۲/۳۱۱۷	۰/۷۸۰۰	-۰/۰۴۹۰	۱۲/۵۵۰۰	۵/۳۴۴۰
آمریکا	قبل از کرونا	۰/۱۸۰۳	۰/۵۱۵۰	-۵/۳۳۰۰	۳/۹۸۰۰	۲/۰۸۴۱	۰/۱۷۹۰	-۰/۵۸۶۰	۱۱/۹۰۰۰	۴/۳۴۳۰
	در زمان کرونا	۰/۴۲۸۶	۰/۷۱۵۰	-۱۴/۹۸۰	۱۲/۱۰۰۰	۳/۳۰۸۸	۷/۰۹۵۰	-۰/۹۳۹۰	۲۷/۰۸۰۰	۱۰/۹۴۸۰
فرانسه	قبل از کرونا	/۱۱۴	/۳۶۵	-۵/۳۳۰۰	۳/۹۸۰۰	۰/۹۴۵۹	۰/۱۷۹۰	-۰/۵۸۶۰	۹/۳۱۰۰	۳/۷۸۶۰
	در زمان کرونا	/۲۳۵	/۳۷۵	-۱۹/۸۶۰	۱۰/۷۰۰۰	۳/۷۶۵۰۳	۸/۴۱۵۰	۱/۷۱۵۰	۳۰/۵۶۰۰	۱۴/۱۷۵۰
ایران	قبل از کرونا	۸/۹۹۹۳	۰/۶۲۰۰	-۸۹/۸۷۰	۸۸/۰۲۰۰	۸۷/۳۵۹۷	۱۰۱/۴۶۲۰	۱۰/۰۰۱۰	۹۷۵/۸۹۰۰	۷۶۳/۷۲۲
	در زمان کرونا	۱/۴۹۲۹	۰/۲۸۵۰	-۱۱/۰۵۰	۲۳/۵۴۰۰	۶/۲۱۴۲	۱/۱۹۶۰	۰/۸۰۱۰	۳۴/۵۹۰	۳۸/۶۱۶۰

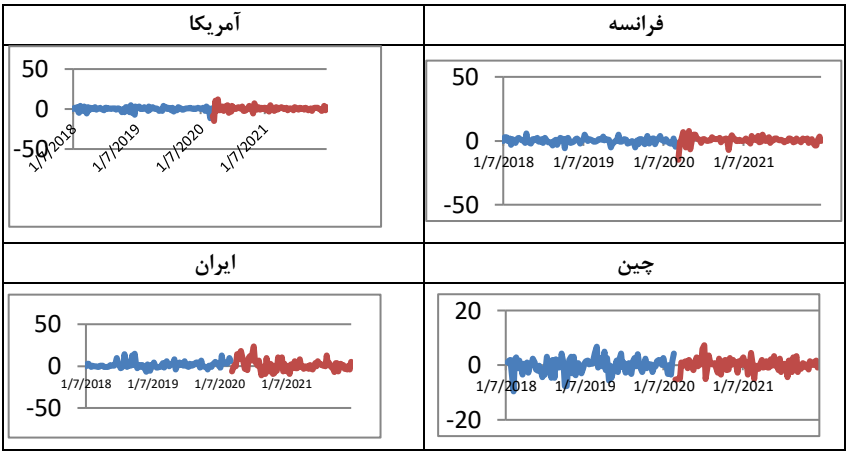
مأخذ: یافته های پژوهش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

بررسی روند بازدهی سهام قبل و بعد از اپیدمی ویروس کووید ۱۹

نمودار (۱) نشان می دهد که بازده سهام کشورهای مورد مطالعه در لحظه وقوع کووید ۱۹، روندی کاهشی داشته اند.

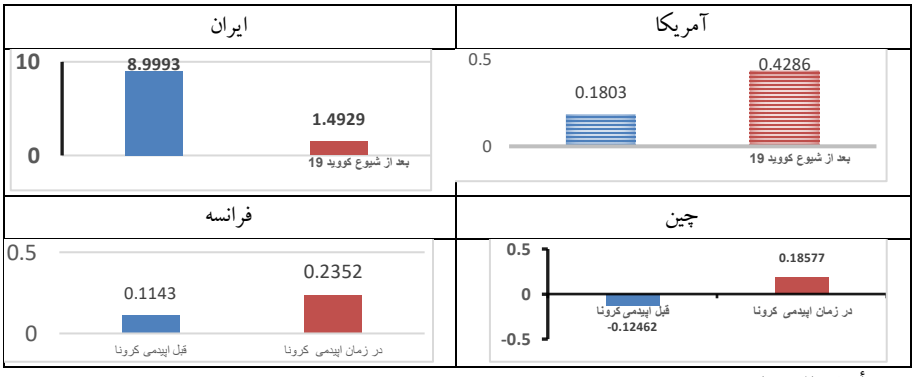


مأخذ: یافته های پژوهش

نمودار ۱: روند کاهشی بازده سهام در لحظه وقوع کووید ۱۹

بررسی روند شاخص بازده سهام در طی دوره (۲۰۲۱-۲۰۱۸)

بر اساس نمودار (۲)، شاخص بازده سهام بورس کشور چین قبل از شیوع اپیدمی، ۰/۱۲۴- و مدتی پس از اپیدمی، به ۰/۱۵۸ رسیده است که نشانگر پویایی و رشد اقتصاد در این کشور می‌باشد. در چین رشد اقتصادی در مدت چهار سال بسیار بالا و حدود ۳۰ درصد بوده، و رشد بازده سهام کشور آمریکا در طی این مدت (۰/۲۴)، کمتر از رشد بازده سهام چین بوده است. در کشور فرانسه نیز رشد بازده سهام در طی این چهار سال از ۰/۱۱۴ به ۰/۲۳۵ رسیده که این رشد معادل ۰/۱۲ بوده است. رشد بازده سهام در ایران از ۸/۹۹ به ۱/۴۹ رسیده است که معادل ۷/۵- درصد با افت بازده سهام مواجه بوده است.



مأخذ: یافته های پژوهش

نمودار ۲: بررسی روند شاخص بازده سهام در طی دوره (۲۰۲۱-۲۰۱۸)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

طبق جدول (۲)، در این مطالعه به منظور بررسی مانایی سری‌های زمانی، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج برگرفته از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، بیانگر آن است که بازده سهام کشورهای مورد مطالعه مانا می‌باشد.

جدول ۲: آزمون ایستایی متغیرها

	کشورها	t-Sta	احتمال	وضعیت
بازده سهام	فرانسه	-۹/۴	0.0000	مانا I(0)
	چین	-۱۰/۲	0.000	مانا I(0)
	ایران	-۶/۶	0.000	مانا I(0)
	آمریکا	-۱۰/۵	0.0000	مانا I(0)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۳)، بررسی همبستگی غیر شرطی قبل از اپیدمی کووید ۱۹، نشان می دهد که بین ایران و کشورهای دیگر، رابطه معنی داری وجود نداشته است.

جدول ۳: ضریب همبستگی شاخص بازده سهام قبل از کووید ۱۹

	چین	آمریکا	فرانسه	ایران
چین	۱			
آمریکا	**۰/۴۰۶	۱		
فرانسه	**۰/۵۵۲	**۰/۷۷۳	۱	
ایران	ns۱۰/۰۱	ns۰/۰۳	ns۰/۱۱	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۴)، نتایج نشان می دهد که بعد از وقوع اپیدمی کووید ۱۹، بین ایران و چین رابطه معنی داری در سطح ۰/۴ وجود داشته است. همچنین بین ایران با آمریکا ، ایران و فرانسه رابطه معنی داری وجود نداشته است.

جدول ۴: ضریب همبستگی شاخص بازده سهام بعد از شیوع کووید ۱۹

	چین	آمریکا	فرانسه	ایران
چین	۱			
آمریکا	**۰/۴۱۹	۱		
فرانسه	**۰/۳۹۲	**۰/۷۵۰	۱	
ایران	**۰/۴	ns۰,۰۳	ns۰/۰۵۷	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. ns، * و ** به ترتیب، غیر معنی داری و معنی داری در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

در جدول (۵)، α_{ii} بیانگر اثرات آرچ در هر یک از تلاطم های دوره گذشته متغیرها می باشد و α_{ij} بیانگر اثرات شوک متغیر i به شوک جاری متغیر j می‌باشد. این اثر سرایت، به صورت مربع پسماندها که از الگوهای پیش بینی بازده به وجود می آید، محاسبه، و اثرات گارچ تحت عنوان β_{ii} در نظرگرفته می شود. به بیان دیگر، β_{ii} تصریحی از پایداری تلاطم در هر یک از سری ها را نشان می دهد. پیش بینی اخیر واریانس توسط β_{ij} نمایش داده شده است که بیانگر اثرات سرریز شوک ناشی از واریانس های دوره گذشته متغیر i به واریانس جاری متغیر j می‌باشد. ρ_{ij} نیز بیانگر همبستگی شرطی بین دو متغیر است که یک بازنمایی از حرکت همزمان آنها را ارائه می دهد. البته هر دو عبارت α_{ij} و βij می تواند نشان دهندۀ سرریز بین شاخص ها باشد، زیرا اثر سرریز شوک توسط مقادیر غیرقطری تعیین می شود. در الگوی همبستگی شرطی ثابت، ضرایب α_{ii} و β_{ii} معنی دار هستند و به عبارت دیگر، بیانگر میزان انتقال شوک در تلاطم های شرطی بازده کشورها هستند.

در مقاله حاضر، ایران به عنوان اولین سری زمانی، فرانسه دومین، آمریکا سومین و چین چهارمین سری زمانی نام گذاری شده اند. در ایران، قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ (α_{11} =۰/۸۸) و (β_{11} =۰/۷۲) و بعد از اپیدمی (α_{11} =۰/۵۲) و (β_{11} =۰/۱۲) معنی دار شده اند. در فرانسه نیز این ضرایب قبل از اپیدمی (α_{22} =۰/۴۲) و (β_{22} =۰/۵۰) و بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (α_{22} = ۰/۳۲) و (β_{22} =۰/۱۷) به طور معنی داری مشهود است. همچنین در زمان قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹، ضریب (α_{21} =۰/۹۵) و (β_{21} =۰/۴۳) معنی دار نبوده اند که به معنای عدم سرریزی از بازار فرانسه به ایران است. این اثر به طور معکوس یعنی از بازار سهام ایران به فرانسه، مشاهده نشد. لذا فرضیه اول، مورد تأیید قرار نمی گیرد، به دلیل آنکه بازار بورس ایران آنقدر بزرگ نیست که توانایی اثر گذاری بر بازار بورس فرانسه را داشته باشد.

همچنین ضریب همبستگی نیز که نشان دهندۀ رابطه همبستگی شرطی بین دو کشور در زمان قبل و بعد از کووید ۱۹ می باشد، معنی دار نبوده و لذا نتیجه گرفته می شود که در دورۀ قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ و بعد از آن، هیچ رابطه و سرریز شوکی از فرانسه به ایران وجود نداشته است.

همچنین در دورۀ بعد از اپیدمی، ضریب (α_{21} = ۰/۲۱) پیش بینی اثرگذاری فرانسه بر ایران، معنی دار نبود که بیانگر عدم سرایت تلاطم از فرانسه به ایران می باشد و (α_{12} = ۰/۲۳) نیز معنی دار نبوده است، لذا فرضیه دوم نیز تأیید نمی شود.

در چین، ضرایب قبل و بعد از شیوع کرونا معنی دار بوده اند. همچنین در دورۀ قبل از شیوع اپیدمی (α_{41} = ۰/۱۹)، پیش بینی بازده کشور ایران از چین بی معنی و ضریب (β_{41} =۰/۴۰) سرایت تلاطم واریانس های دورۀ گذشته از کشور چین به ایران به صورت معنی دار رؤیت نشد. در دورۀ بعد از شیوع اپیدمی کووید ۱۹، سرایت تلاطم از چین به ایران وجود داشته است اما برعکس آن، یعنی از ایران به چین برقرار نبود. بنابراین با توجه به ضریب همبستگی، نتیجه گرفته می شود که در زمان

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

اپیدمی کووید ۱۹، اثر سرایت تلاطم چین بر ایران بیشتر بوده که این نتیجه گیری به دلیل اینکه ایران و چین شریک تجاری یکدیگر محسوب می شوند برقرار است. همچنین در دوره بعد از کووید ۱۹، به دلیل اعمال محدودیت در مرز ها، ارتباط بین ایران با چین به صورت پررنگ جلوه دارد. لذا فرضیه سوم هم مورد تأیید قرار نمی گیرد؛ ولی فرضیه چهارم مبنی بر اثر پذیری ایران از چین بعد از کووید ۱۹، مورد تأیید می باشد.

در آمریکا قبل از شیوع کووید ۱۹، ضرایب ($\alpha_{۳۳}$ =۰/۳۶) و ($\beta_{۳۳}$ =۰/۱۲) و بعد از اپیدمی کووید ۱۹، ($\alpha_{۳۳}$ = ۰/۱۸) و ($\beta_{۳۳}$ =۰/۲۳) معنی دار بوده اند، همچنین در دورهٔ قبل از شیوع کووید ۱۹، سرریز شوک از آمریکا به ایران و بر عکس آن وجود نداشته، که این امر، با توجه به اینکه بین ایران و آمریکا، مراوده تجاری به صورت مستقیم وجود نداشته، طبیعی است. از آنجایی که چین، اتحادیه اروپا و ژاپن، روابط تجاری مستقیم با آمریکا دارند لذا آمریکا از طریق کانال تجاری، باعث رشد و تقویت اقتصاد این کشورها می گردد و به طور غیرمستقیم به واسطهٔ افزایش قیمت نفت باعث رشد تولید واقعی، افزایش نرخ تورم و نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران می شود. لذا فرضیه پنجم و ششم، مورد تأیید قرار نمی گیرد.

جدول ۵: نتایج حاصل از تخمین مدل CCC برای قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹

	ایران و فرانسه					ایران و آمریکا					ایران و چین				
	قبل از کرونا		بعد از کرونا			قبل از کرونا		بعد از کرونا			قبل از کرونا		بعد از کرونا		
پارامتر	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	پارامتر	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	پارامتر	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	پارامتر
$\omega_{۱}$	۱/۱۶	۰/۰۲	۰/۴۳	۰/۰۴	$\omega_{۱}$	۰/۳۲	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۱۴	$\omega_{۱}$	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۸۰	۰/۴۲	$\omega_{۱}$
$\omega_{۲}$	۰/۲۹	۰/۰۱۹	۰/۳۲	۰/۸	$\omega_{۲}$	۰/۴۲	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۶۰	$\omega_{۲}$	۰/۱۷	۰/۰۹	۰/۶۳	۰/۰۲	$\omega_{۲}$
$\alpha_{۱۱}$	۰/۸۸	۰/۰۰۰	۰/۵۲	۰/۰۳	$\alpha_{۱۱}$	۰/۸۸	۰/۰۰	۰/۵۲	۰/۰۳	$\alpha_{۱۱}$	۰/۸۸	۰/۰۰	۰/۵۲	۰/۰۳	$\alpha_{۱۱}$
$\alpha_{۲۲}$	۰/۴۲	۰/۰۰۰	۰/۳۲	۰/۰۰	$\alpha_{۳۳}$	۰/۳۶	۰/۰۵	۰/۱۸	۰/۰۰	$\alpha_{۴۴}$	۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۲۴	۰/۰۴	$\alpha_{۴۴}$
$\beta_{۱۱}$	۰/۷۲	۰/۰۰۰	۰/۱۲	۰/۰۱	$\beta_{۱۱}$	۰/۷۲	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۰۱	$\beta_{۱۱}$	۰/۷۲	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۰۱	$\beta_{۱۱}$
$\beta_{۲۲}$	۰/۵۰	۰/۰۴	۰/۱۷	۰/۰۲	$\beta_{۳۳}$	۰/۱۲	۰/۰۴	۰/۲۳	۰/۰۰	$\beta_{۴۴}$	۰/۱۸	۰/۰۴	۰/۲۰	۰/۰۴	$\beta_{۴۴}$
$\rho_{۱۲}$	۰/۰۱	۰/۹۲	۰/۱۰	۰/۲	$\rho_{۱۳}$	۰/۰۱	۰/۶۶	۰/۱۶	۰/۰۸	$\rho_{۱۴}$	۰/۰۰۴	۰/۹۹	۰/۴۱	۰/۰۱	$\rho_{۱۴}$
$\alpha_{۱۲}$	۰/۱۷	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۸	$\alpha_{۱۳}$	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۱۴	$\alpha_{۱۴}$	۰/۱۰	۰/۱۴	۰/۲۴	۰/۳۲	$\alpha_{۱۴}$
$\alpha_{۲۱}$	۰/۲۱	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۵	$\alpha_{۳۱}$	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۰۷	$\alpha_{۴۱}$	۰/۱۹	۰/۰۶	۰/۳۷	۰/۰۵	$\alpha_{۴۱}$
$\beta_{۱۲}$	۰/۶۶	۰/۱۱	۰/۱۹	۰/۳۳	$\beta_{۱۳}$	۰/۳۶	۰/۱۹	۰/۰۶	۰/۱۴	$\beta_{۱۴}$	۰/۸۹	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۱۱	$\beta_{۱۴}$
$\beta_{۲۱}$	۰/۴۳	۰/۹	۰/۲۱	۰/۱۶	$\beta_{۳۱}$	۰/۵۲	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۱۶	$\beta_{۴۱}$	۰/۴۰	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۵	$\beta_{۴۱}$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

در جدول (۶)، α_{ii} اثرات تلاطم های خودی بین بازار بورس ایران و سایر کشور ها را ارائه می دهد. اثرات گارچ نیز که تصریحی از پایداری تلاطم در بازارها می‌باشد را β_{jj} می نامند. ρ_{ij} نیز بیانگر همبستگی شرطی بین دو متغیر و نشانگر حرکت همزمان دو متغیر می باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل DCC برای بعد از اپیدمی کووید ۱۹، نشان می دهد که α با ضریب تأثیر ۰/۱۸ و β با ضریب ۰/۲۹ معنی دار شده است. بنابراین، اثرات تلاطم بین کشور چین و ایران بعد از کووید ۱۹، وجود دارد. همچنین ρ_{ij} نیز که نشانگر همبستگی شرطی می باشد، ضریب همبستگی بالایی را نشان می دهد. لذا می توان گفت که در دوره بعد از اپیدمی کووید ۱۹، اثرات شوک های خودی بین ایران و چین وجود داشته است که این تلاطم ها پایدار هستند که در این مدل بعد از اپیدمی کووید ۱۹، نیز این حرکت همزمان بین ایران و چین ۰/۴۴ بوده، که بیشتر از سایرین مشهود است.

همچنین نتایج حاکی از آن بوده که بازار سهام چین بعد از اپیدمی کووید ۱۹، بیشترین تأثیر را نسبت به فرانسه و آمریکا بر ایران داشته است که این نتایج با توجه به اینکه آمریکا با ایران به صورت مستقیم مراوده تجاری نداشته اند و همچنین با توجه به اینکه چین و ایران، شریک تجاری یکدیگر محسوب می شوند، کاملاً مطابقت دارد.

جدول ۶: نتایج حاصل از تخمین مدل DCC

	ایران و فرانسه				ایران و آمریکا				ایران و چین			
	قبل از کرونا		بعد از کرونا		قبل از کرونا		بعد از کرونا		قبل از کرونا		بعد از کرونا	
پارامتر	ضریب	معنی داری	ضریب	معنی داری	ضریب	معنی داری	ضریب	معنی داری	ضریب	معنی داری	ضریب	معنی داری
ω_1	۱/۶	۰/۰۰	۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۴	۰/۰۰	۰/۲۱	۰/۱۴	۱/۳	۰/۰۰	۰/۸۱	۰/۱۴
α_{ii}	۰/۰۰۰۳	۰/۸۹	۰/۱۸	۰/۳	۰/۷۵	۰/۰۸	۰/۳۲	۰/۱۲	۰/۶۲	۰/۰۶	۰/۱۸	۰/۰۳
β_{jj}	۰/۸۴	۰/۱۳	۰/۲۶	۰/۱۹	۰/۵۱	۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۴۲	۰/۰۷	۰/۲۹	۰/۰۴
ρ_{ij}	۰/۰۳	۰/۷۱	۰/۰۶	۰/۲۳	۰/۰۲	۰/۸۸	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۴۶	۰/۰۴

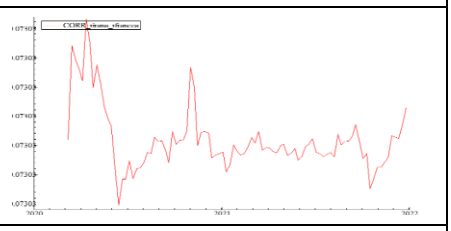
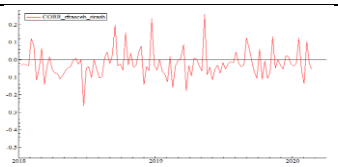
مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار شماره (۳)، ضریب همبستگی بین ایران و فرانسه و همچنین ایران و آمریکا، بی معنی می باشد. نمودار گویای همبستگی بسیار ضعیف قبل و بعد از کرونا بوده، و حداکثر ضریب همبستگی ایران و چین بعد از اپیدمی کووید ۱۹، ۰/۵۵ است.

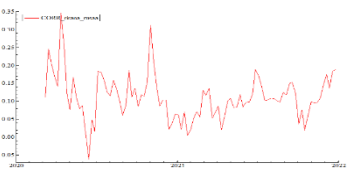
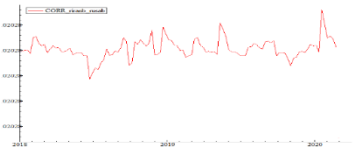
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

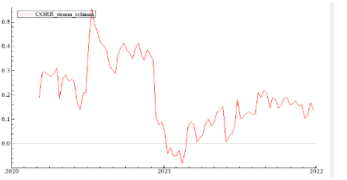
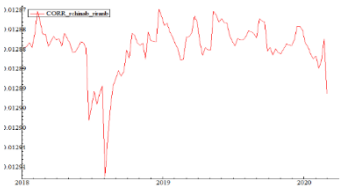
روند همبستگی شرطی پویا بین بازده هفتگی سهام ایران و فرانسه قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹

الف) بعد از کرونا	ب) قبل از کرونا
	

روند همبستگی شرطی پویا بین بازده هفتگی سهام ایران و آمریکا قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹

الف) بعد از کرونا	ب) قبل از کرونا
	

روند همبستگی شرطی پویا بین بازده هفتگی سهام ایران و چین قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹

الف) بعد از کرونا	ب) قبل از کرونا
	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: روند همبستگی شرطی پویا قبل و بعد از کووید ۱۹

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات کاربردی

سرریز تلاطم، انتقال ریسک از یک بخش به بخش دیگر و یا از یک بازار به بازار دیگر می باشد. بازارهای مالی کشورهای مختلف به دلیل جهانی سازی، به یکدیگر وابسته شده اند و در نتیجه، انتقال تلاطم میان بازارها امری بدیهی می باشد.

هدف از نگارش این مقاله، ارزیابی اثرات بحران اپیدمی کووید ۱۹ بر شاخص بازده سهام بازارهای مالی کشورهای چین، آمریکا و فرانسه و بررسی اثرات سرریز آن بر ایران می باشد. بدین منظور، با استفاده از دو مدل گارچ چند متغیره (CCC) و (DCC)، و با استفاده از داده های هفتگی شاخص بازده سهام در سایت های بورس کشورهای مورد مطالعه، طی دورهٔ قبل از اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۱۸ تا دسامبر ۲۰۱۹) و بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۲۰ تا دسامبر ۲۰۲۱)، مورد بررسی قرار گرفته است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

نتایج مطالعه، حاکی از آن است که در دوره قبل از شیوع کووید ۱۹، بازار بورس ایران رونق گرفت. اما در دوره بعد از اپیدمی، بازار بورس ایران دچار کاهش بازده سهام شد، که این مهم می تواند علاوه بر شیوع کووید ۱۹، ناشی از عواملی همچون اعمال تحریم ها و رکود فعالیت های اقتصادی نیز باشد، همچنین سقوط بازار بورس ایران که در مرداد ۱۳۹۹ رخ داد، منجر به سردرگمی و بدبینی هر چه بیشتر سرمایه‌گذاران شد و نهایتاً به خروج سرمایه از بورس انجامید. در چنین فضای نااطمینانی و آشفته ، شیوع کووید ۱۹ نیز شرایط موجود را به علت لحاظ نمودن محدودیت‌ها و همچنین اعمال قرنطینه‌های دولتی تشدید نمود.

همچنین نتایج بیانگر آن است که در لحظه شیوع ویروس کووید ۱۹، تمام کشورهای مورد مطالعه، با کاهش بازده سهام مواجه شده اند. در دوران اپیدمی کووید ۱۹، اثرپذیری بازار بورس ایران از کشور چین، نسبت به سایر کشورهای مورد مطالعه بیشتر بوده است که این مهم، به علت اینکه چین و ایران شریک تجاری یکدیگر می باشند، برقرار است. ذکر این نکته ضرورت دارد که در این دوره، به دلیل اعمال محدودیت در مرز ها، ارتباط بین ایران با چین به صورت پررنگ جلوه دارد. همچنین بازار بورس ایران آنقدر قدرتمند نیست که بتواند بر بازارهای مالی جهانی از جمله چین، آمریکا و فرانسه، اثر گذاری داشته باشد.

در مطالعه حاضر، انتخاب کشورها با ویژگی های متفاوت، به این دلیل است که اثر ویروس کووید ۱۹ را بر بازار سهام ایران، توسط کشورهایی با سطح توسعه یافتگی متفاوت بررسی نماییم، که در این پژوهش، نتیجه گرفته شد که در برابر بیماری هایی از جمله کووید ۱۹، بازار سهام ایران آسیب پذیر می‌باشد و به عبارتی، این بازار را در برابر عواملی از جمله ویروس کووید ۱۹ به کمک تمهیداتی از جمله اعمال محدودیت ها و قرنطینه ها، رعایت فاصله گذاری اجتماعی، کاهش میزان فعالیت های اجتماعی و آموزش همگانی توسط رسانه های جمعی، بتوان ایمن نمود و تبعات ناشی از اپیدمی ویروس کووید ۱۹ را بر افراد و کسب و کارها به حداقل رساند، زیرا سیاست گذاران تجربه نموده اند که عدم لحاظ سیاست های به موقع اقتصادی در مواجهه با بحران های این چنینی، نه تنها در کوتاه مدت، بلکه در بلند مدت نیز می تواند اثرات جبران ناپذیری بر چرخه سرمایه گذاری، تولید و توسعه کشور داشته باشد.

با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، پیشنهاد می گردد که محققان در این زمینه، با توسعهٔ سایر مدل های سرایت تلاطم و اعمال اثر حافظه بلندمدت در آن، به گسترش بیشتر دانش در این حوزه بپردازند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

References

Amiri, Shadi, Homayonifar, Massoud, Karimzadeh, Mustafa, and Falahi, Mohammad Ali. (2014). "Investigating the Dynamic Correlation between Major Assets in Iran Using the DCC-GARCH Method". Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development), 15(2): 201-18 (in Farsi).

Akar, Cuneyt. (2011). "Dynamic Relationships between the Stock Exchange, Gold, and Foreign Exchange Returns in Turkey". Middle Eastern Finance and Economics, Issue 12.

Awadhi, A. M., Alsaifi, K., & Alhammadi, S. (2020). "Death and Contagious Infectious Diseases: Impact of the COVID-19 Virus on Stock Market Returns". Journal of Behavioral and Experimental Finance, 27: 100-326.

Baldwin, R., & Tomiura, E. (2020). "Thinking Ahead about the Trade Impact of COVID-19". Economics in the Time of COVID-19, 59: 59-73.

Boone, L., Haugh, D., Pain, N., & Salins, V. (2020). "Tackling the Fallout from COVID-19". Economics in the Time of COVID-19, **1**(1): 37-45.

Buhagiar, R., Cortis, D., & Newall, P. W. (2018). "Why do Some Soccer Bettors Lose More Money than Others?". Journal of Behavioral and Experimental Finance, **18**(2): 85-93.

Becker, K.G., Finnerty, J.E., & Tucker, A.L. (1992). "The Intraday Interdependence Structure between U.S. and Japanese Equity Markets". Journal of Financial Research, 15: 27-37.

Chen, V., Lin,W., Haller, M., Leitner, J., & Duh, H. (2009). "Communicative Behaviors and Flow Experience in Tabletop Gaming". In Proceedings of the International Conference on Advances in Computer Enterntainment Technology, 30: 281-286

Engle, R. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models". Journal of Business & Economic Statistics, **20**(3): 339-350.

Fang, Y., Jing, Z., Shi, Y., & Zhao, Y. (2021). "Financial Spillovers and Spillbacks: New Evidence from China and G7 Countries". Economic Modelling, 94: 184-200.

Fathi, Saeed, Samati, Majid and Asgranjad Nouri, Baqir. (2010). "Explaining the Development of the Securities Market Structure". Quarterly Journal of

Imam Vardi, Qadrat Elah and Jafari, Seyyedah Mahbouba. (2018). "The Effect of Financial Crises on the Movement of Transfer and Spillover of Fluctuation between Developed Financial Markets and Iran". Financial Economics, **13**(47): 63-84 (in Farsi).

Ichev, R., & Marinč, M. (2018). "Stock Prices and Geographic Proximity of Information: Evidence from the Ebola Outbreak". International Review of Financial Analysis, 56:153-166.

Kanas, A. (1998). "Volatility Spillovers Across Equity Markets: European Evidence". Applied Financial Economics, Vol. 8: 245-256.

Karanasos, M., Yfanti, S., & Karoglou, M. (2019). "Multivariate FIAPARCH Modeling of Financial Markets with Dynamic Correlations in Time of Crisis". Journal of International Review of Financial Analysis, 45: 332-349.

Kowalewski, O., & Śpiewanowski, P. (2020). "Stock Market Response to Potash Mine Disasters". Journal of Commodity Markets, 4(20): 100-124.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

Majdoub, J., & Mansour, W. (2014). "Islamic Equity Market Integration and Volatility Spillover between Emerging and US Stock Markets". The North American Journal of Economics and Finance, 29: 452-470.

McKibbin, W., & Fernandz, R. (2021). "The Global Macroeconomic Impacts of COVID-19: Seven Scenarios". Asian Economic Papers, 20(2): 1-30.

Mohammad Mahdipour, Toubi. (2021). "Investigation of the Spread of Disease in the Capital Market of Iran". Journal of Management and Industries, 12: 45-34 (in Farsi).

Neaime, S. (2012). "The Global Financial Crisis, Financial Linkages and Correlations in Returns and Volatilities in Emerging MENA Stock Markets". Emerging Markets Review, **13**(3) :268-282.

Nejati, Mehdi, & Balaghi, Inalo Yasser. (2022). "Analysis of the Benefits of Iran's Membership in the Shanghai Cooperation Organization: A Calculable General Equilibrium Approach". Economic research (sustainable growth and development), **22**(2): 118-89 (in Farsi).

Radpour, Maitham, and Abdoh Tabrizi, Hossein. (2009). *Market Risk Measurement and Management*. Conscious Publications, 1st. edition (in Farsi).

Shanaev, S., & Ghimire, B. (2019). "Is all Politics Local? Regional Political Risk in Russia and the Panel of Stock Returns". Journal of Behavioral and Experimental Finance, 21: 70-82.

Sobhi, Samin, Samti, Morteza, Qobadi, Sara, and Samati, Majid. (2020). "Investigating the Impact of Shocks on Iran's Economic Growth in the Institutional Environment". Economic Modeling Quarterly, **14**(4): 53-78 (in Farsi).

Sobhi, Samin, Samti, Morteza, Qobadi, Sara, and Samati, Majid. (2022). "Analysis of the Impact of Institutional Variables on the Structure of the Macro Economy of Iran (With an Emphasis on the Economic Freedom Index)". Development and Capital Magazine. **7**(1): 1-26 (in Farsi).

Shirzadi, Ahmadreza, Rahimzadeh, Ashkan, Naghilo, Ahmad, and Zamani, Zahra (2011). "The Effect of America's Withdrawal from JCPOA and Damaging Deals on Stock Market Performance". Stock Exchange Quarterly, No. 59: 221-244 (in Farsi).

Saneifar, M. S. P. (2020). "Comparison of Complex Networks of Stock Exchange Markets and Economic Variables in the Era before and after the Spread of the Corona Virus (Covid-19)". Economic Modeling Research Quarterly, No. 40: 123-152 (in Farsi).

Zhang, D., Hu, M., & Ji, Q. (2020). "Financial Markets under the Global Pandemic of COVID-19". Finance Research Letters, 36: 101-528.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 133-154

Evaluation of the Turbulence Spillover Caused by the Covid-19 Epidemic on the Stock Returns of Iran, China and a Few Selected Countries

Nooshin Bagheri Zamani[1]
Hooshang Shajari[2]
Morteza Sameti[3]
Zahra Zamani[4]

Received: 2023-1-24 Accepted: 2023-2-10

Abstract

Introduction:

The return of the stock market is affected by several factors; although some of which are not economic, they strongly affect the financial markets. The Covid-19 epidemic is also among these factors that has severely affected the global economy, empathetically the financial markets. Therefore, considering the importance of this epidemic in the stock market, the current study evaluates the effects of the Covid-19 epidemic crisis on the stock return index of the financial markets of China, America, and France; besides, it examines its spillover effects on Iran. To investigate the contagion of turbulence and the direction of spillover from the mentioned countries to Iran, the weekly data of the stock return index available on the websites of the Iranian Stock Exchange have been used. Moreover, the stock exchange of foreign countries during two periods: before the outbreak of the Covid-19 epidemic (January 2018 to December 2019) and the time of the outbreak of the Covid-19 epidemic (January 2020 to December 2021) have been examined. Then Oxmetrics software was used to check the conditional correlation, and SPSS software was used to measure the stationarity and unconditional correlation.

Methodology:

The present research evaluates the spillover effects of the covid-19 epidemic on the stock return index of the financial markets of China, America, and France and examines the mutual relationship between the aforementioned countries and Iran using the weekly stock return data of Iran and foreign countries. It has been analyzed using (DCC-GARCH) and (CCC-GARCH) models.

1. Ph.D. student of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics Shahid Ashrafi Esfahani University, Isfahan, Iran, E-mail: No.bagheri2014@gmail.com
2. Associate Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics Shahid Ashrafi Esfahani University, Isfahan, Iran (Corresponding Author), E-mail: Shajari77@gmail.com
3. Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran E-mail:sameti@ase.ui.ac.ir
4. Postdoc Researcher of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran, E-mail: Z_zamani85@yahoo.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]

Results and Discussion:

In this article, α_{ii} represents the effects of arch in each of the variables' past period turbulences, and α_{ij} represents the effects of the shock of variable i on the current shock of variable j. This spillover effect is calculated as the square of the residuals arising from the forecasted yield patterns. Garch effects are considered as β_{ii}. In other words, β_{ii} shows the stability of the shock in each of the series.

ρij also expresses the conditional correlation between two variables, which provides a representation of their simultaneous movement. Of course, both terms α_{ij} and β can indicate the overflow between indicators, because the shock overflow effect is determined by non-diagonal values. In the constant conditional correlation model, coefficients α_{ii} and β_{ii} are significant. In other words, they represent the amount of shock transmission in the conditional shocks of countries' returns.

Conclusion:

The results indicate that in the post-epidemic period, the Iranian stock market experienced a decrease in stock returns, which can be caused by factors such as the imposition of sanctions and the stagnation of economic activities in addition to the spread of Covid-19. Also, the collapse of the Iranian stock market, which occurred in August 2019, led to the confusion and pessimism of more and more investors and finally led to the withdrawal of capital from the stock market. In such an uncertain and chaotic atmosphere, the spread of Covid-19 also aggravated the existing conditions due to the restrictions and also the implementation of government quarantines. Also, the results show that at the moment of the outbreak of the Covid-19 virus, all the sample countries have faced a decrease in stock returns. During the covid-19 epidemic, the impact of the Iranian stock market on China has been greater than that of other studied countries, which is important because China and Iran are each other's trading partners. It should be mentioned that during this period due to restrictions on the borders, the relationship between Iran and China became prominent. Also, Iran's stock market is not strong enough to influence global financial markets including China, America and France.

The growth of the stock return index has been increasing during the four-year period (2018-2021) in China, America and France, however the stock return index of Iran has been decreasing. The growth of China's stock returns during this period has been higher than that in the other studied countries. Also, the stock return index of all sample countries has faced a decrease in the stock returns during the outbreak of Covid-19.

Keywords: Covid-19 pandemic, stock return index, financial markets, Constant conditional correlation, dynamic conditional correlation
JEL Classification: G

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-01-15]

[DOI: 10.22034/ECOR.23.4.133]