

Investigating the dynamics of Volatility relationships in the selected cryptocurrencies

Saeed Moein Namini*^{cl}, Hossein Mohseni**^{cl}

Research Paper

Abstract

Analysis of Dynamic Relationships between Financial assets is important in risk management and investment portfolio strategies. Investors try to diversify their assets in different markets in order to cover risk or optimize, and in this regard, they pay attention to the interaction between markets. In this research, the analysis of dynamic conditional correlation and Spillover of Volatility in the return of four cryptocurrencies including Bitcoin, Ethereum, Ripple and Litecoin from 16 Aug 2015 to 14 Jul 2022 has been done. The purpose of this research is to understand and identify the Volatility spillovers between the cryptocurrency market Coins and also to estimate the variable correlation over time between this category of assets with the pairwise dynamic conditional multivariate GARCH model. The results of this research show the existence of the two-way Spillovers effects among all investigated cryptocurrencies. Also, due to the fact that during the crisis, the correlation between the examined cryptocurrencies has increased significantly, evidence of the existence of asymmetric effects between the investigated cryptocurrencies can be confirmed.

Keywords: Dynamic Conditional Correlation model; Multivariate GARCH; Volatility Spillover.

Received: 2022. November. 22, Accepted: 2023. March. 14.

* M.sc Industrial Engineering, Department of Financial Systems, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding Author).

E-Mail: saeed.moein.1997@gmail.com

** Assistant Prof., Department of Industrial Engineering, Khajeh Nasir al-Din Toosi University of Technology, Tehran, Iran.

E-Mail: mohseni@kntu.ac.ir

بررسی پویایی روابط نوسانی میان رمازرهای منتخب

سعید معین نمینی*، حسین محسنی**

چکیده

تحلیل پویایی روابط میان دارایی‌های مالی از جمله موارد با اهمیت در مباحث مدیریت ریسک و راهبردهای تشکیل سبد سرمایه‌گذاری است. سرمایه‌گذاران به جهت پوشش ریسک یا بهینه‌سازی سبدشان سعی در متنوع‌سازی دارایی‌های خود در بازارهای مختلف داشته و در این راستا به تعامل میان بازارها توجه می‌نمایند. در این پژوهش به تحلیل روابط همبستگی شرطی پویا و سرریز نوسانات در بازه چهار رمازز شامل بیت‌کوین، اتریوم، ریپل و لایت‌کوین از ۱۶/۰۸/۲۰۱۵ الی ۱۴/۰۷/۲۰۲۲ پرداخته شده است. هدف این پژوهش درک و شناسایی سرریزهای نوسانی میان بازار رمازرها و همچنین برآورد همبستگی متغیر طی زمان میان این دارایی‌ها با مدل گارچ چندمتغیره شرطی پویا به صورت زوجی است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان‌دهنده وجود اثرات سرریزی نوسان دوطرفه میان تمام رمازرهای مورد بررسی است. همچنین باتوجه به اینکه در مقاطع بحران، همبستگی میان رمازرهای مورد بررسی افزایش قابل توجه داشته است، می‌توان شواهدی از وجود اثرات نامتقارن میان رمازرها را تأیید نمود.

کلیدواژه‌ها: مدل همبستگی شرطی پویا؛ گارچ چندمتغیره؛ سرریزی نوسان.

تاریخ دریافت مقاله ۱۹ ۹ ۱۴۰۱، تاریخ پذیرش مقاله ۳ ۱۲ ۱۴۰۱.

* کارشناسی ارشد مهندسی صنایع، گروه سیستم‌های مالی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

E-Mail: saeed.moein.1997@gmail.com

** استادیار، گروه مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی، تهران، ایران.

E-Mail: mohseni@kntu.ac.ir

۱. مقدمه

تحلیل انتقالات نوسانی میان بخش‌ها، بازارها و کشورها پس از بحران مالی ۲۰۰۸ و همینطور پاندمی کرونا مورد توجه پژوهشگران مالی قرار گرفت. ضرورت صحت پیش‌بینی سناریوهای مالی به دلیل ارتباط میان بازارها با یکدیگر موجب شده تا کشف و تحلیل این روابط میان بازاری، در سیاست‌گذاری نهادهای تنظیم‌گر و نیز بهینه‌سازی پرتفوی سرمایه‌گذاری از اهمیت بالایی برخوردار شوند.

مفهوم سرریزی^۱ به منزله وجود زمینه برای انتقال اطلاعات میان بازارها است. نظر به بهم پیوستگی بازارها، اطلاعات ایجادشده در یک بازار می‌تواند سایر بازارها را نیز متأثر سازد. در این میان مدل‌سازی و بررسی نحوه ارتباط بازده در بازارهای مختلف و ارتباط این بازارها با یکدیگر به منظور بهره‌برداری از آن‌ها در پیش‌بینی‌های بنیادین با اهمیت خواهد شد [۸].

افزایش اخیر قیمت رمزارزها^۲ باعث افزایش علاقه به بررسی پویایی بازارهای این طبقه از دارایی توسط محققان و همچنین جامعه سرمایه‌گذاران شده است. بیت‌کوین^۳ در سال ۲۰۰۹ راه اندازی شد، زمانی که سیستم مالی سنتی از پس لرزه‌های بحران ۲۰۰۸ تحت فشار بود. تازگی این دارایی مورد توجه سرمایه‌گذاران مختلف قرار گرفت و به آرامی شتاب بیشتری گرفت. با تأثیر بیشتر سیستم مالی جریان اصلی تحت تأثیر رویدادهایی مانند بحران بدهی حاکمیتی اروپا، بیت‌کوین شروع به جذب مخاطب کرد و در نهایت منجر به تشکیل یک طبقه دارایی جدید به نام ارزهای دیجیتال شد [۹].

یک ارز دیجیتال، در حالی که برخی از ویژگی‌های پول واقعی مانند واحد ارزش، وسیله مبادله و ذخیره ارزش را حفظ می‌کند، روی یک پلتفرم کاملاً متفاوت عمل می‌کند. در حالی که ارزهای سنتی به درجات مختلفی توسط بانک مرکزی تنظیم می‌شوند، تراکنش ارزهای دیجیتال از طریق یک شبکه توزیع غیرمتمرکز، یعنی بلاک‌چین^۴ انجام می‌شود. بازار ارزهای دیجیتال به دلیل تازگی و بازده بالقوه بالای سرمایه‌گذاری‌ها در حال رشد هستند. با این حال، نگرانی‌های قابل توجه در رابطه با مسائلی مانند مقررات، ایمنی و پایداری دارایی‌ها وجود دارد. بازار ارزهای دیجیتال به ویژه در چند سال اخیر به سرعت در حال گسترش بوده است [۹].

^۱ Spillover

^۲ Cryptocurrencies

^۳ Bitcoin

^۴ Blockchain

سوال اصلی تحقیق حاضر این است که در مقاطع بحران رفتار همبستگی بین رمزارزهای دارای بالاترین ارزش بازار به چه صورت است و آیا اثراتی از سرریزی نوسان بین آنها مشاهده می‌شود؟ همچنین دوره زمانی به گونه ای انتخاب شده است که بتواند وقایع سیستمی اثرگذار بر بازار رمز ارزها نظیر قبل و بعد از پاندمی کرونا را نیز در برگیرد.

هدف، تجزیه و تحلیل سرریز نوسانات^۱ بازار ارزهای دیجیتال است. ما نوسانات بازار ارز دیجیتال را با استفاده از یک مدل چندمتغیره گارچ^۲ مطالعه می‌کنیم. مدل همبستگی شرطی پویا^۳ به دلیل توانایی آن در گرفتن همبستگی‌های شرطی و کوواریانس‌های متغیر با زمان انتخاب شده است. باتوجه به شرایط تحریم‌های اقتصادی و مالی کشورهای غربی علیه ایران، رمزارزها به ابزار مناسبی جهت مقابله با تحریم‌ها تبدیل گردیده و پژوهشگران و سرمایه‌گذاران می‌توانند در ابعاد مختلف به بررسی این پدیده بپردازند. همچنین تحلیل سرریزی نوسان در میان بازارها و مناطق، در دهه اخیر به خصوص بعد از بحران مالی اخیر مورد توجه نظریه‌پردازان و پژوهشگران اقتصادی و همچنین نهادهای مالی بین‌المللی نظیر بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول قرار گرفته است.

بررسی رفتار همبستگی در مقاطع مختلف میان رمزارزها به پیش‌بینی آن در آینده کمک خواهد کرد. اهمیت این تحقیق در اتخاذ استراتژی مناسب جهت تشکیل سبد متشکل از رمزارزها برای سرمایه‌گذاران و برنامه‌ریزان مالی است. از طرفی ماتریس واریانس-کواریانس حاصل از خروجی مدل ریاضی استفاده شده در مدل‌های قیمت‌گذاری رمزارزها کاربرد دارد.

این مقاله مشتمل بر پنج بخش است که در بخش اول به توضیح مسئله، اهداف و چارچوب پژوهش، سوالات اساسی و اهمیت تحقیق می‌پردازد. بخش دوم به بیان مبانی نظری و بررسی پیشینه‌های مرتبط داخلی و خارجی پرداخته است. در بخش سوم مدل ریاضی تحقیق تشریح می‌شود. بخش چهارم به آنالیز داده‌ها و تحلیل نتایج اختصاص دارد. در نهایت، در بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از یافته‌های تحقیق می‌پردازیم.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مطالعات انجام شده در زمینه سرریزی نوسان در طی بحران‌های دهه ۹۰ میلادی به بعد، اهمیت چشمگیری پیدا کرده است. وجه مشترک این پژوهش‌ها نشان‌دهنده این واقعیت است که توضیح آشفته‌گی در یک بازار توسعه‌یافته، طیف گسترده‌ای از بازارها و کشورهای دیگر را درگیر می‌کند [۸].

^۱ Volatility Spillover

^۲ Multivariate GARCH

^۳ Dynamic Conditional Correlation (DCC)

نوسان جزء طبیعی سازوکارهای معامله در بازارها به شمار می‌رود اما نوسان‌های شدید موجب می‌شود که کارکرد آن بازارها مختل شده و اثر معکوس بر نقش اقتصاد مالی بر اقتصاد واقعی داشته باشد. در اینصورت نوسان را می‌توان به عنوان شاخصی از ناکارایی بازار تلقی کرد. توجه به مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسان در بازارهای مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است به طوری که بسیاری از مدل‌های ارزش‌گذاری، پیش‌بینی و مدیریت ریسک بر پایه‌ی میزان نوسان‌پذیری متغیرهاست [۷]. بنابراین شناسایی برهمکنش^۱ میان نوسان در بازارهای مختلف مالی و کالایی یکی از مهمترین موضوعات مورد توجه پژوهشگران در برهه‌های پس از بحران نظیر پاندمی کرونا است.

برخی معتقدند که همبستگی میان نوسانات در بازارهای مالی از همبستگی متقابل میان عایدی‌ها نیز بیشتر می‌تواند باشد [۷]. نوسان در مورد بازده دارایی‌ها، در طی زمان بی‌ثبات است که این امر مشخصه‌های خاصی را به وجود می‌آورد: اول اینکه نوسان تصادفی تمایل به ایجاد همبستگی سریالی^۲ داشته و بنابراین بازگشت به میانگین در آن‌ها قابل مشاهده است [۱۳] که این باعث می‌شود متغیرها در معرض ایجاد روند باشند. دوم آنکه نتیجه همبستگی سریالی در نوسان تصادفی موجب ایجاد خوشه‌بندی نوسان^۳ می‌گردد. نوسان خوشه‌ای را ماندلبرات^۴ (۱۹۶۷) و فاما^۵ (۱۹۶۵) به شرایطی اطلاق می‌کنند که در آن تغییرات بزرگ گرایش دارند تا از تغییرات بزرگ هم‌علامت تبعیت کنند و تغییرات کوچک نیز از تغییرات کوچک هم‌علامت پیروی می‌کنند. در نهایت اینکه تغییرات تصادفی نشان‌دهنده عدم تقارن است. نوسان بازده‌های همزمان و بازده‌های شرطی دارای همبستگی منفی هستند. بازدهی منفی (یا مثبت) به طور کلی با نوسانات شرطی صعودی (یا نزولی) شناخته می‌شود [۳].

کومار و آنانداراتو^۶ (۲۰۱۹) به بررسی بازده و سرریز نوسان در میان رمز ارزهای رایج و مطرح به روش تحلیل موجک^۷ و مدل سرریز نوسان همبستگی شرطی پویا با پایه گارچ هم‌انباشته^۸ پرداخته است. نتایج مدل به احتمال سرریز نوسانات متوسط در جفت‌های بازگشتی اشاره دارد. علاوه بر آن مشخص شد که نوسانات یک ارز دیجیتال را می‌توان تا حد زیادی با نوسانات خود توضیح داد [۹].

^۱ Interaction

^۲ Serial Correlation

^۳ Volatility Clustering

^۴ Mandelbrot

^۵ Fama

^۶ Kumar & Anandarao

^۷ Wavelet Analysis

^۸ DCC-IGARCH

بوویر و سلمی^۱ (۲۰۱۵) نوسانات قیمت بیت‌کوین را با استفاده از مدل‌های خانواده گارچ تجزیه و تحلیل کردند. آن‌ها داده‌ها را به دو دوره تقسیم کردند (دسامبر ۲۰۱۰ الی ژوئن ۲۰۱۵ و ژانویه ۲۰۱۵ الی ژوئن ۲۰۱۵) در دوره اول، یک مدل گارچ آستانه^۲ برآورد شد و شواهدی مبنی بر نوسانات پایدار یافت شد. در دوره دوم، یک مدل نمایی^۳ برازش می‌شود و نوسانات در طبیعت کمتر پایدار است. علاوه بر این، آن‌ها شواهدی پیدا کردند که نشان می‌دهد نوسانات بیت‌کوین بیشتر تحت تأثیر شوک‌های منفی است تا شوک‌های مثبت [۲].

دیربرگ^۴ (۲۰۱۵) الگوهای واریانس شرطی قیمت بیت‌کوین، دلار و طلا را با استفاده از مدل‌های نوسانات گارچ^۵ مورد مطالعه قرار داد. نتایج نشان‌دهنده شباهت‌های متعدد الگوهای نوسانات بیت‌کوین با طلا و دلار بود که نشان‌دهنده قابلیت‌ها و مزایای پوشش ریسک به‌عنوان وسیله مبادله است. نتایج گارچ نامتقارن^۶ نشان داد که بیت‌کوین ممکن است در مدیریت ریسک مفید باشد و برای سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز در پیش‌بینی شوک‌های منفی به بازار ایده‌آل باشد [۵].

دیبولد و یلماز^۷ (۲۰۱۲) به بررسی سرریز نوسان بخشی و عمومی میان بازارهای سهام، اوراق قرضه، ارز و کالا در دامنه زمانی ده ساله (۱۹۹۹ الی ۲۰۱۰) پرداختند. آن‌ها با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری تعمیم یافته نشان دادند که سرریز نوسان میان‌بازاری از زمان بحران ۲۰۰۷ تقویت شده و میان چهار مورد بررسی به صورت پویا و دو به دو تأیید شد [۴].

مظفری و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی و تحلیل رفتار نوسانی بیت‌کوین و بررسی قابلیت امن و پوششی آن برای سرمایه‌گذاران ایرانی پرداختند نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که خاصیت حافظه بلندمدت در شوک‌های سری زمانی بیت‌کوین بیشتر از سکه امامی و کمتر از انس طلا است همچنین نوسانات بیت‌کوین فاقد اثر اهرمی می‌باشد. از طرفی بیت‌کوین دارای قابلیت امن برای شاخص بورس و فرابورس می‌باشد اما این ویژگی نسبت به سکه امامی و انس طلا ضعیف تر است. همچنین بیت‌کوین برای شاخص‌های مذکور فاقد قابلیت پوششی است [۱۲].

^۱ Bouoiyour & Selmi

^۲ Threshold Garch (TGARCH)

^۳ Exponential GARCH (EGARCH)

^۴ Dhyrberg

^۵ Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

^۶ Assymetric GARCH

^۷ Diebold & Yilmaz

یافته‌های شکرری و خدامردی (۱۴۰۰) نشان می‌دهد که بیت‌کوین در بین ارزهای دیجیتال به ترتیب بیشترین سرریز نوسانات را بر دوچ‌کوین^۱ و دش^۲ داشته است و از سایر ارزهای دیجیتالی که ارزش معامله‌ای بالا دارند، دریافت‌کننده سرریز نوسان است. بر اساس نتایج پژوهش، حساب‌های موجود در بازار ارزهای دیجیتالی غیرعقلایی بودن بازار ارزهای دیجیتال را نشان می‌دهد و با توجه به اثرات سرریز موجود، ممکن است به بازارهای مالی داخل نیز سرریز کرده و نوسانات زیادی را به وجود آورد [۱۵].

بت شکن و محسنی (۱۳۹۷) به بررسی همبستگی پویای شرطی و سرریزی نوسان قیمت ارز، طلا، نفت و مسکن بر بازدهی شاخص کل بورس در طول دوره دوازده ساله از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا انتهای ۱۳۹۵ پرداختند نتایج حاکی از وجود بیشترین سرریزی نوسان به طور نامتقارن میان بازار ارز بر بورس اوراق بهادار می‌باشد. سرریزی نوسان از سمت بازار مسکن به بورس اوراق بهادار با بررسی مدل همبستگی شرطی پویا در این بازه زمانی خاص تایید نمی‌شود [۳].

۳. روش‌شناسی پژوهش

برآورد ماتریس کوواریانس شرطی به دلیل اهمیت آن در مدیریت ریسک و انتخاب سبد و همچنین بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری، یکی از مهمترین خروجی‌ها از مدل‌های چندمتغیره گارچ است [۶]. یک مدل گارچ چندمتغیره باید در درجه اول به اندازه‌ای منعطف باشد که پویایی را در ماتریس کوواریانس شرطی نشان دهد. همچنین از آنجایی که تعداد پارامترها در یک مدل دارای اهمیت است، لذا تصریح مدل بایستی به اندازه‌ای انعطاف پذیر باشد که در صورت افزایش ابعاد مدل، پویایی آن نیز به طور متناسب افزایش یابد و شرط به صرفه بودن را نیز رعایت نماید [۶]. در این راستا ضمن پرهیز از تصریح غلط باید به وجود شرایط مثبت معین در ماتریس کوواریانس شرطی توجه نمود.

مدل همبستگی شرطی پویا از این منظر که اطلاعات قابل اطمینانی در خصوص جهت و استحکام روابط همبستگی میان متغیرها فراهم می‌کند، دارای اهمیت است. اگرچه فرض پایداری روابط میان متغیرها در بلندمدت، در اجرا عملاً یک فرض محدودکننده است [۶]. مشکل مهم در سایر مدل‌های چندمتغیره، زیاد بودن تعداد پارامترهای تخمین است. لذا محدودیت‌های زیادی تحمیل شده که موجب می‌شود پارامترهای تخمین در مدل‌های برآوردی، کاهش قابل ملاحظه یابد. ابتدا بالرسلو^۳ (۱۹۹۰) بر اساس ضریب همبستگی ثابت مدل خود را ارائه کرد. بدین معنی که ضرایب همبستگی در طول زمان ثابت هستند در حالی که در عمل این فرض غیر واقعی است و با پویایی

^۱ Dogecoin

^۲ Dash

^۳ Bollerslev

روابط میان متغیرها و بازارها این فرض نقض می‌شود. در ادامه پژوهشگران مدل همبستگی شرطی پویا را معرفی نمودند که در آن همبستگی‌های شرطی در طول زمان تغییر می‌کنند.

تخمین مدل همبستگی شرطی پویا در دو مرحله صورت می‌گیرد. ابتدا یک مدل گارچ تک متغیره^۱ برای هر سری از بازده‌ها به منظور محاسبه ماتریس انحراف استاندارد زمان-متغیر و پسماندهای استاندارد شده^۲، تخمین زده می‌شود. تابع لگاریتم درستنمایی^۳ برای ترکیب این مراحل ایجاد شده که در آن مجموع لگاریتم درستنمایی تمامی گارچ‌های تک‌متغیره را در خود جمع می‌کند. سپس در مرحله بعد، بازده دارایی‌ها توسط انحرافات استاندارد تخمین زده شده از مرحله اول برای تشکیل ماتریس کواریانس شرطی و تخمین پارامترهای همبستگی شرطی پویا مورد استفاده قرار می‌گیرد [۶]. همچنین در این مرحله درستنمایی شرطی با توجه به ماتریس همبستگی به صورت ماتریسی ارائه می‌شود.

مدل همبستگی شرطی ثابت^۴ بیان دیگری از ماتریس H_t به عنوان ماتریس کواریانس است که به صورت زیر تعیین می‌شود.

$$H_t = D_t R_t D_t \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن D_t یک ماتریس قطری با جذر واریانس‌های تخمین زده شده گارچ تک متغیره روی قطر اصلی و R_t ماتریس همبستگی نمونه است [۳].

با توجه به اینکه فرض ثابت بودن همبستگی‌های شرطی بسیار محدودکننده است، انگل^۵ در سال ۲۰۰۲ مدل همبستگی شرطی پویا را به مدل همبستگی شرطی ثابت تعمیم داد، این مدل به صورت زیر است:

$$H_t = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{it}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ot}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \rho_{i0-t} \\ \rho_{i0-t} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sqrt{h_{it}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ot}} \end{pmatrix} \quad \text{رابطه (۲)}$$

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2} = [\rho_{ij,t}] \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1} \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$Q_t = \bar{Q}(1 - \alpha - \beta) + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \quad \text{رابطه (۵)}$$

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}} \quad \text{رابطه (۶)}$$

^۱ Univariate GARCH

^۲ Standardized Residuals

^۳ Likelihood Logarithm Function

^۴ Constant Conditional Correlation (CCC)

^۵ Engle

که در آن α و β پارامتر و ε باقیمانده‌های استاندارد شده ولی همبسته‌اند. معنی واریانس‌های شرطی مولفه‌های ε برابر با یک هستند، ولی همبستگی‌های شرطی در R_t منعکس شده‌اند. $diag(Q_t)$ یک ماتریس قطری از Q_t است همچنین ماتریس Q_t متقارن معین مثبت^۱ است. \bar{Q} ماتریس همبستگی نمونه از ε_t است که یک برآوردگر سازگار با ماتریس همبستگی غیرشرطی می‌باشد. H_t ماتریس کواریانس شرطی بردار تصادفی ε_t است. محدودیت‌هایی از قبیل $\alpha \geq 0$ ، $\beta \geq 0$ و $\alpha + \beta < 1$ نیز اعمال می‌شود که بدین ترتیب H_t مثبت معین خواهد شد.

مدل همبستگی شرطی پویا به دلیل توانایی آن در گرفتن همبستگی‌های شرطی و کواریانس‌های متغیر با زمان انتخاب شده است. همچنین این مدل، فرض می‌کند که بازده‌های شرطی معمولاً با میانگین صفر و ماتریس کواریانس شرطی H_t توزیع می‌شوند.

۴. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

قیمت به عنوان داده خام و به تبع آن بازده هر دارایی (متغیر مورد بررسی) به عنوان ورودی جهت مدل‌سازی است. در این تحقیق با استفاده از نرم‌افزار ایویوز و بر اساس داده‌های جمع‌آوری شده از سایت بین‌المللی بازار کریپتو از داده‌های روزانه چهار رمزارز بیت‌کوین، لایت‌کوین، ریپل و اتریوم در دوره زمانی ۲۰۱۵/۰۸/۱۶ الی ۲۰۲۲/۰۷/۱۴ استفاده شده و از مدل همبستگی شرطی پویا جهت بررسی وجود همبستگی پویا بین دارایی‌های مختلف استفاده می‌شود. بروز متعدد شوک‌های ناگهانی قیمت به دلایل مختلف اعم از سیاست‌گذاری دولت‌ها، امنیت بازار، بحران کرونا و... از دلایل انتخاب بازه زمانی مذکور است. برای مثال در ۷ مه ۲۰۱۹ بایننس یکی از بزرگترین صرافی‌های ارز دیجیتال هک شد و ۷۰۰۰ بیت‌کوین از آن به سرقت رفت. در ۱۳ مارس ۲۰۲۰ نیمی از ارزش بیت‌کوین با شدت گرفتن شیوع ویروس کرونا از دست رفت. برخورد قضایی دولت چین با استخراج‌کنندگان رمزارز و همچنین عدم پذیرش چندین باره صندوق ETF متشکل از رمزارزها توسط SEC آمریکا در اوایل بازه زمانی مذکور نمونه‌هایی از رویدادهای اثرگذار در بازار رمزارزها می‌باشد. داده‌ها از سایت بین‌المللی بازار کریپتوها^۲ استخراج شده است. از آنجا که مدل‌های گارچ چندمتغیره نیاز دارند تا در طول زمان پایا باشند، بازده ارزها به صورت لگاریتم طبیعی تفاضل اول داده‌ها محاسبه شده است:

$$R_t = \ln \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad \text{رابطه (۹)}$$

^۱ Positive definite symmetric matrix

^۲ coinmarketcap.com

جدول (۱) آمار توصیفی از ۲۵۲۴ مشاهده از متغیر بازدهی هر رمز ارز می‌باشد. این جدول آماره‌های میانگین، میانه، بیشینه، کمینه، انحراف معیار، چولگی^۱، کشیدگی^۲ و آماره جاک برا^۳ را نیز نشان می‌دهد. بر اساس جدول، متوسط بازدهی لگاریتمی روزانه بیت کوین ۰/۱۷۲۹ درصد، اتریوم ۰/۲۶ درصد، ریپل ۰/۱۴۵ درصد، لایت کوین ۰/۱۰ درصد در طول دوره مورد بررسی بوده است. انحراف معیار محاسبه شده در جدول نشان می‌دهد که بیشترین نوسان متعلق به قیمت رمز ارز ریپل و کمترین میزان متعلق به رمز ارز بیت کوین است. میزان انحراف معیار همه ارزها نسبت به میانگین خود، مقدار بزرگی را نشان می‌دهد که این بیانگر نوسانات شدید در قیمت این طبقه از دارایی می‌باشد. در رمز ارز بیت کوین بیشترین میزان نرخ رشد در یک روز معاملاتی در بازه زمانی مورد بررسی ۲۲ درصد و بیشترین میزان ریزش قیمت ۴۶ درصد می‌باشد. در ارز اتریوم بیشترین میزان ریزش ۵۵ درصد و بیشترین میزان رشد ۳۰ درصد می‌باشد.

جدول ۱. آمار توصیفی از داده‌های بازده رمز ارزها

بیت کوین	اتریوم	لایت کوین	ریپل	
۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۱۴	میانگین
۰/۰۰۲۱	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۱۸	میانه
۰/۲۲۵۱	۰/۳۰۲۷	۰/۵۱۰۳	۱/۰۲۷۴	بیشینه
-۰/۴۶۴۷	-۰/۵۵۰۷	-۰/۴۴۹۰	-۰/۶۱۶۳	کمینه
۰/۰۳۹۵	۰/۰۵۸۷	۰/۰۵۵۶	۰/۰۶۷۷	انحراف معیار
۰/۷۶۴۲	-۰/۲۴۸۳	۰/۲۷۸۹	۲/۰۲۸۴	چولگی
۱۳/۹۴۷۸	۹/۷۷۰۲	۱۴/۲۰۲۴	۳۷/۵۸۱۸	کشیدگی
۱۲۸۵۰/۳۸	۴۸۴۶/۴۲	۱۳۳۳۰/۴۸	۱۲۷۵۰۰/۵	جاک برا
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	احتمال
۴/۳۶۴۹	۶/۵۵۸۲	۲/۵۶۷۴	۳/۶۷۸۱	جمع
۳/۹۴۶۷	۸/۷۱۲۵	۷/۸۰۴۹	۱۱/۵۸۹۷	جمع انحرافات مربعی
۲۵۲۴	۲۵۲۴	۲۵۲۴	۲۵۲۴	مشاهدات

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین برای رمز ارزهای ریپل و لایت کوین بیشترین میزان ریزش به ترتیب ۶۱ و ۴۵ درصد و بیشترین میزان رشد به ترتیب ۱۰۲ و ۵۱ درصد می‌باشد. این نوسانات شدید بیانگر وجود ریسک بالا در بازار بوده و همچنین می‌تواند بیانگر احتمال وجود رفتار رهمه‌ای^۴ در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران باشد. کشیدگی در بازده رمز ارزها بسیار بیشتر از توزیع نرمال بوده که خود بیانگر

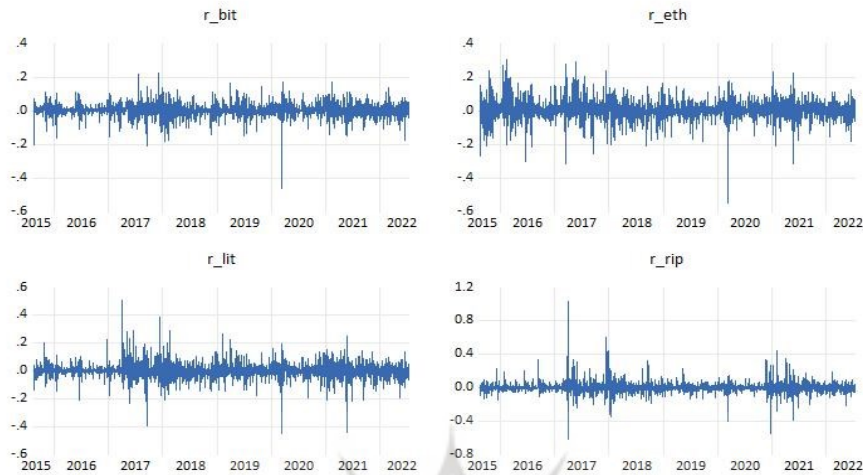
^۱skewness

^۲kurtosis

^۳Jarque-bera

^۴ Herd Behaviour

وجود خاصیت فراکشیدگی^۱ در بازده دارایی‌های مالی و داشتن توزیع با دنباله پهن و کشیدگی اضافی در میانگین است. غیر نرمال بودن این توزیع علاوه بر مشخصه‌های مذکور با استفاده از آماره جارک برا نیز قابل استنباط است. نتایج آماره جارک برا، نشان از رد فرضیه صفر برای همه سری‌های بازده می‌باشد. لذا باید در تخمین مدل‌های برآوردی، فرض غیر نرمال بودن سری‌های زمانی لحاظ شود.



نمودار ۱. نمودار بازدهی بیت‌کوین، اتریوم، ریپل، لایت‌کوین

نمودار (۱) نشان از وجود پدیده ناهمسانی واریانس^۲ در سری بازده هر چهار رمزارز را دارد، زیرا واریانس در طول زمان ثابت نبوده و در بازه‌هایی از زمان نوسان ناپایدار بیشتری دیده می‌شود. برای تشخیص دقیق این موضوع در جدول (۲) نتایج آزمون اثر آرچ ارائه شده است. با توجه به معناداری هر چهار متغیر مورد بررسی، فرض صفر این آزمون که عدم وجود اثر آرچ می‌باشد رد می‌شود. پس جهت مدل‌سازی رفتار واریانس مطلوب است از خانواده مدل‌های آرچ استفاده کرد.

جدول ۲. آزمون ناهمسانی واریانس آرچ برای متغیرهای نرخ

	بیت‌کوین	اتریوم	لایت‌کوین	ریپل
F-statistic	۲۱/۲۸۸۲	۷۰/۲۸۷۴	۴۲/۰۹۹۰	۲۰۰/۶۷۶۸
Prob.F(1,2521)	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared	۲۱/۱۲۶۷	۶۸/۴۳۵۲	۴۱/۴۴۰۳	۱۸۶/۰۲۷۸
Prob. Chi Square(1)	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

منبع: نتایج تحقیق

^۱ Leptokurtosis

^۲ Heteroskedasticity

به منظور بررسی پایایی سری‌های زمانی مورد مطالعه، از آزمون دیکلی فولر تعمیم‌یافته^۱ در سطح^۲ و بدون عرض از مبدا و روند^۳ استفاده شده است.

جدول ۳. آزمون وجود ریشه واحد دیکلی فولر تعمیم یافته

لایت‌کوین	ریپل	اتریوم	بیت‌کوین	
-۲/۵۶۵۸	-۲/۵۶۵۸	-۲/۵۶۵۸	-۲/۵۶۵۸	سطح ۱ درصد
-۱/۹۴۰۹	-۱/۹۴۰۹	-۱/۹۴۰۹	-۱/۹۴۰۹	سطح ۵ درصد
-۱/۶۱۶۶	-۱/۶۱۶۶	-۱/۶۱۶۶	-۱/۶۱۶۶	سطح ۱۰ درصد
-۱۷/۶۸۰۲	-۱۰/۷۴۴۶	-۹/۰۸۷۵	-۵۱/۴۷۱۷	t-Statistic
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	Prob

منبع: نتایج تحقیق

همانطور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود احتمال صحت فرض صفر در تمام آزمون‌ها برابر صفر بوده و فرض صفر آزمون دیکلی فولر که وجود ریشه واحد^۴ می‌باشد را رد می‌کند. بنابراین تمامی سری‌های زمانی مورد بررسی در سطح از مانایی^۵ برخوردارند. جهت اطمینان از مانایی متغیرها و استوار^۶ شدن از آزمون فیلیپس پرون نیز جهت بررسی مانایی استفاده می‌کنیم که نتایج آن در جدول (۴) نمایش داده شده‌است:

جدول ۴. آزمون وجود ریشه واحد فیلیپس پرون

لایت‌کوین	ریپل	اتریوم	بیت‌کوین	
-۲/۵۶۵۸	-۲/۵۶۵۸	-۲/۵۶۵۸	-۲/۵۶۵۸	سطح ۱ درصد
-۱/۹۴۰۹	-۱/۹۴۰۹	-۱/۹۴۰۹	-۱/۹۴۰۹	سطح ۵ درصد
-۱/۶۱۶۶	-۱/۶۱۶۶	-۱/۶۱۶۶	-۱/۶۱۶۶	سطح ۱۰ درصد
-۵۱/۱۰۵۶	-۵۰/۰۶۵۸	-۵۰/۱۶۸۷	-۵۱/۴۷۶۶	Adj t-Stat
۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	Prob

منبع: نتایج تحقیق

نتایج آزمون فیلیپس پرون^۷ نیز رد شدن فرض خنثی که همانا وجود ریشه واحد است را نشان می‌دهد. بنابراین تمامی سری‌های زمانی^۸ مورد بررسی در سطح از مانایی برخوردارند.

^۱ augmented dickey fuller

^۲ Level

^۳ Trend and Intercept

^۴ Unit Root

^۵ Stationary

^۶ Robust

^۷ Phillips-Perron test

^۸ Time Series

جدول ۵. نتایج مدلسازی گارچ بر روی متغیرها

متغیر	بیت کوین	اتریوم	ریپل	لایت کوین
ω	۰/۰۰۰۰ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰)
α	۰/۱۴۳۰ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵۴۷ (۰/۰۰۰)	۰/۳۷۸۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۷۴۰ (۰/۰۰۰)
β	۰/۸۲۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۷۷۹۸ (۰/۰۰۰)	۰/۶۱۳۱ (۰/۰۰۰)	۰/۸۸۲۷ (۰/۰۰۰)

ماخذ: نتایج تحقیق (عبارات داخل پرانتز مقادیر p -value است).

جدول (۵) بیانگر میزان ضرایب در مدل گارچ می باشد، با توجه به نتایج به دست آمده می توان واریانس شرطی را برای هر متغیر، به صورت زیر نوشت:

$$h_{i,t} = 0.0000715 + 0.143047\varepsilon_{i,t-1}^2 + 0.828136h_{i,t-1} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

$$h_{i,t} = 0.000250 + 0.154797\varepsilon_{i,t-1}^2 + 0.779884h_{i,t-1} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

$$h_{i,t} = 0.000376 + 0.378554\varepsilon_{i,t-1}^2 + 0.613120h_{i,t-1} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

$$h_{i,t} = 0.000138 + 0.074086\varepsilon_{i,t-1}^2 + 0.882792h_{i,t-1} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

ضریب مثبت و معنادار عبارات مربوط به آرچ و گارچ (α و β) نشان می دهد که اخبار مربوط به رمزارزها در مورد نوسانات گذشته، قدرت تعیین کننده بر روی نوسانات جاری دارد. اگر مجموع این دو متغیر کمتر از یک باشد فرض اصلی مدل تامین می شود^۱ و نشان از پایداری و صحت مدل است. از طرفی اگر مجموع این دو پارامتر بیشتر از یک باشد، فرض مدل رد می شود^۲ و نشان دهنده آن است که واریانس شرطی ناپایدار و فرآیند مانا نیست. این موضوع بیانگر ماندگاری شوکها^۳ در بازار بوده و در نهایت می تواند تا بی نهایت گسترش یابد [۶]. این چنین شوکهای انفجاری^۴ برای سرمایه گذاری بلندمدت مناسب نیستند چرا که سرمایه گذاران در این بازارها به صورت نامعین و نامحدود سود یا زیان به دست می آورند.

جدول ۶. ماتریس همبستگی غیرشرطی متغیرها

بیت کوین	بیت کوین	اتریوم	لایت کوین	ریپل
۱	۰/۵۸۷۱	۰/۷۰۲۵	۰/۴۳۴۷	بیت کوین
۰/۵۸۷۱	۱	۰/۵۸۷۱	۰/۴۱۷۳	اتریوم

^۱ assumption is met

^۲ assumption are not met

^۳ Persistence of financial shocks

^۴ Explosive shocks

۰/۴۹۷۹	۱	۰/۵۷۸۵	۰/۷۰۲۵	لایت‌کوین
۱	۰/۴۹۷۹	۰/۴۱۷۳	۰/۴۳۴۷	ریپل

منبع: نتایج تحقیق

جدول (۶) بیانگر نتایج مربوط به ماتریس همبستگی غیرشرطی بین داده‌ها می‌باشد. با توجه به اینکه همه مقادیر موجود در جدول مثبت هستند در کل بازده سهام ارزهای مختلف در یک جهت تغییر می‌کند. طبق جدول موجود، همبستگی بین بازده‌ها از ۰/۴۱ تا ۰/۷ متفاوت است. همبستگی بین ریپل و اتریوم با مقدار ۰/۴۱۱۷ کمترین مقدار و همبستگی بین لایت‌کوین و بیت‌کوین با ۰/۷۰۲۵ بیشترین مقدار است. ضریب همبستگی پیرسون^۱ یک همبستگی متوسط می‌باشد و به خوبی تغییرات در همبستگی در گذر زمان را نمایان نمی‌کند. جزئیات بیشتر در خصوص همبستگی با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویا در ادامه بیان شده است.

جدول ۷. ماتریس کوواریانس غیرشرطی متغیرها

ریپل	لایت‌کوین	اتریوم	بیت‌کوین	
۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۱۵	بیت‌کوین
۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۱۳	اتریوم
۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۵	لایت‌کوین
۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۱	ریپل

منبع: نتایج تحقیق

به طور کلی مدل همبستگی شرطی پویا به این موضوع می‌پردازد که آیا همبستگی دو شاخص مالی در طول زمان یکسان بوده و یا در طول زمان و به دلایل مختلف تاثیرگذار (پاندایم کرونا، رکود، جنگ و یا...) متغیر با زمان^۲ بوده و حتی ممکن است در مقاطعی از زمان جهت این همبستگی تغییر پیدا کند. همانطور که در قبل مشاهده کردیم برای تخمین این مدل ابتدا هر متغیر را به صورت یک مدل تک‌متغیره جداگانه تخمین می‌زنیم. تابع حداکثر راستنمایی را برای هر وقفه^۳ محاسبه کرده و مجموع این وقفه‌ها را با در نظر گرفتن محدودیت‌های مربوط به مانایی حداکثر می‌کنیم، سپس با توجه به رابطه حداکثر درستنمایی در مدل همبستگی شرطی پویا، میزان تابع در هر وقفه را محاسبه و مجموع آن‌ها را با روش بهینه‌سازی ریاضی بیشینه‌سازی می‌شود [۳]. خروجی این مدل ۳ پارامتر θ_1 الی θ_3 می‌باشد که پارامتر θ_1 بیانگر اثرگذاری شوک‌های گذشته، پارامتر θ_2 بیانگر اثرگذاری همبستگی شرطی پویا در گذشته و پارامتر θ_3 بیانگر همبستگی‌های

^۱ Pearson correlation coefficient

^۲ Time-varying

^۳ Lag

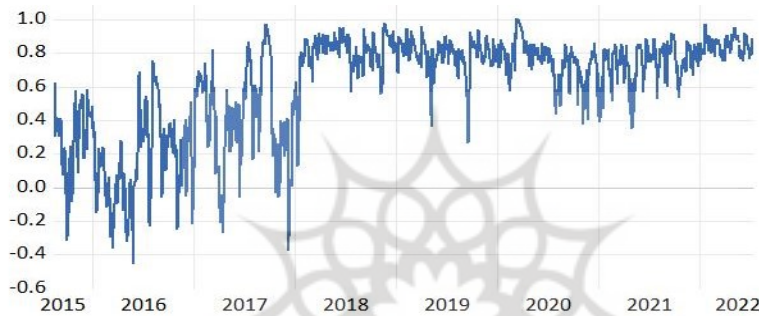
مقطعی است. معنادار بودن پارامترهای θ بیانگر این موضوع است که همبستگی‌های شرطی ثابت نیست.

جدول ۸. نتایج مدل DCC بر روی بیت‌کوین و اتریوم

پارامتر	ضریب	خطای معیار	p-value
θ_1	۰/۱۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
θ_2	۰/۱۸۶۲۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
θ_3	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

منبع: نتایج تحقیق

در جدول (۸) شرط $\theta_1 + \theta_2 + \theta_3 \leq 1$ برقرار است که نشان از پایداری پارامترها دارد. همچنین معناداری پارامتر θ_3 بیانگر اثرگذاری همبستگی مقطعی به عبارتی سرریزی به صورت نامتقارن از لایت‌کوین به اتریوم و برعکس است. به این معنی که اخبار منفی در یک ارز اثر شدیدتری در نوسان ارز دیگر به وجود می‌آورد.



نمودار ۲. نمودار همبستگی شرطی بیت‌کوین-اتریوم

با توجه به نمودار (۲) می‌توان دریافت از سال ۲۰۱۸ هم‌حرکتی^۱ قابل ملاحظه‌ای بین دو رمزارز بیت‌کوین- اتریوم وجود داشته و هر دو هم‌زمان یا هم دچار ریزش و یا رشد شده است.

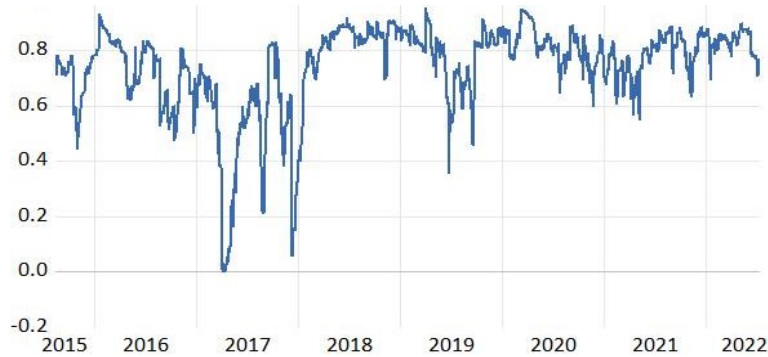
جدول ۹. نتایج مدل DCC بر روی بیت‌کوین و لایت‌کوین

پارامتر	ضریب	خطای معیار	p-value
θ_1	۰/۰۴۹۲	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۰۰
θ_2	۰/۹۴۴۱	۰/۰۰۶۷	۰/۰۰۰۰
θ_3	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۶	۰/۵۱۰۷

منبع: نتایج تحقیق

^۱ Co-movement

در جداول (۹)، (۱۰) و (۱۳) شرط $\theta_1 + \theta_2 \leq 1$ برقرار می‌باشد. همچنین عدم معناداری پارامتر θ_3 بیانگر عدم اثرگذاری همبستگی‌های مقطعی و یا به عبارتی سرریزی به صورت متقارن از لایت‌کوین به اتریوم و برعکس است. به این معنی که اثر اخبار خوب و بد به یک میزان در همبستگی مشاهده می‌شود.



نمودار ۳. نمودار همبستگی شرطی بیت‌کوین-لایت‌کوین

جدول ۱۰. نتایج مدل DCC بر روی بیت‌کوین و ریپل

پارامتر	ضریب	خطای معیار	p-value
θ_1	۰/۰۳۰۳	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۰۰
θ_2	۰/۹۵۴۰	۰/۰۰۷۳	۰/۰۰۰۰
θ_3	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۹	۰/۶۹۴۴



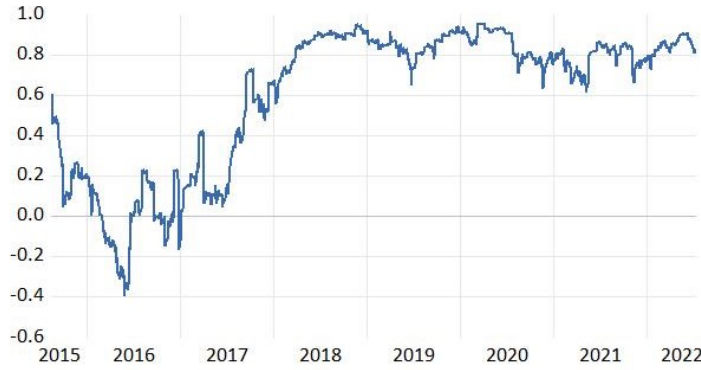
نمودار ۴. نمودار همبستگی شرطی بیت‌کوین-ریپل

به همین ترتیب در جدول (۱۱) و (۱۲) معناداری پارامتر θ_3 بیانگر اثرگذاری همبستگی‌های مقطعی می‌باشد. همچنین شرط $\theta_1 + \theta_2 + \theta_3 \leq 1$ برقرار می‌باشد که نشان از پایداری پارامترها دارد. به این معنی که اخبار منفی در یک ارز اثر شدیدتری در نوسان ارز دیگر به وجود می‌آورد.

جدول ۱۱. نتایج مدل DCC بر روی اتریوم و لایت کوین

پارامتر	ضریب	خطای معیار	p-value
θ1	۰/۰۲۷۰	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۰۰
θ2	۰/۹۷۲۷	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۰۰
θ3	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۴

ماخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۵. نمودار همبستگی شرطی اتریوم-لایت کوین

باتوجه به نمودار (۵) می توان مشاهده کرد که در مقاطعی از زمان نظیر سال ۲۰۱۶ جهت همبستگی تغییر یافته و از سال ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۲ می توان هم حرکتی دو نماد را مشاهده کرد.

جدول ۱۲. نتایج مدل DCC بر روی اتریوم و ریبیل

پارامتر	ضریب	خطای معیار	p-value
θ1	۰/۰۱۳۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
θ2	۰/۹۹۱۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
θ3	-۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

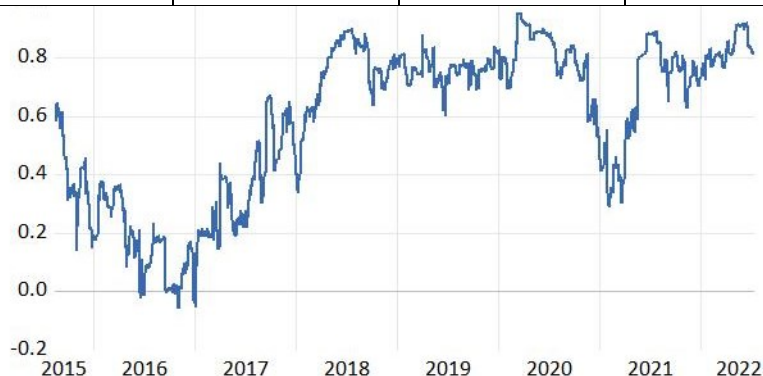
منبع: نتایج تحقیق



نمودار ۶. نمودار همبستگی شرطی اتریوم-ریبیل

جدول ۱۳. نتایج مدل DCC بر روی لایت‌کوین و ریپل

پارامتر	ضریب	خطای معیار	p-value
θ1	۰/۰۳	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۰۰
θ2	۰/۹۶۷۷	۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۰۰
θ3	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۴	۰/۵۰۳۴۷۰



نمودار ۷. نمودار همبستگی شرطی ریپل-لایت‌کوین

با توجه به نمودار (۷) همبستگی شرطی بین ریپل و لایت‌کوین از سال ۲۰۱۵ تا اوایل سال ۲۰۱۷ روند کاهشی را طی کرده است و در مقطعی به صفر میل می‌کند سپس تا آخر سال ۲۰۱۸ روند افزایشی داشته و پس از آن تا پایان سال ۲۰۱۹ روند ثابتی را طی می‌کند. در سال ۲۰۲۰ روند نزولی داشته و پس از آن به روال عادی خود بازگشته است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه، سعی شده است همبستگی شرطی و نوسان را در بازده چهار رمزارز دیجیتال بیت‌کوین، اتریوم، ریپل و لایت‌کوین به جهت بررسی وجود سرریزی نوسان بین رمزارزها در طول دوره ۷ ساله از ۱۶ اگوست ۲۰۱۵ لغایت ۱۴ جولای ۲۰۲۲ با استفاده از مدل همبستگی شرطی پویا تحلیل شود. با توجه به نتایج مدل، معناداری ضرایب بیانگر این موضوع است که همبستگی بین هیچکدام از رمزارزها مقداری ثابت نبوده و برحسب رخدادهای با اهمیت سیستمی متغیر در طی زمان می‌باشد. از طرفی در مواقع بحران نظیر بحران کرونا این همبستگی به اوج خود می‌رسد که خود بیانگر وجود شواهدی از سرریزی بین رمزارزهای با اهمیت است. اثر سرریزی نوسان و هم‌حرکتی رمزارزها در هر چهار رمزارز اصلی مورد مطالعه (بیت‌کوین، اتریوم، ریپل و لایت‌کوین) را می‌توان به شرح جدول ذیل خلاصه کرد.

جدول ۱۴. خلاصه نتایج مدل‌های DCC

نوع همبستگی پویای شرطی	نوع	زوج ارز
اثر شوک‌ها، همبستگی گذشته و مقطعی	01- 02- 03	بیت‌کوین-اتریوم

اثر شوک‌ها و همبستگی گذشته	01- 02	بیت کوبین- لایت کوبین
اثر شوک‌ها و همبستگی گذشته	01- 02	بیت کوبین- ریپل
اثر شوک‌ها، همبستگی گذشته و مقطعی	01- 02- 03	اتریوم-ریپل
اثر شوک‌ها، همبستگی گذشته و مقطعی	01- 02- 03	اتریوم- لایت کوبین
اثر شوک‌ها و همبستگی گذشته	01- 02	ریپل- لایت کوبین

منبع: تالخیص نتایج تحقیق

متغیر 01 که بیانگر اثر شوک وقفه گذشته و متغیر 02 که بیانگر اثر همبستگی گذشته می‌باشد در بین تمام رمزارزها معنادار است. اما متغیر 03 که بیانگر اثر همبستگی‌های مقطعی است تنها در بین رمزارزهای بیت کوبین- اتریوم ، اتریوم-ریپل و اتریوم- لایت کوبین معنادار است. از طرفی در مدل نهایی، مجموع پارامترهای مدل نزدیک به یک بوده و این بدان معناست که نوسانات در حالت بسیار پایدار قرار دارند از همین رو همبستگی‌های شرطی حول یک مقدار ثابت تغییر می‌کنند و به نظر می‌رسد از یک روند بازگشت‌کننده به میانگین پیروی می‌کند. علاوه بر این، مشخص شد که نوسانات یک ارز دیجیتال را می‌توان تا حد زیادی با نوسانات خود توضیح داد. با توجه به اینکه در مقاطع بحران، همبستگی میان رمزارزهای مورد بررسی افزایش قابل توجه داشته است، می‌توان شواهدی از وجود اثرات نامتقارن میان رمزارزهای مورد بررسی را تأیید نمود. این امر می‌تواند برآمده از ماهیت غیر ساختاریافته بازار رمزارزها باشد که با ناطمینانی‌هایی در زمان بروز رخدادهای با اهمیت مالی نظیر پاندمی کرونا در سطح جهان بوجود می‌آید. برای نمونه در نمودار بازدهی بیت کوبین مشاهده می‌شود این رمزارز در اواسط ماه فوریه سال ۲۰۱۹ با شدت گرفتن شیوع ویروس کرونا، روند نزولی خود را آغاز کرد. ارز دیجیتال‌های منتخب ظرف دو روز سقوط قابل توجهی کرد و نیمی از ارزش خود را از دست داد. چندی بعد اثر این ریزش در سایر رمزارزها نمایان شد و با سقوط ارزهای مورد بررسی، ریزش شدید در این طبقه از دارایی‌های مالی نیز اتفاق افتاد.

نتایج حاصل از این تحقیق با توجه توسعه سرمایه‌گذاری در رمز ارزها در میان سرمایه‌گذاران کشور می‌تواند در سنجش ریسک پرتفوی‌های سرمایه‌گذاری و ایجاد ترکیب بهینه میان دارایی‌های مالی در پرتفوی آنان مفید واقع شود.

سپاسگزاری

از کلیه افرادی که ما را در انجام این پژوهش یاری نمودند تشکر می‌نماییم. در این پژوهش از سازمان، نهاد یا شخصی کمک مالی دریافت نشده است.

منابع

1. Abuzayed, B., Bouri, E., Al-Fayoumi, N. & Jalkh, N. (2021). Systemic risk spillover across global and country stock markets during the COVID-19 pandemic. *Economic Analysis and Policy*, 71, 180-197.
2. Acharya, V., Pedersen, L., Philippon, T. & Richardson, M. (2010). Measuring systemic risk. *NYU Working Paper*.
3. Allen, F. & Gale, D. (2000). Financial contagion. *Journal of Political Economy*, 108(1), 1-33.
4. Adrian, T. & Brunnermeier, M. (2011). CoVaR. *Working Paper. Princeton University*.
5. Battiston, S. & Catanzaro, M. (2004). Statistical properties of corporate board and director networks. *Eur. Phys. J. B*, 38, 345-352.
6. Borio, C. (2014). The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?. *Journal of Banking & Finance*, 45, 182-198.
7. Betz, F., Hautsch, N., Peltonen, T. & Schienle, M. (2015). Systemic risk spillovers in the European banking and sovereign network. *Journal of Financial Stability*.
8. Bonanno, G., Caldarelli, G., Lillo, F., Micciche, S., Vandewalle, N. & Mantegna, R. (2004). Networks of equities in financial markets. *The European Physical Journal B - Condensed Matter and Complex Systems*, 38, 363-371.
9. Brownlees, C. & Engle, R. (2012). Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement. *Available at SSRN, working paper*. 1611229.
10. Cont, R. & Schaanning, E. (2019). Monitoring indirect contagion. *Journal of Banking and Finance*, 104, 85-102.
11. Cosma, A., Whitehead, R., Neville, F. et al. (2017). Trends in bullying victimization in Scottish adolescents 1994-2014: changing associations with mental well-being. *Int J Public Health*, 62, 639-646.
12. Danesh-Jafari, D., Botshekan, M. & Pashazade, H. (2016). Ranking of banks in terms of systemic risk resistance in the direction of a resilient financial system (quantitative regression method and dynamic conditional correlation). *Basij Strategic Studies*, 19(72), 79-99. (In Persian)
13. Davydov, D., Vahamaa, S. & Yasar, S. (2020). Bank liquidity creation and systemic risk. *Journal of Banking & Finance*, 123, 106031.
14. Ebrahimi-Sarv-Oliya, M. & Tamalloki, H. (2020). The spillover effects of default risk between holding companies and their subsidiaries (Case Study: Iran Khodro investment development Co.). — *Journal of Financial Management Perspective*, 10(30), 99-120. (In Persian)
15. Eivazloo, R. & Rameshg, M. (2019). Measuring systemic risk in the financial institution via dynamic conditional correlation and delta conditional value at risk mode and bank rating. *Journal of Asset Management and Financing*, 7(4), 1-16. (In Persian)

16. Elsinger, H., Lehar, A. & Summer, M. (2006). Risk assessment for banking systems. *Management Science*, 52(9), 1301-1314.
17. Engle, R. & Sheppard, K. (2001). Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH. No 8554, NBER Working Papers from National Bureau of Economic Research, Inc.
18. 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.
19. Escobar, O., Escobar, J. & Manotas, D. (2022). Measurement of systemic risk in the colombian banking sector. *Risks*. 10(1), 22.
20. Farsijani, H., Arefnezhad, M., Asadi, S. & Hasanvand, A. (2021). Presentation of the structural model of risk types in banks using the Fuzzy interpretative structural modeling approach. — *Journal of Financial Management Perspective*, 11(33), 173-192. (In Persian)
21. Farzinvas, A., Elahi, N., Gilanipour, J. & Mahdavi, G. (2017). The evaluation of systemic risk in the Iran banking system by delta conditional value at risk (CoVaR) criterion. *Financial Engineering and Portfolio Management*. 8 (33), 265-281. (In Persian)
22. Gai, P., Haldane, A. & Kapadia, S. (2011). Complexity, concentration and contagion, *Journal of Monetary Economics*, 58 (5), 453–470.
23. Garlaschelli, D. & Loffredo, M. (2005). Structure and evolution of the world trade network. *Physica A-statistical Mechanics and Its Applications*, 355, 138-144.
24. Girardi, G. & Ergun, A. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 3169-3180.
25. Hill, B. (1975). A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *Annals Statistics*, 3, 1163–1173.
26. Huang, W., Zhuang, T., Yao, S. & Uryasev, S. (2016). A financial network perspective of financial institutions' systemic risk contributions. *Physica A*, 456, 183–196.
27. Iori, G., Reno, R., De-Masi, G. & Caldarelli, G. (2007). Trading strategies in the Italian interbank market, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 376, 467-479.
28. Iori, G., De-Masi, G., Precup, O., Gabbi, G. & Caldarelli, G. (2008). A network analysis of the Italian overnight money market. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32, 259-278.
29. Kazemi, M., Zamani, S. & Eslamibidgoli, S. (2012). Calculating the stock exchange index value at Risk using extreme value theory. *Journal of Stock Exchange*, 115-136. (In Persian)
30. Lai, Y. & Hu, Y. (2021). A study of systemic risk of global stock markets under COVID-19 based on complex financial networks. *Physica A*, 566, 125613.

31. Long, H., Zhang, J. & Tang, N. (2017). Does network topology influence systemic risk contribution? A perspective from the industry indices in Chinese stock market. *PloS one*, 12(7), e0180382.
32. Lubloy, A. (2005). Domino effect in the Hungarian interbank market. *Hungarian Economic Review*, 52(4), 377-401.
33. Manganelli, S. & Engle, R. (2001). Value at risk models in finance. *Working Paper, European Central Bank*.
34. Mantegna, R. (1999). Hierarchical structure in financial markets. *The European Physical Journal B-Condensed Matter and Complex Systems*, 11(1), 193-197.
35. Meuleman, E. & Vander-Vennet, R. (2020). Macroprudential policy and bank systemic risk. *Journal of Financial Stability*, 47.
36. Namaki, A., Raei, R., Asadi, N., & Hajihhasani, A. (2019). Analysis of Iran Banking Sector by Multi-Layer Approach. *Iranian Journal of Finance*, 3(1), 73-89.

استناد

معین نمینی، سعید و محسنی، حسین (۱۴۰۲). بررسی پویایی روابط نوسانی میان رمزارزهای منتخب، چشم‌انداز مدیریت مالی، ۱۳(۴۱)، ۳۷-۵۸.

Citation

Moein Namini, Saeed & Mohseni, Hossein (2023). Investigating the dynamics of Volatility relationships in the selected cryptocurrencies. *Journal of Financial Management Perspective*, 13(41), 37 - 58. (in Persian)
