Kharazmi University

Journal of Economic Modeling Research

Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163

Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

Modeling systemic risk and dependence structure between cryptocurrency and stock markets using a variational mode decomposition-based copula method (VMD- Copula)

Roghayeh Mohseninia [1] | Ali Rezazadeh [2*] | Yousef Mohammadzadeh[3] | Shahab Jahangiri[4]

1. PhD Student in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran E-mail: r.mohseninia@urmia.ac.ir (0009-0006-9038-7780)
2. Corresponding Author, Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. E-mail: a.rezazadeh@urmia.ac.ir (0000-0003-4165-1523)
3. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. E -mail: yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir (0000-0002-4364-5832)
4. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. E -mail: kh.jahangiri@urmia.ac.ir (0000-0001-9755-1981)

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received:
16 Nov. 2024

Received in revised form:
17 Jan. 2025

Accepted:
3 Feb. 2025

Keywords:
Cryptocurrencies,
Stock market Index,
copula function,
Variational mode Decomposition,
the risk spillovers.

JEL:
G12, C14, C20, C22, F3

ABSTRACT

The fundamental aim of this study is to investigate the structural dependence between the cryptocurrency and the stock market index. In this study, the total index of Tehran Stock Exchange has been used as a representative of the developing stock market and the index (S&P500) has been used as a representative of the developed stock market. using daily data during the period from 8 August 2015 to 21 February 2023. The results show that there is no structural dependence between the return Bitcoin and Iran stock market, either in the short term or in the long term. In other words, the changes domain in return of Bitcoin during the low and high ranges on the return of the mentioned index are insignificant. The results indicates that the cryptocurrency market is separated from the main class of financial and economic assets and hence offers various benefits to investors. Also, in the long term, for the return of Bitcoin cryptocurrency and the S&P500 stock index, Clayton's copula function was chosen in the first place as the appropriate model to explain the correlation. There is no correlation between the returns of Bitcoin and the s&p500 stock index in the short term. The findings of this study indicate the important role of cryptocurrencies in investors' portfolios as they act as a diversified option for investors and confirm that cryptocurrencies are a new investment asset class. Furthermore, it analyzes the upside and downside risk spillovers between stock markets and the cryptocurrency market by quantifying market risk measures, namely the conditional VaR (CoVaR) and the delta CoVaR (ΔCoVaR). The results indicate that

Bitcoin, Ethereum and Ripple cannot be considered a strong hedge during the time of crisis. The speculative nature of cryptocurrencies and risks embedded in Bitcoin, Ethereum, and Ripple increases the risk flow to stock markets during a crisis, thus rendering the hedging costlier.

Cite this article: Mohseninia, Roghayeh, Rezazadeh, Ali, Mohammadzadeh, Yousef & Jahangiri, Shahab. (2024). Modeling systemic risk and dependence structure between cryptocurrency and stock markets using a variational mode decomposition-based copula method (VMD- Copula). Journal of Economic Modeling Research, 15 (55), 1-60. DOI: 0000000000000000000

© The Author(s).
Publisher: Kharazmi University
DOI: 00000000000000000000000000
Journal of Economic Modeling Research, Vol, 15, No. 55, 2024, pp. 1-60.

Journal of Economic Modeling Research
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Kharazmi University
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

مدل‌سازی ریسک سیستمی و بررسی وابستگی ساختاری بین بازارهای رمزارز و سهام با استفاده از روش ترکیبی تجزیه مود متغیر - کاپولا

رقیه محسنی‌نیا[۱]| علی رضازاده*[۲]| یوسف محمدزاده[۳]| شهاب جهانگیری[۴]|

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی (اقتصاد مالی)، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
رایانامه: r.mohseninia@urmia.ac.ir (0009-0006-9038-7780)

۲. نویسنده مسئول، دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
رایانامه: a.rezazadeh@urmia.ac.ir (0000-0003-4165-1523)

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
رایانامه: yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir (0000-0002-4364-5832)

۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
رایانامه: kh.jahangiri@urmia.ac.ir (0000-0001-9755-1981)

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۳/۸/۲۶

تاریخ ویرایش:
۱۴۰۳ /۱۰/۲۸

تاریخ پذیرش:
۱۴۰۳/۱۱/۱۵

واژه‌های کلیدی:
رمزارزها،
شاخص سهام،
توابع کاپولا،
تجزیه مود متغیر،
سرریز ریسک.

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، بررسی وابستگی ساختاری بین بازدهی بازارهای رمزارز و شاخص سهام است. در این مطالعه از شاخص کل بورس تهران به عنوان نماینده‌ی بازار سهام درحال‌توسعه و شاخص (S&P500) به نمایندگی از بازار سهام توسعه‌یافته استفاده شده‌است. دوره مورد بررسی شامل داده‌های روزانه از ۸ آگوست ۲۰۱۵ تا ۲۱ فوریه ۲۰۲۳ مورد استفاده قرار گرفت. نتایج مطالعه حاکی از آن است که بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص سهام ایران هیچ‌گونه وابستگی ساختاری چه درکوتاه‌مدت و چه در بلندمدت وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر تغییرات بازدهی رمزارز بیت‌کوین در طول دامنه‌های پایینی و بالا بر بازده شاخص مذکور ناچیزاست. این بیانگر این است که بازارهای رمزارزها از طبقه اصلی دارایی‌های مالی و اقتصادی جدا شده‌اند و از این‌رو مزایای متنوعی را برای سرمایه‌گذاران ارائه می‌دهند. همچنین در بلندمدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص سهام (S&P500)، تابع کاپولای کلایتون در رتبه اول به عنوان مدل مناسب توضیح‌دهنده همبستگی انتخاب شد. بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص سهام (S&P500) در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه همبستگی وجود ندارد. یافته‌های این مطالعه نشان‌دهنده نقش مهم رمزارزها در سبد سرمایه‌گذاران است.

طبقه‌بندی JEL:
G12, C14, C20, C22, F3

زیرا آن‌ها به عنوان یک گزینه متنوع برای سرمایه‌گذاران عمل می‌کنند و تأیید می‌کنند که رمزارزها یک طبقه دارایی سرمایه‌گذاری جدید هستند. همچنین از اندازه‌گیری‌های (CoVaR) و (ΔCoVaR) برای تعیین اثر نامتقارن سرریز ریسک در جهت صعودی و نزولی بین بازارهای سهام و رمزارزها استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که رمزارزهای بیت‌کوین، اتریوم و ریپل نمی‌توانند در زمان بحران (شرایط بازار نزولی) به عنوان یک محافظ قوی در نظر گرفته شوند. ماهیت سوداگرانه رمزارزها و ریسک‌های تعبیه‌شده در رمزارزها، جریان ریسک به بازارهای سهام را در شرایط بازار نزولی افزایش می‌دهد و بنابراین هزینه‌های پوشش ریسک را گران‌تر می‌کند.

استناد: محسنی نیا، *رقیه، رضازاده، علی، محمدزاده، یوسف و جهانگیری، شهاب. (۱۴۰۳). مدل‌سازی ریسک سیستمی و بررسی وابستگی ساختاری بین بازارهای رمزارز و سهام با استفاده از روش ترکیبی تجزیه مود متغیر - کاپولا*. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۵ (۵۵)، ۱-۶۰. DOI: 00000000000000000000

ناشر: دانشگاه خوارزمی.

© نویسندگان.

۱. مقدمه

رمزارزها به‌طور فزاینده‌ای در بین سرمایه‌گذاران محبوب شده‌اند و مطالعات فزاینده‌ای از سوی سرمایه‌گذاران، مؤسسات مالی، سیاست‌گذاران، تنظیم‌کننده‌ها و رسانه‌ها انجام شده است (بالسیلار و همکاران[1]، ۲۰۱۷). رمزارزها برای مدت معینی توسط تعدادی از محققان به عنوان "بزرگترین نوآوری مالی قرن" مورد استقبال قرار گرفته‌اند (لی و همکاران[2]، ۲۰۲۱). گسترش روزافزون رمزارزها در سبد سرمایه‌گذاران و مؤسسات مالی مسائلی را در رابطه با اثربخشی آنها از نظر تنوع پرتفوی و پوشش ریسک ایجاد می‌کند.

یک بحث مداوم در ادبیات، مربوط به سهم رمزارزها در سبد سهام از نظر تنوع و بازدهی تعدیل‌شده به ریسک وجود دارد. بسیاری از مطالعاتی که نقش بیت‌کوین را از منظر ریسک - بازده بررسی می‌کنند، نشان می‌دهند که رمزارزها همبستگی پایینی با سایر کلاس‌های دارایی دارند که نشان می‌دهد بیت‌کوین ممکن است نقش فعالی درتنوع‌بخشی پرتفوی داشته باشد. بسیاری از مطالعاتی که به بررسی خواص پناهگاه امن و اثرات سرریز رمزارزها و سایر دارایی‌ها می‌پردازند، نتایج متفاوتی را گزارش می‌کنند. برای اینکه رمزارزها به عنوان پناهگاه یا پوششی امن در برابر رکود بازار در نظر گرفته شوند، باید در دوره‌هایی که با تلاطم و عدم اطمینان مشخص می‌شوند، با بازده بازار ارتباط منفی داشته باشند. از سوی دیگر، یک همبستگی نزدیک به صفر، مزایای تنوع‌بخشی از گنجاندن رمزارزها به سبد دارایی‌های سنتی را نشان می‌دهد (گامبرلی و همکاران[3]،۲۰۲۳). با این حال، ادبیات موجود در پرداختن به این نکته مهم ناکام است.

برخی از مطالعات افزایش همبستگی متقابل بین بیت‌کوین و سایر دارایی‌ها را در طول زمان تشخیص می‌دهند که منجر به احتمال زیاد، زیان همزمان در دوره‌های آشفته می‌شود (لی و همکاران،۲۰۲۱). تنوع ریسک پرتفوی یکی از دغدغه‌های اصلی سرمایه‌گذاران و مدیران پرتفوی است. تئوری مدرن پورتفولیو پیشنهاد می‌کند که سرمایه‌گذاران می‌توانند با تخصیص وجوه به دارایی‌هایی که همبستگی منفی یا کمتر از همبستگی کاملاً مثبت دارند، ریسک کلی پرتفوی خود

1. Balcilar et al
2. Li et al.
3. Gambarelli et al.

را کاهش دهند (بکیروس و همکاران[۱]،۲۰۱۷).. با توجه به نقش رمزارزها در پرتفوی سرمایه‌گذاران، می‌توان به طور گسترده بین دو رشته ادبیات تمایز قائل شد. مورد اول، تأثیر رمزارزها بر بازده سهام را از منظر ریسک - بازده در یک سبد بهینه با استفاده از تحلیل میانگین- واریانس مارکوویتز و نسبت شارپ بررسی می‌کند. در حالی که مورد دوم نقش رمزارزها را به عنوان دارایی‌های پناهگاه امن بررسی می‌کند. مطالعات در رشته اول ادبیات به طورکلی ادعا می‌کنند که افزودن رمزارز به یک سبد متنوع متشکل از سهام و سایر داراییهای سنتی (مانند ارزها، طلا، نفت، املاک و مستغلات و اوراق قرضه) می‌تواند به طور قابل‌ملاحظه‌ای پروفایل ریسک - بازده را بهبود بخشد (بریر و همکاران[۲]، ۲۰۱۵؛ لی و همکاران، ۲۰۲۱). سیمیتسی و چالواتزیس[۳] (۲۰۱۹) دریافتند که مزایای ناشی از گنجاندن بیت‌کوین در پرتفوی بیشتر از سایر دارایی‌های سنتی مشهود است. همچنین نشان می‌دهند که نوسانات بالای بیت‌کوین به دلیل همبستگی پایین بین بیت‌کوین و سایر دارایی‌ها، ریسک کلی پرتفوی را افزایش نمی‌دهد. کجتازی و مورو[۴] (۲۰۱۹) استدلال می‌کنند که با گنجاندن بیت‌کوین، عملکرد پرتفوی بهبود می‌یابد. اما نتیجه عمدتاً به افزایش بازده پرتفوی به دلیل عملکرد مثبت بیت‌کوین در سال ۲۰۱۳ نسبت داده می شود. اخیراً، نگرانی‌های جدی در مورد گنجاندن بیت‌کوین در پرتفوی توسط سیمیتسی و چالواتزیس (۲۰۱۸) بیان شده است. زیرا آنها شواهدی از سرریزهای نزولی بین بیت‌کوین و شاخص‌های سهام پیدا کرده‌اند.

مطالعات در رشته دوم ادبیات، یافته‌های متناقضی را در مورد ویژگی‌های پناهگاه امن بیت‌کوین گزارش می‌دهند. به طور خاص، چندین مطالعه شواهدی از سرریز بازده بین بیت‌کوین و دارایی‌های سنتی پیدا کردند که ویژگی‌های پناهگاه امن آن را زیر سوال برده‌است. وانگ و همکاران[۵] (۲۰۲۲) سرایت بین بازارهای سهام و بازارهای رمزارز را بررسی کرده اند و شواهدی مبنی بر وابستگی دنباله متغیر با زمان، با وابستگی دنباله سمت چپ در مقایسه با وابستگی دم سمت راست ارائه کرده‌اند که بیت‌کوین و دارایی‌های سنتی وابستگی شدیدی با یکدیگر دارند و وابستگی دنباله سمت چپ بین

4.Bekiros et al.
1. Briere et al.
2. Symitsi and Chalvatzis
3. Kajtazi and Moro
4.Wang et al.

بیت‌کوین و دارایی‌های سنتی مهم‌تر از وابستگی دنباله سمت راست است. علاوه‌براین، لی و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای استدلال می‌کنند که انتقال نوسانات در کوتاه‌مدت بیشتر است که نشان می‌دهد نگهداری دارایی‌ها برای بلندمدت احتمالاً ریسک را کاهش می‌دهد، در حالی که مبادله دارایی‌های مالی در کوتاه‌مدت می‌تواند به دلیل نوسانات بیشتر، ریسک را افزایش دهد. به طور مشابه، کومار و همکاران (۲۰۲۲) نشان دادند که هبستگی بین بازدهی رمزارزها و دارایی‌های مالی سنتی در افق‌های کوتاه‌مدت (از یک روز تا یک هفته) زیاد است و در طول همه‌گیری بیماری کووید ۱۹ تشدید شده است. نقش پناهگاه امن بیت‌کوین برای بازار سهام نیز در برخی از بازارهای نوظهور رد شده است (تامپانیا و همکاران، ۲۰۲۰ برای بازار سهام تایلند و نگو و نگوین[1]، ۲۰۲۱ برای بازار سهام ویتنام). مطالعه تان و همکاران[2] (۲۰۲۳) استفاده از رمزارز را به عنوان یک دارایی پوشش‌دهنده در بازارهای سهام آسیا نشان می‌دهد.

به‌طورمشابه، جیانگ و همکاران[3] (۲۰۲۱) نشان داده اند که رمزارز دارای قابلیت‌های متنوع‌سازی و پوشش ریسک در بازارهای سهام است. برخی از مطالعات اخیر انجام شده توسط اصلانیدیس و همکاران[4] (۲۰۱۹)، جی و همکاران[5] (۲۰۲۰)، چمخا و همکاران[6] (۲۰۲۱) و لی و میو[7] (۲۰۲۳) انجام شده نتایجی را به دست آورده‌اند که بیت‌کوین به عنوان یک دارایی پناهگاه امن برای بازارهای سهام عمل نمی‌کند.کوربت و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند که در زمان بحران اقتصادی و مالی جدی، رمزارزها به عنوان پوشش یا پناهگاه امن عمل نمی‌کنند. کانلون و همکاران

1. Ngo and Nguye
2.Tan et al.
3. 1Jiang et al.
4. Aslanidis et al.
5. Ji et al.
6. Chemkha et al.
7. Li and Miu
8. Rao et al.

(۲۰۲۰) همچنین به این نتیجه رسیدند که رمزارزها به عنوان پناهگاه‌های امن برای بازارهای سهام بین المللی در طول شیوع بیماری همه گیر عمل نمی‌کند.

در نهایت، مطالعاتی که ارتباط بین بیت‌کوین و کلاس‌های دارایی سنتی را در طول دوره‌های قبل و بعد از بیماری کووید ۱۹ بررسی می‌کند به عنوان نمونه مطالعات (رائو و همکاران[1]، ۲۰۲۲) نشان می‌دهد که سرریزها از بازده و نوسانات بیت‌کوین به بازارهای دیگر به طور قابل‌توجهی در مرحله پس از بیماری کووید ۱۹ افزایش یافته است. در نتیجه، مزایای فرضی متنوع‌سازی سرمایه‌گذاری با بیت‌کوین دیگر برای اهداف پوشش‌دهی کافی نیست. با توجه به این مطالعات، یک موقعیت کوتاه در بازار بیت‌کوین امکان پوشش ریسک سرمایه‌گذاری برای همه دارایی‌های مالی مختلف را فراهم می‌کند. در نهایت، استراتژی‌های پوشش ریسک شامل طلا، نفت، سهام و بیت‌کوین به طور قابل‌توجهی ریسک پرتفوی را در مقایسه با ریسک سبد متشکل از طلا، نفت و سهام کاهش می‌دهد (گسمی و همکاران[2]،۲۰۱۹). در رشته دوم ادبیات نیز مطالعاتی وجود دارد که از نقش رمزارزها و بیت‌کوین به‌عنوان یک متنوع‌کننده مؤثر فقط در شرایط مختلفی از بازار حمایت می‌کنند (بوری و همکاران، ۲۰۱۷)، زیرا آنها کمتر با سیستم جهانی یکپارچه شده‌اند (عمرو همکاران[3]، ۲۰۲۱). باور و همکاران[4] (۲۰۱۸) نشان دادند که بیت‌کوین با دارایی‌های سنتی ارتباطی ندارد و می‌تواند مزایای تنوع را در هر دو از شرایط بازار عادی و نزولی ارائه دهد.

هانگ[5] (۲۰۲۱) نشان داد که رابطه بازار سهام – بیت‌کوین هم به چرخه بازار سهام و هم به ماهیت شوک‌های تأثیرگذار بر بیت‌کوین بستگی دارد. شواهدی از متغیر با زمان برای اهداف پناهگاه امن نیز توسط شهزاد و همکاران[6] (۲۰۱۹) گزارش شده است. هر ابزار مالی مانند سهام و رمزارزها که در بازارها معامله می شود ممکن است بر اساس عوامل متعددی در معرض نوسانات قیمتی باشد. عواملی مانند اخبار مثبت و منفی، وضعیت مالی شرکت‌های سهامی معامله شده در بازارهای بورس، حوادث سیاسی، تغییرات جهانی و شرایط محیطی از جمله ریسکهای بازار. با جهانی

1. Guesmi et al.
2. Umar et al.
3. Baur et al.
4. Hung
5. Shahzad et al.

شدن استفاده از رمز ارزها، در کشور ایران نیز طی چند سال اخیر محبوبیت و استفاده از رمزارزها به طور پیوسته بیشتر می‌شود. در این شرایط جدید، سرمایه‌گذاران بیشتر به دنبال کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خود و دستیابی به تنوع پرتفوی بهینه با مشارکت داراییهای مالی جدید (رمزارزها) هستند. همچنین با افزایش استفاده از رمزارزها شاهد وضع مقررات بیشتر دولت و بانک مرکزی در خصوص کنترل استخراج این رمزارزها برای کنترل شرایط حاکم بر دنیای رمزارزها هستیم و از آنجا که رمزارزها امکان تبادل منابع مالی خارج از سیستم مالی تنظیم شده را نیز فراهم می کنند بر این اساس، با توجه به تأثیرپذیری مستقیم و غیر مستقیم اقتصاد ایران از بازارهای مالی جهانی و گسترش فعالیت مربوط به رمزارزها در شرایط تحریم بین‌المللی این سؤال مطرح می‌شود که آیا رابطه ای بین بازده سهام و بازده رمزارزها وجود دارد؟ تشخیص نوع همبستگی در بازدهی‌های شاخص‌های بازارهای مالی از اهمیت فراوانی برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران مالی برخوردار است. به طورمشابه، به تعیین اینکه آیا رمزارزها می‌توانند به عنوان یک دارایی پوششی یا پناهگاه امن یا تنوع برای بازارهای سهام عمل کنند، کمک می‌کند. از طرفی با توجه به اینکه سری‌های زمانی مالی دارای ویژگی‌های ابعادی فرکانسی نیز می‌باشند، سرمایه‌گذاران بین‌المللی که به دنبال پوشش ریسک قیمت خود در بازارهای سهام با استفاده از رمزارزها هستند، باید به افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری توجه کنند. با توجه به ادبیات بالا، نقش ارزشمند رمزارزها در تنوع پرتفوی برای شاخص‌های سهام، عدم وجود یا ضعیف بودن ارتباط بین بازارها را برجسته می‌کند، که مزایای متنوعی را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند و همچنین ادبیات مربوط به رمزارزها و ادغام با بازارهای سهام را گسترش می‌دهد.

تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات انجام شده در این است که این مطالعه از روش تجزیه مود متغیر برای تجزیه سری‌های زمانی بازدهی رمزارزها و شاخص سهام به افق‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌کند. با تجزیه‌وتحلیل وابستگی مبتنی بر کاپولا، سرمایه‌گذاران می‌توانند ریسک خود را کاهش دهند، به‌خصوص زمانی که بازار دچار آشفتگی می‌شود. بر خلاف روش‌های سنتی، مدل‌های (VaR) و (CoVaR) مبتنی بر توابع کاپولا قادر به گسستن رابطه بین این دو بازار هستند و منجر به تخصیص و تصمیم‌گیری بهتر می‌شوند. همچنین به اندازه کافی وابستگی دارایی‌های مالی

را در شرایط بازار صعودی و نزولی ارزیابی نمی‌کنند. در این مطالعه لحاظ وابستگی ساختاری بین بازارهای رمزارز و سهام با اشکال مختلفی همچون توابع کاپولای متقارن، نامتقارن بررسی خواهد شد. به‌طوری که علاوه بر درنظر گرفتن توابع کاپولای t (تی استیودنت) و کاپولای نرمال[1] از توابع کاپولای ارشمیدسی[2] شامل کاپولای گامبل[3]، فرانک[4] و کاپولای کلایتون[5] برای بررسی وابستگی ساختاری بین بازارهای سهام توسعه‌یافته ایالات متحده و در حال‌توسعه ایران و بازار رمزارز و بالعکس استفاده خواهد شد. همچنین از اندازه‌گیری‌های (CoVaR) و (ΔCoVaR) برای تعیین اثر نامتقارن سرریز ریسک در جهت مثبت و نزولی بین بازارهای سهام و رمزارز استفاده خواهد شد. در این راستا مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. پس از ارائه مقدمه در بخش دوم ادبیات موضوع و در بخش سوم داده‌های آماری و روش تحقیق معرفی شده‌اند. بخش چهارم به گزارش یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص یافته و سرانجام در بخش پنجم نتیجه‌گیری کلی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. وابستگی بین بازارهای رمزارز و شاخص سهام

پیوندهای بین بازاری، همانطور که با سرریزهای بازده و نوسان سنجیده می‌شود، جنبه مهمی از امور مالی بین المللی را نشان می‌دهد و پیامدهای مهمی برای تصمیمات پرتفوی و پوشش ریسک دارد. این موضوع در ادبیات تجربی با شواهدی از افزایش یکپارچگی بازار که ناشی از باز بودن بازارها، جهانی شدن، مالی شدن و تحولات تکنولوژیکی است، توجه قابل توجهی را به خود جلب کرده است. با توجه به اهمیت دارایی‌های جایگزین در تنوع بخشیدن به ریسک‌های دارایی سنتی، هم سرمایه‌گذاران و هم محققان دانشگاهی به طور مستمر بررسی رمزارزها را دنبال می‌کنند. اخیراً، ادبیات مربوط به رمزارزها به طور قابل‌توجهی رشد کرده است تا دو جنبه مهم از رمزارزها، یعنی اهمیت به عنوان یک دارایی سرمایه‌گذاری جایگزین (باریویرا و همکاران[6]، ۲۰۱۷) و انتقال ریسک و بازده بین رمزارزها و سایر دارایی‌های سنتی را پوشش دهد (دایربرگ، ۲۰۱۶؛ کربت و همکاران،

1. Normal Copula
2. Archimedian Copula
3. Gumbel Copula
4. Frank Copula
5. Clayton Copula
1. Bariviera et al.

۲۰۱۸، ۲۰۲۰؛ ۲۰۱۹؛ کانلون و مک‌گی ۲۰۲۱). رمزارزها به سرعت سرمایه‌گذارانی را که به دنبال جایگزین‌های پولی جدید بین‌المللی هستند و همچنین معامله‌گران و تأمین‌کنندگانی که به دنبال فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهتر هستند جذب کرده‌اند. ویژگی‌های منحصربه‌فرد رمزارزها نه تنها آن‌ها را از همتایان سنتی خود متمایز می‌کند، بلکه آن‌ها را برای تنوع پرتفوی با سایر دارایی‌ها مانند سهام جذاب می‌کند. مزایای تنوع بیشتر به این دلیل است که بازده رمزارزها با سایر طبقات دارایی مرتبط نیست (شهزاد و همکاران، ۲۰۲۰).

بریر و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه خود نشان داد که چگونه سرمایه‌گذاری‌ها در رمزارز می‌تواند به مزایایی برای پرتفوی‌های متنوع منجر شود. این مزایا برای محافظت از پرتفوی‌ها در برابر نوسانات بالا به دلیل داشتن سطح سودآوری بالا و سطح پایین همبستگی با دارایی‌های سنتی کافی است. استدلال نظری نشان می‌دهد که سه کانال وجود دارد که انگیزه گنجاندن بیت‌کوین و بازارهای سهام را فراهم می‌کند. در واقع بیت‌کوین از طریق سه کانال یعنی مجموع‌های پولی، نرخ ارز خارجی و تورم بر سیستم پولی و کل بازارهای سهام تأثیر می‌گذارد. تقاضای پول، تورم و نرخ ارز سه کانالی هستند که بیت‌کوین از طریق آنها بر سیستم پولی و بازارهای مالی تأثیر می‌گذارد. رشد قیمت بیت‌کوین به طور قابل توجهی بر افزایش نرخ ارز، کاهش گردش پول و همچنین افزایش تورم تأثیر می‌گذارد. مطابق مطالعات، هنگامی که بیت‌کوین جایگزین پول می‌شود، عملکرد پول را تغییر می‌دهد. این پدیده منجر به کاهش گردش پول و در نتیجه از بین رفتن نظریه مقداری پول می‌شود. پژوهشگران این اثر مهم را به اثر ثروت ناشی از رشد قیمت بیت‌کوین نسبت دادند. کاهش تقاضا برای پول از طریق کاهش هزینه‌های نهایی، ارزش دارایی سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

نارایان و همکاران[1] (۲۰۱۹) اشاره می‌کند که بیت‌کوین می‌تواند بر هزینه نهایی و تورم تأثیر بگذارد، زیرا بیت‌کوین نه تنها به عنوان یک دارایی سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود، بلکه به عنوان ذخیره ارزش نیز تلقی می‌شود. بنابراین، با افزایش ارزش بیت‌کوین ممکن است تقاضا برای کالاها و خدمات افزایش یابد و فشار صعودی بر قیمت این کالاها و خدمات وارد کند. در نتیجه ارزش پولی سهام شرکت‌ها را به طورمستقیم تحت‌تأثیر قرار دهد.

1. Narayan et al.

سومین کانال اثرگذاری بیت‌کوین بر بازار سهام از طریق نرخ ارز خارجی است. نرخ ارز خارجی بر تحولات کلان اقتصادی و مالی تأثیر می‌گذارد که به‌نوبه‌خود بر کاربران سرمایه‌گذاران بیت‌کوین برای تجارت و مبادله تأثیر می‌گذارد. نرخ ارز خارجی تجارت بیت کوین را تقویت می‌کند و از این رو باعث افزایش قیمت می‌شود. با افزایش قیمت داخلی بیت‌کوین به دنبال افزایش نوسانات قیمت ارز خارجی، منجر به افزایش ارزش داخلی این دارایی در سبد دارایی سرمایه‌گذار می‌شود و با توجه به اعتبار بین‌المللی این دارایی در شرایط نوسانات شدید ارزی، تمایل به خرید دارایی‌های داخلی از جمله سهام را کاهش می‌دهد و قیمت سهام را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. علاوه براین، افزایش محبوبیت بیت‌کوین در میان سبد سرمایه‌گذاران، همراه با افزایش ارزش بازار، بیت‌کوین را مستعد تأثیرگذاری بر کل فعالیت‌های اقتصادی کرده است.

از نظریه‌های رفتاری نیز می‌توان برای بحث در مورد ارتباط بین رمزارزها و سهام استفاده کرد. فرضیه انتشار تدریجی اطلاعات و محافظه‌کاری سرمایه‌گذار هر دو تغییرات قیمت را در یک دارایی به دلیل نوسان قیمت دیگری توضیح می‌دهند (نارایان و همکاران، ۲۰۱۹). طبق این دو نظریه، رمزارزها ممکن است رفتار متفاوتی با سهام سنتی داشته باشند. فرضیه انتشار اطلاعات هونگ و استین[1] (۱۹۹۹) را می‌توان برای نشان دادن اینکه رمزارزها ویژگی‌های متفاوتی با سهام سنتی دارند و بنابراین به تغییرات قیمت بازار سهام واکنش متفاوتی نشان می‌دهند به کار برد. علاوه‌براین، سرمایه‌گذاران در بازارهای سنتی محافظه‌کارانه‌تر هستند و بر اساس محافظه‌کاری سرمایه‌گذاران، واکنش‌های کم یا بیش از حد به شوک‌های وارده به سایر دارایی‌ها نشان می‌دهند. این فرضیه بر اساس عدم تقارن اطلاعاتی است که در بازارهای دارایی سنتی بارزتر است. بنابراین، پیش‌بینی می‌شود که این پدیده در بین سرمایه‌گذاران رمزارزها متفاوت باشد و این دو دارایی را برای تنوع سبد مناسب کند.

ریحمان و همکاران[2] (۲۰۲۰) در مطالعه‌ی خود نشان می‌دهند که بیت‌کوین به دلیل همبستگی کم آن با بازارهای سهام متعارف و اسلامی، فرصت متنوع موثری را ارائه می‌دهد. برخی از ادبیات موجود نشان می‌دهند که گنجاندن بیت‌کوین در یک سبد متنوع، سود مورد انتظار آن را علی‌رغم

2. Hong and Stein
1. Rehman et al.

رفتار بی‌ثبات بیت‌کوین افزایش می‌دهد (ماریانا و همکاران، ۲۰۲۱). با بررسی ادبیات پژوهش رابطه اقتصادی و نظری بین رمزارزها و بازارهای سهام توسط نارایان و همکاران (۲۰۱۹)، منسی و همکاران[1] (۲۰۲۰)، ریحمان و همکاران (۲۰۲۰) برآورد شده است که نشان می‌دهد که این رابطه بیشتر غیرمستقیم است تا مستقیم. ایوانوسکی و هایلماریام[2] (۲۰۲۳) شواهدی مبنی بر غیرخطی بودن و تداوم نوسانات بین رمزارزها و بازارهای سهام نشان داده‌اند. با این حال، میزان وابستگی متغیر زمانی بین دو طبقه دارایی از کم تا متوسط متغیر است.

به همین ترتیب، با استفاده از رویکرد (MF-ADCCA) در داده‌های روزانه، کریستجانپولر و همکاران[3] (۲۰۲۰) چند فراکتی نامتقارن را در بین بازارهای سهام رمزارزها بررسی کرده‌اند. آن‌ها دریافتند که همبستگی متقابل بین اکثر جفت رمزارزها و سهام نامتقارن است.

علاوه‌براین، ساجیو و افجل[4] (۲۰۲۲) اثر سرایت بیت‌کوین را بر روی بورس‌های عمده جهانی بررسی کرده‌اند. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که همبستگی ضعیف متغیر زمانی و نوسانات نامتقارن بین بازار سهام و بیت‌کوین وجود دارد. این بررسی به نقطه عطفی برای بررسی رابطه غیرخطی بین نوسانات رمزارزها و بازار سهام تبدیل شده است. ادبیات موضوع سعی در درک بهتر وابستگی‌های متقابل بین طبقات مختلف دارایی دارد. برای ایجاد پرتفوی با ریسک کمتر و انتخاب کانال‌های سرمایه‌گذاری جایگزین، درک تفاوت در ماهیت و میزان سرریز ریسک می‌تواند مفید باشد. مدیران پورتفولیو می‌توانند سبدهایی با تعادل بهینه ایجاد کنند که بر اساس آن رمزارزها بیشتر در معرض شوک‌های بازار در رابطه با افزایش یا کاهش قیمت سهام هستند. علاوه‌براین، آگاهی از سرریز ریسک در طول حرکت‌های صعودی و نزولی بازارهای سهام، انتخاب سرمایه‌گذاران از استراتژی‌های ریسک را بهتر راهنمایی می‌کند. سرایت بازارهای مالی و وابستگی متقابل موضوعی است که به طور گسترده در امور مالی به صورت تجربی مورد مطالعه قرار گرفته است.

2. Mensi et al .
3. Ivanovski and Hailemariam
4. Kristjanpoller et al.
5. Sajeev and Afjal

۳. پیشینه تجربی تحقیق

۳-۱. مطالعات خارجی

یرماک[1] (۲۰۱۵) به بررسی پویایی‌های بیت‌کوین و ارتباط آن با بازارهای مالی پرداخت. نتایج حاکی از آن است که اطلاعات مربوط به متغیرهای مالی، در طول زمان به یکدیگر سرایت می‌کنند، این موضوع با گسترش سیستم‌های ارتباطی و وابستگی بیش‌ازپیش بازارهای مالی به یکدیگر، اهمیت بیشتری یافته است.

آندریانتو و دیپوترا[2] (۲۰۱۷) با هدف بررسی تأثیر رمزارز بر پرتفوی متنوع (اوراق بهادار، ارز و طلا) از سه رمزارز بیت‌کوین، لایت‌کوین و ریپل استفاده کردند. آنان با استفاده از مدل میانگین - واریانس با حداکثر کردن نسبت شارپ نتیجه گرفتند که اضافه‌شدن رمزارز به پرتفوی متنوع باعث افزایش نسبت شارپ پرتفوی می‌شود و رمزارز بازده بالایی را برای افراد با تحمل ریسک بالا فراهم می‌کنند.

ون د کلاشورست[3] (۲۰۱۸) به بررسی سرایت پذیری نوسانات و پویایی بازارها بین پنج رمزارز رایج مانند بیت‌کوین، لایت‌کوین، دش، ریپل، و مونرو و شاخص‌های سهام (S&P500) و نیکی[4] پرداخت. شواهد قانع‌کننده‌ای حاکی از آن است که نوسانات رمزارزها به شدت تحت‌تاثیر پویایی بازار سهام قرار دارد، درحالی که برعکس این امر ممکن نیست. همچنین نتایج بیانگر وجود یک سرایت‌پذیری دوطرفه بین بازارهای ذکر شده است. همبستگی پویا در طی زمان بین بازارها وجود نداشته و این انتقال‌پذیری در لحظه صورت گرفته است.

تیواری و همکاران[5] (۲۰۱۹) به مطالعه همبستگی‌های متغیر زمانی بین شش رمزارز و شاخص سهام ایالات‌متحده (S&P500) با استفاده از مدل کاپولا (Copula - ADCC – EGARCH) می‌پردازند. نتایج مطالعه حاکی از همبستگی‌های پایین و نزدیک به صفر است که نشان می‌دهد رمزارز به عنوان یک دارایی پوششی در برابر ریسک بازار سهام (S&P500) عمل می‌کند. همچنین نوسانات نسبت به شوک مثبت در هر دو بازار، بیشتر به شوک منفی واکنش نشان می‌دهند .

1.Yermack
2. Andrianto and Diputra
3.Van de Klashorst
4. Nikkei
5.Tiwari et

یوزانون[1] (۲۰۲۱) به بررسی سرریزهای بازده و نوسان در پنج بازار عمده سهام و بازار بیت‌کوین با استفاده از داده‌های روزانه از مارس ۲۰۱۳ تا مارس ۲۰۱۸ می‌پردازد. یک مدل چند متغیره (VARMA-AGARCH) برای مدل‌سازی همبستگی‌های شرطی، مکانیسم انتقال میانگین بازده، سرریزهای بازدهی و سرریزهای نوسان بین جفت‌های بازار استفاده شده‌است. نتایج مطالعه حاکی از معنی‌دار بودن سرریزهای بازدهی و نوسانات بین این جفت‌های بازار است. همچنین سرریزهای نوسانات دوطرفه و یک‌طرفه در برخی از بازارها نشان می‌دهد.

گربل و همکاران[2] (۲۰۲۲) با استفاده از مدل (NARDL) در دوران همه‌گیری بیماری کووید ۱۹، رابطه نامتقارن بین شش رمزارز (Bitcoin، Litecoin، Bitcoin، Gold ، Dash، Maker و Ehereum) و هفت شاخص قیمت بازار سهام (S&P500، CAC40، DAX30، NIKKEI، FTSE، FTSEMIB، SPTSX)، اثرات قیمت طلا و قیمت (WTI) را بررسی کردند. در بلندمدت، نتایج در بیشتر موارد، یک رابطه نامتقارن مثبت بین دارایی‌های دیجیتال و مالی را نشان داد که نشان‌دهنده نقش ضعیف پناهگاهی امن برای رمزارزها است.

بجائویی و همکاران[3] (۲۰۲۳) ارتباط پویا بین بازارهای سهام کشورهای خلیج‌فارس و (BRICS) را با نمونه‌ای از ارزهای رمزنگاری شده و همچنین دو دارایی دیجیتال جدید توسعه‌یافته، یعنی (NFT) و (DeFi) و طلا را بررسی می‌کند. نتایج تجربی ارتباط غیرمعمول با متغیر طی زمان بین دارایی‌های مختلف و بازارهای سهام را نشان می‌دهد. حرکات بین بازارهای سهام نوظهور و دارایی‌های فوق‌الذکر در برابر یک رویداد بسیار استرس‌زا و غیرمنتظره متفاوت و در برخی موارد ضعیف یا ناچیز است.

بالسیلار و همکاران[4] (۲۰۲۲) در مطالعه خود با استفاده از رویکرد ارتباط زمان – فرکانس مبتنی بر تحلیل شبکه به بررسی ارتباط نوسان بین ۲۷ بازار سهام درحال‌ظهور و هفت رمزارز می‌پردازند. با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره زمانی۲ اکتبر ۲۰۱۷ تا ۲۰ می ۲۰۲۲ بررسی می‌کنند. نتایج

1. Bejaoui et al.
2. Balcilar et al.

مطالعه نشان می‌دهد که رمزارزها نمی‌توانند به عنوان تنوع‌دهنده برای بازارهای سهام درحال‌ظهور در کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده شوند.

جانا و ساهو[1] (۲۰۲۳) به مطالعه بررسی روابط متقابل پویا بین چهار رمزارز (بیت‌کوین، اتریوم، دوج‌کوین[2] و کاردانو[3]) و بازار سهام هند می‌پردازند.. این مطالعه از تکنیک (ADCC-GARCH) و رویکرد موجک، با استفاده از داده‌های روزانه از ۴ ژانویه ۲۰۱۷ تا ۲۸ فوریه ۲۰۲۳ استفاده می‌کند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که بازده سهام و بازده رمزارزهای ناپایدار در بلندمدت دارای نوسانات بالایی هستند. ارتباط بین بازده سهام و رمزارز یک رابطه مثبت قوی در طول دوره‌های پریشانی مالی است.

جانا و ساهو[4] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به بررسی درجه یکپارچگی بین بازده بازار سهام و رمزارزها با استفاده از داده‌های روزانه از ۲۵ جولای ۲۰۱۷ تا ۸ ژوئن ۲۰۲۲ و رویکرد (ADCC-GARCH) و تجزیه موجک می‌پردازند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که اکثر جفت‌های بازده بازار در طول دوره مورد مطالعه همچنان دارای ثبات بالا و مقادیر بتای قابل‌توجهی هستند که نشان‌دهنده انتقال دو طرفه نوسان بین بازارهای سهام و رمزارزها است.

آیدوگان و همکاران[5] (۲۰۲۴)، در مطالعه خود رابطه بین رمزارزها و شاخص‌های سهام کشورهای (E7) و (G7) با استفاده از روش (VAR-GARCH) را تجزیه‌وتحلیل کرده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که بازدهی یک‌طرفه و سرریز نوسان از رمزارزها به بازارهای سهام در کشورهای (E7) و بازده دوطرفه و سرریز نوسان بین رمزارزها و بازارهای سهام در کشورهای (G7) وجود دارد.

۳-۲. مطالعات داخلی

کیوانیان و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی اثرتغییرات قیمت سکه بهارآزادی، نرخ‌ارز، نفت و شاخص سهام بر میزان تقاضای بیت‌کوین درکشور ایران با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی

4 Jana & Sahu
5. Dogecoin
6.Cardano
1. Jana & Sahu
2.Aydogan et al.

فروردین‌ماه ۱۳۹۳ الی شهریورماه ۱۳۹۷ و با استفاده از مدل خودرگرسیون‌برداری (VAR) می‌پردازند. نتیجه به دست‌آمده نشان می‌دهد که درکوتاه‌مدت قیمت سکه، سهام و نفت درصد بسیارکمی ازتغییرات تقاضای بیت‌کوین درایران را توضیح می‌دهند؛ اما در بلندمدت مقدار توضیح‌دهی این متغیرها از تغییرات میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران افزایش می‌یابد.

صالحی‌فر (۱۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار بازده و ریسک بیت‌کوین درمقایسه با بازارهای طلا، ارز و بورس با رویکرد مدل‌های (GJR-GARCH) و گارچ آستانه با استفاده از داده‌های روزانه طی ۵ سال (از ۱۳۹۲/۶/۲۸ لغایت ۱۳۹۷/۶/۲۷) می‌پردازد. نتایج نشان‌دهنده این است که اگرچه بازده و ریسک بیت‌کوین نسبت به سایر فرصت‌های سرمایه‌گذاری مانند ارز، طلا، سکه و بورس در داخل کشور به‌طور قابل‌ملاحظه ای بیش‌تر است، اما نمی توان رفتار آن را از نظر ریسک و بازدهی با بازارهای رقیب مرتبط دانست.

محمدی‌شاد و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی روابط پویای حسابداری و مالی بین بازارهای کامودیتی، بازارهای مالی و رمزارزها با رویکرد مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ۲۰۲۰ - ۲۰۱۴ می‌پردازند. نتایج نشان‌دهنده این است که سرایت‌پذیری نوسانات بین بازارهای مالی وجود داشته است. همچنین شاخص کل بازار سهام رابطه‌ی مستقیم با تمامی بازارهای دارایی‌های دیگر داشته است.

بنیادآباد و صمدی (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به مقایسه سری زمانی بازارهای بورس و بیت‌کوین و تاثیر آن بر بازده این بازارها با استفاده از رویکرد فرکتال طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۰ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد مقیاس با لگاریتم در پایه دو مقیاس برای شاخص بازار با افزایش مقیاس لگاریتم بر پایه آن نیز افزایش پیدا می‌کند و شیب این نمودار برابر با نمای هرست دارای شیب مثبت می‌شود.

حیدری اشتریانی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه پویا بین بیت‌کوین با شاخص سهام، طلا و دلار در ایران با استفاده از رویکرد همدوسی و تحلیل موجک برای دوره زمانی شهریور ۱۳۹۰ تا دی ماه ۱۴۰۰ می‌پردازند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که حرکت مشترک میان بازار بیت‌کوین و سهام در ایران در دوره‌های مختلف در جهت‌های متفاوتی بوده است و همدوسی نسبتاً پایین بین بیت‌کوین و بازدهی سهام وجود دارد.

یوسفی بهزاد فرخی و قاسمی‌فر (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای به تحلیل رابطه نوسانات بیت‌کوین و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران در خلال پاندمی کرونا ویروس با رویکرد مارکف سویچینگ بیزین‌ور و با استفاده از داده‌های ماهانه از آبان ماه سال ۱۳۹۲ تا دی ماه ۱۴۰۰می‌پردازند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در هر دو رژیم همبستگی مثبتی بین ریسک بازدهی شاخص سهام و بیت‌کوین و ارز وجود دارد. همچنین نوسانات قیمتی بیت‌کوین بر نوسانات شاخص سهام اثر مثبتی دارد. همچنین واکنش شاخص بازار سهام به تکانه قیمتی بیت‌کوین بعد از وقوع کرونا نسبت به حالت پیش از وقوع کرونا بسیار شدیدتر است. اکثر پژوهش‌های انجام گرفته در مطالعات با تأکید بر همبستگی بین بازارها در طول بعد زمان، انجام گرفته‌اند و به ویژگی‌های بعد زمان - فرکانس که جزئی از سری‌های زمانی مالی است توجه کافی نشده است. علائم و ویژگی‌های موجود در بعد زمان - فرکانس به منظور درک اطلاعات بازار از ابعاد مختلف مفید خواهد بود.

تعامل میان بازارهای مالی و تأثیرگذاری این بازارها بر یکدیگر باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران در این بازارها نسبت به تغییرات بازارهای دیگر حساسیت خاصی داشته باشند. این پدیده به ویژه در اقتصاد ایران که در دهه‌های اخیر چندین موج تورمی شدید را تجربه کرده است اهمیت بسیاری دارد. با توجه به افزایش روزافزون قیمت‌ها و تحریم‌ها، ارزش پول در طول زمان کاهش یافته و به همین‌ترتیب قدرت خرید افراد هم کاهش می‌یابد. افراد باید از طریق سرمایه‌گذاری آگاهانه با پول نقد و راکد خود در بازارهای متفاوت به حفظ ارزش پول خود کمک کرده و قدرت خرید خود را حفظ کنند. به همین‌خاطر بسیاری از افراد به دنبال بهترین راه برای سرمایه‌گذاری می‌باشند که ضمن حفظ ارزش پول، بازده بالا داشته باشد و یکی از دلایلی که رمزارزها به مبادلات جذابی برای سرمایه‌گذاران تبدیل شده‌اند این است که نرخ رشد آن‌ها فزاینده است. با در نظر گرفتن این مسائل است که این مطالعه ساختار وابستگی و سرریز ریسک بین بازارهای رمزارز و سهام را در افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری (کوتاه‌مدت و بلندمدت) با ترکیب روش تجزیه مود متغیر و توابع کاپولا مورد بررسی قرار می‌دهد.

۴. روش تحقیق

۴-۱. مدل توزیع حاشیه‌ای

برای بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای رمزارز و سهام، ابتدا توزیع‌های حاشیه‌ای هر سری زمانی مالی تخمین زده می‌شود. به نحوی که نخست یک معادله میانگین که می‌تواند به صورت مدل ARMA یا ARFIMA باشد، برای هرسری بازدهی برآورد می‌شود تا از پسماندهای حاصل از آن (این پسماندها را در اصطلاح سری بازدهی با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس می‌نامند)، یک مدل از نوع GARCH تک متغیره برای واریانس شرطی همه بازدهی‌ها انتخاب و از پسماندهای حاصل از این مدل‌ها برای بررسی ساختار همبستگی بین سری‌های زمانی استفاده کرد (منسی و همکاران،۲۰۱۶). ابتدا مدل میانگین ARMA(p,q) را به‌صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$r_t = c + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i r_{t-1} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i \varepsilon_{t-i} \qquad \varepsilon_t = \sigma_t{}^{1/2} v_t \qquad (۱)$$

در مدل فوق r_t بازده سری زمانی، p و q وقفه‌های فرآیند AR (p) و MA(q) ، ε_t جزء اخلال یا جزء خطای مدل میانگین، c متغیر ثابت مدل ، v_t جزء خطای استاندارد شده مدل و σ_t واریانس شرطی مدل هستند. از مدل فیگارچ[1] (FIGARCH) برای نشان دادن حافظه‌بلندمدت تلاطم بازارهای مالی استفاده می‌شود. در یک فرآیند I(0) اثر شوک‌ها با نرخ نمایی در حال کاهش است که گفته می‌شود سری دارای حافظه‌ی کوتاه‌مدت است. در حالیکه در یک فرآیند I(1) اثر شوک در یک دوره‌ی بسیار بلندمدت باقی می‌ماند که گفته می‌شود سری فاقد بازگشت به میانگین است. ولی با فرض اثر شوک‌ها در طول زمان با نرخ بسیار کم هیپربولیک کاهش می‌یابد (یعنی حافظه‌ی بلند مدت وجود دارد). اگر d=۱ باشد این مدل تبدیل به IGARCH و اگر d=0 باشد تبدیل به مدل GARCH می‌شود. روش شبه حداکثر راستنمایی نیز روش تخمین پارامترهای مدل است (کشاورز حداد و صمدی، ۱۳۸۸). به طور خلاصه مدل FIGARCH به صورت رابطه‌ی (۲) نوشته می‌شود:

$$h_{iit} = w[1-\beta_i(L)]^{-1} + \{1 - [1-\beta_i(L)]^{-1}(1-L)^d \varphi(L)\}\, \varepsilon_{it}^2 \qquad (۲)$$

1. The Glosten-Jagannathan-Runkle GARCH Model

که در آن $\varphi < 1$ و β و $w > 0$ و $0 \leq d \leq 1$ می‌باشد و عملگر تفاضل کسری $(1-L)^d$ است. 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 . به منظور اصلاح این نقص در مدل GARCH و ایجاد تمایز بین شوکهای مثبت و منفی بر واریانس شرطی، گلوستن، جگاناتان و رانکل (۱۹۹۳)[1] مدل گارچ نامتقارن را معرفی کردند. بنابراین واریانس شرطی مدل GJR(1,1) را به شرح زیر میتوان تعریف کرد:

$$h_{iit} = w + \alpha^2_{it-1} + \beta_i h_{iit-1} + \gamma_i \varepsilon^2_{it-1} I_{t-1} \quad ، \quad I = \begin{cases} 1 & \varepsilon < 0 \\ 0 & \text{در غیراین صورت} \end{cases} \quad (۳)$$

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 $\gamma + \varphi$ 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. در این مطالعه، توزیع خطای تعمیم یافته (GED) (نلسون، ۱۹۹۰) برای تخمین سری های باقیمانده از مدل های نوع GARCH در نظر گرفته شده است. تابع چگالی احتمال GED را می توان به صورت زیر فرموله کرد:

$$f(\varepsilon) = \frac{k * \exp\left(-\frac{1}{2}|\varepsilon/\lambda|^k\right)}{\lambda * 2^{[(k+1)/k]}\ \Gamma(1/k)} \quad , \quad (0 \leq k \leq \infty) \quad , \quad \lambda = \left[\frac{2^{(-2/k)}\Gamma(1/k)}{\Gamma(3/k)}\right]^{1/2} \qquad (۴)$$

Γ تابع گاما است و k پارامتر GED است و درجه آزادی آن نیز نامیده می شود که نشان می دهد دنباله چقدر کلفت است. به طور خاص، $k = 2$ نشان می دهد که GED تبدیل به توزیع نرمال استاندارد می‌شود. $k > 2$
نشان می‌دهد دنباله آن نازک‌تر از توزیع نرمال استاندارد است. در حالی که $k < 2$ نشان می‌دهد دنباله آن کلفت‌تر است.

2. Jagannathan & Runkle

۴-۲. روش تجزیه مود متغیر

در سال ۲۰۱۳ روشی به نام تجزیه مود متغیر توسط (دراگومیرتسکی و زوسو[1]، ۲۰۱۳) ارائه شد. یک مدل تجزیه مود متغیر کاملاً غیربازگشتی که در آن مودها در یک مرحله استخراج می‌شوند. هدف اصلی تجزیه مود متغیر تجزیه‌کردن سیگنال ورودی به تعدادی زیر سیگنال u_k (مود) است که ضمن بازیابی سیگنال ورودی دارای ویژگی‌های پراکندگی[2] نیز هست. در اینجا پراکندگی هر مود به عنوان پهنای باند همان مود انتخاب می‌شود. به عبارت دیگر، فرض می‌شود که هر مود k بیشتر حول فرکانس مرکزی ω_k با پهنای باند فشرده است که این فرکانس مرکزی در دوره تجزیه تعیین می‌شود. به‌منظور به‌دست آوردن مودها و فرکانس مرکزی آنها، مسئله بهینه‌سازی زیر باید حل شود:

$$\begin{matrix}\left\{\min_{\{u_k\},\{\omega_k\}}\left\{\sum_{k=1}^{K}\left\|\partial_t\left[\left(\delta(t)+\frac{j}{\pi_t}\right)*u_k\right]e^{-j\omega_k t}\right\|_2^2\right\}\right\} \\ s.t. \quad \sum_k u_k = f\end{matrix} \qquad (۵)$$

در رابطه بالا، $\{u_k\}=\{u_1,\dots,u_k\}$ و $\{\omega_k\}=\{\omega_1,\dots,\omega_k\}$ نمایش کوتاه شده (تجزیه‌شده) تمام مودها و فرکانس‌های مرکزی هستند. $\sum_{k=1}^{K}$ بیانگر جمع تمام مودها است. همچنین $\delta(t)$ پاسخ ضربه و $*$ نشان‌دهنده عملگر کانوولوشن است. برای حل مسئله بهینه‌سازی از ضرایب پنالتی درجه دو و ضرایب لاگرانژ استفاده می‌شود؛ در نتیجه مسئله بهینه سازی اصلی (۴) به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

1. Dragomiretskiy and Zosso
2. Sparsity

$$L(u_k, \omega_k, \lambda) = \alpha \sum_k \left\| \partial_t \left[\left(\delta(t) + \frac{j}{\pi t} \right) * u_k(t) \right] e^{-j\omega_k t} \right\|_2^2 + \|f(t) - \sum_k u_k(t)\|_2^2 + < \lambda(t), f(t) - \sum_k u_k(t) > \quad (۶)$$

که α پارامتر پنالتی و λ نشان دهنده ضریب لاگرانژی است. نقطه زینی[1] دستگاه بالا پاسخ مسئله بهینه سازی معادله (۵) است. حالت‌های تجزیه به‌طوردلخواه روی ده تنظیم می‌شوند. تجزیه حالت به حالت از طریق (VMD) این قابلیت را دارد تا بین وابستگی پویای کوتاه‌مدت (VMD 10) و بلندمدت (VMD 1) بین بازارهای در نظر گرفته شده تمایز قائل شد.

۴-۳. توابع کاپولا

روابط همبستگی بین متغیرها یک موضوع مهم در مطالعات مالی بوده و تابع کاپولا نیز یک ابزار سودمند برای بیان وابستگی بین متغیرها است. نلسن[2] (۱۹۹۱) با استفاده از توابع کاپولا به تحلیل همبستگی و ضرایب مربوط به آن پرداخت. واژه کاپولا اولین بار در علم آمار و ریاضی توسط اسکلار[3] (۱۹۵۹) به‌عنوان توابع متصل‌کننده توابع توزیع حاشیه‌ای یک‌بعدی به‌منظور تشکیل توابع توزیعی توأم چند متغیره، معرفی شدند و دارای حاشیه‌های یک‌بعدی یکنواخت در بازه $[۰،۱]$ می‌باشند.

کاپولا اتصال‌دهنده توابع توزیع حاشیه‌ای P متغیر تصادفی $\left(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_p(x_p)\right)$ و تابع توزیع توأم $F(x_1, x_2, \dots, x_p)$ بوده، به‌طوری‌که با داشتن یک تابع توزیع توأم مجموعه توابع حاشیه‌ای محتمل تشکیل‌دهنده آن قابل ارزیابی است و برعکس (روابط ۷ تا ۹).

$$F(x_1, x_2, \dots, x_p) = C\left(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_p(x_p)\right) \quad (۷)$$

$$F(x_1) = U_1, F(x_2) = U_2, \dots, F(x_P) = U_p \quad (۸)$$

$$C(u_1, u_2, \dots, u_p) = \Pr\left(U_1 \le u_1, U_2 \le u_2, \dots, U_p \le u_p\right) \quad (۹)$$

1. Saddle point
2. Nelsen
3. Sklar

هر جفت (U1, U2) منجر به یک نقطه F(x) و G(y) در مربعی به ابعاد واحد $[1,0] \times [1,0]$ می‌شود و این جفت داده، به‌نوبه خود دارای مقداری در بازه [۱،۰] به‌عنوان توزیع توأم H(x,y) می‌باشند. توابع کاپولایی که در این پژوهش استفاده شده است، عبارتند از: کاپولای بیضوی[1] از قبیل نرمال و تی‌استیودنت و خانواده کاپولای ارشمیدسی از قبیل کلایتون، فرانک و گامبل[2]. خانواده کاپولای ارشمیدسی را لینگ[3] (۱۹۶۵) معرفی کرد. مهم‌ترین ویژگی کاپولای ارشمیدسی این است که از نوع کاپولای بیضی نیستند و اجازه می‌دهند انواع مختلفی از ساختارهای وابستگی مدل‌سازی شود. کاپولاهای ارشمیدسی، از پرکاربردترین توابع کاپولا به شمار می‌روند.

۴-۴. اندازه گیری ریسک سیستمی

با استفاده از نتایج کاپولا جهت بررسی سرریز ریسک بین بازارهای رمزارز و سهام از رهیافت ارزش در معرض ریسک (VAR)، ارزش در معرض ریسک شرطی (CoVaR) و ارزش در معرض ریسک شرطی تفاضلی (ΔCoVaR) استفاده می‌شود. ارزش در معرض ریسک (VAR) یک معیار اندازه‌گیری ریسک است که حداکثر زیان مورد انتظار را در یک موقعیت سرمایه‌گذاری خاص و سطح اطمینان مشخص با حفظ یک موقعیت خرید[4] (ریسک در جهت نزولی) یا یک موقعیت فروش[5] (ریسک در جهت صعودی) تخمین می‌زند. ارزش در معرض ریسک (VAR) در جهت نزولی در زمان t و در سطح اطمینان $(1-\alpha)$ به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$Pr(r_t \leq VaR_{\alpha,t}) = \alpha \qquad (۱۰)$$

که در آن $VaR^{downside}{}_{\alpha,t} = \mu_t + t^{-1}{}_{\upsilon,\eta}(\alpha)\sigma_t$ ، که μ_t و σ_t به ترتیب بیانگر میانگین شرطی و انحراف از استاندارد بازده دارایی‌ها هستند که بر اساس مدل (ARMA-FIGARCH-GED)برای اقتصاد ایران و بر اساس مدل (ARMA- GJRGARCH-GED) برای اقتصاد ایالات متحده آمریکا محاسبه می‌شوند. همچنین $t^{-1}{}_{\upsilon,\eta}\,\alpha$ بیانگر کوانتیل α ام برای توزیع GED است. به

1. Elliptical

۲. شکل ریاضی این توابع در قسمت ضمایم ارائه شده‌است.

3. Ling
4. long position
5. short position

طورمشابه برای ارزش در معرض ریسک (VAR) در جهت صعودی نیز به صورت زیر تعریف می گردد:

$$Pr(r_t \geq VaR_{1-\alpha,t}) = \alpha \quad ,VaR^{upside}{}_{\alpha,t} = \mu_t + t^{-1}{}_{\upsilon,\eta}(1-\alpha)\sigma_t \quad (۱۱)$$

در این مطالعه برای بررسی اثرات سرریز از معیار (CoVaR) پیشنهاد شده توسط آدریان و برانرمایر[1] (۲۰۱۱) و جیراردی و آرگون[2] (۲۰۱۳) استفاده شده‌است. آدریان و برانرمایر (۲۰۱۱) یک روش پیشگام در ریسک سیستمی به نام (CoVaR) پیشنهاد دادند، (CoVaR) درواقع (VAR) یک سیستم مالی است به شرطی که بازارها در بحران باشند. آن ها پویایی مشترک بازده سهام مؤسسات مالی و سیستم مالی را با روش رگرسیون چندک مدلسازی کردند. درواقع سهم یک شرکت در ریسک سیستمی را تفاوت بین (CoVaR) در حالتی که موسسه در بحران باشد با هنگامی که در حالت نرمال باشد، تعریف کردند و این تفاوت را با ΔCoVaR نشان دادند. (CoVaR) به طور گسترده‌ای در محاسبات ریسک سیستمی در اقتصادهای متنوع به کار رفته شد. یکی از مهم‌ترین پژوهش‌ها در این زمینه توسط جراردی و آرگان (۲۰۱۳) انجام شد که برای توجه بیشتر به پدیده‌های بحرانی شدید و یکنواختی بیشتر متغیرهای وابسته، مفهوم بحران را در مؤسسات مالی از "برابر با VaR" به "بیشتر از VaR" تغییر دادند. آن‌ها از مدل چندمتغیره گارچ برای نمایش ریسک سیستمی متغیر با زمان در مؤسسات مالی استفاده کردند. معیار (CoVaR) برای دارایی i به عنوان (VAR) برای دارایی i مشروط به اینکه دارایی jدر معرض خطر بحران باشد، می‌باشد.

CoVaR نزولی برای بازده سهام مشروط بر اینکه بازار رمزارز تحت وقایع و آشوب های کمتر[3] قرار داشته باشد با سطح اطمینان (β-1)، کوانتیل β ام بازده بازار سهام $r_t{}^s$ در صورتی که این رویداد شرطی تحقق یابد، به شکل رابطه (۱۲) محاسبه می‌شود.

$$\Pr(r_t{}^s \leq \mathrm{CoVaR}_{\beta,t}{}^{s,downside} | r_t{}^c \leq \mathrm{VaR}_{\alpha,t}{}^{c,downside}) = \beta \quad (۱۲)$$

1 Adrian and Brunnermeier
2. Girardi and Ergün
3. extreme downward

که در آن r_t^s بیانگر بازده سهام و r_t^c بازده رمزارز و $\mathrm{Var}_{\alpha,t}^c$ کوانتیل α ام توزیع بازده قیمت رمزارز است. حداکثر ضرری را که بازده رمزارز ممکن است برای سطح اطمینان α-1 و یک افق زمانی خاص تجربه کند را می‌توان به صورت زیر نشان داد.

$$Pr(r_t^c \leq \mathrm{VaR}_{\alpha,t}^c) = \alpha$$

به طور مشابه، CoVaR صعودی برای بازده سهام مشروط بر اینکه بازار رمزارز تحت شرایط بحرانی[1] باشد به صورت زیر تعریف می شود.

$$\Pr(r_t^s \geq \mathrm{CoVaR}_{\beta,t}^{s,upside} | r_t^c \geq \mathrm{VaR}_{1-\alpha,t}^{c,upside}) = \beta \qquad (۱۳)$$

که $\mathrm{VaR}_{1-\alpha,t}^{c,upside}$ با در نظر گرفتن یک موقعیت فروش برای سطح اطمینان α-1 و برای یک افق زمانی خاص، حداکثر ضرر را اندازه‌گیری می کند. سنجه‌های CoVaR را می توان بر حسب توابع کاپولا نشان داد، زیرا احتمالات شرطی را می توان به ترتیب به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$C(F_{r_t^s}(\mathrm{CoVaR}_{\beta,t}^s), F_{r_t^c}(\mathrm{CoVaR}_{\alpha,t}^c)) = \alpha\beta \qquad (۱۴)$$

$$1 - F_{r_t^s}(CoVaR_{\beta,t}^s) - F_{r_t^c}(VaR_{1-\alpha,t}^c) + C(F_{r_t^s}(CoVaR_{\beta,t}^s), F_{r_t^c}(CoVaR_{1-\alpha,t}^c)) = \alpha\beta$$

$F_{r_t^s}$ و $F_{r_t^c}$ به ترتیب توزیع های حاشیه ای سهام و بازده رمزارز هستند. در این مطالعه برای محاسبه (CoVaR) از یک روش دومرحله‌ای طبق مطالعات ربوردو و اوگولینی[2] (۲۰۱۵) استفاده می‌گردد. مرحله اول: با توجه به سطح معنی‌داری α و β به‌ترتیب برای VaR و CoVaR و با فرض $(r_t^c \leq \mathrm{VaR}_{\alpha,t}^c) = \alpha$ می‌توان مقدار $F_{r_t^s}(\mathrm{CoVaR}_{\beta,t}^s)$ و اشکال خاص تابع کاپولا را به دست آورد. مرحله دوم: با استفاده از تابع توزیع برای بازده بازار سهام (برآورد شده از مدل حاشیه‌ای در معادلات توزیع حاشیه‌ای)، (CoVaR) برای بازار سهام را به صورت زیر محاسبه کرد.

$$F_{r_t^s}^{-1}(F_{r_t^s}(\mathrm{CoVaR}_{\beta,t}^s)) \qquad (۱۵)$$

با این تعریف، (ΔCoVaR) به عنوان سهم بازار سهام در ریسک سیستمی به صورت زیر است.

$$\Delta CoVaR_t^{s|c} = \frac{(CoVaR_{\beta,t}^{s|c} - CoVaR_{\beta,t}^{s|c,\ \alpha=0.5})}{CoVaR_{\beta,t}^{s|c,\ \alpha=0.5}} \qquad (۱۶)$$

4.extreme upward movement

1. Rebored and Ugolini

معیار (ΔCoVaR) اختلاف بین ارزش در معرض خطر بازار سهام مشروط بر تحت شرایط بحرانی بودن بازار رمزارز و ارزش در معرض خطر بازار سهام مشروط بر تحت شرایط نرمال استاندارد بودن بازار رمزارز است.

استفاده از کوپولا برای به دست آوردن CoVaR به دلیل انعطاف‌پذیری آن‌ها در اجازه‌دادن به مدل‌سازی حاشیه‌ای و ساختار وابستگی جذاب است. این بسیار مهم است زیرا حاشیه‌ها و توابع وابستگی ممکن است ویژگی‌های وابستگی دنباله‌ای متفاوتی داشته باشند که بر CoVaR تأثیر می‌گذارند. اهمیت ΔCoVaR در این واقعیت نهفته است که سهم حاشیه‌ای ریسک سیستمیک بازار را در ریسک کلی نشان می‌دهد. برای تحلیل بیش‌تر، از تست بوت استرپینگ (KS) آزمون کولموگروف اسمیرنف که توسط آبادی[1] (۲۰۰۲) برای مقایسه مقادیر CoVaR و آزمایش عدم تقارن سرریزهای ریسک به کار می‌رود استفاده می‌شود.

$$KS_{mn} = \left(\frac{mn}{m+n}\right)^{1/l} sup_x |F_m(CoVaR) - G_n(VaR)| \qquad (۱۷)$$

که در آن Fm(CoVaR) و Gn(VaR) به ترتیب توابع توزیع تجمعی CoVaR و VaR را نشان می‌دهند.

۵. تجزیه و تحلیل نتایج تجربی پژوهش

در این بخش از پژوهش به معرفی داده‌ها و تجزیه‌وتحلیل یافته‌های تجربی پرداخته می‌شود.

۵-۱. متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورد مطالعه شامل شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نماینده‌ای از بازار سهام ایران است. این شاخص بیانگر روند عمومی قیمت سهام همه شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران است که با نماد (TEPIX) نمایش داده شده‌است. داده‌های آن از سایت بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده است. شاخص (S&P500) یکی از شاخص‌های مهم و مشهور بازارهای سهام آمریکاست که شامل سهام ۵۰۰ شرکت بزرگ آمریکایی می‌شود. این شاخص گزارشی از وضعیت ریسک و بازدهی شرکت‌های بزرگ آمریکایی است و تصویر خوبی از عملکرد بازار سهام

1. Abadie

آمریکا به نمایش می‌گذارد. داده‌های آن طریق پایگاه داده بلومبرگ به دست آمده است. در این مطالعه از شاخص کل بورس تهران به عنوان نماینده‌ی بازار سهام در حال‌توسعه و شاخص (S&P500) به نمایندگی از بازار سهام توسعه‌یافته استفاده شده است.

در این مطالعه سه رمزارز محبوب دنیا در میان رمزارزها شامل بیت‌کوین، اتریوم، ریپل درنظر گرفته شده است. اطلاعات مربوط به رمزارزها از سایت کوین‌دسک[1] استخراج شده‌است. به دنبال عدم‌همزمانی روزهای معاملاتی شاخص‌های بازار بورس ایران و ایالات متحده و رمزارزها تنها روزهای مشترک کاری در مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است. بدین منظور، از قیمت روزانه این بازارها در بازه زمانی ۸ آگوست ۲۰۱۵ تا ۲۱ فوریه ۲۰۲۳ برای بازار ایران و در بازه زمانی ۱۲ دسامبر ۲۰۱۵ تا ۲۱ فوریه ۲۰۲۳ برای بازار ایالات متحده استفاده شده است. انجام محاسبات و تجزیه و تحلیل با برنامه نویسی در محیط نرم‌افزار RStudio و همچنین از نرم‌افزار Eviews12 استفاده شده است. برای محاسبه بازدهی از رابطه زیر استفاده شده‌است. در این رابطه R_t، P_t و P_{t-1} به ترتیب بازدهی، قیمت در دوره t و قیمت در دوره t-1 برای هر دو شاخص سهام و رمزارز است.

$$R_t = ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \qquad (۱)$$

۵-۲. آمار توصیفی داده‌ها

۵-۲-۱. آمار توصیفی داده‌های کشور در حال توسعه (ایران)

جدول شماره (۱) آماره‌های توصیفی مربوط به سری‌های بازدهی رمزارزهای اتریوم، بیت‌کوین، ریپل و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را نشان می‌دهد. آماره‌های توصیفی مربوط به اقتصاد توسعه‌یافته در قسمت ضمایم ارائه شده‌است.

جدول ۱: ویژگیهای آماری بازده متغیرهای مورد بررسی

	ETH	TEPIX	BTC	XRP
میانگین	۰/۰۰۴۲۴۵	۰/۰۰۱۷۸۰	۰/۰۰۲۵۰۱	۰/۰۰۲۱۲۲
میانه	۰/۰۰۰۸۰۹	۰/۰۰۰۶۳۱	۰/۰۰۲۲۴۹	-۰/۰۰۲۸۱۹
حداکثر	۰/۵۴۳۵۹۷	۰/۰۵۸۱۱۰	۰/۲۵۱۲۴۶	۱/۱۸۴۵۷۸
حداقل	-۰/۴۸۲۱۷۵	-۰/۰۴۸۲۷۷	-۰/۴۱۹۵۷۹	-۰/۵۵۰۴۰۳
انحراف معیار	۰/۰۷۱۱۱۲	۰/۰۱۲۵۶۷	۰/۰۴۸۳۱۰	۰/۰۸۰۰۵۴

2. www.coindesk.com

چولگی	۰/۱۸۷۷۲۹	۰/۲۴۸۹۶۷	-۰/۳۶۶۷۱۰	۲/۸۴۶۶۹۶
کشیدگی	۹/۴۹۳۳۵۱	۵/۲۹۰۲۶۲	۱۰/۰۰۷۹۹	۳۸/۸۵۰۴۸
آماره جارک برا	۳۱۹۲/۲۳۳	۴۱۴/۵۱۰۶	۳۷۴۶/۴۹۵	۹۹۴۲۹/۲۹
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
LM-ARCH	۱۵/۴۴۳	۸/۷۶۹۰	۲۰/۲۳۲	۵/۲۲۰۲
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۱) ضریب کشیدگی بازدهی سری‌های مورد بررسی بیشتر از ضریب کشیدگی تابع چگالی نرمال است، بنابراین تابع چگالی بازدهی این دارایی‌ها، دارای دنباله پهن بوده و قله بلند دارد. آماره جارک‌برا بیانگر آن است که تابع توزیع بازدهی‌های مورد بررسی نرمال نیست. مقدار میانگین بازده رمزارز اتریوم نسبت به مقدار میانگین رمزارزهای بیت‌کوین و ریپل بالاتر است. همچنین، مقایسه مقادیر انحراف معیار بازده‌ها نشان می‌دهد که بازارهای رمزارز ریپل و اتریوم نسبت به بازار رمزارز بیت‌کوین ثبات کمتری را تجربه کرده‌اند. ضریب چولگی بازده رمزارز بیت‌کوین مقداری منفی است که بیانگر متداول بودن شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت است. همچنین بر اساس نتایج آزمون (LM- ARCH) فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس‌ها رد شده و فرضیه مقابل یعنی وجود واریانس ناهمسانی تأیید می‌شود.

۵-۳. بررسی نتایج آزمون‌ها

۵-۳-۱. بررسی نتایج آزمون‌های مانایی

مطابق ادبیات اقتصادسنجی، قبل از هرگونه تخمین و به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، باید ابتدا از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. چنانچه متغیرهای ملحوظ در مدل مانا باشند، تخمین‌های انجام شده مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهند داشت. جهت بررسی آزمون مانایی متغیرها از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس - پرون استفاده شده است. خلاصه نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) و (۳) ارائه شده است که نشان می‌دهند که همه متغیرهای بازدهی در سطح مانا بوده و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی این متغیرها رد می‌شود.

جدول۲: آزمون مانایی متغیرهای مورد بررسی برای اقتصاد در حال توسعه

متغیر	آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته با عرض از مبدا و روند		آزمون فیلیپس - پرون با عرض از مبدا و روند	
	آماره آزمونADF	سطح احتمال	آماره آزمون PP	سطح احتمال
ETH	-۶/۶۸۱۷	۰/۰۰۰۰	-۶/۷۱۴	۰/۰۰۰
TEPX	-۵/۹۳۲	۰/۰۰۰	-۷/۲۶۷	۰/۰۰۰
BTC	-۱۰/۹۱۱	۰/۰۰۰	-۱۰/۹۱۱	۰/۰۰۰
XRP	-۴/۳۹۷	۰/۰۰۳	-۴/۳۵۴	۰/۰۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳: آزمون مانایی متغیرهای مورد بررسی برای اقتصاد توسعه‌یافته

متغیر	آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته با عرض از مبدا و روند		آزمون فیلیپس - پرون با عرض از مبدا و روند	
	آماره آزمون ADF	سطح احتمال	آماره آزمون PP	سطح احتمال
ETH	-۴۱/۹۳۹۳	۰/۰۰۰۰	-۴۲/۱۸۹۹	۰/۰۰۰
SPX	-۱۳/۱۴۹۲	۰/۰۰۰	-۴۹/۹۱۹۸	۰/۰۰۰
BTC	-۴۳/۰۰۸۷	۰/۰۰۰	-۴۳/۱۳۵۰	۰/۰۰۰
XRP	-۲۶/۶۰۴۹	۰/۰۰۰	-۴۰/۹۲۷۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۴. مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای

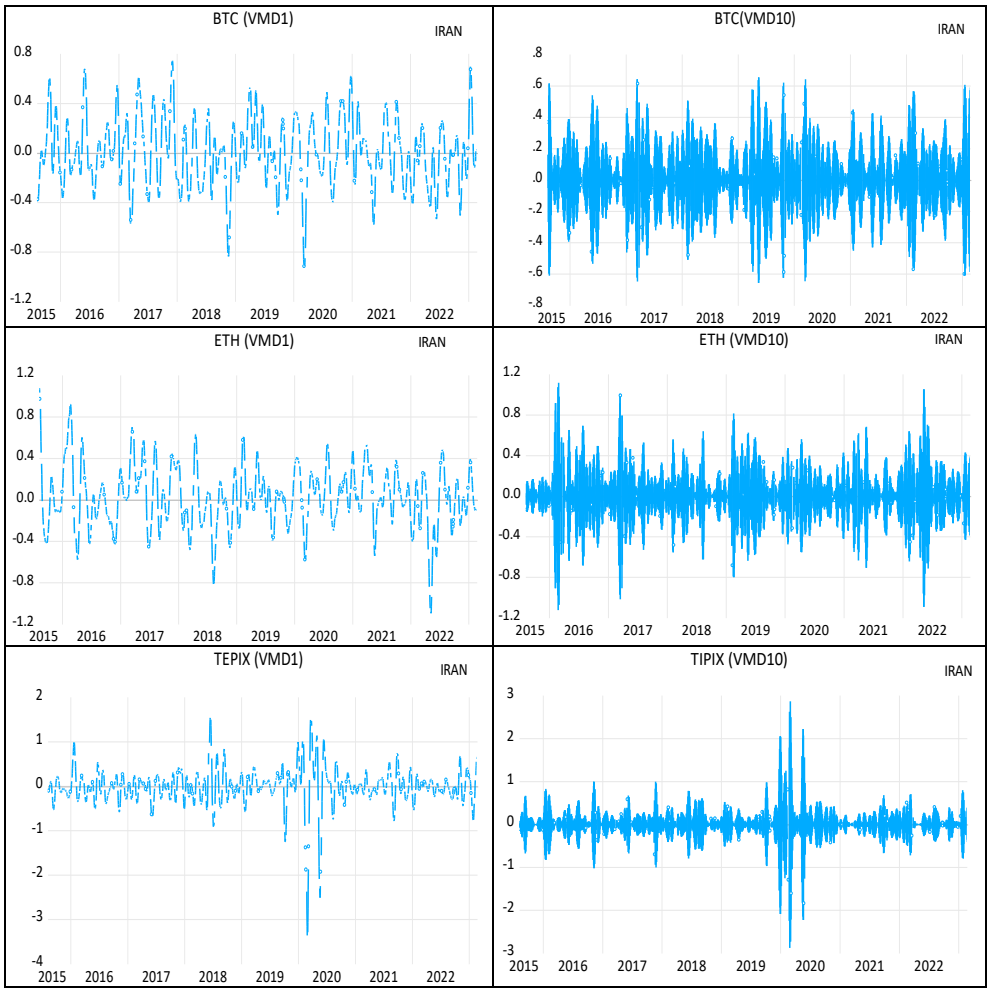
از آنجا که بازدهی سری‌های زمانی مورد آزمون دارای نوسانات خوشه‌ای می‌باشند، برای سازگاری توزیع تجربی بازدهی‌ها لازم است توزیع حاشیه‌ای برای آن‌ها درنظر گرفت. برای بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای رمزارز و سهام، ابتدا توزیع‌های حاشیه‌ای هر سری زمانی مالی تخمین زده می‌شود. همانگونه که در بالا مشاهده شد متغیرها در سطح مانا بوده و از این جنبه برآورد مدل‌های گارچ مشکل عدم وجود حافظه بلندمدت را ندارد. پس اگر چنانچه شوک‌های مالی سری داده‌ها را تحت تاثیر قرار دهند، به دلیل باثبات بودن یا مانا بودن متغیرها اثر این قبیل شوک‌ها بر متغیرهای مورد نظر میرا است و به تدریج از بین می‌رود. بنابراین نبود حافظه بلندمدت در میانگین شرطی

بازده‌ها به دلیل باثبات بودن یا مانا بودن داده ها تأیید می‌شود. نتایج تجربی بسیار زیادی وجود حافظه بلند مدت تلاطم (واریانس) در بازارهای مالی را تأیید می‌کنند (دینگ[1]، ۱۹۹۳). با توجه به اینکه داده‌های مورد نظر از لحاظ آماری دارای توزیع نرمال نیست و از طرفی اثرات ARCH نشان می‌دهد که سری‌های مورد نظر نیازمند مدل‌سازی واریانس است. در این مطالعه برای برازش نیکویی تابع توزیع متغیرها از آزمون کولموگرف و اسمیرنف[2] استفاده شده است. با توجه به این آزمون، بهترین برازش توزیع برای متغیرها، توزیع GED[3] می‌باشد. در نتیجه بهترین مدل برای اقتصاد درحال توسعه رویکرد ARMA-FIGARCH با توزیع GED و برای اقتصاد توسعه‌یافته رویکرد ARMA-GJR با توزیع GED می‌باشد. نتایج حاصل از برآوردها برای متغیرهای اقتصاد در حال توسعه و اقتصاد توسعه‌یافته در قسمت ضمایم ارائه شده‌است.

۵-۵. نتایج تجزیه مود متغیر

با اعمال تجزیه مود متغیر (VMD) بر روی باقیمانده‌های استاندارد شده مدل‌های حاشیه‌ای، سری به اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت تجزیه می‌شود. در این مطالعه تعداد مودها، ۱۰ به طور دلخواه طبق مطالعات لاهمیری (۲۰۱۵) و (۲۰۱۶) در نظر گرفته می‌شود. باقیمانده‌های استاندارد شده در واقع می‌توانند ویژگی‌های تغییرات در سری‌های زمانی را نشان دهند که تحت تأثیر عوامل دیگر مانند همبستگی سریالی و ناهمسانی در سری‌های بازدهی خام قرار نمی گیرند. شکل (۱) نتایج حاصل از تجزیه مود متغیر برای بازارهای رمزارز و شاخص سهام برای اقتصاد درحال‌توسعه (ایران) را نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود سری تجزیه شده با بالاترین فرکانس مرکزی (VMD10) به عنوان سری کوتاه مدت و سری تجزیه شده را با کمترین فرکانس مرکزی (VMD1) به عنوان سری بلندمدت در نظر گرفته می‌شود. در دوره‌های کوتاه‌مدت (VMD 10) سری‌زمانی دارای واریانس کمتری است؛ درحالیکه در دوره‌های بلندمدت (VMD 1) سری‌زمانی دارای واریانس بیشتری است. همچنین سری بلندمدت (VMD1) الگوهای دینامیکی هموارتر و با خوشه‌بندی نوسانات کمتر نشان می‌دهد.

1. Ding
2. Kolmogorov-Smirnov
3. Generalized error distributions



شکل (۱): تجزیه مود متغیر برای اقتصاد درحال توسعه

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۶. رویکرد ترکیبی (Copula -VMD)

در واقع، مدل‌سازی و پیش‌بینی داده‌های اقتصادی و مالی برای دولت برای تعیین سیاست‌های اقتصادی و برای شرکت‌ها به منظور مدیریت پرتفوی و کنترل ریسک بسیار مهم است. این رویکرد ترکیبی (Copula -VMD) به عنوان یکی از روشهای جامع چند مقیاسی می‌تواند راهنمایی برای مدلسازی ساختار پنهان ناشناخته در بازارهای مالی باشد. نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که در

کوتاه‌مدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم، تابع کاپولای تی‌استیودنت و کاپولای فرانک بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی کوتاه‌مدت بین آن‌ها نشان می‌دهد. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک و همچنین معیار اطلاعاتی آکائیک صحت نتایج را تأیید می‌کند. کاپولای فرانک به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت بیت‌کوین در بازدهی مثبت و منفی ناچیز است. در این رابطه می‌توان بیان داشت که تغییرات بیت‌کوین در طول دامنه‌های پایینی و بالا بر بازده اتریوم ناچیز و تا حدودی اثرگذاری آن در دامنه پایین است. بعد از کاپولای فرانک در رتبه دوم کاپولای تی‌استیودنت به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم در کوتاه‌مدت انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت بیت‌کوین در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی است. همچنین در بلندمدت بر اساس آزمون وونگ و کلارک، کاپولای تی‌استیودنت به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم انتخاب شد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و ریپل، تابع کاپولای تی‌استیودنت در رتبه اول و کاپولای فرانک در رتبه دوم بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی بین آنها نشان می‌دهد. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک و همچنین معیار اطلاعاتی آکائیک صحت نتایج را تأیید می‌کند. به عبارتی اثر سرایت قیمت ریپل در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی است. این نتیجه گویای این واقعیت است که هر دو جفت از بازدهی وابستگی به دنباله‌ی بالایی و پایینی یکسانی دارند. این مهم نشان دهنده وجود سرایت در نوسانات این بازارها است. بدین ترتیب می‌توان بیان داشت که در بازدهی‌های منفی و مثبت حدی بین بازدهی شاخص های مورد بررسی وابستگی بیشتری رخ می‌دهد. در بلندمدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران، تابع کاپولای تی‌استیودنت در رتبه اول و کاپولای کلایتون در رتبه دوم بر اساس ازمون کلارک به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت بیت‌کوین در بازدهی مثبت کمتر از بازدهی منفی است. بر اساس آزمون وونگ بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت هیچ‌گونه همبستگی وجود ندارد. نتایج

برآورد وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت ساختاری بازدهی رمز ارز (BTC) با رمز ارزهای (ETH) و(XRP) و بازدهی شاخص بورس ایالات متحده (S&P500) در قسمت ضمایم ارائه شده‌است.

جدول۴: برآورد وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت ساختاری بازدهی رمز ارز BTC با رمز ارزهای ETH وXRP و بازدهی شاخص بورس ایران TEPIX

کاپولا	ETH		XRP		TEPIX	
	Short-run	Long-run	Short-run	Long-run	Short- run	Long-run
Normal						
rho	۰/۵۷۱	۰/۴۷۷	۰/۵۴۵۴	۰/۴۰۲	۰/۰۱۱	-۰/۰۵۳
Std. Error	۰/۰۱۴	۰/۰۱۶	۰/۰۱۵	۰/۰۱۸	۰/۰۲۴	۰/۰۲۴
LLF	۳۵۴/۵	۲۳۱/۴	۳۱۶/۶	۱۵۸	۰/۱۱۹	۲/۵۵۱
AIC	-۷۰۶/۹۸۸	-۴۶۰/۷۷	-۶۳۱/۲۹۰	۳۱۴/۰۸	۰/۷۶۱۵	-۳/۱۰۲
Vuong	۰	-۱	۰	-۳	۰	۱
Clarke	-۲	-۳	-۲	-۴	-۳	-۴
T						
rho	۰/۵۹۲	۰/۵۰۷	۰/۵۸۰۱	۰/۴۵۰	۰/۰۰۴	-۰/۰۵۱
Std. Error	۰/۰۱۵	۰/۰۱۸	۰/۰۱۶	۰/۰۲۱	۰/۰۲۵	۰/۰۲۱
وابستگی دمی بالا	۰/۲۲۰۱۱	۰/۱۸۲	۰/۲۵۴۶	۰/۲۵۵۸	۰/۰۰۰۹	۵/۰۸۶
وابستگی دمی پایین	۰/۲۲۰۱۱	۰/۱۸۲	۰/۲۵۴۶	۰/۲۵۵۸	۰/۰۰۰۹	۵/۰۸۶
LLF	۳۸۰/۱	۲۷۰/۶	۳۶۳/۱	۲۳۶/۴	۳/۹۷۷	۲/۳۴
AIC	-۷۵۶/۲۸۶	-۵۳۷/۲۰	-۷۵۶/۲۸۶	۴۶۸/۷۶	-۳/۹۵۴	-۰/۶۷۹۸
Vuong	۵	۴	۵	۶	۰	-۱
Clarke	۴	۴	۴	۶	۶	۶
Clayton						
alpha	۱/۴۱۶	۱/۰۹۶	۱/۳۶۴	۰/۸۶۲	۰/۰۰۲	-۰/۰۲۸۸
Std. Error	۰/۰۵۴	۰/۰۴۸	۰/۰۵۳	۰/۰۴۵	۰/۰۱۸	۰/۰۲۷
وابستگی دمی بالا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

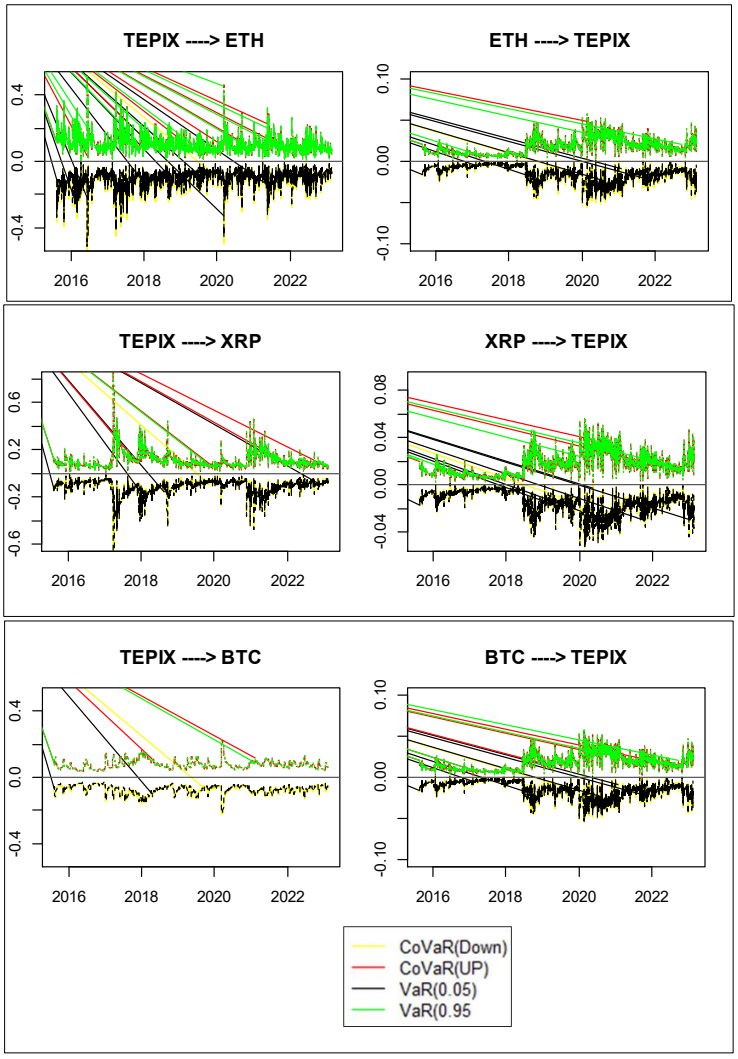
وابستگی دمی پایین	۰/۶۱۲۹۹	۰/۵۳۱۱	۰/۶۰۱۶	۰/۴۴۷۵	۰/۰۸۹۵	۰/۶۱۲
LLF	۲۲۲/۷	۲۲۳/۱	۲۰۰	۱۷۶/۱	۰/۳۶۷	۲/۲۱۷
AIC	-۴۴۳/۳۰۱	-۴۴۴/۲۳	-۳۹۷/۹۱۰	-۳۵۰/۱۶	۱/۲۶۴	-۲/۴۳۳
Vuong	-۵	۰	-۵	۱	۰	۰
Clarke	-۵	-۳	-۵	-۲	۳	-۶
Gumbel						
alpha	۱/۶۱۲	۱/۴۴۳	۱/۵۸۱	۱/۳۶۲	۱	۱
Std. Error	۰/۰۲۶	۰/۰۱۹	۰/۰۲۴	۰/۰۱۹	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵
وابستگی دمی بالا	۰/۴۶۲۵۶	۰/۰۰۰	۰/۴۶۲۵	۰/۳۷۸۱	۲/۰۶۵۷	۲/۰۶۵۷
وابستگی دمی پایین	۰/۰۰	۰/۳۷۸۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LLF	۳۴۷/۷	۱۹۸/۳	۳۲۲/۹	۱۵۵/۷	-۸/۹۲۳	-۲/۸۵۷
AIC	-۶۹۳/۳۳۹	-۳۹۴/۴۶	-۶۴۳/۸۲۲	-۳۰۹/۴۰	۲/۰۰۰	۲/۰۰۰
Vuong	۰	-۴	۰	-۳	۰	۰
Clarke	۱	۰	۱	۰	-۲	۱
Frank						
alpha	۴/۴۵۸	۳/۶۳۶	۴/۳۴۸	۳/۰۲۳	۰/۰۰۵	-۰/۰۱۳
Std. Error	۰/۱۶۸	۰/۱۶۱	۰/۱۶۸	۰/۱۵۷	۰/۱۴۲	۰/۱۴۱
وابستگی دمی بالا	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰
وابستگی دمی پایین	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LLF	۳۷۸/۳	۲۶۵/۵	۳۵۷/۳	۱۸۹/۳	۰/۰۰۰	۰/۴۲۲۱
AIC	-۷۵۴/۵۱۸	۵۲۹/۰۹۵	-۷۱۲/۶۶۱	-۳۷۶/۶۰	۱/۹۹۸۷	۱/۱۵۵
Vuong	۵	۳	۵	۱	۰	۰
Clarke	۶	۶	۶	۴	-۳	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۷. آنالیز سرریزهای ریسک

با استفاده از نتایج حاصل از کاپولا در این بخش به تحلیل سرریزهای ریسک صعودی و نزولی (ریسک سیستمی) بین بازارهای رمزارز و سهام و برعکس با استفاده از رهیافت ارزش در معرض

خطر(VAR)، ارزش در معرض خطر شرطی (CoVaR) و ارزش در معرض خطر شرطی تفاضلی (ΔCoVaR) پرداخته می‌شود. نمودار (۱) VaRها و CoVaR های صعودی و نزولی را از بازار رمزارزها به سهام و بالعکس را نشان می‌دهد.



نمودار(۱) ارزش در معرض ریسک صعودی و نزولی (VaR) و ارزش در معرض ریسک شرطی (CoVaR) بین بازارهای رمزارز و سهام S&P500 و بالعکس

منبع: یافته‌های تحقیق

این شواهد گرافیکی با آمار توصیفی گزارش شده در جدول (۵) مطابقت دارد. در واقع، میانگین و انحراف استاندارد مقادیر VaR برای بازاررمزارز ریپل بیشتر از همتایان خود برای بازار سهام ایران است. همانطور که ملاحظه می‌شود سیر صعودی و نزولی VaR و CoVaR روند مشابهی را برای همه موارد با تفاوت‌های جزئی در بزرگی در بازارها نشان می‌دهد. بنابراین با محاسبه مقدار VaR و CoVaR و انجام آزمون بین رمزارزها و بازده بازار سهام می‌توان مکانیسم سرریز ریسک بین آنها را درک کرد. جدول (۵) آمار توصیفی (میانگین و انحراف معیار) را برای VaR و CoVaRهای نزولی و صعودی برآورد شده برای همه جفت رمزارز- سهام ارائه می‌دهد. بالاترین میانگین و انحراف معیار مربوط به رمز ارز ریپل می‌باشد که بالاترین میانگین در شرایط نزولی ۰/۱۱۷۴- و در شرایط صعودی ۰/۱۱۳۹ و بالاترین انحراف معیار در شرایط نزولی ۰/۰۷۱۴ و در شرایط صعودی ۰/۰۷۱۴ را دارد. در مورد سرریزهای ریسک از بازار سهام به بازده رمزارزها خاطر نشان می‌شود که رمزارز ریپل بیشترین تأثیر را از بازار سهام دارد، در حالی که رمزارز بیت‌کوین کمترین تأثیر را از بازار سهام دارد. شواهد تجربی نشان می‌دهد که ریپل و بیت‌کوین به ترتیب بیشترین میانگین CoVaR صعودی و کوچکترین میانگین CoVaR نزولی را در کشور در حال توسعه (ایران) دارند. این نشان می‌دهد که تأثیرات سیستمی بر بازارهای رمزارز ریپل و بیت‌کوین بیشترین تأثیر را دارد، یعنی زمانی که بازار سهام تمایلی صعودی نشان می‌دهد، تأثیر مثبت بیشتری بر بازارهای رمزارز ریپل و بیت‌کوین خواهد داشت در حالی که در طول بحران، زمانی که بازار سهام با مشکل مواجه می‌شود، این بازارهای رمزارز به شدت آسیب می‌بینند. همانطور که تفاوت‌های بین معیارهای VaRو CoVaR صعودی و نزولی ملاحظه می‌شود می‌توان بیان کرد که میانگین مطلق و انحراف استاندارد برای VaR و CoVaR صعودی بزرگتر از مقادیر نزولی در مورد سرریزهای ریسک از بازار سهام به بازده اتریوم است، که به این معنی است که سرریز ریسک نزولی (بازار نزولی) کوچکتر از سرریز ریسک صعودی (بازار صعودی) به بازار رمزارز اتریوم است.

جدول ۵: میانگین و انحراف معیار استاندارد مقدار VaR و CoVaR صعودی و نزولی

	Downside VaR	Upside VaR	Downside CoVaR	Upside CoVaR
الف) از بازار سهام (TEPIX) به بازده رمزارزها				
ETH	−۰/۱۰۵۳ (۰/۰۵۲۳)	۰/۱۰۸۲ (۰/۰۵۲۳)	−۰/۱۱۴۴ (۰/۰۵۶۸)	۰/۱۰۹۱ (۰/۰۵۲۸)
BTC	−۰/۰۷۲۵ (۰/۰۲۶۳)	۰/۰۷۶۸ (۰/۰۲۶۳)	−۰/۰۷۵۷ (۰/۰۲۷۴)	۰/۰۷۷۱ (۰/۰۲۶۴)
XRP	−۰/۱۱۷۴ (۰/۰۷۱۴)	۰/۱۱۳۹ (۰/۰۷۱۴)	۰/۱۱۴۸ (۰/۰۶۹۹)	۰/۱۱۱۴ (۰/۰۶۹۹)
ب) از بازار رمزارز به بازده سهام (TEPIX)				
ETH	−۰/۰۱۴۱ (۰/۰۰۹۵)	۰/۰۱۷۷ (۰/۰۰۹۵)	−۰/۰۱۴۹ (۰/۰۱۰۰)	۰/۰۱۷۸ (۰/۰۰۹۶)
BTC	−۰/۰۱۴۱ (۰/۰۰۹۵)	۰/۰۱۷۷ (۰/۰۰۹۵)	−۰/۰۱۴۵ (۰/۰۰۹۸)	۰/۰۱۷۸ (۰/۰۰۹۵)
XRP	−۰/۰۱۴۱ (۰/۰۰۹۵)	۰/۰۱۷۷ (۰/۰۰۹۵)	−۰/۰۱۳۹ (۰/۰۰۹۴)	۰/۰۱۷۵ (۰/۰۰۹۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به ستون اول جدول (۶)، آزمون‌های KS فرضیه سرریزهای ریسک برابر که برابری مقادیر VaR نزولی با مقادیر CoVaR نزولی را نشان می‌دهد. این آزمون رمزارز بیت‌کوین و اتریوم را در سطح معنی‌دار ۱٪ برای رمزارز بیت‌کوین و اتریوم رد می‌کنند. همچنین این فرضیه را در سطح ۱۰ درصد برای رمزارز ریپل رد می‌کند. اگرچه فرضیه سرریزهای ریسک نزولی برابر از قیمت سهام (TEPIX)به بازده رمزارزها در سطح معنادار ۵ درصد برای بازده رمزارز بیت‌کوین و اتریوم رد شده است. با این حال، یک استثنا وجود دارد: آزمون K-S نمی‌تواند فرضیه صفر CoVaR و VaR یکسان برای رمزارز ریپل را رد کند. این یافته ممکن است نشان دهد که سرمایه‌گذاران در بازار رمزارز ریپل به نوسانات قیمت سهام در تصمیم‌گیری‌های خود اهمیت چندانی نمی‌دهند. بنابراین، نوسانات قیمت سهام ممکن است باعث توجه اندک سرمایه‌گذاران در بازار رمزارز ریپل و در نتیجه سرریز ناچیز ریسک به بازار رمزارز ریپل شود.

جدول۶: آزمون‌های متقارن و نامتقارن بودن VaR – CoVaR صعودی و نزولی

	Downside Ho: CoVaR = VaR H1:CoVaR≠VaR	Upside Ho: CoVaR =VaR H1:CoVaR≠VaR	ΔCoVaR Ho: CoVaR (Down) / VaR Down = CoVaR(Up) / VaR(Up) H1: CoVaR (Down) / VaR Down < CoVaR(Up) / VaR(Up)
الف) از بازار سهام (TEPIX) به بازده رمزارزها			
TEPIX → ETH	۰/۰۸۸۹ [۰/۰۰۰]	۰/۰۱۳۸ [۰/۹۹۵۳]	۰/۰۰۷۱۷ [۰/۹۱۰۹]
TEPIX → BTC	۰/۰۶۳۵ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۹۹ [۱/۰۰۰]	۱/۰۰۰۰ [۰/۰۰۰]
TEPIX→XRP	۰/۰۲۸۷۱۳ [۰/۲۲۴۷]	۰/۰۲۸۷۱۳ [۰/۴۴۴۳]	۰/۹۰۲۸ [۰/۰۰۰]
ب) از بازار رمزارز به بازده سهام (TEPIX)			
ETH → TEPIX	۰/۰۴۱۴ [۰/۰۸۹۵]	۰/۰۰۷۷ [۱/۰۰۰]	۰/۹۹۵۰ [۰/۰۰۰]
BTC → TEPIX	۰/۰۲۵۴ [۰/۶۰۳۱]	۰/۰۰۵۵ [۱/۰۰۰]	۰/۹۹۴۴ [۰/۰۰۰]
XRP→TEPIX	۰/۰۱۳۲ [۰/۹۹۷۳]	۰/۰۱۳۲ [۰/۹۹۷۳]	۰/۹۹۳۹ [۰/۰۰۰]

منبع: یافته‌های تحقیق

همچنین ملاحظه می‌شود که تفاوت‌های معناداری بین VaRs و CoVaR ها برای سری خام (برای سرریز ریسک از بازار رمزارزها به بازار سهام) وجود ندارد و به شدت فرضیه صفر برابری مقادیر VaR نزولی با مقادیر CoVaR نزولی برای بازارهای رمزارز بیت‌کوین و اتریوم و ریپل مورد پذیرش واقع می‌شود. بنابراین، نوسانات قیمت رمزارزها ممکن است باعث توجه اندک سرمایه‌گذاران در بازار سهام و در نتیجه سرریز ناچیز ریسک به بازار سهام شود. با توجه به ستون دوم جدول (۶)، فرضیه صفرکه برابری مقادیر VaR صعودی با مقادیر CoVaR صعودی را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که تفاوت‌های معناداری بین VaRs و CoVaR ها برای سری خام (برای سرریز ریسک از سهام به بازار رمزارز و بالعکس) وجود ندارد و به شدت فرضیه صفر برابری مقادیر VaRصعودی با مقادیر CoVaR صعودی برای بازارها مورد پذیرش واقع می‌شود. برای بررسی

پیامدهای سرریز ریسک بین رمزارزها و بازده بازار سهام، بررسی می‌شود که آیا سرریز ریسک صعودی و نزولی نامتقارن است یا خیر. آخرین ستون جدول (۶) نشان‌دهنده‌ی نامتقارن بودن سرریزهای ریسک صعودی و نزولی از بازارهای رمزارز به بازار سهام و برعکس است. فرضیه صفر که برابری معیارهای CoVaR نزولی / VaR نزولی کمتر از CoVaR صعودی / VaR صعودی برای سرریز ریسک از بازار سهام به بازارهای رمزارز (پانل الف) و سرریز ریسک از بازارهای رمزارز به بازار سهام (پانل ب) را نشان می‌دهد.

با توجه به نتایج تفاوت یا عدم تقارن معنادار بین معیارهای CoVaR نزولی / VaR نزولی کمتر از CoVaR صعودی / VaR صعودی برای سرریز ریسک از بازار سهام به بازارهای رمزارز فقط برای رمزارز بیت‌کوین و ریپل مورد تأیید است که نشان می‌دهد تأثیرات سیستمی بازار سهام بر رمزارز بیت‌کوین و ریپل نامتقارن است و سرریزهای ریسک صعودی به طور قابل‌توجهی بیشتر از سرریزهای ریسک نزولی و برای رمزارز اتریوم سرریز ریسک صعودی و نزولی به صورت متقارن است و فرضیه صفر مورد پذیرش است. همچنین نتایج نشان‌دهنده رفتار نامتقارن سرریزهای ریسک صعودی و نزولی از بازارهای رمزارز به بازار سهام است. نتایج این فرضیه را تأیید می‌کند که CoVaR نزولی / VaR نزولی کمتر از CoVaR صعودی / VaR صعودی است. با توجه به نتایج که CoVaR نزولی / VaR نزولی کمتر از CoVaR صعودی / VaR صعودی است که به نظر می‌رسد برای پوشش ریسک ناکارآمد باشد. سرمایه‌گذاری در رمزارزها به دلیل ریسک ناشی از نوسانات رمزارزها با مشکل مواجه می‌شود.

این یافته نتایج سرریز ریسک را تایید می‌کند که بیت‌کوین و اتریوم و ریپل نمی‌توانند با پوشش ریسک بازارهای سهام در طول حرکت‌های نزولی شدید بازار، سودهای افزایشی ایجاد کنند. در نهایت، نتایج آزمون تقارن گزارش می‌دهد که همه بازارها به استثنای اتریوم، فرضیه صفر را برای سری خام هنگام تجزیه و تحلیل سرریزهای ریسک سهام به بازارهای رمزارز رد می‌کنند که نشان می‌دهد تأثیرات سیستمی این بازار بر سهام ایران نامتقارن است و سرریزهای ریسک صعودی به طور قابل‌توجهی بیشتر از سرریزهای ریسک نزولی است. علاوه بر این، سرریزهای ریسک نامتقارن نیز حساسیت نامتقارن دارندگان سرمایه بین‌المللی را نشان می‌دهد، زیرا مدیران پرتفوی و سرمایه‌گذاران

جهانی تمایل دارند در مقایسه با بازارهای نزولی به بازارهای صعودی کمتر پاسخ دهند. یافته‌های تجربی گزارش‌شده تا کنون نشان‌دهنده سرریز ریسک نامتقارن بین رمزارزها و بازارهای سهام است. هر گونه اطلاعاتی در مورد ماهیت ریسک و انتقال آن از یک دارایی به دارایی دیگر به آنها اجازه می‌دهد تا به طور استراتژیک سرمایه‌گذاری‌ها را در بین دارایی‌ها برای تنوع بهتر ریسک تخصیص دهند.

جدول۷: میانگین و انحراف معیار مقدار VaR و CoVaR صعودی و نزولی

	Downside VaR	Upside VaR	Downside CoVaR	Upside CoVaR
الف) از بازار سهام (S&P500) به بازده رمزارزها				
ETH	-۰/۱۱۲۹ (۰/۰۴۵۱)	۰/۱۱۳۲ (۰/۰۴۵۱)	۰/۶۵۳۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۱۲۳۳ (۰/۰۴۹۲)
BTC	-۰/۰۷۰۶ (۰/۰۲۶۶)	۰/۰۷۴۲ (۰/۰۲۶۶)	-۰/۱۲۵۳ (۰/۰۴۶۷)	۰/۰۸۰۰ (۰/۰۲۸۷)
XRP	-۰/۱۱۰۳ (۰/۰۷۲۱)	۰/۱۰۶۳ (۰/۰۷۲۱)	-۰/۱۵۴۰ (۰/۱۰۱۲)	۰/۱۵۰۰ (۰/۱۰۱۲)
ب) از بازار رمزارز به بازده سهام (S&P500)				
ETH	-۰/۰۱۴۱ (۰/۰۰۹۵)	۰/۰۱۷۷ (۰/۰۰۹۵)	-۰/۰۲۶۸ (۰/۰۲۰۴)	۰/۰۱۷۸ (۰/۰۰۹۶)
BTC	-۰/۰۱۴۱ (۰/۰۰۹۵)	۰/۰۱۷۷ (۰/۰۰۹۵)	-۰/۰۱۴۵ (۰/۰۰۹۸)	۰/۰۱۷۸ (۰/۰۰۹۵)
XRP	-۰/۰۱۴۱ (۰/۰۰۹۵)	۰/۰۱۷۷ (۰/۰۰۹۵)	-۰/۰۱۳۹ (۰/۰۰۹۴)	۰/۰۱۷۵ (۰/۰۰۹۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۷) آمار توصیفی (میانگین و انحراف معیار) را برای متغیرهای VaR و CoVaR های نزولی و صعودی برآورد شده برای همه جفت رمزارز- سهام ارائه می‌دهد. تحلیل گرافیکی با میانگین و انحراف استاندارد VaR و CoVaR برای بازارهای سهام و رمزارز تأیید می‌شود. در کل، این نتیجه سرریزهای ریسک دوسویه را بین بازارهای رمزارز و سهام نشان می‌دهد. در مورد سرریز ریسک از بازار سهام S&P500 به بازارهای رمزارز، رمزارز ریپل بیشترین تأثیر را از بازار سهام دارد،

در حالی که رمزارز بیت‌کوین کمترین تأثیر را از بازار سهام دارد. در مورد سرریز ریسک از بازارهای رمزارز به بازار سهام S&P500 ، بازار سهام S&P500 بیشترین تأثیر را از رمزارز اتریوم دارد، در حالی که کمترین تأثیر را از رمزارز ریپل دارد. از سوی دیگر، صرفنظر از سرریز ریسک صعودی یا نزولی، میانگین‌ها و انحرافات CoVaR ها از VaR های متناظر آنها در پانل الف برای همه رمزارزها بزرگتر است. نشان می‌دهد که نوسان قیمت بازار سهام S&P500 ممکن است به عنوان یک محرک و شتاب‌دهنده برای نوسانات بیشتر و ریسک بالاتر در بازار رمزارز عمل کند.

جدول ۸: آزمون‌های متقارن و نامتقارن بودن CoVaR – VaR صعودی و نزولی

	Downside **Ho: CoVaR = VaR** **H1:CoVaR≠VaR**	**Upside** **Ho: CoVaR =VaR** **H1:CoVaR≠VaR**	**ΔCoVaR** **Ho: CoVaR (Down) / VaR Down = CoVaR(Up) / VaR(Up)** **H1: CoVaR (Down) / VaR Down < CoVaR(Up) / VaR(Up)**
الف) از بازار سهام (S&P500) به بازده رمزارزها			
S&P500 →ETH	۰/۶۵۳۷ [۰/۰۰۰]	۰/۱۲۶۱ [۰/۰۰۰۰]	۰/۰۰۳۸ [۰/۹۷۳۱]
S&P500 → BTC	۰/۵۹۳۳ [۰/۰۰۰]	۰/۰۹۷۲ [۰/۰۰۰]	۱/۰۰۰۰ [۰/۰۰۰]
S&P500 →XRP	۰/۳۵۵۲ [۰/۰۰۰]	۰/۳۵۵۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۰۰ [۱/۰۰۰]
ب) از بازار رمزارز به بازده سهام (S&P500)			
ETH → S&P500	۰/۴۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۸۰۶ [۰/۰۰۰]	۱/۰۰۰۰ [۰/۰۰۰]
BTC → S&P500	۰/۳۷۲۹ [۰/۰۰۰]	۰/۰۷۲۸ [۰/۰۰۱]	۰/۹۹۸۳ [۰/۰۰۰]
XRP→ S&P500	۰/۲۵۰۱ [۰/۰۰۰]	۰/۲۵۰۱ [۰/۰۰۰]	۱/۰۰۰۰ [۰/۰۰۰]

براکت ها نشانگر مقادیر p برای آمار K-S است. منبع:یافته‌های تحقیق

برای استحکام، از آزمون کولموگروف اسمیرنف (K-S) که در آن فرضیه صفر عدم تفاوت بین دو توزیع احتمال تجمعی توابع متکی بر توزیع‌های تجربی، یعنی بدون ریسک سیستمیک تاثیر

از بازار سهام (S&P500) به بازده رمزارزها استفاده می‌شود. برای تأیید شواهد گرافیکی و برای آزمون معناداری ریسک سیستمیک که آیا ریسک سیستمی صعودی و نزولی بین بازار سهام و بازارهای رمزارز برای سری خام، نامتقارن هستند. علاوه بر این، برای ازمون اهمیت آماری CoVaRهای بزرگتراز VaR ها در سری بازده خام، سرریز ریسک از بازار سهام (S&P500) به بازده رمزارزها استفاده می‌شود. نتایج تخمین آزمون (K-S) در جدول (۸) ارائه شده است. با توجه به جدول (۸)، فرضیه صفر که برابری مقادیر نزولی / صعودی VaR و مقادیر CoVaR نزولی/صعودی را نشان می‌دهد. تفاوت‌های معناداری بین VaRs و CoVaRها برای سری خام (برای هر دو سرریز ریسک از سهام به بازار رمزارز و از بازار رمرارز به بازار سهام) را نشان می‌دهد و به شدت فرضیه صفر برابری مقادیر نزولی / صعودی VaR و مقادیر CoVaR نزولی/صعودی برای همه بازارها رد می‌شود که اهمیت نظارت بر سرریزهای ریسک را برای فعالان بازار نشان می‌دهد. برای بررسی پیامدهای سرریز ریسک بین رمزارزها و بازده بازار سهام، بررسی می‌شود که آیا سرریز ریسک صعودی و نزولی نامتقارن است یا خیر. آخرین ستون جدول (۸) نشان‌دهنده رفتار نامتقارن سرریزهای ریسک صعودی و نزولی از بازارهای رمزارز به بازار سهام S&P500 است. فرضیه صفر که برابری معیارهای CoVaR نزولی / VaR نزولی کمتر از CoVaR صعودی / VaR صعودی برای سرریز ریسک از بازار سهام به بازارهای رمزارز (پانل الف) و سرریز ریسک از بازارهای رمزارز به بازار سهام (پانل ب) را نشان می‌دهد.

با توجه به نتایج تفاوت یا عدم تقارن معنادار بین معیارهای CoVaR نزولی / VaR نزولی کمتر از CoVaR صعودی / VaR صعودی برای سرریز ریسک از بازار سهام به بازارهای رمزارز فقط برای رمزارز بیت‌کوین مورد تأیید است که نشان می‌دهد تأثیرات سیستمی بازار سهام بر رمزارز بیت‌کوین نامتقارن است و سرریزهای ریسک صعودی(بازار صعودی) به طور قابل‌توجهی بیشتر از سرریزهای ریسک نزولی (بازار نزولی) و برای بقیه موارد سرریز ریسک صعودی و نزولی به صورت متقارن است و فرضیه صفر مورد پذیرش است. نشان می‌دهد ریسک‌های بیشتری از بازارسهام به بازار رمزارز بیت‌کوین منتقل شده است.

همچنین نتایج نشان‌دهنده رفتار نامتقارن سرریزهای ریسک صعودی و نزولی از بازارهای رمزارز به بازار سهام است. نتایج این فرضیه را تأیید می‌کند که CoVaR نزولی / VaR نزولی کمتر از CoVaR صعودی / VaR صعودی است. یعنی سرریزهای ریسک نامتقارن قابل‌توجهی از بازارهای رمزارز به بازار سهام وجود دارد. نتایج نشان می‌دهد که رمزارزهای بیت‌کوین، اتریوم و ریپل نمی‌توانند در زمان بحران (شرایط بازار نزولی) به عنوان یک محافظ قوی در نظر گرفته شوند. ماهیت سوداگرانه رمزارزها و ریسک‌های تعبیه‌شده در بیت‌کوین و اتریوم و ریپل، جریان ریسک به بازارهای سهام را در شرایط بازار نزولی افزایش می‌دهد و بنابراین هزینه‌های پوشش ریسک را گران‌تر می‌کند. این یافته با نتایج کوربت و همکاران، (۲۰۲۰) و کولون و مک‌گی، (۲۰۲۰) مطابقت دارد. این یافته‌ها همچنین از استدلال گلاسر و همکاران (۲۰۱۴) و یرماک (۲۰۱۵) حمایت می‌کند که سرمایه‌گذاری‌های بیت‌کوین و اتریوم به عنوان سرمایه‌گذاری سوداگرانه در نظر گرفته می‌شوند. این ماهیت سوداگرانه ممکن است منجر به فشار فروش در بازارهای نزولی شدید شود و اثربخشی محدودی را به عنوان ذخیره ارزش ارائه دهد. این یافته نتایج سرریزهای ریسک را تأیید می‌کند که رمزارزها نمی‌توانند با پوشش ریسک بازار سهام در طول رکود بازار، سودهای افزایشی ایجاد کنند (گلسر و همکاران، ۲۰۱۴؛ یرماک، ۲۰۱۳؛ بوری و همکاران، ۲۰۱۷؛ کانلون و مک‌گی، ۲۰۲۰). بازار نزولی ناشی از همه‌گیری کووید-۱۹، زمینه آزمون اولیه را برای خواص پناهگاه امن بیت‌کوین فراهم می‌کند.

به طور کلی، قابلیت تنوع‌بخشی رمزارزها مستعد تغییر در طول زمان است. همراه با نتایج مطالعات قبلی، این یافته‌ها شواهد تجربی قوی ارائه می‌دهند که بیت‌کوین و اتریوم و ریپل به‌طور مداوم به عنوان پناهگاه امن برای S&P 500 در زمان‌های بحران عمل نمی‌کند. هرگونه گنجاندن بیت‌کوین در سبد سهام با S&P 500، سطح ریسک نزولی که سرمایه‌گذار در معرض آن قرار دارد را افزایش می‌دهد. جالب توجه است که نه دارای خاصیت پناهگاه امن و نه ویژگی پوششی برای بازارهای سهام هستند.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج حاصل از اثر سرایت ریسک بین بازارهای رمزارز و بازارهای سهام اقتصاد درحال‌توسعه (ایران) و اقتصاد توسعه‌یافته (ایالات‌متحده) نشان‌دهنده سرریز ریسک نامتقارن بین رمزارزها و بازارهای سهام است. ممکن است پیامدهایی برای مدیران پورتفولیو، سرمایه‌گذاران و مدیران صندوق داشته باشد. یافته‌های مربوط به وابستگی به ریسک و پیامدهای پرتفوی بین رمزارزها و بازارهای سهام نشان می‌دهد که بیت‌کوین و اتریوم و ریپل نمی‌توانند در زمان بحران به عنوان یک محافظ قوی در نظر گرفته شوند. ماهیت سفته‌بازی رمزارزها و ریسک‌های تعبیه‌شده در آن‌ها، جریان ریسک به بازارهای سهام را در طول بحران افزایش می‌دهد و بنابراین هزینه‌های پوشش ریسک را گران‌تر می‌کند. این یافته‌ها با نتایج مطالعات کوربت و همکاران، (۲۰۲۰) و کولون و مک‌گی، (۲۰۲۰) مطابقت دارد. این یافته‌ها همچنین از استدلال گلاسر و همکاران (۲۰۱۴) و یرماک (۲۰۱۵) حمایت می‌کند که سرمایه‌گذاری‌های بیت‌کوین و اتریوم به عنوان سرمایه‌گذاری سوداگرانه در نظر گرفته می‌شوند. این ماهیت سوداگرانه ممکن است منجر به فشار فروش در بازارهای نزولی شدید شود و اثربخشی محدودی را به عنوان ذخیره ارزش ارائه دهد.

همچنین نتایج مطالعه حاکی از آن است که بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران هیچگونه وابستگی ساختاری چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت وجود ندارد. نتایج بیانگر این است که ارتباط رمزارزها با دارایی‌های مالی و اقتصادی قطع شده است. این عدم وجود رابطه بین بازارهای رمزارزها و شاخص‌های بازار سهام در مطالعات گیل - آلانا و همکاران (۲۰۲۰) ؛ تیواری و همکاران (۲۰۱۹) ، کوربت و همکاران (۲۰۱۸) مشهود است. به بیان بهتر، نتیجه مذکور بیانگر این است که بازارهای رمزارزها از طبقه اصلی دارایی‌های مالی و اقتصادی جدا شده‌اند و از این رو مزایای متنوعی را برای سرمایه‌گذاران ارائه می‌دهند. درنتیجه می‌توانند به عنوان ابزارهای مالی مستقل تعبیر شوند که به هیچ وجه ریسک سیستماتیک ندارند و به جذابیت خود برای سرمایه گذاران بیافزایند و رمزارزها بیش‌تر به عنوان یک دارایی پوششی در برابر ریسک بازار سهام عمل می‌کند.

همبستگی ضعیف آن‌ها با سایر دارایی‌های مالی آن‌ها را بیش‌تر متمایز می‌کند و فرصتی را برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کند تا پرتفوی خود را متنوع کنند و از مزایای متنوع‌سازی بهره‌مند شوند.

از آنجایی که سرمایه‌گذاران بازار سهام شروع به اضافه کردن ارزهای رمزنگاری‌شده به پرتفوی سرمایه‌گذاری خود می‌کنند، سرمایه همچنان به بازار رمزارزها سرازیر می‌شود که نه تنها اندازه آن را افزایش می‌دهد، بلکه ارتباط بیشتری بین دو بازار ایجاد می‌کند. در نتیجه، سرایت ریسک از بازار رمزارزها به سهام سنتی افزایش خواهد یافت. یافته‌های این مطالعه پیامدهای سیاستی مهمی دارد:

- ارتباط بین بازارهای سهام و رمزارزها بسته به شرایط مختلف بازار متفاوت است. از این‌رو، می‌توان آن را به عنوان یک عامل اقتصادی مهم در نظر گرفت که سرمایه‌گذاران، تصمیم‌گیرندگان و سایر فعالان بازار باید آن را بررسی کنند. اول اینکه، زمانی‌که سرمایه‌گذاران تصمیم می‌گیرند رمزارز را در پرتفوی خود بگنجانند، باید درک روشنی از عملیات و مبانی رمزارز داشته باشند، اساساً اینکه آیا این رمزارز پایدار یا ناپایدار است. دوم، سرمایه‌گذاران نیاز به ایجاد سیاست‌های سرمایه‌گذاری متمایز برای دوره‌های عادی و آشفتگی مالی دارند.
- با این حال، رمزارزها در پوشش ریسک یا تنوع بخشیدن به ریسک مرتبط با بازارهای سهام در دوره‌های آشفتگی بازار بی‌اثر هستند. بنابراین، توصیه می‌شود که سرمایه‌گذاران بازده – ریسک را به دقت بررسی کنند در رابطه مربوط به ترکیب رمزارزها در سبد سهام، به‌ویژه در دوره‌های پریشانی بازار. ازاین‌رو، به سرمایه‌گذاران اکیداً توصیه می‌شود که گزینه‌های سرمایه‌گذاری جایگزین را بررسی کنند یا ابزار پوشش ریسک مناسب‌تری را با هدف به حداقل رساندن ریسک و به حداکثر رساندن بازده سرمایه‌گذاری بیابند.
- نتایج در مورد اثرات سرریز بین رمزارزها و نوسانات در بازارهای سهام نشان‌دهنده نیاز سیاست‌گذاران به توسعه سیاست‌های آگاهانه حاکم بر این عرصه است. با توجه به آشفتگی‌های اخیر در بازارهای دارایی‌های رمزارز، رگولاتورها به‌طور فزاینده‌ای نگران تنظیم این بازار هستند، از جمله پلتفرم‌هایی که تجارت در ابزارهای رمزنگاری را تسهیل می‌کنند. بنابراین یافته‌های مطالعه برای سرمایه‌گذاران و معامله‌گرانی که در نظر دارند از ارزهای رمزنگاری‌شده برای مصون‌سازی استفاده کنند، مهم است.

- سطح پایین پیوندهای دوجانبه بین بازار رمزارزها و شاخص‌های سهام به دلیل استقلال قیمت ممکن است پیامدهایی بر انتخاب طبقه دارایی سرمایه‌گذار برای سرمایه‌گذاری داشته باشد. سیاست‌گذاران و قانون‌گذاران باید تدابیری را اجرا کنند که روابط ساختاری پراکنده در بازار رمزارزها و سایر طبقه دارایی اقتصادی و مالی دیرینه را تعمیق بخشند، تا اطمینان حاصل شود که سرمایه‌گذاران با بازده‌های متنوعی که ناشی از تفاوت بین شاخص‌های رمزارز و بازار سهام است از مزایای آن بهره ببرند.

از این رو مطابق نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود به منظور سرمایه‌گذاری و ایجاد یک پورتفوی مناسب با مطالعه انواع مختلفی از رمزارزها و استفاده از داده‌های با فرکانس بالا (به عنوان مثال، ساعتی یا روزانه) برای تجزیه‌وتحلیل بیش‌تر کلیه عوامل از جمله همبستگی نوسانات بازارهای مالی و اثرگذاری آن‌ها بر یکدیگر و همچنین شرایطی از جمله ریسکهای بازار و نا اطمینانی سیاستهای اقتصادی در تشکیل سبد دارایی سرمایه‌گذاران بیشتر مد نظر قرار داده شود. تجزیه‌وتحلیل بیش‌تر ممکن است یافته‌های پربارتری را به همراه داشته باشد. همچنین در تحقیقات آینده به عوامل تعیین‌کننده سرریزهای بازده و نوسانات معنی‌دار بین رمزارزها و دارایی‌های دیگر توجه گردد.

با توجه به اینکه ماهیت بازارهای سهام آسیایی با بازارهای سهام اروپا و ایالات متحده متفاوت است، ماهیت سرریز ریسک و تجزیه‌وتحلیل پوشش ریسک، بینشی را ارائه می‌دهد که از طریق آن سرمایه‌گذاران می‌توانند ارزیابی کنند که کدام رمزارزها برای یک بازار بهتر هستند و کدام یک برای بازار دیگر مناسب‌تر هستند. بنابراین، تلاش‌های تحقیقاتی آینده ممکن است از گنجاندن بازارهای سهام بیشتر در قاره‌های مختلف سود ببرند. این گسترش در به دست آوردن بینش دقیق‌تر و جامع‌تر در مورد نقش رمزارز در بازارهای جهانی سهام می‌تواند کمک بسزایی داشته باشد. علاوه‌براین، پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آینده از رویکردهای QVAR یا TVP-VAR برای تعیین کمیت سرریز نوسانات و جهت نوسانات در این بازارها استفاده شود.

۷. تقدیر و تشکر

با تشکر از اساتید گرامی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه آقای دکتر علی رضازاده، آقای دکتر یوسف محمدزاده و آقای دکتر شهاب جهانگیری که با راهنمایی و مشاوره ایشان تدوین این مطالعه میسر گردید.

References

Abadie, A., 2002. Bootstrap tests for distributional treatment effects in instrumental variables models. Journal of American Statistical Association 97, 284–292.

Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2011). CoVaR (No. w17454). National Bureau of Economic Research.

Andrianto, Y., & Diputra, Y. (2017). The effect of cryptocurrency on investment portfolio effectiveness. Journal of finance and accounting, 5(6), 229-238.

Aslanidis, N., Bariviera, A. F., & Martínez-Ibañez, O. (2019). An analysis of cryptocurrencies conditional cross correlations. Finance Research Letters, 31, 130-137.

Aydoğan, B., Vardar, G., & Taçoğlu, C. (2024). Volatility spillovers among G7, E7 stock markets and cryptocurrencies. Journal of Economic and Administrative Sciences, 40(2), 364-387.

Balcilar, M., Bouri, E., Gupta, R., & Roubaud, D. (2017). Can volume predict Bitcoin returns and volatility? A quantiles-based approach. Economic Modelling, 64, 74-81.

Bariviera, A. F., Zunino, L., & Rosso, O. A. (2018). An analysis of high-frequency cryptocurrencies prices dynamics using permutation-information-theory quantifiers. Chaos: An Interdisciplinary Journal of Nonlinear Science, 28(7).

Baur, D. G., Hong, K., & Lee, A. D. (2018). Bitcoin: Medium of exchange or speculative assets? Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 54, 177–189.

Bejaoui, A., Frikha, W., Jeribi, A., & Bariviera, A. F. (2023). Connectedness between emerging stock markets, gold, cryptocurrencies, DeFi and NFT: Some new evidence from wavelet analysis. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 619, 128720.

Bekiros, S., Boubaker, S., Nguyen, D. K., & Uddin, G. S. (2017). Black swan events and safe havens: The role of gold in globally integrated emerging markets. Journal of International Money and Finance, 73, 317-334.

Bouri, E., Molnár, P., Azzi, G., Roubaud, D., & Hagfors, L. I. (2017). On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier?. Finance Research Letters, 20, 192-198.

Briere, M., Oosterlinck, K., & Szafarz, A. (2015). Virtual currency, tangible return: Portfolio diversification with bitcoin. Journal of Asset Management, 16, 365-373.

Chemkha, R., BenSaïda, A., Ghorbel, A., & Tayachi, T. (2021). Hedge and safe haven properties during COVID-19: Evidence from Bitcoin and gold. The Quarterly Review of Economics and Finance, 82, 71-85.

Conlon, T., & McGee, R. (2020). Safe haven or risky hazard? Bitcoin during the COVID-19 bear market. Finance Research Letters, 35, 101607.

Corbet, S., Larkin, C., & Lucey, B. (2020). The contagion effects of the covid-19 pandemic: Evidence from gold and cryptocurrencies. Finance Research Letters, 35, Article 101554.

Corbet, S., Meegan, A., Larkin, C., Lucey, B., & Yarovaya, L. (2018). Exploring the dynamic relationships between cryptocurrencies and other financial assets. Economics Letters, 165, 28-34.

Dragomiretskiy, K., & Zosso, D. (2013). Variational mode decomposition. IEEE transactions on signal processing, 62(3), 531-544.

Dyhrberg, A. H. (2016). Bitcoin, gold and the dollar–A GARCH volatility analysis. Finance Research Letters, 16, 85-92.

Gambarelli, L., Marchi, G., & Muzzioli, S. (2023). Hedging effectiveness of cryptocurrencies in the European stock market. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 84, 101757.

Ghorbel, A., Frikha, W., & Manzli, Y. S. (2022). Testing for asymmetric nonlinear short-and long-run relationships between crypto-currencies and stock markets. Eurasian Economic Review, 12(3), 387-425.

Girardi, G., & Ergün, A. T. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR. Journal of Banking & Finance, 37(8), 3169-3180.

Guesmi, K., Saadi, S., Abid, I., & Ftiti, Z. (2019). Portfolio diversification with virtual currency: Evidence from bitcoin. International Review of Financial Analysis, 63, 431-437.

Hedariashtarenani, S., Khochiany, R., & Khorsandzak, M. (2022). Investigating the Dynamic Relationship between Bit coin and Stock Index, Gold and Dollar in Iran: An Application of the Wavelet Coherency Approach. Journal of Development and Capital, 7(2), 91 -109. (In Persian).

Hong, H., & Stein, J. C. (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. The Journal of finance, 54(6), 2143-2184.

Hung, N. T. (2021). Bitcoin and CEE stock markets: fresh evidence from using the DECO-GARCH model and quantile on quantile regression. European Journal of Management and Business Economics, 30(2), 261-280.

Ivanovski, K., & Hailemariam, A. (2023). Forecasting the stock-cryptocurrency relationship: Evidence from a dynamic GAS model. International Review of Economics & Finance, 86, 97-111.

Jana, S., & Sahu, T. N. (2023). Can diversification be improved by using cryptocurrencies? Evidence from Indian equity market. Journal of Financial Economic Policy, 15(6), 551-573.

Jana, S., Sahu, T. N., & Pandey, K. D. (2024). Revisiting the cryptocurrencies role in stock markets: ADCC-GARCH and Wavelet Coherence. Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies, 17(1), 110-135.

Ji, Q., Zhang, D., & Zhao, Y. (2020). Searching for safe-haven assets during the COVID-19 pandemic. International Review of Financial Analysis, 71, 101526.

Kajtazi, A., & Moro, A. (2019). The role of bitcoin in well diversified portfolios: A comparative global study. International Review of Financial Analysis, 61, 143-157.

keshavarz Haddad, G., & Heyrani, M. (2014). Estimation of Value at Risk in the Presence of Dependence Structure in Financial Returns: A Copula Based Approach. Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 49(4), 869-902. (In Persian).

Keyvanian, S., Jahangard, F., & Ashrafi, Y. (2018). The Effect of Coin Price, Exchange Rate, Oil and Tehran Stock Exchange Index on Bitcoin Demand in Iran by Self-Regression Model. Defense Economics, 3(8), 109-124. (In Persian).

Kristjanpoller, W., Bouri, E., & Takaishi, T. (2020). Cryptocurrencies and equity funds: Evidence from an asymmetric multifractal analysis. Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications, 545, 123711.

Kumar, A., Iqbal, N., Mitra, S. K., Kristoufek, L., & Bouri, E. (2022). Connectedness among major cryptocurrencies in standard times and during the COVID-19 outbreak. Journal of International.

Lahmiri, S. (2015). Long memory in international financial markets trends and short movements during 2008 financial crisis based on variational mode decomposition and detrended fluctuation analysis. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 437, 130-138.

Lahmiri, S. (2016). Intraday stock price forecasting based on variational mode decomposition. Journal of Computational Science, 12, 23-27.

Li, J. P., Naqvi, B., Rizvi, S. K. A., & Chang, H. L. (2021). Bitcoin: The biggest financial innovation of fourth industrial revolution and a portfolio's efficiency booster. Technological Forecasting and Social Change, 162, 120383.

Mensi, W., Rehman, M. U., Maitra, D., Al-Yahyaee, K. H., & Sensoy, A. (2020). Does bitcoin co-move and share risk with Sukuk and world and regional Islamic stock markets? Evidence using a time-frequency approach. Research in International Business and Finance, 53, 101230

Mohammadishad, H., Keyghobadi, A., & Madanchi, Z. M. (2021). Dynamic Accounting and Financial Relationships between Commodity Markets, Financial Markets and Digital Currencies with the ARDL Model Approach. (In Persian).

Narayan, P. K., Narayan, S., Rahman, R. E., & Setiawan, I. (2019). Bitcoin price growth and Indonesia's monetary system. Emerging Markets Review, 38, 364-376.

Nasire bonyad abad, Z., & Samadi, F. (2021). compare time series stock markets and bit coin and effect markets returns with fractal approach. Journal of Investment Knowledge, 10(38), 411-428. (In Persian).

Nelsen, R.B. 2006. An introduction to copulas. Springer, New York. 269 pp.

Nelson, D.B., 1990. ARCH models as diffusion approximations. Journal of Econometrics 45, 7–38.

NGO, N. S., & NGUYEN, H. T. M. (2021). A Safe-haven Property of Cryptocurrencies: Evidence in Vietnam Stock Market During Pandemic Crisis. The Journal of Asian Finance, Economics and Business, 8(12), 465-471.

Platanakis, E., & Urquhart, A. (2019). Portfolio management with cryptocurrencies: The role of estimation risk. Economics Letters, 177, 76-80.

Rao, A., Gupta, M., Sharma, G. D., Mahendru, M., & Agrawal, A. (2022). Revisiting the financial market interdependence during COVID-19 times: a study of green bonds, cryptocurrency, commodities and other financial markets. International Journal of Managerial Finance, 18(4), 725-755.

Reboredo, J. C., & Ugolini, A. (2016). Quantile dependence of oil price movements and stock returns. Energy economics, 54, 33-49.

Rehman, M. U., Asghar, N., & Kang, S. H. (2020). Do Islamic indices provide diversification to bitcoin? A time-varying copulas and value at risk application. Pacific-Basin Finance Journal, 61, 101326.

Sajeev, K. C., & Afjal, M. (2022). Contagion effect of cryptocurrency on the securities market: A study of Bitcoin volatility using diagonal BEKK and DCC GARCH models. SN Business & Economics, 2(6), 57.

Salehifar, M. (2019). Risk and Return Behavior of Bitcoin in comparison with Gold, Currency, and Stock Markets by application of GJR-GARCH and TGARCH Models. Financial Engineering and Portfolio Management, 10(40), 152-168. (In Persian).

Shahzad, S. J. H., Bouri, E., Roubaud, D., & Kristoufek, L. (2020). Safe haven, hedge and diversification for G7 stock markets: Gold versus bitcoin. Economic Modelling, 87, 212-224.

Shahzad, S. J. H., Bouri, E., Roubaud, D., Kristoufek, L., & Lucey, B. (2019). Is Bitcoin a better safe-haven investment than gold and commodities?. International Review of Financial Analysis, 63, 322-330.

Sklar, M. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. In Annales de l'ISUP (Vol. 8, No. 3, pp. 229-231).

Symitsi, E., & Chalvatzis, K. J. (2019). The economic value of Bitcoin: A portfolio analysis of currencies, gold, oil and stocks. Research in International Business and Finance, 48, 97-110.

Tan, C. C., Ling, P. S., Sim, S. L., & Ming, K. L. Y. (2023). Hedge and safe-haven properties of Cryptocurrencies: evidence in east asia-5 market. Cogent Economics & Finance, 11(1), 2183640.

Thampanya, N., Nasir, M. A., & Huynh, T. L. D. (2020). Asymmetric correlation and hedging effectiveness of gold & cryptocurrencies: From pre-industrial to the 4th industrial revolution☆. Technological Forecasting and Social Change, 159, 120195.

Tiwari, A. K., Raheem, I. D., & Kang, S. H. (2019). Time-varying dynamic conditional correlation between stock and cryptocurrency markets using the copula-ADCC-EGARCH model. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 535, 122295.

Umar, M., Su, C. W., Rizvi, S. K. A., & Shao, X. F. (2021). Bitcoin: A safe haven asset and a winner amid political and economic uncertainties in the US?. Technological Forecasting and Social Change, 167, 120680.

Uzonwanne, G. (2021). Volatility and return spillovers between stock markets and cryptocurrencies. The Quarterly Review of Economics and Finance, 82, 30- 36.

Van de Klashorst .(2018) .Volatility Spillovers and Other Market Dynamics between cryptocurrencies and The Equity Marketz. Workong paper.

Wang, H., Wang, X., Yin, S., & Ji, H. (2022). The asymmetric contagion effect between stock market and cryptocurrency market. Finance Research Letters, 46, 102345.

Yermack, D. (2015). Is Bitcoin a real currency? An economic appraisal. In Handbook of digital currency (pp. 31-43). Academic Press.

Yousefi Behzad Farokhi, M. A., & Qasemifar, S. (2023). Analysis of the Relationship between Bitcoin Fluctuations and Tehran Stock Exchange Fluctuations During the Coronavirus Epidemic (Markov Switching Baysian VAR). Financial Management Strategy, 11(1), 101-120. (In Persian).

ضمایم

ضمیمه ۱. شکل ریاضی توابع کاپولای مورد استفاده در این مطالعه

رابطه تابع کاپولای کلایتون	$C(u,v)=\left(u^{-\theta}+v^{-\theta}-1\right)^{-1/\theta},\quad \theta \geq 0$
رابطه تابع کاپولای فرانک	$C(u,v)=-\frac{1}{\theta}\ln\left[1+\frac{\left(e^{-\theta u}-1\right)\left(e^{-\theta v}-1\right)}{e^{-\theta}-1}\right],\quad \theta \neq 0$
رابطه تابع کاپولای گامبل	$C\left(u,\ v\right)\ =exp\{-[(-lnu)^{\theta}+(-lnv)^{\theta}]^{\frac{1}{\theta}}\},\theta \geq 1$
رابطه تابع کاپولای نرمال	$C_{\rho}(u,v)=\int_{-w}^{F^{-1}(u)}\int_{-w}^{F^{-1}(u)}\frac{1}{2\pi(1-\rho^2)^{0.5}}\exp\left\{-\frac{x^2-2\rho xy+y^2}{2(1-\rho^2)}\right\}dxdy$
رابطه تابع کاپولای تی-استیودنت	$c_{vp}^{t}(u_1,u_2)=T_{vp}$ $(t_v^{-1}(u_1),t_v^{-1}(u_2)\ )\qquad p\in(-1,1),v>0$

منبع: نلسن (۲۰۰۶)

ضمیمه ۲. ویژگیهای آماری بازده متغیرهای مورد بررسی برای کشور توسعه‌یافته

	ETH	SPX	BTC	XRP
میانگین	۰/۰۰۴۱۹۱	۰/۰۰۰۳۶۲	۰/۰۰۲۲۳۶	۰/۰۰۲۳۰۴
میانه	۰/۰۰۰۹۰۶	۰/۰۰۰۶۴۳	۰/۰۰۲۰۴۴	-۰/۰۰۱۷۲۸
حداکثر	۰/۵۱۰۸۲۶	۰/۰۸۹۶۸۳	۰/۲۲۵۱۱۹	۰/۷۵۰۷۸۱
حداقل	-۰/۵۵۰۷۱۴	-۰/۱۲۷۶۵۲	-۰/۴۶۴۷۳۰	-۰/۵۵۰۴۰۳
انحراف معیار	۰/۰۶۸۹۵۲	۰/۰۱۲۱۶۷	۰/۰۴۶۱۵۳	۰/۰۷۶۵۰۲
چولگی	۰/۲۶۱۶۶۹	-۰/۸۴۶۹۰۹	-۰/۶۸۳۴۴۹	۱/۴۸۲۳۸۴
کشیدگی	۱۰/۷۳۴۳۸	۱۸/۷۸۱۵۰	۱۲/۱۳۶۷۲	۲۰/۹۴۱۱۳
آماره جارک برا	۴۵۰۴/۵۸۲	۱۸۸۸۳/۸۷	۶۳۹۷/۵۴۸	۲۴۷۸۶/۷۷
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
LM-ARCH	۹/۱۹۷۵	۲۰۷/۸۷	۷/۵۷۵۲	۳۲/۸۷۲
احتمال	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج ضریب کشیدگی بازدهی سری‌های مورد بررسی بیشتر از ضریب کشیدگی تابع چگالی نرمال است، بنابراین تابع چگالی بازدهی این دارایی‌ها، دارای دنباله پهن بوده و قله بلند دارد. آماره جارک‌برا

بیانگر آن است که تابع توزیع بازدهی‌های مورد بررسی نرمال نیست. مقدار میانگین بازده رمزارز اتریوم نسبت به مقدار میانگین رمزارزهای بیت‌کوین و ریپل بالاتر است. همچنین، مقایسه مقادیر انحراف معیار بازده‌ها نشان می‌دهد که بازارهای رمزارز ریپل و اتریوم نسبت به بازار رمزارز بیت‌کوین ثبات کمتری را تجربه کرده‌اند. ضریب چولگی بازده رمزارز بیت‌کوین مقداری منفی است که بیانگر متداول بودن شوک‌های منفی در مقایسه با شوک‌های مثبت است. همچنین بر اساس نتایج آزمون (LM- ARCH) فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس‌ها رد شده و فرضیه مقابل یعنی وجود واریانس ناهمسانی تأیید می‌شود.

ضمیمه ۳. نتایج مدل FIGARCH -GED برای متغیرهای بیت‌کوین و ریپل (اقتصاد در حال توسعه)

XRP				BTC		
پارامتر	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
mu	-۰/۰۰۳	-۲۸/۴۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۸/۹۶	/۰۰۰۰
omega	۰/۰۰۰	۰/۵۹۳	۰/۰۵۵	۰/۰۰۰	۱/۸۵	۰/۰۶۴
alpha1	۰/۵۰۲	۱۴/۵۲	۰/۰۰۰	۰/۱۲۴	۱/۷۸	۰/۰۷۴
beta1	۰/۱۴۸	۱۱۹/۲۶	۰/۰۰۰	۰/۶۲۸	۶/۸۵	۰/۰۰۰
beta2	۰/۴۲۱	۲۳۴۳/۰۳	۰/۰۰۰			
delta	۰/۳۸۷	۱۹۱/۱۴	۰/۰۰۰	۰/۵۵۰		۰/۰۰۰
Shape	۰/۷۳۵	۳۲/۸۰	۰/۰۰۰	۰/۸۳۷		۰/۰۰۰
معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز – بیزین برای انتخاب وقفه بهینه						
(AIC)		-۲/۹۹۰۲		(AIC)		-۳/۶۳۵۰
(SBC)		-۲/۹۶۸۹		(SBC)		-۳/۶۱۶۸
آزمون لجانگ - باکس برای بررسی خودهمبستگی						
وقفه	آماره Q		احتمال	آماره Q		احتمال
Lag[1]	۰/۶۳۳		۰/۴۲۶	۰/۶۵۸		۰/۴۱۷
Lag[2]	۱/۷۴۳		۰/۳۰۹	۱/۰۴۴		۰/۴۸۴
Lag[4]	۶/۷۴۵		۰/۰۵۹	۵/۱۳۱		۰/۱۴۲
آزمون ARCH برای بررسی ناهمسانی واریانس						
وقفه	آماره		احتمال	آماره		احتمال
ARCH Lag[4]	۰/۰۶۳		۰/۸۰۱	۰/۷۷۵		۰/۳۷۸
ARCH Lag[6]	۲/۸۳۹		۰/۳۳۲	۱/۵۴۵		۰/۵۸۰
ARCH Lag[8]	۳/۳۲۹		۰/۴۸۳	/۲۰۲		۰/۶۷۴

منبع: یافته‌های تحقیق

ضمیمه ۴. نتایج مدل FIGARCH -GED برای متغیرهای شاخص سهام و اتریوم

TEPIX				ETH		
پارامتر	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
mu	۰/۰۰۱	۵۴۸۰/۳۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۴	۲۴/۹۴	۰/۰۰۰
ar1	۰/۵۷۱	۷۳۵۶/۰۷	۰/۰۰۰	۰/۵۳۰	۱۶۲۵/۸۰	۰/۰۰۰
ar2	۰/۳۰۸	۷۷۵۲/۴۱	۰/۰۰۰	-۰/۲۱۸	-۵۵۷۸/۵۵	۰/۰۰۰
ar3				۰/۰۰۳	۲۴/۴۲	۰/۰۰۰
ar4				۰/۰۵۴	۳۱۳/۵۹	۰/۰۰۰
ma1	-۰/۱۷۰	-۷۱۶۶/۵۴	۰/۰۰۰	-۰/۴۷۲	-۴۸۲/۳۱	۰/۰۰۰
ma2	-۰/۵۱۸	-۷۱۱۶/۷۸	۰/۰۰۰	۰/۳۲۶	۴۹۶۱/۱۰	۰/۰۰۰
omega	۰/۰۰۰	۱/۱۶۸	۰/۲۴۲	۰/۰۰۰	۰/۱۲	۰/۸۹۸
alpha1	۰/۰۲۵	۵۷۱۴/۳۴	۰/۰۰۰	۰/۳۸۰	۷۸/۰۴۷	۰/۰۰۰
Alpha2	۰/۰۲۵	۴۵۵۶/۴۹	۰/۰۰۰			
beta1	۰/۲۲۷	۶۰۰۳/۴۰	۰/۰۰۰	۰/۱۶۴	۳۴۸/۶۳	۰/۰۰۰
beta2	۰/۴۵۰	۶۶۹۳/۷۸	۰/۰۰۰	۰/۴۳۵	۱۱۰۵/۴۳	۰/۰۰۰
delta	۰/۵۱۷	۶۹۹۳/۰۹	۰/۰۰۰	۰/۵۲۸	۲۵۸/۷۵	۰/۰۰۰
Shape	۲/۰۰۰	۵۱۱۳/۴۳	۰/۰۰۰	۰/۸۵۳	۰/۰۲	۰/۰۰۰
معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز – بیزین برای انتخاب وقفه بهینه						
(AIC)		-۴/۹۴۸۰		(AIC)		-۲/۵۴۱۸
(SBC)		-۴/۹۱۱۶		(SBC)		-۲/۵۰۲۳
آزمون لجانگ - باکس برای بررسی خودهمبستگی						
وقفه	آماره Q		احتمال	آماره Q		احتمال
Lag[1]	۰/۰۴۹		۰/۸۲۳	۰/۴۳۱		۰/۵۱۱
Lag[2]	۴/۶۲۷		۰/۹۹۲	۱۲/۶۸۵		۰/۰۰۰
Lag[4]	۹/۲۰۷		۰/۶۰۳	۱۷/۲۴۹		۰/۲۱
آزمون ARCH برای بررسی ناهمسانی واریانس						
وقفه	آماره		احتمال	آماره		احتمال
ARCH Lag[4]	۰/۰۱۵		۰/۹۰۰	۱/۶۵۳		۰/۱۹۸
ARCH Lag[6]	۰/۱۳۵		۱/۰۰۰	۱/۷۳۸		۰/۵۵۱
ARCH Lag[8]	۰/۲۱۸		۱/۰۰۰	۲/۵۷۴		۰/۶۲۵

این نتایج شامل برآورد پارامترهای مدل، انحراف معیار، آماره t و ارزش احتمال می‌باشد. همچنین آزمون

خودهمبستگی سریالی و آزمون اثرات ARCH برای عدم ناهمسانی واریانس در بین پسماندهای مدل مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از آزمون آرچ برای بررسی ناهمسانی واریانس در مدل برآورد شده نشان دهنده عدم ناهمسانی واریانس بین پسماندهای مدل است و برازش صحیح این مدل را تضمین می‌کند. همچنین آزمون لجانگ – باکس برای بررسی خودهمبستگی سریالی برای وقفه‌های انتخابی نیز نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها رد نشده است.

ضمیمه ۵. نتایج مدل GJR - GED برای متغیرهای متغیرهای بیت کوین و ریپل (اقتصاد توسعه یافته)

XRP				BTC		
پارامتر	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
mu	−۰/۰۰۱	−۱۱/۳۹۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۴/۶۹۷	۰/۰۰۰
ar1	−۰/۰۹۳	−۱۷/۹۸۲	۰/۰۰۰			
ma1	−۰/۰۱۲	−۵/۸۶۴	۰/۰۰۰	−۰/۰۲۸	−۸/۱۳۲	۰/۰۰۰
omega	۰/۰۰۰	۳/۳۵۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۲/۲۱۸	۰/۰۲۶
alpha1	۰/۲۱۶	۴/۱۸۵	۰/۰۰۰	۰/۱۳۸	۴/۸۰۶	۰/۰۰۰
beta1	۰/۷۸۶	۱۹/۲۰۱	۰/۰۰۰	۰/۸۸۰	۳۹/۲۵۸	۰/۰۰۰
gamma1	−۰/۰۳۹	−۰/۸۶۸	۰/۳۸۵	−۰/۰۴۰	−۱/۴۴۲	۰/۱۴۹
shape	۰/۸۲۶	۲۶/۴۶۵	۰/۰۰۰	۰/۸۴۸	۲۵/۳۷۶	۰/۰۰۰

معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز – بیزین برای انتخاب وقفه بهینه			
(AIC)	−۳/۰۶۵۱	(AIC)	−۳/۸۹۶۹
(SBC)	−۳/۰۴۰۷	(SBC)	−۳/۸۶۳۷

آزمون شاپیرو – ویلک برای بررسی نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها			
آماره	احتمال	آماره	احتمال
۰/۸۵۳۰	۰/۰۰۰	۰/۸۹۲۰	۰/۰۰۰

آزمون لجانگ - باکس برای بررسی خودهمبستگی				
وقفه	آماره Q	احتمال	آماره Q	احتمال
Lag[1]	۰/۹۵۲	۰/۳۲۹	۰/۷۵۵	۰/۳۸۴
Lag[2]	۳/۸۸۵	۱/۰۰۰	۲/۰۸۵	۰/۲۵۳
Lag[4]	۸/۰۷۱	۰/۹۹۷	۵/۶۴۴	۰/۳۱۹

آزمون ARCH برای بررسی ناهمسانی واریانس				
وقفه	آماره	احتمال	آماره	احتمال
ARCH Lag[3]	۰/۰۷۶	۰/۷۸۲	۲/۶۳۹	۰/۱۰۴
ARCH Lag[5]	۰/۸۶۶	۰/۷۷۳	۳/۴۹۲	۰/۲۲۵
ARCH Lag[7]	۱/۲۷۵	۰/۸۶۵	۴/۱۹۱	۰/۳۱۹

منبع: یافته‌های تحقیق

ضمیمه ۶. نتایج مدل GJR - GED برای متغیرهای متغیرهای شاخص سهام و اتریوم (اقتصاد توسعه یافته)

SPX				ETH		
پارامتر	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
mu	۰/۰۰۰	۴/۷۷۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۴۵۸	۰/۱۴۴
ar1	۰/۲۲۸	۵/۰۶۱	۰/۰۰۰			
ar2	۰/۳۸۰	۷/۶۹۵	۰/۰۰۰			
ma1	-۰/۲۹۵	-۶/۵۷۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۴۷	-۷/۵۰۷	۰/۰۰۰
ma2	-۰/۳۵۷	-۷/۳۰۵	۰/۰۰۰			
omega	۰/۰۷۸	۱/۷۵۳	۰/۰۷۹	۰/۰۰۰	۲/۷۱۵	۰/۰۰۶
alpha1	۰/۸۰۵	۳/۱۰۵	۰/۰۰۱	۰/۱۳۰	۳/۶۶۷	۰/۰۰۰
beta1	۰/۲۱۸	۳۱/۴۱۴	۰/۰۰۰	۰/۸۲۳	۱۸/۵۴۱	۰/۰۰۰
gamma1	۱/۲۴۵	۴/۴۵۶	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۹	-۰/۲۸۱	۰/۷۷۸
shape	۱/۲۴۶۹	۲۳/۴۰۷	۰/۰۰۰	۰/۸۹۵	۲۴/۲۸۰	۰/۰۰۰
معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز – بیزین برای انتخاب وقفه بهینه						
(AIC)	-۶/۶۸۸۱			(AIC)	-۲/۸۷۲	
(SBC)	-۶/۶۵۷۶			(SBC)	-۲/۸۵۱۲	
آزمون لجانگ - باکس برای بررسی خودهمبستگی						
وقفه	آماره Q		احتمال	آماره Q		احتمال
Lag[1]	۰/۷۵۸		۰/۳۸۳	۱/۷۸		۰/۲۹۷
Lag[2]	۲/۶۷۳		۱/۰۰۰	۱/۶۴		۰/۳۰۰
Lag[4]	۵/۳۶۱		۰/۹۸۸	۱/۶۰		۰/۳۲۱
آزمون شاپیرو – ویلک برای بررسی نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها						
آماره		احتمال		آماره		احتمال
۰/۹۵۵۷		۰/۰۰۰		۰/۹۲۵۰		۰/۰۰۰
آزمون ARCH برای بررسی ناهمسانی واریانس						
وقفه	آماره		احتمال	آماره		احتمال
ARCH Lag[3]	۰/۶۴۰		۰/۴۲۳	۰/۰۰۹		۰/۹۲۳
ARCH Lag[5]	۲/۵۸۹		۰/۳۵۵	۰/۰۳۶		۰/۹۹۶
ARCH Lag[7]	۳/۷۸۱		۰/۳۷۹	۰/۰۵۴		۰/۹۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

ضمیمه ۷. برآورد وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت ساختاری بازدهی رمز ارز BTC با رمز ارزهای ETH وXRP و بازدهی شاخص بورس ایالات متحدهS&P500

کاپولا	ETH		XRP		S&P500	
	Short-run	Long-run	Short-run	Long-run	Short-run	Long-run
Normal						
rho	۰/۷۰۶	۰/۶۳۸	۰/۵۲۶	۰/۵۴۲	۰/۰۵۸	۰/۲۴۸
Std. Erro	۰/۰۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۵	۰/۰۱۵	۰/۰۲۴	۰/۰۲۲
LLF	۶۱۷/۴	۴۶۷/۵	۲۸۸/۷	۳۱۰/۷	۳/۰۸۷	۵۶/۷
AIC	−۱۲۳۲/۸۹۴	−۹۳۳/۰۹۴	−۵۷۵/۳۹۳	−۶۱۹/۴۶۶	−۴/۱۷۳	−۱۱۱/۳۹۴
Vuong	۵	−۱	۰	−۲	۰	۰
Clarke	۲	−۲	−۲	−۴	−۴	−۳
T						
rho	۰/۷۰۷	۰/۶۶۹	۰/۵۵۲	۰/۵۷۸	۰/۰۴۵	۰/۲۵۳
Std. Error	۰/۰۱۱	۰/۰۱۴	۰/۰۱۷	۰/۰۱۷	۰/۰۲۶	۰/۰۲۲
وابستگی دمی بالا	۰/۱۳۷۸	۰/۳۷۲۹	۰/۱۸۵۴	۰/۳۳۴۲	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۱
وابستگی دمی پایین	۰/۱۳۷۸	۰/۳۷۲۹	۰/۱۸۵۴	۰/۳۳۴۲	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۱
LLF	۶۲۲/۷	۵۵۱/۹	۳۱۳/۹	۳۹۱	۷/۵۴۷	۵۸/۷۹
AIC	−۱۲۴۱/۳۴۴	−۱۰۹۹/۸۵۱	−۶۲۳/۷۳۱	−۷۷۸/۰۰	−۱۱/۰۹۳	−۱۱۳/۵۷۷
Vuong	۵	۵	۵	۴	۰	۰
Clarke	۴	۶	۴	۶	۶	۰
Clayton						
alpha	۲/۰۰۱	۱/۷۸۴	۱/۲۵۲	۱/۳۰۷	۰/۰۶۶	۰/۴۱۶
Std. Error	۰/۰۶۵	۰/۰۶۱	۰/۰۵۱	۰/۰۵۳	۰/۰۲۶	۰/۰۳۶
وابستگی دمی بالا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وابستگی دمی پایین	۰/۷۰۷۲	۰/۶۷۸۰	۰/۵۷۴۹	۰/۵۸۸۴	۲/۷۵۱	۰/۱۸۸۹
LLF	۳۹۱	۴۴۹/۱	۱۷۸/۹	۳۵۴/۲	۳/۷۶۸	۷۳/۴۹
AIC	−۷۸۰/۰۰۶	−۸۹۶/۲۲۷	−۳۵۵/۷۳۷	−۷۰۶/۴۸۱	−۵/۵۳۵	−۱۴۴/۹۸۱
Vuong	−۵	−۱	−۵	۲	۰	۴

Clarke	-۵	-۴	-۵	-۲	۱	۳
Gumbel						
alpha	۱/۸۹۲	۱/۷۵۹	۱/۵۲۹	۱/۵۴۴	۱/۰۳۷	۱/۱۳۳
Std. Error	۰/۰۳۸	۰/۰۲۴	۰/۰۲۳	۰/۰۲۳	۰/۰۱۴	۰/۰۱۸
وابستگی دمی بالا	۰/۵۵۷۵۳	۰/۵۱۷۱	۰/۵۵۷۵	۰/۵۱۷۱	۰/۰۴۸۳	۰/۱۵۵۸
وابستگی دمی پایین	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LLF	۵۷۴/۳	۴۴۶/۵	۲۸۴/۱	۲۸۰/۹	۴/۹۴۲	۲۶/۲
AIC	-۱۱۴۶/۵۷۲	-۸۹۰/۹۴۶	-۵۶۶/۲۶۶	-۵۵۹/۷۲۴	-۷/۸۸۳	-۵۰/۴۰۱
Vuong	۰	-۲	۰	-۴	۰	-۴
Clarke	-۱	۰	۱	۰	۱	-۳
Frank						
alpha	۵/۷۷۴	۵/۳۴۴	۳/۹۹۸	۴/۲۱۲	۰/۲۰۹	۱/۵۸۲
Std. Error	۰/۱۸۱	۰/۱۷۹	۰/۱۶۳	۰/۱۶۷	۰/۱۴۴	۰/۱۴۴
وابستگی دمی بالا	۰/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
وابستگی دمی پایین	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
LLF	۵۷۰/۴	۴۹۲/۹	۳۱۷/۳	۳۳۶/۱	۱/۰۵۲	۶۰/۳۸
AIC	-۱۱۳۸/۵۰۹	-۹۸۳/۸۱۴	-۶۳۲/۵۰۱	-۶۷۰/۲۳۸	-۰/۱۰۳۹	-۱۱۸/۷۶۰
Vuong	۰	۰	۵	۱	۰	۲
Clarke	۶	۴	۶	۳	-۶	۳

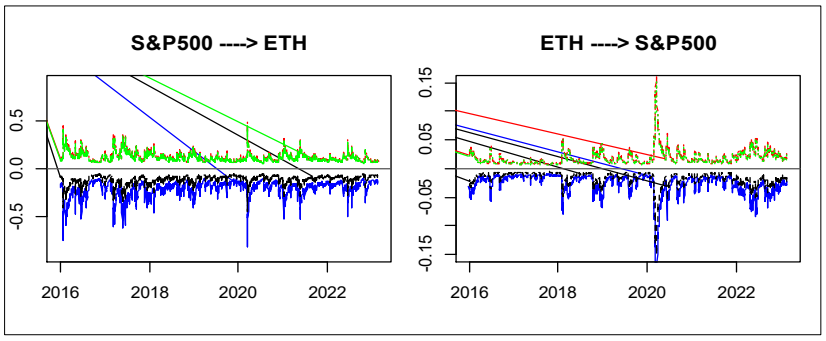
منبع: یافته‌های تحقیق

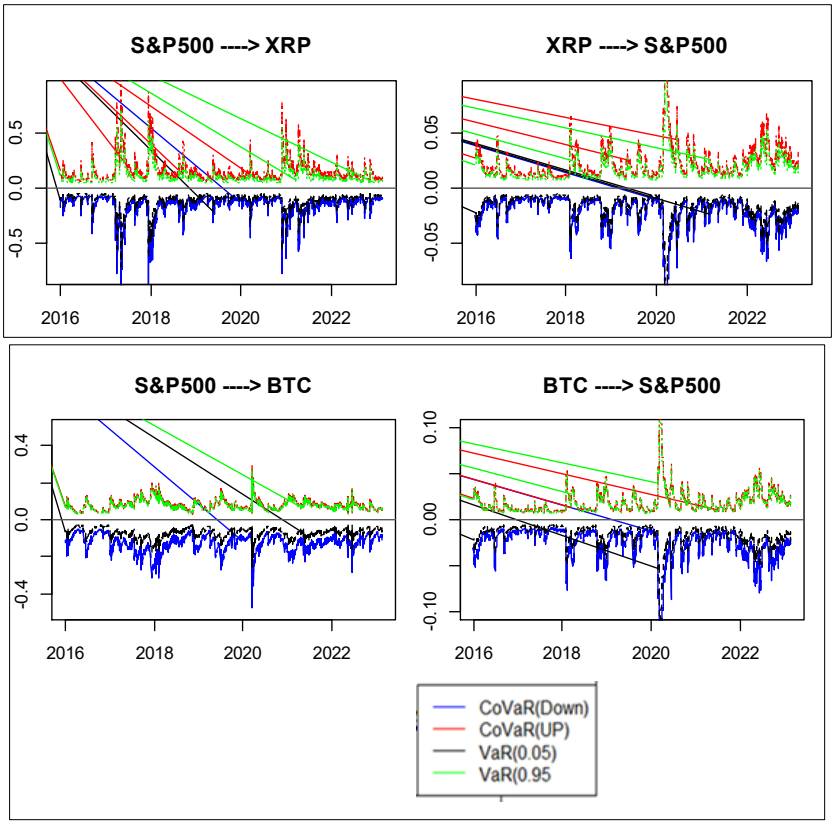
نتایج برآورد وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت ساختاری بازدهی رمز ارز (BTC) با رمز ارزهای (ETH) و(XRP) و بازدهی شاخص بورس ایالات متحده (S&P500) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم، تابع کاپولای تی‌استیودنت در رتبه اول و کاپولای نرمال در رتبه دوم بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی کوتاه‌مدت بین آنها نشان می‌دهد. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک صحت نتایج را تأیید می‌کند. کاپولای تی‌استیودنت به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم در کوتاه‌مدت انتخاب شد. وابستگی دنباله‌ای بالایی و پایینی

مشابه هستند. بر این اساس در بازدهی‌های مثبت و منفی شدید وابستگی بین نوسانات این دو شاخص هم سو بوده است و در یک زمان بازدهی شدید مثبت و منفی وابستگی آنها بیشتر خواهد شد. بدین ترتیب باید در نظر داشت در رونق‌های شدید و رکودهای شدید ریسک و نوسانات این بازارها دارای وابستگی ساختاری بیشتری هستند، بر این اساس می‌توان اظهار داشت که در هر دو بخش (بازار صعودی و نزولی) ساختار وابستگی این بازارها بیشتر شود و نوسانات و ریسک بین آنها بر یکدیگر سرایت کند. به عبارتی اثر سرایت در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی است.. همچنین در بلندمدت بر اساس آزمون وونگ و کلارک، کاپولای تی‌استیودنت به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم انتخاب شد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و ریپل، تابع کاپولای تی‌استیودنت در رتبه اول و کاپولای فرانک در رتبه دوم بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی بین آنها نشان می‌دهد. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک و همچنین معیار اطلاعاتی آکائیک صحت نتایج را تأیید می‌کند.

در بلندمدت برای بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص سهام (S&P500)، تابع کاپولای کلایتون در رتبه اول و کاپولای فرانک در رتبه دوم بر اساس ازمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک به عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت بازدهی مثبت کمتر از بازدهی منفی است. این نشان می دهد که در مواقعی که بازار سهام با نوسانات نزولی شدید روبرو می شود و بازده بازار سهام تمایل به رسیدن به حد پایین خود دارد، احتمال زیادی وجود دارد که بازده بیت کوین نیز به حد پایین خود نزدیک شود. بر اساس آزمون وونگ بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص شاخص سهام (S&P500) در کوتاه‌مدت هیچ‌گونه همبستگی وجود ندارد.

ضمیمه ۸. نمودار ارزش در معرض ریسک صعودی و نزولی (VaR) و ارزش در معرض ریسک شرطی (CoVaR) بین بازارهای رمزارز و سهام S&P500 و بالعکس را نشان می‌دهد.





منبع: یافته‌های تحقیق

نمودارهای گرافیکی نشان می‌دهد که VaR های نزولی برای بازار سهام S&P500 و بازارهای رمزارز بالاتراست. به این معنی که بازار سهام و رمزارزها در شرایط بازار نزولی ریسک بیشتری دارند. از سوی دیگر، مشاهده می‌شود که سیر صعودی و نزولی VaR و CoVaR روند مشابهی را برای همه موارد با تفاوت‌های جزئی در بزرگی در بازارها نشان می‌دهد. جالب‌تر، تأثیر شروع بیماری کووید ۱۹ بر روی سهام و بازارهای رمزارز به وضوح مشهود است زیرا تغییرات ناگهانی قابل‌توجهی در طول دوره ۲۰۲۱-۲۰۱۹ مشاهده می‌شود.