

Investigating the dynamicity in the relationship between selected cryptocurrencies and the Iranian stock market: A time-varying Copula approach

Majid Monfared¹, Ali Cheomi², Seyed Mohammad Javad Razmi³

Received: 04-08-2024

Accepted: 16-04-2025

Extended Abstract

Purpose: The parallel expansion of the global cryptocurrency market and the Tehran Stock Exchange (TSE) presents critical considerations for Iranian investors and policymakers. With an estimated 12 million Iranians participating in the cryptocurrency market by 2023, it is crucial to understand the interplay between this globally-traded decentralized asset class and the traditional Iranian equity market. The present research addresses two key concerns including a) the potential impact of decentralized digital assets, operating outside the direct oversight of the central bank, on the efficacy of domestic monetary policies as investment flows shift, and b) the need for clear insights for investors and portfolio managers regarding the role of cryptocurrencies in diversification, risk management, and potential hedging strategies within portfolios dominated by Iranian assets. Therefore, the main objective of this study is to empirically investigate the dynamic dependence structure between the returns of Bitcoin (BTC), Ethereum (ETH), Litecoin (LTC), Dogecoin (DOGE), and Cardano (ADA), as five major cryptocurrencies, and the overall Iranian stock market performance, represented by the TSE All-Share Index. We aim to characterize the nature, strength, and evolution of this relationship over a period from January 2018 to December 2023, a timeframe marked by significant volatility and growth in both markets. Utilizing advanced econometric models capable of capturing complex, non-linear, and time-varying dependencies, particularly in the tails of return distributions, the study seeks to provide robust evidence on the potential benefits or risks of integrating cryptocurrencies into Iranian investment portfolios. This offers insights

1. Ph.D. candidate in Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: majid.monfared@gmail.com

2. Corresponding Author. Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: a.cheshomi@um.ac.ir

3. Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad. Email: mjrazmi@um.ac.ir

for financial regulation and policymaking concerning digital asset integration.

Methodology: To capture the potentially complex and evolving dependency between cryptocurrency and Iranian stock market returns, this research employs a sophisticated two-stage econometric approach centered on time-varying copulas. This framework is advantageous as it allows for separate modeling of marginal return distributions and their joint dependence structure, while it avoids restrictive assumptions like multivariate normality and accommodates the stylized facts of financial data.

In the first stage, we model the marginal distributions of the weekly returns for the TSE Index and each of the five selected cryptocurrencies. Recognizing characteristics like volatility clustering, leverage effects, and potential long memory, we utilize the Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA) - Fractionally Integrated Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (FIAPARCH) model. The ARFIMA component addresses long-range dependency in the conditional mean, while the FIAPARCH component models conditional variance, capturing long memory in volatility and asymmetric responses to shocks. Preliminary diagnostic tests confirmed the non-normality, conditional heteroskedasticity, and potential long memory in the return series, justifying the ARFIMA-FIAPARCH choice. In the second stage, the standardized residuals obtained from the ARFIMA-FIAPARCH models are used to model the dependence structure via a time-varying t-student's copula. The t-student's copula is selected for its ability to capture tail dependency, a crucial feature often missed by simpler correlation measures. Critically, we adopt the dynamic conditional copula framework (Patton, 2006), allowing the copula's dependence parameter and degrees of freedom to evolve over time. The data consist of 205 weekly observations from January 2018 to December 2023 for the TSE share index and the five cryptocurrencies, converted to logarithmic returns.

Findings and Discussion: An empirical analysis yielded significant insights. First, the ARFIMA-FIAPARCH modeling confirmed the presence of stylized facts in both the TSE and cryptocurrency returns, including evidence of long memory and asymmetric volatility clustering (leverage effects). This validated the chosen marginal modeling approach.

Second, the core finding from the time-varying Student's t-copula analysis is that the dynamic dependence between the Iranian stock market (TSE) returns and the returns of the selected major cryptocurrencies was generally weak throughout the 2018-2023 sample period. The dependence parameter (ρ_t) did exhibit statistically significant time variation, confirming that the relationship is not static; however, the overall level of correlation remained low across all the five TSE-cryptocurrency pairs studied.

The dynamic correlation plots revealed fluctuations, with temporary increases in dependency often observed during the periods of heightened global market uncertainty or specific economic events. This indicates some sensitivity to common external shocks. However, even during these episodes, the peak correlation levels rarely exceeded thresholds typically considered low-to-moderate for financial assets, particularly when compared to the correlations often seen between traditional asset classes within more integrated markets. The estimated degrees of freedom

parameter of the t-copula also suggested the existence of statistically significant tail dependence, implying a slightly elevated probability of joint extreme movements compared to what a normal distribution assumption would suggest. However, this effect of the tail dependence appears secondary to the dominant characteristic of the overall weak dependence in the central part of the distribution.

Interpreting these findings through the lens of the Modern Portfolio Theory (MPT), the persistent weak dependence structure has important implications for Iranian investors. The low correlation strongly suggests that these major cryptocurrencies offer substantial diversification benefits when added to portfolios heavily weighted towards Iranian equities. Because cryptocurrency returns largely move independently of the TSE, their inclusion can potentially reduce the overall portfolio risk (volatility) for a given level of expected return, or enhance the portfolio's risk-adjusted performance profile. This is particularly relevant given the relative isolation of the Iranian market and its distinct drivers compared to global cryptocurrency markets. The results position these cryptocurrencies more as diversifiers rather than consistent hedges or safe havens against TSE downturns. This is because the weak correlation, while generally low, is not consistently negative and can fluctuate.

Conclusions and Policy Implications: This study concludes that, from January 2018 to December 2023, the relationship between the Iranian stock market and the key cryptocurrencies was characterized by a weak, though dynamic and time-varying, dependence structure. Limited evidence was found for strong, systematic co-movement, suggesting minimal direct transmission of return dynamics between these markets under typical conditions.

The primary practical implication for Iranian investors and portfolio managers is the significant potential of portfolio diversification through these cryptocurrencies. The demonstrated low correlation with the domestic stock market makes them valuable tools for risk management and potentially enhances risk-adjusted returns within the specific context of the Iranian financial landscape.

From a policy standpoint, these findings suggest a need for a nuanced approach by Iranian regulatory authorities. A combination of a large existing domestic user base, the empirical evidence of diversification benefits, and the relative weakness of the dependence linkage implies that developing a clear and enabling regulatory framework for cryptocurrency investment could be more beneficial than prohibitive measures. Such a framework could provide Iranian investors with regulated access to potentially valuable diversification tools. It can channel investment interest productively while allowing participation in a global asset class. This approach must inherently address the associated risks (volatility, investor protection, illicit finance) through robust oversight, licensing, and clear operational guidelines. Furthermore, as noted in the original paper, exploring regulated channels for cryptocurrency use in international transactions might offer avenues to mitigate the impacts of economic sanctions. Creating a structured environment appears preferable to leaving this significant market segment unregulated. Future research could expand upon this issue by including a wider range of digital assets, examining specific event impacts,



Yazd University

The Journal of Economic Policy

Biquarterly Journal of Economic Research

Original Research Article/ Vol. 17, No. 34, Autumn and Winter 2025, P: 255-288

Biquarterly Journal of Economic Research

exploring volatility spillovers, and comparing cryptocurrencies with other relevant Iranian assets like gold or foreign exchange.

Keywords: Stok Market, Cryptocurrencies, Time-Varying Copula, Portfolio, Arfima-Fiaparch Model.

JEL Classification: G11, G15, F37, G12, C58, O16.

بررسی پویایی رابطه بین بازده رمزارزهای منتخب و بازار سهام ایران در چارچوب رویکرد کاپولای متغیر طی زمان

مجید منفرد^۱، دکتر علی چشمی^{۲*}، دکتر سید محمدجواد رزمی^۳

دریافت: ۱۴۰۳-۰۵-۱۳

پذیرش: ۱۴۰۴-۰۱-۲۷

چکیده

با توجه به توسعه بازار سهام ایران و بازار جهانی رمزارزها از یک طرف و با نظر به تعداد ایرانیان فعال در این بازارها، بررسی رابطه توسعه این دو بازار، از دو جنبه حائز اهمیت است. نخست آنکه به واسطه فعالیت رمزارزها خارج از نظارت بانک‌های مرکزی، با گسترش فعالیت سرمایه‌گذاران در بازار رمزارزهای غیرمتمرکز، پیامدهای یک سیاست پولی متمرکز از سوی بانک مرکزی نامشخص است. دوم اینکه برای سرمایه‌گذاران و مدیران سبد دارایی، پیامدهای این نوع جدید از دارایی‌ها، از نظر امنیت سرمایه، پوشش ریسک و تنوع‌بخشی سبد دارایی، اهمیت دارد؛ پس در این مطالعه بررسی روابط پویای رمزارزهای منتخب و بازار سهام ایران، در چارچوب رویکرد کاپولای متغیر طی زمان از ابتدای سال ۲۰۱۸ تا انتهای سال ۲۰۲۳ طی ۲۰۵ هفته متوالی بررسی شده که نتایج نشان‌دهنده وابستگی بین بازار سهام ایران و رمزارزها ضعیف و حساس به شوک‌ها و رویدادهای خارجی است. با استناد به نظریه پورتفوی مدرن و ضعف رابطه این دو بازار، رمزارزها می‌توانند نقش اساسی در کمک به سرمایه‌گذاران برای مدیریت ریسک و سود سبد دارایی از طریق افزودن یک رمزارز به مجموعه دارایی‌ها داشته باشند و از این طریق تقاضای ارز غیر کاغذی را در اقتصاد کشور بالا ببرند.

واژگان کلیدی: بازار سهام، رمزارزها، کاپولای متغیر طی زمان، سبد دارایی، الگوی Arfima-Fiaparch

طبقه‌بندی JEL: G15, F37, G12, C58, O16

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. majid.monfared@gmail.com

۲. نویسنده مسئول و استادیار اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. a.cheshomi@um.ac.ir

۳. استاد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. mjrazmi@um.ac.ir

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر بازار سهام ایران، به‌عنوان بخش مالی اقتصاد که در آن وجوه نقد، اعتبارات و سرمایه از سمت پس‌انداز کنندگان و صاحبان پول و سرمایه به سمت تقاضا کنندگان (که بنگاه‌های اقتصادی فعال در بازار بورس هستند) در جریان است، مورد توجه فعالان اقتصادی و به تبعیت از آن سیاست‌گذاران قرار گرفته است. این بازار که ظرفیت ویژه‌ای در تأمین مالی بخش تولید و در نتیجه رشد اقتصادی دارد، در بازه سال‌های ۲۰۱۷ تا ۲۰۲۱ رشد قابل توجهی را در ایران تجربه کرده است. به‌نحوی که در ابتدای سال ۲۰۱۷ (دی‌ماه ۱۳۹۵) شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران معادل ۷۸،۸۹۶ واحد بوده است درحالی که در اواسط سال ۲۰۲۱ میلادی (مردادماه ۱۳۹۹) این شاخص به عدد ۲،۰۱۳،۰۳۵ واحد رسیده است و البته بعد از نوساناتی طی سال ۱۴۰۲ عدد ۲،۵۱۴،۰۰۰ واحد را نیز تجربه کرده است که رشدی معادل ۱۶۰۰ درصدی تا سال ۲۰۲۱ و رشد بیش از ۳۰۰۰ درصدی را تا بالاترین سقف تجربه شده خود نشان می‌دهد.

عوامل مختلفی در قالب ریسک‌های سیستماتیک و غیر سیستماتیک بر رفتار فعالان بازار، قیمت و در نتیجه بازدهی دارایی‌های موجود در بازار، اثرگذار هستند و سیاست‌گذاران نیز که توسعه بازار سهام و بالطبع تسهیل رشد اقتصادی و تأمین مالی بنگاه‌های بزرگ را دنبال می‌کنند، باید نسبت به شناخت و کنترل این عوامل در راستای اهداف تعیین شده، اقدام نمایند. همچنین در تحلیل رفتار سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سهام در ایران، باید به نقش سایر دارایی‌ها به‌خصوص دارایی‌های مالی جایگزین سهام، توجه ویژه کرد.

یکی از دارایی‌هایی که طی سال‌های اخیر مورد توجه فعالان اقتصادی ایران و البته جهان بوده است، رمزارزها است. به‌نحوی که براساس گزارش تریپل-آ^۱ که مرجع ارائه خدمات درگاه پرداخت رمزارز در سطح دنیا است و زیر نظر بانک مرکزی سنگاپور فعالیت می‌کند، ۱۲ میلیون نفر از جمعیت ایران مالک انواع رمزارز هستند و در این بازار فعالیت می‌کنند (تریپل-آ، ۲۰۲۳). همچنین براساس گزارش سالانه صرافی نوبیتکس که یکی از سه صرافی بزرگ رمزارز در ایران است، در سال ۲۰۲۲ بیش از ۴/۳ میلیون نفر از ایرانیان به‌عنوان کاربر و مشتری این صرافی نسبت به

1. Triple-a

خرید و مبادله انواع رمزارزها اقدام کرده‌اند (نوبیتکس^۱، ۱۴۰۱: ۳۰).

در سطح جهانی نیز بر اساس داده‌های پایگاه اینترنتی کوین مارکت کپ^۲ در ابتدای سال ۲۰۱۷ به‌طور رسمی مجموعاً ۶۳۶ رمزارز مختلف و با ارزش بازار ۱۷/۹ میلیارد دلار ثبت شده و در این بازار قابل معامله بوده است. حال آنکه در پایان سال ۲۰۲۱ تعداد رمزارزهای قابل مبادله در بازار، به بیش از ۱۶،۳۰۰ مورد و با ارزش بازار ۲،۹۰۰ میلیارد دلار رسیده است که رشد بیش از ۲،۴۶۰ درصدی در تعداد و رشد بیش از ۱۶،۰۰۰ درصدی در ارزش بازار را نشان می‌دهد. همچنین این بازار در ادامه روند نوسانی خود در حال حاضر با بیش از ۲/۴ میلیون رمزارز قابل مبادله، ارزشی معادل ۲،۴۰۰ میلیارد دلار دارد.

بر این اساس و با وجود توسعه چشمگیر بازار رمزارزها در دنیا، درک و تفکیک ویژگی‌های اقتصادی و مالی رمزارزها، مکان دقیق رمزارزها در طبقات دارایی و رابطه آن با سایر طبقات دارایی، یک موضوع چالش برانگیز و مهم برای محققان، سرمایه‌گذاران، مدیران سبد دارایی و قانون‌گذاران است و پژوهش‌ها متعددی از جمله خلفاوی و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، مو و همکاران^۴ (۲۰۲۲)، زنگ و همکاران^۵ (۲۰۲۰)، جی و همکاران^۶ (۲۰۱۸)، کورکا^۷ (۲۰۱۹)، کوربت و همکاران^۸ (۲۰۱۸) به تشریح ابعاد رمزارزها به‌عنوان دارایی مالی و ارتباط و اثرگذاری آن‌ها بر دیگر دارایی‌ها و بازارهای مالی نظیر بازار سهام، طلا، نفت، بورس و... پرداخته‌اند. این پژوهش‌ها نشان می‌دهند رمزارزها به‌عنوان یک گروه خاص از دارایی‌ها، این ظرفیت را دارند که در سبد دارایی سرمایه‌گذاران، جایگزین برخی دارایی‌های دیگر شوند. در نتیجه بازدهی و نوسانات بازار رمزارزها می‌تواند در تشکیل سبد دارایی سرمایه‌گذاران، اثرگذار باشد و از این طریق به سایر دارایی‌ها منتقل شود. با توجه به توضیحات فوق، مسئله محوری در این پژوهش، بررسی پویایی روابط بین بازار

1. Nobitex (1401)

2. <https://coinmarketcap.com/>

3. Khalfaoui et al. (2023)

4. Mo et al. (2022)

5. Zeng et al. (2020)

6. Ji et al. (2018)

7. Kurka (2019)

8. Corbet et al. (2018)

رمزارزها و بازار سهام ایران، جهت شناسایی و تبیین ساختار ارتباط بین بازده این دارایی‌ها با هدف روشن کردن فرصت‌های متنوع‌سازی سبد دارایی سرمایه‌گذاران است. در این پژوهش از رویکرد کاپولای تی استیودنت متغیر طی زمان^۱ استفاده شده است. متغیرهای مدنظر در تحلیل پویایی رابطه این دو بازار، شاخص هفتگی ارزش بازار پنج رمزارز منتخب و محبوب در نتایج جستجوی منطقه جغرافیایی ایران^۲ و شاخص کل بورس سهام ایران در بازه‌های هفتگی در ایران است. در این راستا پس از ارائه مبانی نظری و پیشینه، پیش‌آزمون‌های لازم جهت بررسی نرمالیتی و پایایی داده‌ها و ناهمسان‌واریانس شرطی خودرگرسیون در داده‌ها بررسی و پس از بررسی وجود حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی به کار گرفته شده، توابع کاپولای متغیر طی زمان برآورد و تحلیل شده است.

۲- ادبیات موضوع

در ادامه معرفی مختصری از رمزارزها، نظریه پوتفوی مدرن و کانال‌های تأثیر رمزارزها بر بازارهای پولی و مالی ارائه شده است.

۲-۱- رمزارز

ناکاموتو^۳ (۲۰۰۸) با معرفی بیت‌کوین و فناوری بلاک‌چین، تحولی بنیادین در حوزه مالی ایجاد کرد. این نوآوری با انتقال اعتماد از نهادهای مرکزی به یک شبکه‌ی توزیع‌شده، مفهوم پول و تراکنش‌ها را متحول ساخت. نتایج پژوهش‌های متعدد نشان می‌دهد که بیت‌کوین پتانسیل زیادی برای تغییر در سیستم‌های مالی سنتی، کاهش هزینه‌های تراکنش و افزایش دسترسی به خدمات مالی را دارد (بوهم و همکاران^۴، ۲۰۱۵: ۲۱۹). از سوی دیگر توسعه بازار رمزارزها در سال‌های بعد منجر به ایجاد طیف گسترده‌ای از رمزارزها با قابلیت‌ها و کاربردهای مختلف شد و از جمله مهم‌ترین

1. Time-Varying Student-t Copula

۲. برای انتخاب پنج رمزارز مورد مطالعه از ابزار گوگل ترندز <https://trends.google.com> استفاده شده است تا محبوب‌ترین رمزارزها برای ایرانیان، مبتنی بر نتایج جستجوی آنها در سایت گوگل شناسایی شود. همچنین بنا بر گزارش سال ۲۰۲۲ نوبیتکس این پنج رمزارز بیشترین سهم را در سبد دارایی کاربران ایرانی داشته است.

3. Nakamoto (2008)

4. Böhme et al. (2015)

کاربردهای رمزارزها می‌توان به استفاده و مبادله آن‌ها به عنوان یک دارایی مالی اشاره کرد. در مارس ۲۰۱۴ سرویس درآمد داخلی^۱ آمریکا اعلام کرد کلیه رمزارزها از جمله بیت کوین، شامل مالیات بر دارایی می‌شود و ارزش به حساب نمی‌آید و سود یا زیان ناشی از نگهداری رمزارزها، به عنوان سود و زیان سرمایه تلقی خواهد شد (برنتسن و اسچار^۲، ۲۰۱۸: ۹).

۲-۲- نظریه پورتفوی مدرن

نظریه پورتفوی مدرن^۳، که نتیجه پژوهش‌های هنری مارکوویتز^۴ (۱۹۵۲) و ویلیام شارپ^۵ (۱۹۶۳) است، سنگ بنای بسیاری از استراتژی‌های مدرن مدیریت سبد دارایی شناخته می‌شود. این نظریه بر پایه این اصل استوار است که سرمایه‌گذاران به دنبال بیشینه کردن بازده برای یک سطح ریسک مشخص هستند. بنابراین سرمایه‌گذاران با کمک نظریه پورتفوی مدرن می‌توانند با ترکیب دارایی‌های مختلف، سبدي تشکیل دهند که کمترین ریسک را برای یک سطح بازده معین داشته باشد.

مفهوم کلیدی در این نظریه، متنوع‌سازی است. بدین معنی که سرمایه‌گذاران باید دارایی‌های خود را در طیف وسیعی از گروه‌های دارایی مانند سهام، اوراق قرضه، املاک و کالاها توزیع کنند. با این کار، ریسک غیر سیستماتیک یا ریسک خاص هر دارایی کاهش می‌یابد. ریسک غیر سیستماتیک به ریسکی گفته می‌شود که ناشی از عوامل خاص هر دارایی است و با متنوع‌سازی قابل کاهش است. در مقابل، ریسک سیستماتیک یا ریسک بازار، ریسکی است که ناشی از نوسانات کلی بازار است و با متنوع‌سازی قابل کاهش نیست (صباحی و همکاران^۶، ۱۳۹۹: ۲۵۷).

۲-۳- کانال‌های تأثیر رمزارزها بر بازارهای پولی و مالی

تعامل بین رمزارزها و دارایی‌های متعارف یکی از حوزه‌های کلیدی و جذاب روبه‌رشد در

1. Internal Revenue Service
2. Berentsen and Schär (2018)
3. Modern Portfolio Theory
4. Harry Markowitz (1952)
5. William Forsyth Sharpe (1963)
6. Sabahi et al. (1399)

پژوهش‌های مالی است. در این زمینه برخی پژوهش‌های تجربی نظیر شهزاد و همکاران^۱ (۲۰۱۹)؛ فنگ و همکاران^۲ (۲۰۱۸)؛ کلاین و همکاران^۳ (۲۰۱۸) وابستگی بین دارایی‌های مالی سنتی و رمزارزها را با تمرکز بر امنیت دارایی و پوشش ریسک رمزارزها بررسی کرده‌اند، برخی پژوهش‌های دیگر نیز به بررسی کانال‌های تأثیر رمزارزها بر بازارهای پولی و مالی از طریق کانال‌های مختلف همچون نرخ ارز، تورم، بازارهای مالی رقیب و سایر عوامل اقتصادی پرداخته‌اند.

باچ‌هولز و همکاران^۴ (۲۰۱۸) نشان داده‌اند نوسان شدید قیمت رمزارزها می‌تواند به نوسان در بازار ارز منجر شود، زیرا زمانی که تقاضا برای رمزارز افزایش می‌یابد، ممکن است سرمایه‌گذاران برای خرید رمزارز، ارزهای فیات^۵ خود را بفروشند که این امر می‌تواند به افزایش تقاضا برای رمزارز و کاهش ارزش ارز فیات منجر شود.

بوری و همکاران^۶ (۲۰۱۷) نیز در پژوهش خود به این نتیجه رسیده‌اند که در دوره‌های تورم بالا، سرمایه‌گذاران ممکن است برای حفظ ارزش دارایی‌های خود به سمت رمزارزها به عنوان یک دارایی امن‌تر گرایش پیدا کنند. این امر می‌تواند به افزایش تقاضا برای رمزارزها و در نتیجه افزایش قیمت آن‌ها منجر شود. همچنین نوسان شدید قیمت رمزارزها می‌تواند بر انتظارات تورمی تأثیر گذاشته و به نوبه خود بر سیاست‌های پولی بانک‌های مرکزی تأثیر بگذارد.

۳- پیشینه پژوهش

شرف‌الدین و همکاران^۷ (۲۰۱۹) با استفاده از رویکردهای مختلف کاپولا^۸ و مدل‌های همبستگی شرطی دو متغیره، ویژگی‌های مالی دارایی‌های رمزارز جدید را مقایسه کرده و رابطه پویای آن‌ها با اوراق بهادار مالی و کالاهای عمده را بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند رمزارزها به تدریج

1. Shahzad et al. (2019)

2. Feng et al. (2018)

3. Klein et al. (2018)

4. Buchholz et al. (2018)

۵. **ارزهای فیات:** پول‌های رایجی که پشتوانه فیزیکی مانند طلا ندارند و ارزش آن‌ها به اعتبار دولت صادرکننده وابسته است، مانند دلار و یورو.

6. Bouri et al. (2017)

7. Charfeddine et al. (2019)

8 Copula

به‌عنوان طبقه جدیدی از دارایی‌ها با ویژگی‌های منحصر به فرد مطرح شده‌اند. مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد همبستگی متقابل رمزارزها با دارایی‌های معمولی با گذشت زمان تغییر کرده اما وجود دارد.

گیل-آلانا و همکاران^۱ (۲۰۲۰) ویژگی‌های تصادفی شش رمزارز عمده و پیوندهای دوجانبه آن‌ها با شش شاخص بازار سهام را با استفاده از تکنیک‌های ادغام کسری^۲ بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند رمزارزها از دارایی‌های اصلی مالی و اقتصادی جدا هستند و در سبد دارایی سرمایه‌گذاران، به‌عنوان گزینه‌ای برای متنوع‌سازی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

جیانگ و همکاران^۳ (۲۰۲۱) نیز با استفاده از رویکرد هم‌سنجی کوانتایل^۴ و مجموعه داده‌های روزانه از چندین رمزارز و شاخص‌های سهام، روابط بین بازار رمزارزها و بورس سهام را در دوره‌هایی که هر دو بازار به‌طور هم‌زمان دچار رکود شده‌اند، به‌ویژه در دوران همه‌گیری بیماری کرونا، بررسی کرده و نشان می‌دهند که وابستگی این دو بازار در بسیاری از موارد زیاد، اما به‌ندرت منفی است که نشان می‌دهد رمزارزها نمی‌توانند پناهگاهی ایمن در برابر بازارهای سهام باشند. همچنین آن‌ها در این مطالعه نشان می‌دهند متنوع‌سازی رمزارزها، اثرات مثبتی برای شاخص‌های سهام در بازارهای جهانی، توسعه یافته، نوظهور و ایالات متحده دارد.

در برخی دیگر از پژوهش‌ها مانند دایبرگ^۵ (۲۰۱۶)، کوربت و همکاران^۶ (۲۰۱۸)، قوسمی و همکاران^۷ (۲۰۱۸) و کجتازی و مورو^۸ (۲۰۱۸)، بائور و همکاران^۹ (۲۰۱۸)، فنگ و همکاران^۹ (۲۰۱۹) نشان داده شد که رمزارزها با بازار سهام برای جذب سرمایه رقابت می‌کنند. زمانی که سرمایه‌گذاران مبلغ زیادی از سرمایه خود را به رمزارزها اختصاص می‌دهند، ممکن است سرمایه‌گذاری در بازار سهام کاهش یابد. پس بین بازار رمزارزها و بازار سهام همبستگی وجود دارد.

1. Gil-Alana et al. (2020)

2. Fractional Cointegration

3. Jiang et al. (2021)

4. Quantile Coherency Approach

5. Dyhrber. (2016)

6. Guesmi et al. (2018)

7. Kajtazi & Moro. (2018)

8. Baur et al. (2018)

9. Fang et al. (2018)

به این معنی که تغییرات در یک بازار می‌تواند بر بازار دیگر نیز تأثیر بگذارد. البته حجم بازار رمزارزها، پذیرش نهادی در کشور، و ثبات مقرراتی جزو عواملی است می‌تواند بر شدت این اثرگذاری مؤثر باشد.

کریمی و همکاران^۱ (۱۴۰۲) با استفاده از اطلاعات آماری شاخص بازارهای رمزارز و داده‌های شاخص‌های بازارهای سهام نزدیک، نیویورک، تورنتو، لندن، فرانکفورت، مادرید، شانگهای، هنگ‌کنگ، توکیو، و بمبئی برای دوره زمانی جولای ۲۰۱۲ تا جولای ۲۰۲۲ مدلی پویا برای تبیین چگونگی انتقال ریسک سیستمی رمزارزها، در بازارهای جهان ارائه داده‌اند. این پژوهش با استفاده از روش خودهمبسته واریانس ناهمسان شرطی چند متغیره^۲، اثرات سرریز ریسک سیستمی مربوط به رمز ارز بر روی بازارهای مالی، را برآورد کرده و نتیجه گرفته‌اند اثرات سرریز بین بازارهای مالی وجود داشته است و افزایش در ریسک سیستمی در هر یک از بازارهای مالی، منجر به افزایش در ریسک سیستمی در سایر بازارهای مالی می‌شود.

خاتمی و همکاران^۳ (۱۴۰۲) در پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر رمز ارزها بر بازار بورس اوراق بهادار با استفاده از روش فراتحلیل» تأثیر سیستماتیک رمزارزها بر بازار بورس اوراق بهادار را بررسی کرده‌اند، آن‌ها پژوهش‌های انجام شده از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ را مورد بحث و بررسی قرار داده و نتیجه گرفته‌اند که اندازه اثر کشف شده برای اکثر پژوهش‌ها معنی‌دار است و بنابراین رمز ارزها بر بازار بورس اوراق بهادار تأثیر دارند.

جواهری و همکاران^۴ (۱۴۰۳) نیز به بررسی رفتار تعاملی و اثر سرریزی بین بازارهای سه‌گانه ارز، بورس اوراق بهادار و رمزارز بیت‌کوین مبتنی بر تجزیه واریانس مرتبط با یک مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان پرداخته‌اند و با استفاده از داده‌های روزانه بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ نتیجه گرفته‌اند بازار ارز و بیت‌کوین دارای سرریزی خالص مثبت و بازار

1. Karimi et al. (1402)

2. Multivariate GARCH

3. Khatami et al. (1402)

4. Javaheri et al. (1403)

بورس دارای سرریزی خالص منفی است؛ همچنین بررسی پیوستگی کل، بین سه بازار نشان داده است ارتباط این سه بازار دارای نوسان بوده است.

محسنی نیا و همکاران^۱ (۱۴۰۲) وابستگی ساختاری بین بازارهای رمزارز و بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از رویکرد ترکیبی تجزیه مود متغیر^۲ و کاپولا^۳ بررسی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره ۸ آگوست ۲۰۱۵ تا ۲۱ فوریه ۲۰۲۳ رابطه رمز ارز بیت کوین و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را با توابع کاپولای ارشمیدوسی و کلاتون مورد مطالعه قرار دادند و نتیجه گرفتند هیچ‌گونه وابستگی ساختاری چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت بین متغیرها وجود ندارد و نقش رمزارزها به‌عنوان گزینه متنوع‌سازی سبد دارایی برای سرمایه‌گذاران مهم است.

در این پژوهش، با استفاده از یک مدل کاپولای تی-استیودنت متغیر طی زمان، وابستگی بین سری زمانی بازدهی دارایی‌های مختلف مدل‌سازی شده است. مهم‌ترین تفاوت این پژوهش با پژوهش‌های قبلی در این است که شاخص کل بورس سهام ایران و ۵ رمز ارزی که بیشترین محبوبیت را در منطقه جغرافیایی ایران داشته است در مدل لحاظ شده‌است، همچنین بازه هفتگی برای دوره مورد بررسی، عدم همزمانی فعالیت بازار رمزارزها و بورس ایران را پوشش خواهد داد که این موضوع در سایر پژوهش‌ها لحاظ نشده‌است. همچنین استفاده از مدل کاپولای تی-استیودنت متغیر طی زمان تفاوت مهم دیگری است که با توجه به نتایج پایایی و نرمالیتی توزیع داده‌ها، لحاظ شده و در پژوهش‌های دیگری که از رویکرد کاپولا استفاده کرده‌اند به‌جز شرف‌الدین و همکاران (۲۰۱۹) لحاظ نشده‌است.

۴- مدل‌سازی

در ادامه نحوه مدل‌سازی در پژوهش تشریح شده است.

۴-۱- مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای

یک گام مهم در رویکرد متغیر طی زمان کاپولا، مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای هر سری

1. Mohseninia et al. (1402)

2. Hybrid Variational Mode Decomposition.

3. VMD- Copula

بازدهی، قبل از برآورد کاپولا است. پس در این مطالعه، با استفاده از مدل $ARFIMA(p, dm, q)$ و $FIAPARCH(k, dv, l)$ توزیع حاشیه‌ای سری بازده‌ها، مدل خواهد شد. مدل فوق در برگیرنده تعداد زیادی از ویژگی‌های استاندارد شده است که شامل خوشه‌بندی نوسانات، عدم تقارن تلاطم‌ها و رفتارهای حافظه بلندمدت می‌شود. ضمن این که، در پژوهش‌های متعدد، برتری این گروه از مدل‌ها در مدل‌سازی سری بازده دارایی‌های مالی نشان داده شده است. برای مثال پژوهش‌های فیتی و چائواچی^۱ (۲۰۱۸)، شرف‌الدین (۲۰۱۶)، بنلقا^۲ (۲۰۱۶).

اوایل دهه ۱۹۸۰ گرنجر و جویکس^۳ رویکردی جایگزین را برای مدل‌سازی حافظه بلندمدت ابداع شده توسط هاست^۴ (۱۹۵۱) با استفاده از مدل خود رگرسیون میانگین متحرک انباشته جزئی (ARFIMA) ارائه دادند. این مدل که در موقعیت میانی بین مدل ARMA و ARIMA قرار می‌گیرد، بین دو فرایند حافظه بلندمدت و حافظه کوتاه‌مدت در سری زمانی مالی، تمایز قائل می‌شود، پس مزیت ممتازی را نسبت به تجزیه و تحلیل کلاسیک که گرایش بسیار زیادی به پذیرش فرض صفر حافظه بلندمدت با وجود فرایند حافظه کوتاه‌مدت دارد، را ایجاد می‌کند.

تسه^۵ (۱۹۹۸) نیز به منظور اجازه دادن به حافظه طولانی و عدم تقارن در نوسانات، مدل‌های خودهمبسته‌ی واریانس شرطی نامتقارن با توان کسری و انتگرال‌گیری^۶، را پیشنهاد کرد که در واقع نوعی از مدل‌های GARCH محسوب می‌شود و کارکردهای متنوعی از جمله خوشه‌بندی نوسانات، عدم تقارن تلاطم‌ها و شناسایی رفتارهای حافظه بلندمدت را دارد.

۴-۱-۱- مدل $ARFIMA(p, dm, q)$

فرایند $ARFIMA(p, dm, q)$ برای مدل‌سازی معادله سری بازده استفاده می‌شود. مزیت استفاده از این مدل، توانایی آن در گزارش وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مشاهدات است که

1. Fiti & Chaouachi (2018)

2. Benlagha (2016)

3. Granger & Joyeux (1980)

4. Hardest (1951)

5. Tese (1998)

6 Fractionally Integrated Asymmetric Power ARCH

وابستگی بلندمدت توسط dm (پارامتر کسری^۱ حافظه طولانی) و وابستگی کوتاه‌مدت توسط اجزای خودهمبستگی $AR(p)$ تعیین می‌شود. در اینجا p (طول وقفه بهینه مقادیر)، از مؤلفه خودهمبستگی $AR(p)$ و q ، مؤلفه بخش میانگین متحرک $MA(q)$ با استفاده از معیار AIC تعیین می‌شود. همچنین مدل عمومی $ARFIMA(p, dm, q)$ به شکل رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$\Phi(L)(1-L)^{dm}(r_t - \mu) = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن L وقفه بهینه و پارامترهای برآورد عبارت‌اند از:

$$\Phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i \quad \phi_i \text{ for } i=1, \dots, p \quad (2)$$

$$\Theta(L) = 1 + \sum_{j=1}^q \theta_j L^j \quad \theta_j \text{ for } j=1, \dots, q \quad (3)$$

همچنین $d_m = d_{ARFIMA}$ پارامتر حافظه بلندمدت در رابطه اصلی است.

۴-۱-۲- معادله واریانس: مدل FIAPARCH(k, dv, l)

برای محاسبه وابستگی بلندمدت مدل و عدم تقارن در سری نوسانات (اجزا اخلاص)، از مدل $FIAPARCH(k, dv, l)$ که توسط تسه (۱۹۹۸) توسعه یافته است استفاده می‌شود. رابطه اصلی را می‌توان به شرح روابط ۴ و ۵ بیان کرد:

$$\varepsilon_t = h_t \vartheta_t \quad (4)$$

$$h_t^\delta = \omega[1 - \beta(L)^{-1}] + \{1 - [1 - \beta(L)^{-1}] \phi(L)(L-1)^d\}(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta \quad (5)$$

که جزء اخلاص از توزیع گوسی^۲ یا آماره تی-استیودنت^۳ تبعیت می‌کند و τ درجه آزادی h_t و واریانس شرطی وابسته به زمان، را نشان می‌دهد.

در مدل $FIAPARCH$ ، نوسانات دارای وابستگی بلندمدت هستند اگر پارامتر d بین صفر تا یک متغیر باشد. δ سنج قدرت در ساختار نوسانات است که مقادیر مثبت را می‌گیرد و γ پارامتر عدم تقارن است. عبارت $(|\varepsilon_t| - \gamma\varepsilon_t)^\delta$ تأثیر اهرم را منعکس می‌کند.

1 Fractional

2. Gaussian

3. T-Student

۴-۲- کاپولای متغیر طی زمان

در سبد دارایی که از دو دارایی (یکی رمزارز و دیگری دارایی متعارف) تشکیل شده است، میزان وابستگی میان آن‌ها تعیین‌کننده استحکام رابطه بین این دو دارایی است. اگر کل توزیع مشترک بازده‌ها مشخص باشد، می‌توان تمامی وابستگی‌های مرتبط را در نظر گرفت و در نتیجه، امکان شناسایی فرصت‌های متنوع‌سازی را بررسی کرد. البته ممکن است یک رابطه پارامتری مشخص و منحصر به فردی برای توصیف ارتباط بین تمامی متغیرها وجود نداشته باشد.

علاوه بر این در صورت استفاده از روش پارامتریک برای برآورد استحکام رابطه دارایی‌ها، برآورد انجام شده می‌تواند منجر به تعیین نادرست اجزا اخلاط شود (دولت و همکاران^۱، ۲۰۱۱: ۴۰۸). برای غلبه بر این مسائل، توابع کاپولا که ابتدا توسط اسکالر^۲ (۱۹۵۹) معرفی و به‌طور گسترده در امور مالی و اقتصاد استفاده شد، معیارهای انعطاف‌پذیرتری از ساختار وابستگی بین بازده دارایی ارائه می‌کند که به روشن کردن فرصت‌های متنوع‌سازی کمک می‌کند.

وابستگی بین دارایی‌های مالی در طول زمان ثابت نیست. پاتون^۳ (۲۰۰۶) و لانگین و سولنیک^۴ (۲۰۰۱) نشان داده‌اند که وابستگی و حرکت در بازده سهام در طول زمان به دلیل تلاطم‌های اقتصادی و مالی شدید، مقررات مالی، دستورالعمل‌های دولت، بی‌ثباتی مالی و بحران‌ها تغییر می‌کند. از این رو، سطح وابستگی معمولاً قبل، در حین، و بعد از این اتفاقات تغییر می‌کند (آدامز و همکاران^۵، ۲۰۱۷: ۱۶).

به‌عنوان مثال، یک همبستگی قوی قبل از یک بحران مالی یا آشفتگی اقتصادی می‌تواند تبدیل به ناهمبستگی زیاد در طول بحران شود. برای پاسخ به وجود احتمالی این رفتار، پاتون (۲۰۰۶) یک رویکرد روش شناختی جدید را پیشنهاد کرد که قضیه اسکالر^۶ را گسترش داده و عملکرد کاپولای شرطی را برای مدل‌سازی وابستگی شرطی متغیر طی زمان، معرفی می‌کند.

در نظر بگیریم که $r_{d,t}$ و $r_{c,t}$ به ترتیب بازده رمزارز و بازده دارایی مالی (سهام) را در زمان

1. Chollete et al. (2011)

2. Sklar, (1959)

3. Patton, (2006)

4. Longin & Solnik, (2001)

5. Adams et al. (2017)

6. Sklar's Theorem

t نشان دهند. در این صورت تابع توزیع تجمعی شرطی^۱ مربوط به آن‌ها عبارت است از:

$$u_{d,t} = G_{d,t}(r_{d,t} | \Psi_{t-1}) \quad (6)$$

$$u_{c,t} = G_{c,t}(r_{c,t} | \Psi_{t-1}) \quad (7)$$

که Ψ_{t-1} اطلاعات گذشته را منعکس می‌کند. به‌طور رسمی، تابع کاپولای شرطی $C_t(u_{d,t}, u_{c,t} | \Psi_{t-1})$ را می‌توان با استفاده از دو تابع توزیع تجمعی متغیر طی زمان نوشت. توابع توزیع تجمعی شرطی دوتایی^۲ متغیرهای تصادفی $r_{d,t}$ و $r_{c,t}$ به‌عنوان گسترش قضیه اسکالر، می‌تواند به شرح رابطه ۸ باشد:

$$F(r_{d,t}, r_{c,t} | \Psi_{t-1}) = C(r_{d,t}, r_{c,t}) \quad (8)$$

بر این اساس استحکام اتصال شرطی^۳ می‌تواند به‌شکل رابطه ۹ نوشته شود:

$$f(r_{d,t}, r_{c,t} | \Psi_{t-1}) = \frac{\partial F(r_{d,t}, r_{c,t} | \Psi_{t-1})}{\partial r_{d,t} \cdot \partial r_{c,t}} \quad (9)$$

$$= C_t(r_{d,t}, r_{c,t} | \Psi_{t-1}) \times g_{d,t}(r_{d,t} | \Psi_{t-1}) \times g_{c,t}(r_{c,t} | \Psi_{t-1})$$

که $\partial^2 C_t(u_{d,t}, u_{c,t} | \Psi_{t-1}) / \partial u_{d,t} \partial u_{c,t}$ تابع استحکام شرطی دوتایی^۴ است و $g_i(\cdot)$ تابع استحکام^۵ مربوط به $G_i(\cdot)$ است.

تابع درست‌نمایی^۶ مربوط به رابطه (۹) را می‌توان به‌شکل رابطه (۹) نوشت:

$$L_{d,c}(\Theta) = L_d(\Theta_d) + L_c(\Theta_c) + L_{cop}(\Theta_{cop}) \quad (10)$$

که Θ_d و Θ_c به‌ترتیب بردارهای پارامتر توزیع‌های حاشیه‌ای بازده دارایی رمزارز و مالی هستند، و Θ_{cop} بردار پارامترها در تابع کاپولا است.

بر اساس پاتون (۲۰۰۶)، پویایی وابستگی متغیر طی زمان، بین بازده دارایی رمزارز و بازده دارایی مالی (سهام) در کاپولای گوسی شرطی و تی استودنت به‌شکل رابطه ۱۱ مشخص می‌شود:

$$\rho_t = \tilde{\lambda}(\psi_0 + \psi_1 \rho_{t-1} + \psi_2 \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q \Phi^{-1}(u_{t-j}) \Phi^{-1}(v_{t-j})) \quad (11)$$

که $\tilde{\lambda} = (1 - e - x)(1 - e - x) - 1$ نشان دهنده تغییرات لگاریتمی^۷ است

1. Marginal Conditional Cumulative
2. Bivariate Conditional Cumulative
3. Conditional Joint Density
4. Conditional Copula Density Function
5. Density Function
6. Likelihood Function
7. Logistic Transformation

هدف از استفاده از تغییرات لگاریتمی اطمینان یافتن از این مسئله است که مقادیر pt در بازه (۱، ۱-) تشکیل شده باشد. بر اساس این معادله، پارامتر وابستگی کاپولا از یک فرایند نوع ARMA (1, q) پیروی می‌کند که در آن ψ ، ثابت است، و $\psi_{1, \rho_{t-1}}$ وابسته به مدل خود همبسته است که اثر پایداری را نمایان می‌سازد و آخرین جزء نشان‌دهنده تغییرپذیری وابستگی است که، توسط آخرین جزء مشاهدات q توصیف شده. همان تصریح با جایگزینی $(\phi^{-1}(0))$ توسط $(T_v^{-1}(0))$ برای کاپولای تی‌استیودنت استفاده می‌شود.

۴-۳- معرفی متغیرهای پژوهش

در این پژوهش، داده‌های موجود در جامعه آماری، بر اساس بازه زمانی تقسیم‌بندی شده و اطلاعات مورد نیاز برای بازه‌های هفتگی ابتدای سال ۲۰۱۸ تا پایان سال ۲۰۲۳ و طی ۲۰۵ هفته متوالی جمع‌آوری شده‌است. گردآوری داده‌های مورد استفاده در این پژوهش با استفاده از پایگاه داده سایت سازمان بورس و اوراق بهادار ایران و همچنین پایگاه داده کوین مارکت کپ که مرجع جهانی ثبت اطلاعات بازار رمزارزها است، برای رمزارزهای بیت‌کوین، اتریوم، لایت‌کوین، دوج‌کوین و کاردانو انجام شده‌است.

بازده هر دارایی، در این مطالعه مطابق با مطالعه (شرف‌الدین و همکاران، ۲۰۱۹)، با معادله (۱۲) محاسبه می‌شود:

$$r_{it} = 100 * \log \left(\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} \right) \quad (12)$$

$r_{i,t}$: بازده دارایی، $p_{i,t}$: شاخص قیمت دارایی در دوره t ، $p_{i,t-1}$: شاخص قیمت دارایی در دوره $t-1$ ؛
 ۱. ضمناً r^2 مطابق مطالعه (شرف‌الدین و همکاران، ۲۰۱۹) به عنوان پراکسی نوسانات دارایی در نظر گرفته شده‌است. در ادامه، متغیرها و نماد به کار گرفته شده و تعریف آن‌ها در جدول (۱) ارائه می‌شود.

جدول ۱: معرفی متغیرها

متغیر	تعریف
r	بازده دارایی بازار سهام ایران محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
rb	بازده دارایی رمزارز بیت‌کوین (bitcoin) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
rc	بازده دارایی رمزارز کاردانو (cardano) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
rd	بازده دارایی رمزارز دوج‌کوین (dogecoin) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
re	بازده دارایی رمزارز اتریوم (ethereum) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)
rl	بازده دارایی رمزارز لایت‌کوین (litecoin) محاسبه شده بر اساس معادله (۱۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

بعد از معرفی متغیرها، ۵ پانل به شرح جدول (۲) معرفی می‌شود.

جدول ۲: معرفی پانل‌ها (جفت دارایی‌ها)

شماره	نام پانل	اعضا
۱	پانل A	بازار سهام و رمزارز بیت‌کوین
۲	پانل B	بازار سهام و رمزارز کاردانو
۳	پانل C	بازار سهام و رمزارز دوج‌کوین
۴	پانل D	بازار سهام و رمزارز اتریوم
۵	پانل E	بازار سهام و رمزارز لایت‌کوین

منبع: یافته‌های پژوهش

بعد از معرفی پانل‌ها، خصوصیات آماری متغیرها در جدول (۳) شرح داده می‌شود.

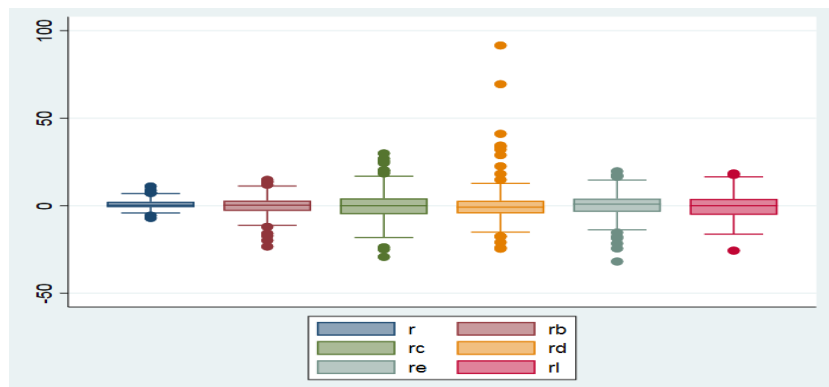
جدول ۳: خصوصیات آماری متغیرها

متغیرها	میان	میانگین	انحراف استاندارد	مینیم	ماکسیم	تعداد مشاهدات
r	۰/۲۷۶	۰/۶۶۸	۲/۴۸۰	-۷/۰۱۷	۱۱/۰۲۰	۲۰۵
rb	۰/۲۸۷	۰/۲۲۳	۵/۶۰۴	-۲۳/۳۴۶	۱۴/۷۷۷	۲۰۵
rc	۰/۰۲۱	-۰/۶۱	۸/۵۵۹	-۲۹/۲۵۹	۲۹/۸۸۹	۲۰۵
rd	-۰/۸۱۷	۰/۳۲۱	۱۱/۷۶۸	-۲۴/۶۰۱	۹۱/۵۱۸	۲۰۵
re	۰/۹۰۸	۰/۱۷۰	۷/۰۹۴	-۳۱/۸۹۵	۱۹/۶۵۵	۲۰۵
rl	۰/۰۳۲	-۲۴۰/۷۹۴۲	۷/۰۰۹	-۲۵/۶۷۲	۱۸/۴۰۸	۲۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

توجه به جدول (۳) مشخص می‌شود که متغیر بازده بازار سهام ایران ۰/۶۶۸ و میانگین بازده

دارایی رمزارز بیت کوین ۰/۲۲۳ و میانگین بازده دارایی رمزارز اتریوم ۰/۱۷۰ است. در ادامه، نمودار باکس-پلات متغیرها در نمودار (۱) ارائه می‌شود.



نمودار ۱: باکس-پلات برای بازده دارایی‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتایج

۵-۱- پیش‌آزمون‌ها

از آنجایی که برای اعتماد به نتایج باید، ابتدا برخی پیش‌آزمون‌های مناسب هر مدل بررسی شود. در این مطالعه، ابتدا نرمال بودن متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور آزمون‌های شاپیرو و فرانس به کار رفته‌است. نتایج آزمون‌های مذکور در جدول (۴) گزارش شده‌است.

جدول ۴: نتایج آزمون نرمالیتی

آزمون شاپیرو-فرانس		آزمون شاپیرو-ویلک		متغیرها
Statistic		Statistic		
۰/۰۰۰	۰/۹۶۰	۰/۰۰۰	۰/۹۶۴	r
۰/۰۰۰	۰/۹۵۶	۰/۰۰۰	۰/۹۵۹	rb
۰/۰۰۰	۰/۹۵۸	۰/۰۰۰	۰/۹۶۱	rc
۰/۰۰۰	۰/۶۸۲	۰/۰۰۰	۰/۶۹۳	rd
۰/۰۰۰	۰/۹۵۶	۰/۰۰۰	۰/۹۶۰	re
۰/۰۰۱	۰/۹۹۰	۰/۰۰۰	۰/۹۸۸	rl

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که همه متغیرها دارای توزیع غیر نرمال هستند. در گام بعدی،

پایایی متغیرها بررسی می‌شود. برای این منظور از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس-پرون استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۵) ارائه شده‌است.

جدول ۵: نتایج آزمون پایایی دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون

متغیرها	آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته		آزمون فیلیپس-پرون	
	آماره	ارزش احتمال	آماره	ارزش احتمال
r	-۱۱/۴۷۱	۰/۰۰۰	-۱۱/۶۸۹	۰/۰۰۰
rb	-۱۴/۶۵۳	۰/۰۰۰	-۱۴/۶۷۰	۰/۰۰۰
rc	-۱۲/۷۹۹	۰/۰۰۰	-۱۲/۸۳۵	۰/۰۰۰
rd	-۱۵/۴۸۱	۰/۰۰۰	-۱۵/۴۲۳	۰/۰۰۰
re	-۱۴/۲۰۰	۰/۰۰۰	-۱۴/۲۰۰	۰/۰۰۰
rl	-۱۴/۶۲۱	۰/۰۰۰	-۱۴/۶۱۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد همه متغیرها پایا هستند. در ادامه، وجود اثر ARCH یا ناهمسان واریانس شرطی خودرگرسیون با استفاده از آزمون LM ARCH که دارای توزیع F است، بررسی می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون، نبود اثرات ARCH است.

جدول ۶: آزمون اثر ARCH

نام پانل	آزمون	آماره	احتمال
یک (a)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۱/۳۳۳	۰/۰۰۳
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۱۸/۱۶۵	۰/۰۰۲
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۲۸/۱۰۸	۰/۰۰۱
دو (b)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۰/۸۰۶	۰/۰۰۴
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۱۷/۲۰۰	۰/۰۰۴
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۲۴/۷۹۱	۰/۰۰۵
سه (c)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۳/۲۴۷	۰/۰۰۱
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۲۴/۶۸۳	۰/۰۰۰
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۳۳/۵۰۸	۰/۰۰۰
چهار (d)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۱/۰۶۴	۰/۰۰۴
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۱۸/۴۳۲	۰/۰۰۲
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۲۷/۴۸۲	۰/۰۰۲

نام پانل	آزمون	آماره	احتمال
پنج (e)	آزمون LM ARCH برای وقفه ۲	۱۲/۳۴۴	۰/۰۰۲
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۵	۲۰/۵۶۵	۰/۰۰۱
	آزمون LM ARCH برای وقفه ۱۰	۲۹/۸۶۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون اثر آرچ در جدول (۶)، نشان می‌دهد، فرضیه صفر (نبود اثرات ARCH) در هر پنج پانل رد می‌شود؛ بنابراین امکان استفاده از مدل‌های ARCH وجود دارد. در گام بعدی، آزمون‌های حافظه بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. به‌طور کلی مهم‌ترین بخش به‌کارگیری یک مدل مبتنی بر حافظه بلندمدت، برآورد پارامتر حافظه بلندمدت (d) و در نتیجه حصول اطمینان از برخورداری سری مورد بررسی از این ویژگی است. در این مطالعه آزمون‌های GPH و MODLPR برای بررسی وجود حافظه بلندمدت استفاده شده‌است. نتایج بررسی این آزمون‌ها در جدول (۷) ارائه شده‌است.

جدول ۷: نتایج آزمون‌های حافظه بلندمدت

متغیر	آزمون	پارامتر d	آماره t	ارزش احتمال
r	GPH	۱/۳۷۵	-۴/۵۸۹	۰/۰۰۰
	MODLPR	۱/۳۷۵	-۴/۵۸۹	۰/۰۰۰
rb	GPH	۱/۷۱۶	۲/۵۶۷	۰/۰۱۰
	MODLPR	۱/۶۹۷	-۲/۴۱۵	۰/۰۱۶
rc	GPH	۱/۱۰۷	-۴/۵۸۲	۰/۰۰۰
	MODLPR	۱/۰۱۵	-۴/۵۷۹	۰/۰۰۰
rd	GPH	۲/۰۹۶	-۳/۷۲۱	۰/۰۰۰
	MODLPR	۲/۰۴۱	-۳/۷۲۰	۰/۰۰۰
re	GPH	۱/۵۳۰	-۳/۵۹۸	۰/۰۰۰
	MODLPR	۱/۵۹۵	-۳/۶۰۶	۰/۰۰۰
rl	GPH	۱/۹۶۹	-۴/۷۴۲	۰/۰۰۲
	MODLPR	۱/۵۲۴	-۳/۷۷۷	۰/۰۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که پارامتر d برای همه متغیرها مقدار غیر صفر دارد. به‌عبارت دیگر، همه متغیرها دارای حافظه بلندمدت هستند. به‌علاوه، نتایج بیانگر این است که

رمزارزها دارای مؤلفه حافظه بلندمدت بیشتری هستند. شرف‌الدین و همکاران (۲۰۱۹) نیز نتیجه گرفتند که دارایی‌های رمزارز پارامترهای حافظه بلندمدت بیشتری نسبت به سایر دارایی‌های مالی متعارف دارند. تأیید وجود ویژگی حافظه بلندمدت، امکان به کارگیری رویکردها با حافظه بلندمدت را می‌دهد.

۵-۲- نتایج توزیع حاشیه‌ای

گام متداول برای هر دو رویکرد کاپولای استاتیک و کاپولای متغیر زمانی، مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای هر سری بازگشتی قبل از برآورد کاپولاست. در واقع، ساختار وابستگی بین دو سری بازده، در صورتی که توزیع‌های حاشیه‌ای آن‌ها به خوبی مشخص شده باشند، به درستی ثبت می‌شود. یک شرط مهم هنگام مدل‌سازی توزیع تک‌متغیره، ضرورت به دست آوردن باقیمانده‌های توزیع شده مستقل و یکسان است که برای برآورد مدل کاپولا مورد نیاز است (گرگوایر و همکاران^۱، ۲۰۰۸: ۵۷). در این مطالعه، مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای سری بازده در نظر گرفته شده با استفاده از مدل‌های ARFIMA-FIAPARCH انجام شده است که تعداد زیادی مشخصات (شامل خوشه‌بندی نوسانات، عدم تقارن شوک‌ها و رفتارهای حافظه طولانی) را در خود جای داده است (فتیتی و چائواچی، ۲۰۱۸: ۶۹۳).

نتایج حاصل از برآورد مدل‌های ARFIMA-FIAPARCH برای سری بازده دارایی‌های مورد مطالعه در جدول (۸) گزارش شده است. نتایج جدول (۸) نتایج برآورد پارامتر مدل ARFIMA-FIAPARCH را برای هر شش بازده دارایی‌ها (شامل بازده سهام، بازده بیت کوین، بازده کاردانو، بازده دوج کوین، بازده اتریوم و بازده لایت کوین) ارائه می‌دهد. پارامتر وابستگی طولانی مدل $ARFIMA(dm)$ برای بیت کوین و اتریوم، منفی است که نشان‌دهنده ضد ماندگاری^۲ است. این نشان می‌دهد که بازده سیاهه‌های مربوط به هر دو بیت کوین و اتریوم دارای ارزش متوسط است. با این حال برای سایر دارایی‌ها dm از نظر آماری برای همه مدل‌ها ناچیز بود.

1. Grgoire et al. (2008)

2. Antipersistence

جدول ۸: نتایج برآورد پارامتر ARFIMA-FIAPARCH برای بازده دارایی‌های مختلف

rl	re	rd	rc	r	پارامترها
Statistic (p-value)	Statistic (p-value)	Statistic (p-value)	Statistic (p-value)	Statistic (p-value)	
-	۰/۰۲۷ (۰/۰۱۲)	-	۰/۰۲۹ (۰/۰۰۵)	-	Cst (V)
-	-۰/۰۴۸ (۰/۰۲۵)	-	-۰/۰۳۸ (۰/۰۲۵)	-	d-ARFIMA (dm)
-	۰/۰۷۶ (۰/۰۰۳)	-۰/۱۱۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۱ (۰/۰۶۰)	-	AR(1)
-	-	-	-	-	MA(1)
-	-	-	-	-	Cst (V)
۰/۵۷۵ (۰/۰۰۰)	۰/۳۹۷ (۰/۰۰۰)	۰/۴۳۳ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۴۶۰ (۰/۰۰۰)	d-FIGARCH (dv)
۰/۲۳۳	۰/۲۹۰ (۰/۰۰۱)	۰/۴۲۴ (۰/۰۰۰)	۰/۲۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۳۰۴ (۰/۰۰۹)	ARCH(α_1)
۰/۷۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۵۶۱ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴۶ (۰/۰۰۰)	۰/۵۳۹ (۰/۰۰۰)	۰/۶۴۶ (۰/۰۰۰)	GARCH(β_1)
-۰/۱۰۸ (۰/۰۲۱)	-۰/۱۰۲ (۰/۰۱۵)	-۰/۲۱۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۱۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۷۴ (۰/۰۳۰)	APARCH(γ_1)
۲/۰۶۶ (۰/۰۰۰)	۲/۰۸۷ (۰/۰۰۰)	۲/۰۶۱ (۰/۰۰۰)	۲/۰۷۷ (۰/۰۰۰)	۲/۱۴۳ (۰/۰۰۰)	APARCH (δ)

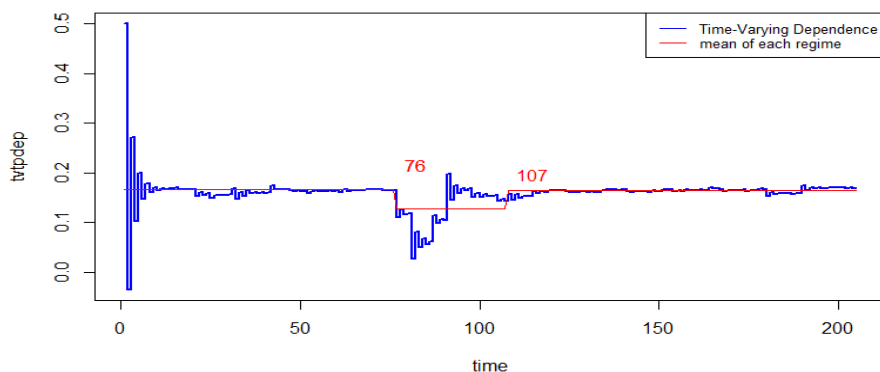
منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۵- نتایج برآورد کاپولای متغیر طی زمان

توابع کاپولا که به‌طور گسترده در امور مالی و اقتصاد استفاده شده‌است، معیارهای انعطاف‌پذیرتری از ساختار وابستگی بین بازده دارایی ارائه می‌کند و ممکن است به روشن کردن فرصت‌های متنوع‌سازی کمک کند. در واقع، وابستگی بین دارایی‌های مالی در طول زمان ثابت نمی‌ماند و پژوهش‌های متعدد ماهیت متغیر زمان حرکت و وابستگی دارایی‌های مالی را نشان دادند (شهرزاد و همکاران، ۲۰۱۹؛ شرف‌الدین و همکاران، ۲۰۱۹). استنباط رایج این پژوهش‌ها این است که وابستگی و حرکت در بازده سهام در طول زمان به‌دلیل شوک‌های اقتصادی و مالی بالا، مقررات

مالی، اعلامیه‌های دولت، بی‌ثباتی مالی و بحرآن‌ها تغییر می‌کند. از این رو، سطح وابستگی معمولاً قبل، در حین، و بعد از اخبار بد یا خوب تغییر می‌کند (آدامز و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۵). از این رو، در این مطالعه برای بررسی پویایی وابستگی هر جفت دارایی (رمزارز و بازار سهام) از مدل‌سازی کاپولای تی-استیودنت متغیر طی زمان استفاده شده است.

لازم به ذکر است قبل از انتخاب و تنظیم پارامترهای مدل کاپولا، لازم است که داده‌ها از نظر توزیع و پایایی بررسی شوند که بر اساس نتایج ارائه شده در بخش پیش‌آزمون‌های این پژوهش، نرمال نبودن توزیع داده‌ها ایجاب می‌کند از توزیع تی-استیودنت^۱، توزیع گوسی عمومی یا توزیع‌های دم سنگین استفاده شود، همچنین پایایی سری‌های زمانی و وجود اثر ARCH و همچنین نتایج مدل‌سازی ARFIMA-FIAPARCH نشان‌می‌دهد باید از مدل‌های کاپولای دینامیکی استفاده کرد و از آنجایی که توابع کاپولای تی-استیودنت، نسبت به کاپولای گاوسی، انعطاف‌پذیری بیشتری در مدل‌سازی وابستگی‌های غیرخطی دو متغیر با دم‌های سنگین را دارد، در این پژوهش از مدل‌سازی کاپولای تی-استیودنت متغیر طی زمان استفاده شده است.

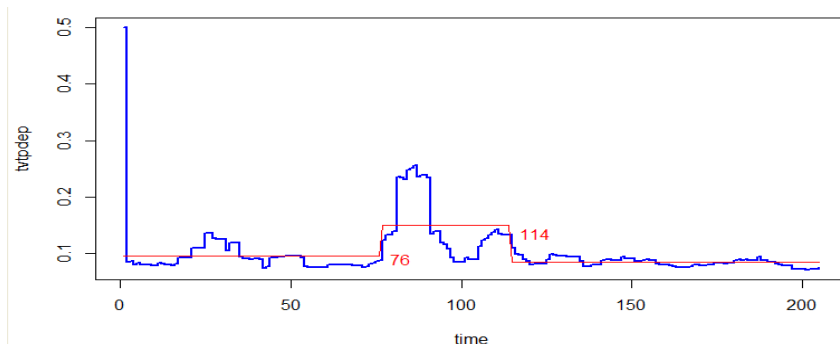


نمودار ۲ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و بیت کوین

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز بیت کوین (پانل a) را نشان می‌دهد. از آنجایی که r بازده بازار سهام و rb بازده بیت کوین است، نمودار (۲) نشان می‌دهد که همبستگی قابل توجهی بین این جفت دارایی وجود ندارد. مشاهده می‌شود که پارامتر مقادیر مثبت ولی متناوب

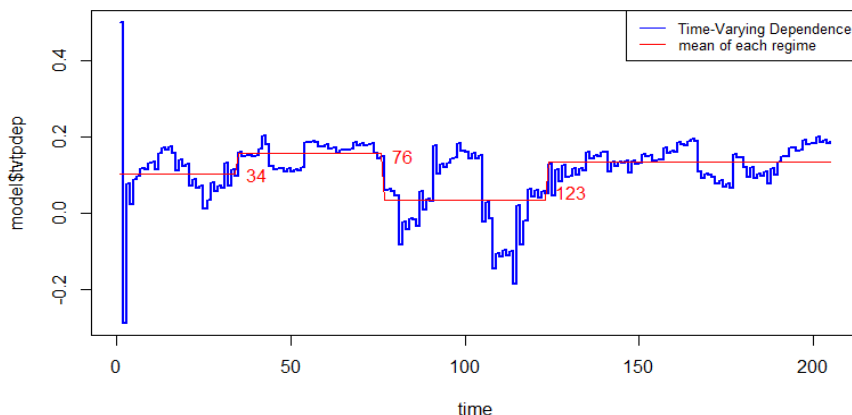
دارد. با این حال، هنگام بررسی رفتار روابط، مشاهده می‌شود که وابستگی متوسط بین بازار سهام و بیت کوین مثبت با میانگین ۰/۱۵ است.



نمودار ۳ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و کاردانو

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۳) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز کاردانو (پانل b) را نشان می‌دهد. از آنجایی که r بازده بازار سهام و rc بازده رمزارز کاردانو است، نمودار نمودار (۳) نشان می‌دهد که همبستگی ضعیفی بین این جفت دارایی وجود داشته است. مشاهده می‌شود که پارامتر وابستگی مقادیر مثبت با میانگین ۰/۱ و متناوب دارد.

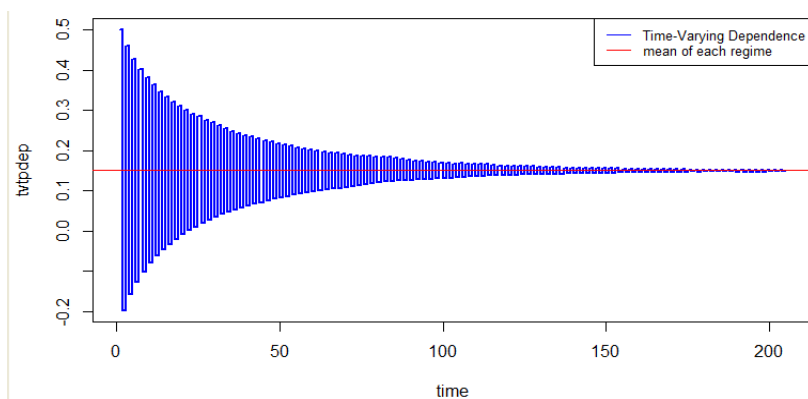


نمودار ۴ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و دوج کوین

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۴) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز دوج کوین (پانل c) را

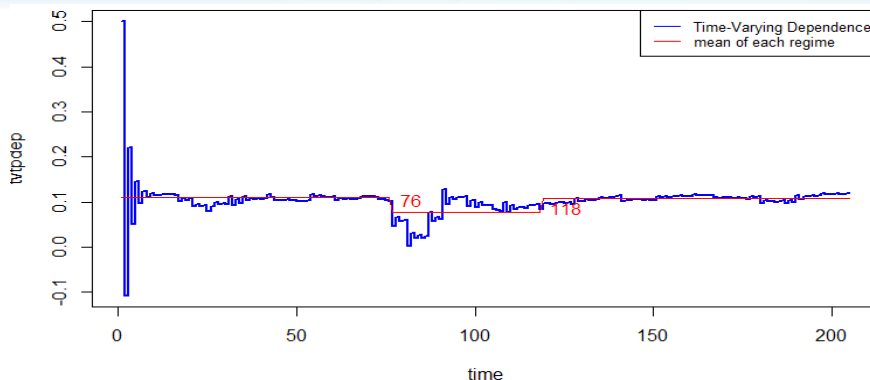
نشان می‌دهد. در نمودار نمودار (۴)، r بازده بازار سهام و rc بازده دوج کوین است و مشاهده می‌شود که پارامتر وابستگی به شدت فرار است و بین مقادیر مثبت و منفی متناوب است. با این حال، هنگام بررسی رفتار روابط، مشاهده می‌شود که وابستگی متوسط بین بازار سهام و رمزارز دوج کوین میانگین $0/1$ و صفر برای کل دوره است. در ادامه، نمودار (۵) نتایج کاپولای متغیر طی زمان پانل چهار را نشان می‌دهد.



نمودار ۵ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و اتریوم

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۵) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز اتریوم (پانل d) را نشان می‌دهد. از آنجایی که r بازده بازار سهام و re بازده اتریوم است، مشاهده می‌شود که پارامتر وابستگی در اوایل دوره پژوهش به شدت فرار است و بین مقادیر مثبت و منفی متناوب است. با این حال، هنگام بررسی رفتار روابط، مشاهده می‌شود که وابستگی متوسط بین بازار سهام و رمزارز اتریوم میانگین $0/15$ برای کل دوره است. در ادامه، نمودار (۶) نتایج کاپولای متغیر طی زمان پانل پنج را نشان می‌دهد. نمودار (۶) همبستگی پویای بین بازار سهام ایران و رمزارز لایت کوین (پانل e) را نشان می‌دهد. از آنجایی که r بازده بازار سهام و rl بازده لایت کوین است، نمودار بالا بیانگر این است که همبستگی ضعیفی در اوایل دوره مالی بین این جفت دارایی وجود داشته است.



نمودار ۶ پارامتر وابستگی متغیر طی زمان کاپولای Student-t برای جفت دارایی سهام و لایت کوین

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- بحث و نتیجه‌گیری

امروزه، با وجود توسعه چشمگیر بازار رمزارزها، درک و تفکیک ویژگی‌های اقتصادی و مالی رمزارز، مکان دقیق رمزارزها در طبقات دارایی و رابطه آن با سایر طبقات دارایی، موضوعی چالش‌برانگیز و مهم برای محققان، سرمایه‌گذاران، مدیران سبد دارایی و قانون‌گذاران است. در تحلیل پویایی روابط بازارهای مالی، مسئله‌ای که وجود دارد گستره جهانی بازار رمزارزها است که می‌تواند ارزیابی سرریزهای بازارهای داخلی به این بازار را با مشکل مواجه کند. برای توجه به این مسئله، نیاز است همبستگی متغیر طی زمان بازار سهام با رمزارزهای محبوب هر کشور مورد بررسی قرار بگیرد. از منظری دیگر بررسی رابطه توسعه بازار رمزارزها و سایر بازارهای مالی داخل کشور، می‌تواند از دو جنبه دارای اهمیت باشد. نخست آنکه دولت‌ها به‌عنوان متولی ثبات و رشد متوازن اقتصادی، به‌واسطه فعالیت رمزارزها خارج از نظارت بانک‌های مرکزی و نهادهای نظارتی حاکمیتی، نگران تأثیر رمزارزها بر ثبات کلی سیستم پولی و مالی هستند، زیرا در اقتصادی که رمزارزهای غیرمتمرکز گسترش یافته‌اند، نقش یک سیاست پولی متمرکز نامشخص است. دوم اینکه برای سرمایه‌گذاران و مدیران سبد دارایی، مزایای مالی که این نوع جدید از دارایی‌ها می‌تواند از نظر امنیت سرمایه، پوشش ریسک و تنوع‌بخشی سبد دارایی ارائه دهد، اهمیت دارد و بررسی روابط پویای بازار رمزارزها و سهام، به‌عنوان دو بازار مالی رقیب یا موازی یا مکمل می‌تواند در تعیین استراتژی‌های معاملاتی و تنوع‌بخشی سبد دارایی اثرگذار باشد.

۶-۱- نوآوری پژوهش

با توجه به روش این پژوهش، مهم‌ترین نوآوری آن به لحاظ روش‌شناسی، تمرکز بر کاپولای تی استیودنت متغیر طی زمان است که با توجه به ویژگی داده‌های جمع‌آوری شده توضیح دهنده‌گی بهتری نسبت به سایر مدل‌های کاپولا و همچنین روش‌های بررسی وابستگی بازارهای مالی دارد. همچنین وارد کردن چهار رمز ارز به تحلیل نوآوری دیگری است که می‌تواند تصویر بهتری از رفتار سرمایه‌گذاران در اختصاص بخشی از سبد دارایی خود به رمزارزهای مختلف ارائه دهد که پیش از این در مقالات و پژوهش‌های داخلی انجام نشده است. استفاده از مدل‌سازی توزیع حاشیه‌ای متغیرها با استفاده از الگوی ARFIMA-FIAPARCH سومین نوآوری است که در این پژوهش صورت گرفته است و پیش از این در پژوهش‌ها داخلی در حوزه رمزارزها از آن استفاده نشده است.

۶-۲- همبستگی متغیر طی زمان دارایی‌های مالی

در سبدهی که توسط دو دارایی (یکی دارایی رمزارز و دیگری دارایی متعارف یا بازار سهام) تشکیل شده است، شناسایی ساختار وابستگی بین رمزارز و دارایی مالی متعارف، و همچنین تکامل آن در طول زمان، به‌ویژه در دوره‌های بی‌ثباتی مالی و آشفتگی اقتصادی، در چشم‌انداز اقتصادی و مالی یک جزء کلیدی برای درک نقش رمزارزها است (کوربت و همکاران، ۲۰۱۸).

نتایج کاپولای متغیر طی زمان نشان داد که همبستگی پویایی بین بازار سهام ایران و رمزارز بیت‌کوین وجود دارد اما زیاد نیست و میانگین وابستگی بین بازار سهام و بیت‌کوین مثبت و حدود ۰/۱۵ است. همچنین نتایج حاصله نشان‌دهنده همبستگی ضعیف بین جفت دارایی‌های کاردانو، دوج‌کوین، اتریوم، لایت‌کوین و بازار سهام است.

به‌طور کلی، نتایج فوق نشان‌می‌دهد وابستگی بین دارایی‌های رمزارز و بازار سهام ایران بسیار ضعیف و حساس به شوک‌ها و رویدادهای خارجی است اما وجود دارد که این نتیجه همسو با کریمی و همکاران (۱۴۰۲)، خاتمی و همکاران (۱۴۰۲) و جواهری و همکاران (۱۴۰۳) اما متفاوت از نتیجه‌گیری محسنی‌نیا و همکاران (۱۴۰۲) است. همچنین با توجه به ضعف رابطه رمزارزها با دارایی سهام، به نظر می‌رسد رمزارزها نقش مهمی در کمک به سرمایه‌گذاران برای مدیریت ریسک و سود سبد دارایی از طریق افزودن یک رمزارز به مجموعه دارایی‌های سهام، دارند که این نتیجه

نیز در پژوهش‌ها شرف‌الدین و همکاران (۲۰۱۹)، گیل-آلانا و همکاران (۲۰۲۰) تأیید می‌شود. همچنین تغییر ساختار وابستگی توابع کاپولای جفت دارایی‌ها مطابق با پژوهش پاتون (۲۰۰۶) نشان می‌دهد وابستگی و حرکت در بازده دارایی‌های مالی در طول زمان به دلیل تلاطم‌های اقتصادی و مالی تغییر می‌کند.

۶-۳- پیامدهای پژوهش برای سرمایه‌گذاران

سرمایه‌گذاران می‌توانند با کمک اطلاعات حاصل از این پژوهش و به کارگیری مدل کاپولای متغیر طی زمان برای بهبود تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری خود استفاده کنند. برخی از کاربردهای این مدل عبارتند از:

- مدیریت ریسک: با شناسایی دوره‌هایی که وابستگی بین دارایی‌ها افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران می‌توانند اقدامات لازم برای کاهش ریسک پرتفوی خود را انجام دهند. برای مثال، می‌توانند تنوع پرتفوی را افزایش داده یا از ابزارهای مشتقه برای پوشش ریسک استفاده کنند.
- تخصیص دارایی: با در نظر گرفتن تغییرات وابستگی در طول زمان، سرمایه‌گذاران می‌توانند نسبت به تخصیص بهینه دارایی‌ها در پرتفوی خود اقدام کنند. در دوره‌هایی که وابستگی بین دارایی‌ها کم است، می‌توانند وزن بیشتری به دارایی‌های پرریسک‌تر اختصاص دهند و در دوره‌هایی که وابستگی زیاد است، وزن بیشتری به دارایی‌های کم‌ریسک‌تر اختصاص دهند.
- انتخاب دارایی: با استفاده از مدل کاپولا می‌توان دارایی‌هایی را شناسایی کرد که در دوره‌های مختلف بیشترین همبستگی یا کمترین همبستگی را با سایر دارایی‌ها دارند. این اطلاعات به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا دارایی‌هایی را انتخاب کنند که با سایر دارایی‌های پرتفوی آن‌ها همبستگی کمتری داشته باشند و در نتیجه ریسک کلی پرتفوی کاهش یابد.
- تعیین زمان ورود و خروج از بازار: با شناسایی تغییر رژیم‌ها و تغییرات در ضریب وابستگی، سرمایه‌گذاران می‌توانند زمان مناسب برای ورود و خروج از بازار را تعیین کنند.

۶-۴- پیامدهای سیاستی

این مطالعه پیشنهادات سیاستی برای سیاست‌گذاری و مقامات پولی و پیشنهادات پژوهش‌های برای محققان آتی را به شرح ذیل ارائه می‌دهد:

با توجه به همبستگی ضعیف میان بازار سهام ایران و رمزارزها و نیز رکود طولانی مدت بازار سهام ایران از سال ۱۳۹۹، که همراه با عدم ارتباط مستقیم این بازار با نظام مالی جهانی بوده است، پیشنهاد می‌شود مقامات و سیاست‌گذاران زیرساخت‌های لازم جهت تسهیل قوانین و مقررات مرتبط با سرمایه‌گذاری در رمزارزها را فراهم کنند. ایجاد چنین بستری می‌تواند به سرمایه‌گذاران ایرانی امکان مدیریت بهتر ریسک سبد دارایی از طریق تنوع‌بخشی و استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری در رمزارزها را فراهم کند.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد با توجه عدم ارتباط مستقیم بازار سهام ایران با بازارهای مالی جهانی و عدم انتقال مستقیم نوسانات به بازار داخلی، توسعه زیر ساخت‌های فعالیت در بازار رمزارزها ضمن ایجاد بستری برای جذب بخشی از منافع فعالیت در بازارهای مالی جهانی به اقتصاد کشور، با توجه به سایر ویژگی‌های رمزارزها امکان مدیریت تحریم‌های پولی و بانکی را نیز فراهم می‌آورد.

محققان آینده می‌توانند بر سایر ویژگی‌های رمزارزها از جمله انتشار اولیه رمزارز، سرمایه‌گذاری در رمزارزهای NFT، قراردادهای هوشمند و همچنین سرریز نوسانات بازدهی رمزارزها در بازار داخلی و همچنین ارتباط آن با سایر طبقات دارایی مالی از جمله نفت، طلا و ارز تمرکز و پژوهش نمایند.

References

- Adams, Z., Füssa, R., & Glück, T (2017). Are Correlations Constant? Empirical and Theoretical Results on Popular Correlation Models in Finance. *Journal of Banking & Finance*, **84**, 9-24.
- Baur, D., Hong, K., & Lee, A (2018). Bitcoin: Medium of Exchange or Speculative Assets?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, **54**, 177-189
- Benlagha, L. C. N. (2016). A Time-varying Copula Approach for Modelling. *economics*, **31**(4), 569-575.
- Berentsen, A., & Schär, F (2018). A Short Introduction to the World of Cryptocurrencies. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, **1**, 1-16.
- Böhme, R., Christin, N., Edelman, B., & Moore, T (2015). Bitcoin: Economics, Technology, and Governance. *Journal of economic Perspectives*, **29**(2), 213-238.
- Bouri, E. H (2017a). On The Hedge and Safe Haven Properties of Bitcoin: Is it Really More Than a Diversifier?. *Finance Research Letters*, **20**, 192-198.

- Buchholz, N., Pierdzioch, C., & Weller, B (2018). Cryptocurrencies: A New Asset Class?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, **55**, 125-149.
- Charfeddine, L., 2016. Breaks or Long-range Dependence in The Energy Futures Volatility: Out-of-Sample Forecasting and VAR Analysis. *Economic Modelling*, **53**, 354-374,
- Charfeddine, L., & Maouchi, Y. (2019). Are shocks on the returns and volatility of cryptocurrencies really persistent?. *Finance Research Letters*, **28**, 423-430.
- Chollete, L., Pena, V., & Lu, C. C (2011). International Diversification: A Copula Approach. *Journal of Banking & Finance*, **35**(2), 403-417.
- 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.
- Dyhrberg, A. H. (2016). Hedging capabilities of bitcoin. Is it the virtual gold?. *Finance Research Letters*, **16**, 139-144.
- Fang, L., Bouri, E., Gupta, R., & Roubaud, D (2019). Does Global Economic Uncertainty Matter for The Volatility and Hedging Effectiveness of Bitcoin?. *International Review of Financial Analysis*, **61**, 29-36.
- Feng, W., Wang, Y., & Zhang, Z (2018). Can Cryptocurrencies Be a Safe Haven: A Tail Risk Perspective Analysis. *Applied Economics*, **50**(44), 4745-4762.
- Ftiti, Z., Chaouachi, S (2018). What Can We Learn About the Real Exchange Rate Behavior in the Case of a Peripheral Country?. *Journal of Quantitative Economics*, **16**, 681-707
- Gil-Alana, L. A., Abakah, E. J. A., & Rojo, M. F. R (2020). Cryptocurrencies and Stock Market Indices. Are They Related?. *Research in International Business and Finance*, **51**, 101063.
- Granger, C. W., & Joyeux, R. (1980). An introduction to long-memory time series models and fractional differencing. *Journal of time series analysis*, **1**(1), 15-29.
- Grégoire, Y., & Fisher, R. J. (2008). Customer betrayal and retaliation: when your best customers become your worst enemies. *Journal of the Academy of Marketing science*, **36**, 247-261.
- Guesmi, K. S (2019). Portfolio Diversification With Virtual Currency: Evidence From Bitcoin. *International Review of Financial Analysis*, **63**, 431-437.
- Hurst, H. E. (1951). Long-term storage capacity of reservoirs. *Transactions of the American society of civil engineers*, **116**(1), 770-799.
- Javaheri, A., Shabani, M., & Ghaemi Asl, A (2024). Investigating Excess Returns in Three Markets of Currency, Cryptocurrency, and Tehran Stock Exchange Using The Time-Varying Parameter Vector Autoregression (TVP-VAR) Model. *Strategic Budget and Finance Research*, **5**(1), 31-56 (In Persian).
- Ji, Q., Bouri, E., Gupta, R., & Roubaud, D (2018). Network Causality Structures Among Bitcoin and Other Financial Assets: A Directed Acyclic Graph Approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **70**, 203-213.

- Ji, Q., Bourid, E., Roubaude, D., & Kristoufek, L (2019). Information Interdependence Among Energy, Cryptocurrency and Major Commodity Markets. *Energy Economics*, **81**, 1042-1055.
- Jiang, Y., Lie, J., Wang, J., & Mu, J (2021). Revisiting the Roles of Cryptocurrencies in Stock Markets: A Quantile Coherency Perspective. *Economic Modelling*, **95**, 21-34.
- 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.
- Karimi, R., Falahshams, M., Shahverdiani, S., & Zomorodian, G (2023). Designing and Explaining the Dynamic Model of Comprehensive Risk Transfer of Cryptocurrency in The Financial Markets of The World. *Computational economics*, **2**(3), 83-103. (In Persian)
- Khalfaoui, R. Hammoudeh, S. M.Z. Rehman (2023), Spillovers and Connectedness Among BRICS Stock Markets, Cryptocurrencies, and Uncertainty: Evidence From The Quantile Vector Autoregression Network. *Emerging Markets Review*, **54**, 101002.
- Khatami, S. K., Khodaii Vala Zagerd, M., & Abdollahi Kaviani, S. M (2023). The Impact of Cryptocurrencies on The Stock Market: A Meta-Analysis. *Financial Economics*, **17**(63), 375-390 (In Persian)
- Klein, T., Pham Thu, H., & Walther, T (2018). Bitcoin is Not The New Gold—A Comparison of Volatility, Correlation, and Portfolio Performance. *International Review of Financial Analysis*, **59**, 105-116.
- Kurka, J (2019). Do Cryptocurrencies and Traditional Asset Classes Influence Each. *Finance Research Letters*, **31**, 38-46.
- Longin, F., & Solnik, B. (2001). Extreme correlation of international equity markets. *The journal of finance*, **56**(2), 649-676.
- Markowitz, H. (1952). Modern portfolio theory. *Journal of Finance*, **7**(11), 77-91.
- Mo, B., Meng, J., & Zheng, L (2022). Time and Frequency Dynamics of Connectedness Between Cryptocurrencies and Commodity Markets. *Resources Policy*, **77**, 102731.
- Mohseninia, R., Rezazadeh, A., Mohammadzadeh, Y., Jahangiri, S., & Shahab (2024). Dependence Structure Between Cryptocurrency and Tehran Stock Exchange Market: New Evidence From VMD-Based Copula Tests. *Quarterly Journal of Economic Research*, **24**(2), 321-352 (In Persian)
- Nakamoto, S., & Bitcoin, A (2008). A Peer-to-Peer Electronic Cash System. *Bitcoin*.—URL: <https://bitcoin.org/bitcoin.pdf>, **4**(2), 15.
- Nobitex (2022). *Annual Report of Nobitex Cryptocurrency Exchange*. Tehran: Nobitex Cryptocurrency Exchange (In Persian)
- Patton, A. J. (2006). Modelling asymmetric exchange rate dependence. *International economic review*, **47**(2), 527-556.
- Sabahi, S. M (2020). Mixed-Asset Portfolio Optimization. *Monetary & Financial Economics*, **27**(19), 249-278 (In Persian).

- 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).
- Tese, Y. K. (1998). The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate. *Journal of Applied Econometrics*, *13*(1), 49-55.
- Triple-A (2023). Cryptocurrency Ownership Data. Retrieved from Triple-A: <https://triple-a.io/crypto-ownership-data/>
- William F. Sharpe, (1963) A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science* 9(2):277-293.
- Zeng, T., Yang, M., & Shen, Y (2020). Fancy Bitcoin and Conventional Financial Assets: Measuring Market Integration Based on Connectedness Networks. *Economic Modelling*, **90**, 209-220.