

تحلیل وابستگی ساختاری بین بازارهای رمزارز و بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد ترکیبی تجزیه مود متغیر و کاپولا (VMD- Copula)

رقیه محسنی نیا^۱علی رضازاده^۲یوسف محمدزاده^۳شهاب جهانگیری^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۱۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۰۴

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی وابستگی ساختاری بین بازدهی بازارهای رمزارز و شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره ۸ آگوست ۲۰۱۵ تا ۲۱ فوریه ۲۰۲۳ است. این مطالعه روش تجزیه حالت متغیر (VMD) و انواع مختلف توابع کاپولای متقارن و نامتقارن را برای بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای رمزارز و شاخص بورس در افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری ترکیب می‌کند. در مدل‌سازی توزیع‌های حاشیه‌ای از الگوهای FIGARCH-GED استفاده شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران با استفاده از تابع کاپولای ارشمیدسی هیچ‌گونه وابستگی ساختاری چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت وجود ندارد. نتیجه بیانگر این است که بازار رمزارزها از طبقه اصلی دارایی‌های مالی و اقتصادی جدا شده‌اند و مزایای متنوعی را برای سرمایه‌گذاران ارائه می‌دهند. همچنین از توابع (CVine-Copula) که در ادبیات مالی یکی از کاراترین روش‌های بررسی ساختار وابستگی می‌باشد، استفاده شده است. وابستگی ساختاری با استفاده از توابع کاپولای و این به نسبت توابع کاپولای ارشمیدسی توانایی بهتری در شناسایی وابستگی ساختاری بین بازدهی رمزارزها و شاخص بورس در ایران دارد. براساس یافته‌های تحقیق، بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص سهام به شرط رشد قیمت رمزارز اتریوم، کاپولای کلایتون به‌عنوان مدل مناسب توضیح‌دهنده همبستگی انتخاب شده است که بیانگر اثرات نامتقارن بوده و وابستگی بیشتری در دنباله چپ وجود دارد. یافته‌های مطالعه نشان‌دهنده نقش مهم رمزارزها در سبد سرمایه‌گذاران است، زیرا به‌عنوان گزینه متنوعی برای سرمایه‌گذاران عمل می‌کنند و طبقه دارایی سرمایه‌گذاری جدیدی هستند.

واژگان کلیدی: بازار رمزارزها، تجزیه مود متغیر، توابع کاپولا، شاخص سهام، وابستگی ساختاری

طبقه‌بندی JEL: C20, C14, C22, G12

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی (اقتصاد مالی)، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
r.mohseninia@urmia.ac.ir

۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول)
a.rezazadeh@urmia.ac.ir

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
kh.jahangiri@urmia.ac.ir

۱. مقدمه

فضای پیچیده بازارهای مالی و اقتصادی و ارتباط تنگاتنگ این بازارها با یکدیگر و همچنین نیاز حیاتی به پیش‌بینی سناریوهای مالی و اقتصادی آتی، پژوهشگران حوزه مالی را بر آن داشته است تا با کشف و تحلیل این ارتباطات میان‌بازاری بتوانند گامی مؤثر در جهت تحقق اهداف نظام مالی و اقتصادی بردارند (نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۳). با توجه به ارتباط بازارهای مالی با یکدیگر، اطلاعات ایجادشده در یک بازار می‌تواند سایر بازارها را متأثر سازد. در این میان، مدل‌سازی و بررسی نحوه ارتباط بازده در بازارهای مختلف و ارتباط این بازارها با یکدیگر از منظر پژوهشگران و نیز فعالان بازار، به لحاظ موارد استفاده آن در پیش‌بینی روند آتی بازار، موضوع بااهمیتی به‌شمار می‌رود. در سال‌های اخیر، تجزیه و تحلیل رمزارزها، محبوبیت فزاینده‌ای هم در تحقیقات دانشگاهی و هم در کل سیستم مالی پیدا کرده است. رمزارزها به‌عنوان پدیده‌ای نوظهور در سطح جهانی هستند که به‌طور مکرر و آشکارا توسط رسانه‌ها، سرمایه‌گذاران مخاطره‌پذیر، مؤسسات مالی و دولتی به‌صورت مشابه مورد توجه قرار می‌گیرند (گلاسر و همکاران، ۲۰۱۴). دانستن روابط بازار رمزارزها با بازار سهام یا بازار کالاها برای مدیریت پرتفوی سرمایه‌گذاران و اینکه چه مقدار از پول سرمایه‌گذاری آن‌ها به‌منظور امنیت در سرمایه‌گذاری به رمزارزها اختصاص می‌یابد، بسیار مفید خواهد بود. رمزارزها را می‌توان به‌عنوان ابزارهای مالی نسبتاً جدید ارزیابی کرد (دایبرگ، ۲۰۱۶). رمزارزها به دلیل ساختار غیرمتمرکز، هزینه‌های پایین تراکنش و ماهیت یکتا به یکتا با دارایی‌های مالی سنتی متفاوت هستند (دایبرگ، ۲۰۱۸). از این‌رو، رمزارزها را می‌توان ابزارهای سرمایه‌گذاری متمایز و دارایی‌های مالی در نظر گرفت. وابستگی متقابل احتمالی بازارهای سهام و رمزارزها به دلیل اهمیت فوق‌العاده آن برای سرمایه‌گذاران و مدیران پرتفوی، یک نگرانی اساسی در ادبیات بازار مالی است. اگرچه رمزارزها یک پدیده اخیر هستند، اما با ظهور اولین رمزارز، بیت کوین، در ژانویه ۲۰۱۶، آن‌ها به سرعت به یک پدیده جهانی تبدیل شدند که به‌طور گسترده در ادبیات مالی مورد بحث قرار گرفته است (گلاسر و همکاران، ۲۰۱۴). بنابراین، همبستگی‌های رمزارز در تعیین فرصت‌های سرمایه‌گذاری متنوع، ارزیابی استراتژی‌های پوشش ریسک بهینه و جلوگیری از اثرات سرایت ضروری است. مطالعات علمی بررسی همبستگی بین بازده رمزارزها و بازده بازار سهام در دهه اخیر مورد توجه قرار گرفته و رو به افزایش است. از جمله می‌توان به مطالعات کنراد و همکاران، ۲۰۱۸؛ کوربت و همکاران، ۲۰۱۸؛ تیواری و

1. Cryptocurrency
2. Glaser et al. (2014)
3. Dyhrberg (2016)
4. Conrad et al. (2018)
5. Corbet et al. (2018)

همکاران^۱، ۲۰۱۹؛ جیانگ و همکاران^۲، ۲۰۲۱ و جلاسی و همکاران^۳، ۲۰۲۳ برای اقتصادهای پیشرفته، مطالعات لاهیانی و جلاسی^۴، ۲۰۲۱؛ داسمن^۵، ۲۰۲۱؛ سامی و عبدالله^۶، ۲۰۲۰؛ واردار و آیدوگان^۷، ۲۰۱۹ برای اقتصادهای نوظهور و مطالعات ماریانا و همکاران^۸، ۲۰۲۱؛ گروبایس^۹، ۲۰۲۱؛ نگوین^{۱۰}، ۲۰۲۲؛ کومه و همکاران^{۱۱}، ۲۰۲۱ در دوران کووید ۱۹ اشاره کرد. موضوع مورد بحث در این مطالعات عمدتاً مبتنی بر این است که رمزارزها به تدریج خود را به عنوان طبقه جدیدی از دارایی‌ها با ویژگی‌های منحصر به فرد تثبیت می‌کنند، اگرچه شک و تردید و عدم درک ماهیت آن‌ها همچنان وجود دارد. این دارایی‌های مالی جدید (رمزارزها) می‌توانند فرصت‌های جدیدی را برای تنوع سبد سرمایه‌گذاری و پوشش ریسک ارائه دهند. همچنین اجماع مشترک در مورد همبستگی ضعیف بین ارزهای دیجیتال و بازارهای سهام اخیراً به دلیل رکود هم‌زمان آن‌ها در طول همه‌گیری COVID-19 به چالش کشیده شده است.

هر ابزار مالی مانند سهام و رمزارزها که در بازارها معامله می‌شود ممکن است بر اساس عوامل متعددی در معرض نوسانات قیمتی باشد؛ عواملی مانند اخبار مثبت و منفی، وضعیت مالی شرکت‌های سهامی معامله‌شده در بازارهای بورس، حوادث سیاسی، تغییرات جهانی و شرایط محیطی (از جمله ریسک‌های بازار). با جهانی‌شدن استفاده از رمزارزها، در کشور ایران نیز طی چند سال اخیر محبوبیت و استفاده از رمزارزها به‌طور 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 می‌کنند، بر این اساس، با توجه به تأثیرپذیری مستقیم و غیرمستقیم اقتصاد ایران از

1. Tiwari et al. (2019)
2. Jiang et al. (2021)
3. Jlassi et al. (2023)
4. Lahiani and Jlassi (2021)
4. Dasman (2021)
5. Sami and Abdallah (2020)
6. Vardar and Aydogan (2019)
7. Mariana et al. (2021)
8. Grobys (2021)
8. Nguyen (2022)
9. Kumah (2021)

بازارهای مالی جهانی و گسترش فعالیت مربوط به رمزارزها در شرایط تحریم بین‌المللی این سؤال مطرح می‌شود که آیا رابطه‌ای بین بازده سهام و بازده رمزارزها وجود دارد؟ تشخیص نوع همبستگی در بازدهی‌های شاخص‌های بازارهای مالی اهمیت فراوانی برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران مالی دارد.

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، نبود 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. بنابراین، این مطالعه در تلاش است با استفاده از یکی از روش‌های جدید تجزیه (تجزیه مود متغیر)^۱ که این روش به عنوان یکی از روش‌های جامع چندمقیاسی می‌تواند راهنمایی برای مدل‌سازی ساختار پنهان ناشناخته در بازارهای مالی باشد. برای ارائه شواهد جدیدی برای تشخیص حرکت هم‌زمان بازارهای رمزارز و سهام در افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری با استفاده از توابع کاپولای ارشمیدسی^۲ وابستگی را در هر دو طرف توزیع با استفاده از وابستگی دنباله در میان آن‌ها به دست آورد. با توجه به ویژگی‌های انعطاف‌پذیر کاپولای واین در تبیین ساختار وابستگی در این مطالعه از ساختار C-Vine نیز استفاده شده است. بدین منظور، مقاله در پنج بخش ساماندهی 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. ادبیات موضوع

پیوندهای بین بازاری، همان‌طور که با سرریزهای بازده و نوسان سنجیده می‌شود، جنبه مهمی از امور مالی بین‌المللی 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 زیادی 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 به‌طور مستمر بررسی رمزارزها را دنبال می‌کنند. اخیراً، ادبیات مربوط به رمزارزها به‌طور قابل‌توجهی رشد کرده است تا دو جنبه مهم از رمزارزها، یعنی اهمیت به‌عنوان یک

1. Variational Mode Decomposition

2. Archimedean Copula

دارایی سرمایه‌گذاری جایگزین (باریویرا و همکاران، ۲۰۱۷) و انتقال ریسک و بازده بین ارزهای دیجیتال و سایر دارایی‌های سنتی را پوشش دهد (دایبرگ، ۲۰۱۶؛ کربت و همکاران، ۲۰۱۸، ۲۰۲۰؛ سالیسو و همکاران، ۲۰۱۹؛ کانلون و مک‌گی، ۲۰۲۰؛ گودل و گات، ۲۰۲۱). رمزارزها به سرعت سرمایه‌گذارانی را که در پی جایگزین‌های پولی جدید بین‌المللی هستند و همچنین معامله‌گران و تأمین‌کنندگانی که به دنبال فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهتر هستند جذب کرده‌اند. ویژگی‌های منحصر به فرد 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 مزایای بزرگی 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 بیت کوین و بازارهای سهام را فراهم می‌کند. در واقع بیت کوین 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 بیت کوین از طریق آن‌ها بر سیستم پولی و بازارهای مالی تأثیر می‌گذارد. رشد قیمت بیت کوین به‌طور قابل توجهی بر افزایش نرخ ارز، کاهش گردش پول و همچنین افزایش تورم تأثیر می‌گذارد. مطابق مطالعات، هنگامی که بیت کوین 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 بیت کوین نسبت دادند. کاهش تقاضا برای پول از طریق کاهش هزینه‌های نهایی، ارزش دارایی سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

نارایان و همکاران (۲۰۱۹) اشاره می‌کند که بیت کوین می‌تواند بر هزینه نهایی و تورم تأثیر بگذارد، زیرا بیت کوین نه تنها به‌عنوان یک دارایی سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود، بلکه به‌عنوان ذخیره ارزش نیز تلقی می‌شود. بنابراین، با افزایش ارزش بیت کوین ممکن است تقاضا برای کالاها و خدمات

1. Bariviera et al. (2017)
2. Salisu et al. (2019)
3. Conlon and McGee (2020)
4. Goodell and Goutte (2020)
5. Shahzad et al. (2020)
6. Briere et al. (2015)
7. Narayan et al. (2019)

افزایش یابد و فشار صعودی بر قیمت این کالاها و خدمات وارد کند. در نتیجه ارزش پولی سهام شرکت‌ها را به‌طور مستقیم تحت تأثیر قرار دهد.

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 به‌نوبه خود بر کاربران سرمایه‌گذاران بیت‌کوین برای تجارت و مبادله تأثیر می‌گذارد. نرخ ارز خارجی تجارت بیت‌کوین را تقویت می‌کند و از این‌رو 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 تحت تأثیر قرار می‌دهد. علاوه بر این، 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^۱ (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. علاوه بر این، 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.

رحمان و همکاران^۲ (۲۰۲۰) در مطالعه خود نشان می‌دهند که بیت‌کوین به دلیل همبستگی کم آن با بازارهای سهام متعارف و اسلامی، فرصت متنوع مؤثری را ارائه می‌دهد. برخی از ادبیات موجود نشان می‌دهند که گنجاندن بیت‌کوین در یک سبد متنوع، سود مورد انتظار آن را علی‌رغم 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^۳

1. Hong and Stein (1999)
2. Rehman et al (2020)
3. Mensi et al (2020)

(۲۰۲۰)، رحمان و همکاران (۲۰۲۰) برآورد شده است که نشان می‌دهد این رابطه بیشتر غیرمستقیم است تا مستقیم. این بررسی به نقطه عطفی برای بررسی رابطه غیرخطی بین نوسانات رمازرها و بازار سهام تبدیل شده است. سرایت بازارهای مالی و وابستگی متقابل موضوعی است که به‌طور گسترده در امور مالی به‌صورت تجربی مورد مطالعه قرار گرفته است.

نتایج مطالعه یرماک^۱ (۲۰۱۵)، 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^۲ (۲۰۱۷) با هدف بررسی تأثیر رماز بر پرتفوی متنوع با استفاده از مدل میانگین - واریانس با حداکثر کردن نسبت شارپ به این نتیجه دست یافتند که اضافه‌شدن رماز به پرتفوی متنوع باعث افزایش نسبت شارپ پرتفوی می‌شود و رماز بازده بالایی را برای افراد با تحمل ریسک بالا فراهم می‌کند.

نتایج مطالعه ون د کلاشورست^۳ (۲۰۱۸)، بیانگر وجود یک سرایت‌پذیری دوطرفه بین بازارهای رماز و شاخص‌های سهام (S&P500) و نیکی؛ است. همبستگی پویا در طی زمان بین بازارها وجود نداشته و این انتقال‌پذیری در لحظه صورت گرفته است. تیواری و همکاران (۲۰۱۹)، با مطالعه همبستگی‌های متغیر زمانی بین شش رماز و شاخص سهام ایالات متحده (S&P500) به این نتیجه دست یافتند که رماز به‌عنوان 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.

گیل - آلانا و همکاران (۲۰۲۰) با بررسی ویژگی‌های تصادفی شش رماز بازارهای سهام به این نتیجه دست یافتند که رمازها، به‌ویژه بیت‌کوین و اتریوم، به‌عنوان یک گزینه تنوع‌بخشی برای سرمایه‌گذاران عمل می‌کنند و تأیید می‌کنند که رمازها یک طبقه دارایی سرمایه‌گذاری جدید است. نتایج مطالعه یوزانون^۴ (۲۰۲۱) با بررسی سرریزهای بازده و نوسان در پنج بازار عمده سهام و بازار بیت‌کوین با استفاده از داده‌های روزانه از مارس ۲۰۱۳ تا مارس ۲۰۱۸ با استفاده از مدل چندمتغیره (VARMA-AGARCH) حاکی از معنی‌دار بودن سرریزهای بازدهی و نوسانات بین این جفت‌های بازار است. همچنین بیت‌کوین، به‌عنوان یک رماز اصلی، ممکن است سرمایه‌گذاری جایگزین باشد که هم برای بازده و هم برای مدیریت پرتفوی نگهداری می‌شود.

1. Yermack (2015)
2. Andrianto and Diputra (2017)
3. Van de Klashorst (2018)
4. Nikkei
5. Uzonwanne (2021)

یافته‌های مطالعه گربل و همکاران^۱ (۲۰۲۲) که در آن رابطه نامتقارن بین رمزارزها و شاخص‌های قیمت سهام با استفاده از مدل NARDL در دوران همه‌گیری COVID19 بررسی شده است، حاکی از آن است که همبستگی نامتقارن بین شاخص‌های سهام و رمزارزها در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد و همچنین شاخص قیمت‌های سهام بیشتر به شوک‌های منفی رمزارزها پاسخ می‌دهند تا شوک‌های مثبت. جانا و ساهو^۲ (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای به این نتیجه دست یافتند که یک همبستگی شرطی منفی بین بازار سهام هند و رمزارزها قبل از بحران مالی ناشی از همه‌گیری و جنگ روسیه و اوکراین و یک همبستگی شرطی مثبت به جز تتر در طول بحران وجود دارد. این بدان معناست که رمزارزها قبل از وقوع بحران به‌عنوان یک دارایی پوششی در بازار سهام عمل می‌کنند، اما در طول بحران، به جز تتر، بیشتر از یک تنوع‌بخش نیستند.

در داخل کشور نیز مطالعات تجربی مرتبطی انجام گرفته است. به‌عنوان نمونه، کیوانیان و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعات خود نشان می‌دهند که در کوتاه‌مدت قیمت سهام درصد بسیار کمی از تغییرات تقاضای بیت‌کوین در ایران را توضیح می‌دهند؛ اما در بلندمدت مقدار توضیح‌دهی این متغیر از تغییرات میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران افزایش می‌یابد. صالحی‌فرد (۱۳۹۸)، در مطالعه خود، به این نتیجه دست یافتند که اگرچه بازده و ریسک بیت‌کوین نسبت به سایر فرصت‌های سرمایه‌گذاری مانند ارز، طلا، سکه و بورس در داخل کشور به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای بیشتر است، نمی‌توان رفتار آن را از نظر ریسک و بازدهی با بازارهای رقیب مرتبط دانست.

نتایج حاصل از مطالعه صباحی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از داده‌های روزانه در فاصله مهر ۱۳۹۳ تا فروردین ۱۳۹۷ نشان می‌دهند در سطح ریسک صفر به دلیل تغییرات کم واریانس، بیشترین وزن سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار و در بالاترین سطح ریسک، بیشترین وزن سرمایه‌گذاری در رمزارز (بیت‌کوین) به دلیل بازده بالاتر تخصیص یافته است. یافته‌های مطالعه محمدی‌شاد و همکاران (۱۳۹۹)، نشان‌دهنده این است که سرایت‌پذیری نوسانات بین بازارهای مالی وجود داشته است. همچنین شاخص کل بازار سهام رابطه مستقیم با تمامی بازارهای دارایی‌های دیگر داشته است. بنیادآباد و صمدی (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای به مقایسه سری زمانی بازارهای بورس و بیت‌کوین و تأثیر آن بر بازده این بازارها با استفاده از رویکرد فرکتال طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۷ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد مقدار بازه نوسانی نسبت به نمای هرست در بیت‌کوین که نوسان‌های منفی دارای نمای هرست بیشتر است که با مثبت شدن نوسان‌ها نمای هرست کاهش پیدا می‌کند که به‌صورت ترند نزولی خطی مثل شاخص بورس تهران تغییر رفتار نمی‌دهد. نتایج مطالعه حیدری اشرینانی و همکاران (۱۴۰۱)، با استفاده از رویکرد همدوسی و تحلیل موجک برای دوره زمانی شهریور ۱۳۹۰ تا دی ماه ۱۴۰۰ نشان می‌دهد که حرکت مشترک میان بازار بیت‌کوین و سهام در ایران در دوره‌های

1. Ghorbel (2022)

2. Jana and Sahu (2023)

مختلف در جهت‌های متفاوتی بوده است و همدوسی نسبتاً پایین بین بیت‌کوین و بازدهی سهام وجود دارد.

یوسفی بهزاد فرخی و قاسمی‌فر (۱۴۰۲) در مطالعه خود، با تحلیل رابطه نوسانات بیت‌کوین و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران در خلال پاندمی کروناویروس با رویکرد مارکف سویچینگ بیزینس و با استفاده از داده‌های ماهانه از آبان ماه سال ۱۳۹۲ تا دی ماه ۱۴۰۰ نشان می‌دهند که در هر دو رژیم، همبستگی مثبتی بین ریسک بازدهی شاخص سهام و بیت‌کوین و ارز وجود دارد. همچنین واکنش شاخص بازار سهام به تکانه قیمتی بیت‌کوین بعد از وقوع کرونا نسبت به حالت پیش از وقوع کرونا بسیار شدیدتر است.

تعامل میان بازارهای مالی و تأثیرپذیری هریک از آن‌ها از دیگری باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران در این بازارها نسبت به تغییرات بازارهای دیگر حساسیت خاصی داشته باشند. این پدیده به‌ویژه در اقتصاد ایران که در دهه‌های اخیر چندین موج تورمی شدید را تجربه کرده است اهمیت بسیاری دارد. افزایش روز افزون تورم و تحریم‌ها باعث کاهش ارزش پول ملی و قدرت خرید افراد می‌شود. به همین خاطر 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 استفاده از روش‌های زمان - فرکانس برای ارائه تصویری کلی از رابطه پویا بین رمزارزها و بازار سهام، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران در افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری می‌توانند ارزیابی بهتری در مورد این ساختار وابستگی و مدیریت پرتفوی داشته باشند. 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. دیگر اینکه در مطالعات داخلی ساختار وابستگی بین بازارهای رمزارز و سهام با توابع کاپولا مورد بررسی قرار نگرفته است.

۳. روش تحقیق

یکی از اهداف اصلی این مطالعه در نظر گرفتن افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری به منظور داشتن تصویری کامل از ساختار وابستگی بین بازارهای بورس ایران و رمزارز است. در واقع، تجزیه و تحلیل رابطه بین هر دو بازار مستلزم آگاهی از ساختار وابستگی که در بین آن‌ها وجود دارد می‌باشد. از این‌رو، یک تابع کاپولای انعطاف‌پذیر نمایشی از ساختار وابستگی را ارائه می‌دهد که توابع توزیعی چندمتغیره را به توابع توزیعی حاشیه‌ای یک‌بعدی آن‌ها اتصال می‌دهند. دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت پنهان در سری‌های زمانی مالی که از طریق تجزیه مود متغیر به دست می‌آیند با استفاده از رویکرد کاپولا برای مدل‌سازی وابستگی میانگین و دنباله بین بازارهای رمزارز و بورس ایران در نظر گرفته می‌شوند.

۳ - ۱. روش تجزیه مود متغیر

روش تجزیه مود متغیر بیشتر برای بررسی ساختار وابستگی و اثر سرریز ریسک در افق‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد استفاده قرار می‌گیرد. در سال ۲۰۱۳ روشی به نام تجزیه مود متغیر (VMD) توسط دراگومیرتسکی و زوسو ارائه شد. یک مدل تجزیه مود متغیر کاملاً غیربازگشتی که در آن مودها در یک مرحله استخراج می‌شوند. هدف اصلی (VMD) تجزیه کردن سیگنال ورودی به تعدادی زیرسیگنال u_k (مود) است، که ضمن بازیابی سیگنال ورودی دارای ویژگی‌های پراکندگی^۲ نیز هست. به عبارت دیگر، فرض می‌شود که هر مود k بیشتر حول فرکانس مرکزی ω_k 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:

$$\min_{\{u_k\}, \{\omega_k\}} \left\{ \sum_k \left\| \partial_t [* u_k(t)] e^{-j\omega_k t} \right\|_2^2 \right\} \quad (1)$$

s. t. $\sum_k u_k = f$

در رابطه بالا $\{u_k\} = \{u_1, \dots, u_k\}$ و $\{\omega_k\} = \{\omega_1, \dots, \omega_k\}$ نمایش کوتاه‌شده (تجزیه‌شده) تمام مودها و فرکانس‌های مرکزی هستند. $\sum_{k=1}^K$ بیانگر جمع تمام مودها است. همچنین $\delta(t)$ پاسخ ضربه و * نشان‌دهنده عملگر کانولوشن است. برای حل مسئله بهینه‌سازی از ضرایب جریمه درجه دو و ضرایب لاگرانژ استفاده می‌شود؛ در نتیجه مسئله بهینه‌سازی اصلی (۱) به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

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

نقطه زینی^۳ دستگاه بالا پاسخ مسئله بهینه‌سازی معادله (۱) است. حالت‌های تجزیه به‌طور دلخواه روی ده تنظیم می‌شوند. تجزیه حالت به حالت از طریق (VMD) این قابلیت را دارد تا بین وابستگی پویا کوتاه‌مدت (VMD 10) و بلندمدت (VMD 1) بین بازارهای در نظر گرفته‌شده تمایز قائل شد.

1. Dragomiretskiy and Zosso (2013)
2. Sparsity
3. Saddle point

۳ - ۲. 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^۱ (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 اسکالر^۲ (۱۹۵۹) به عنوان توابع متصل کننده توابع توزیع حاشیه‌ای یک‌بعدی به منظور تشکیل توابع توزیعی توأم چند متغیره، معرفی شدند و دارای حاشیه‌های یک‌بعدی یکنواخت در بازه [۰,۱] می‌باشند. در واقع کاپولا مبتنی بر ارتباط و وابستگی غیرخطی بین متغیرها است. توابع حاشیه‌ای می‌توانند به طور مستقل از هم انتخاب شوند و نیازی نیست مانند توابع توزیع دو متغیره، تابع حاشیه‌ای از توزیع خاصی تبعیت کند. مهم‌تر آنکه کاپولا قادر به تشریح تغییرات درجه همبستگی متغیرها در بخش‌های مختلف توزیع احتمال توأم است که این خصوصیت در سایر روش‌های شبیه‌سازی متغیرهای تصادفی مشاهده نمی‌شود. کاپولا اتصال دهنده توابع توزیع حاشیه‌ای P متغیر تصادفی $(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_p(x_p))$ و تابع توزیع توأم آنها $(F(x_1, x_2, \dots, x_p))$ بوده، به طوری که با داشتن یک تابع توزیع توأم مجموعه توابع حاشیه‌ای محتمل تشکیل دهنده آن قابل ارزیابی است و برعکس (روابط ۳ تا ۵).

$$C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_p(x_p)) = (F(x_1, x_2, \dots, x_p)) \quad (۳)$$

$$F(x_1) = U_1, F(x_2) = U_2, F(x_p) = U_p \quad (۴)$$

$$C(u_1, u_2, \dots, u_p) = \Pr(U_1 \leq u_1, U_2 \leq u_2, \dots, U_p \leq u_p) \quad (۵)$$

هر جفت (U_1, U_2) منجر به یک نقطه $F(x)$ و $G(y)$ در مربعی به ابعاد واحد $[1,0] \times [1,0]$ می‌شود و این جفت داده، به نوبه خود دارای مقداری در بازه $[1,0]$ به عنوان توزیع توأم $H(x,y)$ می‌باشند. توابع کاپولایی که در این پژوهش استفاده شده است، عبارتند از: نرمال، تی استیودنت و خانواده کاپولای ارشمیدسی از قبیل کلایتون، فرانک و گامبل که در جدول (۱) به فرمول ریاضی آن‌ها اشاره شده است. خانواده کاپولای ارشمیدسی را لینگ^۳ (۱۹۶۵) معرفی کرد. مهم‌ترین ویژگی کاپولای ارشمیدسی این است که از نوع کاپولای بیضی؛ نیستند و اجازه می‌دهند انواع مختلفی از ساختارهای وابستگی مدل سازی شود.

1. Nelsen (1991)

2. Sklar (1959)

3. Ling (1965)

4. Elliptical

جدول ۱: توابع کاپولای مورد استفاده در این مطالعه

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

(منبع: نلسن (۲۰۰۶))

۴. یافته‌های تجربی

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

۴-۱. متغیرهای مطالعه

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 TEPPIX نمایش داده شده است. داده‌های این متغیر از سایت بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده است. در این مطالعه سه رمز ارز محبوب دنیا در میان رمز ارزها شامل بیت‌کوین، اتریوم، ریپل در نظر گرفته شده است. اطلاعات مربوط به رمز ارزها از سایت کوین‌دسک استخراج شده است. بدین منظور، از قیمت روزانه این بازارها در بازه زمانی ۸ آگوست ۲۰۱۵ تا ۲۱ فوریه ۲۰۲۳ استفاده شده است. به‌دنبال عدم هم‌زمانی روزهای معاملاتی شاخص‌های بازار بورس ایران و رمز ارزها باید قبل از هرگونه مدل‌سازی، سری زمانی مربوط به این متغیرها را به لحاظ تاریخی همگن کرد. در ادامه برای محاسبه بازدهی از رابطه زیر استفاده شده است:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \quad (۶)$$

در رابطه فوق، P_t ، R_t و P_{t-1} به ترتیب بازدهی قیمت در دوره t و قیمت در دوره $t-1$ می‌باشد. انجام محاسبات و تجزیه و تحلیل با برنامه‌نویسی در محیط نرم‌افزار RStudio و همچنین از نرم‌افزار Eviews12 استفاده شده است.

۴ - ۲. آمار توصیفی

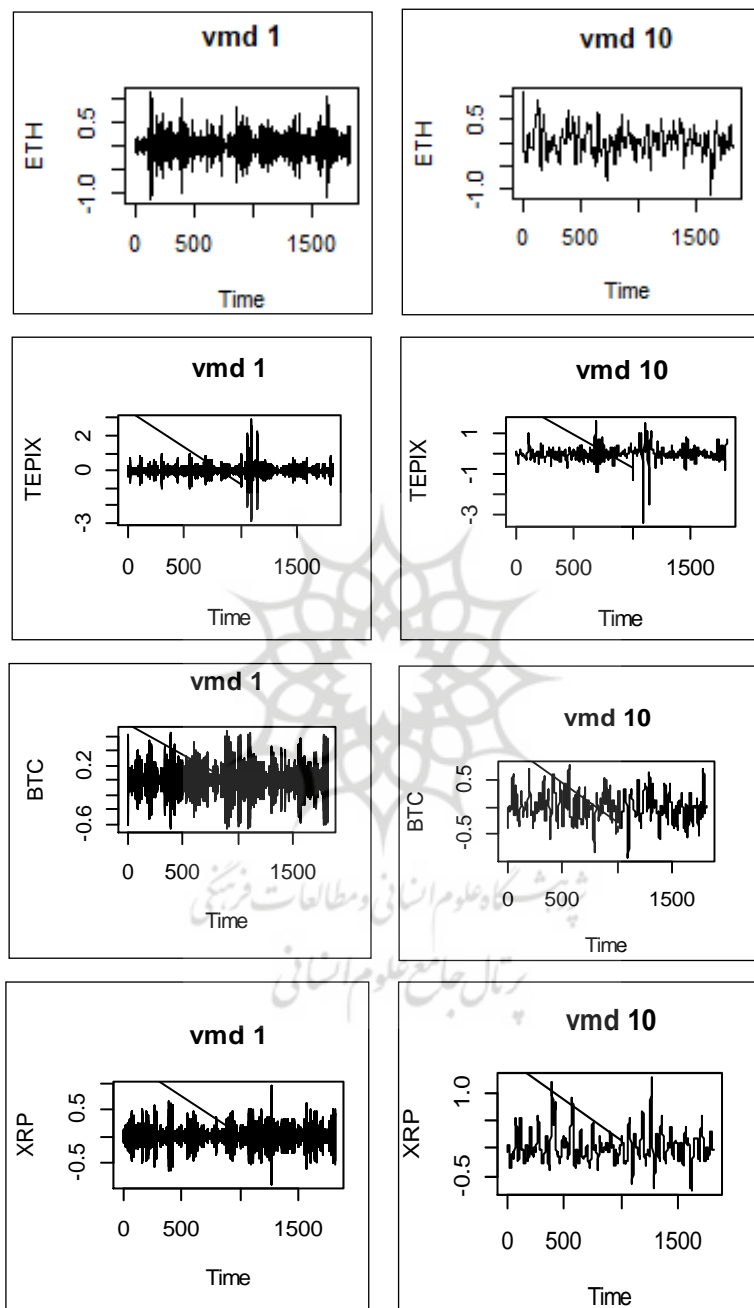
خصوصیات آماری سری‌های بازدهی رمزارزهای اتریوم، بیت‌کوین، ریپل و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است.

جدول ۲: 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 |
| چولگی | ۰/۱۸۷۷۲۹ | ۰/۳۴۸۹۶۷ | -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 |
| تعداد مشاهدات | ۱۸۱۱ | ۱۸۱۱ | ۱۸۱۱ | ۱۸۱۱ |

(منبع: یافته‌های تحقیق)

با توجه به نتایج جدول (۲) 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 جارک برا 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 براساس آزمون LM-ARCH وجود ناهمسانی در واریانس سری‌های مورد نظر رد نمی‌شود. شکل (۱) تجزیه مود متغیر برای بازارهای رمزارز و بورس ایران را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در دوره‌های کوتاه‌مدت (VMD 10) سری زمانی دارای واریانس کمتری است؛ درحالی‌که در دوره‌های بلندمدت (VMD 1) واریانس سری زمانی بسیار پُر نوسان بوده است.



شکل ۱: تجزیه مود متغیر برای بازارهای رمزارز و بورس ایران
(منبع: یافته‌های تحقیق)

۴ - ۳. آزمون‌های مانایی متغیرها

مطابق ادبیات اقتصادسنجی، قبل از هرگونه تخمین و به‌منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، باید ابتدا از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. چنانچه متغیرهای ملحوظ در مدل مانا باشند، تخمین‌های انجام‌شده 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 (۳) ارائه شده است که نشان می‌دهد همه متغیرهای بازدهی در سطح مانا بوده و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی این متغیرها رد می‌شود.

جدول ۳: آزمون مانایی متغیرهای مورد بررسی

| متغیر | آزمون دیکی فولر 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 | -۶/۶۸۱۷ | ۰/۰۰۰۰ | -۶/۷۱۴ | ۰/۰۰۰ |
| TEPIX | -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)

۴ - ۴. مدل‌سازی واریانس ناهمسانی به روش FIGARCH-GED

در مدل‌های خانواده گارچ شرط مانایی بسیار مهم است. 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 شوک‌های مالی سری داده‌ها را تحت تأثیر 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 داده‌ها تأیید می‌شود. نتایج تجربی بسیار زیادی وجود حافظه بلندمدت تلاطم (واریانس) در بازارهای مالی را تأیید می‌کنند (دینگ، ۱۹۹۳). نتایج آزمون جارک - برا نشان‌دهنده رد فرض صفر مبنی بر نرمال بودن برای همه سری‌های بازده است و از طرفی اثرات ARCH نشان می‌دهد که سری‌های موردنظر نیازمند مدل‌سازی واریانس است و استفاده از رویکرد GARCH را برای محاسبه توزیع حاشیه‌ای تأیید می‌کنند. در این مطالعه برای برازش نیکویی تابع توزیع متغیرها از آزمون کولموگروف و اسمیرنوف^۲ استفاده شده است. با توجه به این آزمون بهترین برازش توزیع برای متغیرها، توزیع GED^۲ می‌باشد.

1. Ding (1993)
2. Kolmogorov-Smirnov
3. Generalized error distributions

در نتیجه در این مطالعه از رویکرد FIGARCH با توزیع GED استفاده شده است. نتایج حاصل از برآوردها برای متغیرهای مورد بررسی در جدول (۴) خلاصه شده است. 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 ARCH 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 فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها رد نشده است. لذا این مدل، برآورد قابل‌قبولی را ارائه می‌دهد.

جدول ۴: نتایج مدل FIGARCH-GED برای متغیرهای بیت‌کوین و ریپل

| XRP | | | BTC | | | |
|--|--------|-----------|--------|---------|-----------|--------|
| پارامتر | ضریب | آماره t | احتمال | ضریب | آماره t | احتمال |
| mu | -۰/۰۰۳ | -۲۸/۴۶ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۲ | ۸/۹۶ | ۰/۰۰۰ |
| 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 |
| 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 | ۰/۳۲۲ | ۱/۵۴۵ | ۰/۵۸۰ | |
| ARCH Lag[8] | | ۳/۳۲۹ | ۰/۴۸۳ | ۲/۲۰۲ | ۰/۶۷۴ | |

(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۵: نتایج مدل FIGARCH-GED برای متغیرهای شاخص سهام و اتریوم

| پارامتر | TEPIX | | | ETH | | |
|--|---------|-------------|-------------|---------|-------------|-------------|
| | ضریب | آماره t | ارزش احتمال | ضریب | آماره t | ارزش 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 |
| آزمون لجانگ - باکس برای بررسی خودهمبستگی | | | | | | |
| وقفه | Q آماره | ارزش احتمال | | Q آماره | ارزش 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 | |

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۴ - ۵. بررسی وابستگی زوجی

پس از برآورد توزیع حاشیه‌ای برای داده‌ها به برآورد توابع کاپولای معرفی شده در بخش روش‌شناسی شامل کاپولای نرمال، کاپولای تی-استیودنت و خانواده کاپولای ارشمیدسی (کلایتون، گامبل و فرانک) پرداخته شده است. بهترین رویکرد برای شناسایی ساختار وابستگی و نحوه وابستگی در دنباله‌های فرین (حدی) توابع کاپولا است که به خوبی وابستگی غیرخطی و دنباله‌ای را نشان می‌دهد. بدین ترتیب تابع کاپولای مناسب را براساس آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک برای هر جفت از

متغیرها انتخاب کرده و بعد از بررسی نوع وابستگی در هر جفت از سری‌های مورد بررسی، نتایج تفسیر شده است. نتایج حاصل از برآورد تابع کاپولا بین رمزارزها و بازده شاخص قیمت سهام در جدول (۶) قابل مشاهده است.

جدول ۶: برآورد وابستگی ساختاری بازدهی خام رمز ارز BTC با رمز ارزهای ETH و XRP و بازدهی شاخص بورس ایران TEPIX

| کاپولا | ETH | XRP | TEPIX |
|-------------------|----------|----------|--------|
| Normal | | | |
| rho | ۰/۶۲۲ | ۰/۵۷۶ | ۰/۰۰۹ |
| Std. Error | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۲۴ |
| LLF | ۴۴۰/۹ | ۳۶۲/۷ | ۰/۰۸۰ |
| AIC | -۸۷۹/۷۷۶ | -۷۲۳/۴۹ | ۱/۸۳۸ |
| Vuong Tests | -۲ | -۲ | ۰ |
| Clarke Tests | -۳ | -۴ | -۴ |
| T | | | |
| rho | ۰/۶۷۰ | ۰/۶۱۵۳ | ۰/۰۰۷ |
| Std. Error | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۱۶ | ۰/۰۲۴ |
| وابستگی دمی بالا | ۰/۴۳۴ | ۰/۳۶۷ | ۱/۸۳۸۷ |
| وابستگی دمی پایین | ۰/۴۳۴ | ۰/۳۶۷ | ۱/۸۳۸۷ |
| LLF | ۵۶۲/۸ | ۴۴۹/۷ | ۱/۱۷۷ |
| AIC | -۱۲۱/۵۶ | -۸۹۵/۴۷۱ | ۱/۶۴۶ |
| Vuong Tests | ۵ | ۵ | ۰ |
| Clarke Tests | ۶ | ۶ | ۶ |
| Clayton | | | |
| alpha | ۱/۷۵۳ | ۱/۴۶۷ | ۰/۰۳۰۶ |
| Std. Error | ۰/۰۶۲ | ۰/۰۵۶ | ۰/۰۲۵ |
| وابستگی دمی بالا | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ |
| وابستگی دمی پایین | ۰/۶۷۳ | ۰/۶۲۳۵ | ۱/۵۱۶ |
| LLF | ۴۴۰/۸ | ۳۹۲/۸ | ۰/۸۲۹۱ |
| AIC | -۸۷۹/۵۲ | -۷۸۳/۵۰۵ | ۰/۳۴۱۷ |
| Vuong Tests | -۱ | ۱ | ۰ |
| Clarke Tests | -۳ | -۲ | ۲ |
| Gumbel | | | |
| alpha | ۱/۷۴۵ | ۱/۶۱۲ | ۱/۰۰۶ |
| Std. Error | ۰/۰۲۶ | ۰/۰۲۴ | ۰/۰۱۲ |

| کاپولا | ETH | XRP | TEPIX |
|-------------------|---------|----------|--------|
| وابستگی دمی بالا | ۰/۵۱۲ | ۰/۵۱۲۱ | ۰/۰۰۸۳ |
| وابستگی دمی پایین | ۰/۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ |
| LLF | ۴۳۲/۹ | ۳۳۲/۲ | ۰/۱۲۸۹ |
| AIC | -۸۶۳/۷۳ | -۶۶۴/۳۸۰ | ۱/۷۴۲ |
| Vuong Tests | -۲ | -۴ | ۰ |
| Clarke Tests | ۰ | ۰ | ۱ |
| Frank | | | |
| alpha | ۵/۳۷۳ | ۴/۶۶۱ | ۰/۰۰۴۹ |
| Std. Error | ۰/۱۸۱ | ۰/۱۷۲ | ۰/۱۴۲ |
| وابستگی دمی بالا | ۰/۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰ |
| وابستگی دمی پایین | ۰/۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰ |
| LLF | ۴۸۵/۶ | ۳۹۳ | ۰/۰۰۰۶ |
| AIC | -۹۶۹/۲۶ | ۷۸۴/۰۷۵ | ۱/۹۹۸ |
| Vuong Tests | ۱ | ۱ | ۰ |
| Clarke Tests | ۴ | ۴ | -۴ |

(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۷: برآورد وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت ساختاری بازدهی رمز ارز BTC با رمز ارزهای ETH و XRP و 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 Tests | ۰ | -۱ | ۰ | -۳ | ۰ | ۱ |
| Clarke Tests | -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 |

| کاپولا | ETH | | XRP | | TEPIX | |
|-------------------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|
| | Short-run | Long-run | Short-run | Long-run | Short-run | Long-run |
| AIC | -۷۵۶/۲۸۶ | -۵۳۷/۲۰ | -۷۵۶/۲۸۶ | ۴۶۸/۷۶ | -۳/۹۵۴ | -۰/۶۷۹۸ |
| Vuong Tests | ۵ | ۴ | ۵ | ۶ | ۰ | -۱ |
| Clarke Tests | 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 Tests | -۵ | ۰ | -۵ | ۱ | ۰ | ۰ |
| Clarke Tests | -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 Tests | ۰ | -۴ | ۰ | -۳ | ۰ | ۰ |
| Clarke Tests | 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 Tests | ۵ | ۳ | ۵ | ۱ | ۰ | ۰ |
| Clarke Tests | ۶ | ۶ | ۶ | ۴ | -۳ | ۱ |

(منبع: یافته‌های تحقیق)

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که برای بازده‌های خام رمز ارزهای بیت‌کوین و اتریوم، تابع کاپولای تی‌استیودنت بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی آن‌ها نشان می‌دهد. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک و همچنین معیار اطلاعاتی آکائیک صحت نتایج را تأیید می‌کند. این نتیجه گویای این واقعیت است که بازده رمز ارز بیت‌کوین و اتریوم وابستگی دنباله‌ای بالا و پایین یکسانی دارند. لذا در بازدهی‌های مثبت و منفی وابستگی نوسانات بین این دو رمز ارز یکسان است. این مهم نشان می‌دهد که این دو بازدهی به‌صورت شدیداً هم‌جهت در بازدهی‌های مثبت و منفی عمل می‌کنند به‌نحوی که در زمان رونق شدید و یا رکود شدید هر دو بازدهی در یک مسیر قرار گرفته‌اند. این نتیجه نشان می‌دهد که بین بازده رمز ارز بیت‌کوین و اتریوم سرایت وجود دارد. به‌نحوی که زمانی این دو بازار در حالت رکودی و رونق قرار می‌گیرد، این سرایت بیشتر شده و وابستگی ساختاری آن‌ها تقویت می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بین بازدهی رمز ارز بیت‌کوین و ریپل وابستگی دنباله‌ای به‌صورت متقارن بوده است. آزمون رتبه‌بندی وونگ و کلارک و همچنین معیار اطلاعاتی آکائیک صحت نتایج را تأیید می‌کنند. بازده رمز ارز بیت‌کوین و ریپل وابستگی دنباله‌ای بالا و پایین یکسانی دارند. لذا در بازدهی‌های مثبت و منفی وابستگی نوسانات بین این دو رمز ارز یکسان است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که برای دو سری زمانی خام بازدهی رمز ارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران، تابع کاپولای تی‌استیودنت بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی آن‌ها براساس آزمون رتبه‌بندی کلارک نشان می‌دهد. براساس آزمون رتبه‌بندی وونگ بازدهی بیت‌کوین و شاخص بورس ایران هیچ‌گونه وابستگی با یکدیگر ندارند. به عبارت دیگر تغییرات بازدهی رمز ارز بیت‌کوین در طول دامنه‌های پایینی و بالا بر بازده شاخص مذکور ناچیز است. در ادامه به منظور اندازه‌گیری وابستگی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بین بازارهای مالی از رویکرد ترکیبی VMD Copula استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت برای بازدهی رمز ارز 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 به‌عنوان مدل مناسب توضیح‌دهنده همبستگی بین بازدهی رمز ارز 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 پایینی است. بعد از کاپولای فرانک در رتبه دوم کاپولای تی‌استیودنت به‌عنوان مدل مناسب توضیح‌دهنده همبستگی بین بازدهی رمز ارز بیت‌کوین و اتریوم در کوتاه‌مدت انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت بیت‌کوین در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی است. همچنین در بلندمدت براساس آزمون وونگ و کلارک، کاپولای

تی‌استیودنت به‌عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی رمز ارز بیت‌کوین و اتریوم انتخاب شد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت برای بازدهی رمز ارز 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 دنباله 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 شاخص‌های مورد بررسی وابستگی بیشتری رخ می‌دهد. در بلندمدت برای بازدهی رمز ارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران، تابع کاپولای تی‌استیودنت در رتبه اول و کاپولای کلایتون در رتبه دوم براساس آزمون کلارک به‌عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی بین بازدهی رمز ارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران انتخاب شد. به عبارتی اثر سرایت قیمت بیت‌کوین در بازدهی مثبت کمتر از بازدهی منفی است. براساس آزمون وونگ بین بازدهی رمز ارز بیت‌کوین و شاخص بورس ایران چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت هیچ‌گونه همبستگی وجود ندارد.

۴ - ۶. بررسی وابستگی کاپولای واین (Vine Copula)

اگرچه توابع کاپولای ساده نسبت به سایر روش‌های بررسی ساختار وابستگی بین متغیرها بهتر عمل می‌کنند، در ابعاد بزرگ محدود هستند و به‌خوبی از عهده این کار برنمی‌آیند. تحلیل چندمتغیره اغلب الگوی وابستگی پیچیده‌ای دارد. توابع واین کاپولا در ابتدا توسط جو (۱۹۹۶) معرفی شدند و در ادامه به تفصیل توسط بدفورد و کوک (۲۰۰۲ و ۲۰۰۱) توسعه داده شده‌اند. کاپولای واین این امکان را دارد که رفتار ساختارهای مختلف جفت متغیرها به‌صورت مناسب مدل‌سازی شود. با توجه به ویژگی‌های انعطاف‌پذیر کاپولای واین در تبیین ساختار وابستگی در این مطالعه از ساختار C-Vine برای بررسی وابستگی ساختاری بین بازارهای مالی استفاده شده است.

1. Joe (1996)
2. Bedford and Cooke

جدول ۸. برآورد وابستگی ساختاری بازدهی‌های مورد بررسی به روش C-vine

| درخت اول | | | ساختار وابستگی |
|----------------------|-----------|-----------------|----------------------|
| ETH-XRP | ETH-BTC | ETH-TEPIX | تابع کاپولا |
| t کاپولای | t کاپولای | کاپولای گامبل | پارامتر اول |
| ۰/۶۴ | ۰/۶۷ | ۱/۰۱ | دوم* پارامتر |
| ۳/۱۶ | ۳/۱۹ | ----- | تاوکنندال |
| ۰/۴۵ | ۰/۴۷ | ۰ /۰۱ | |
| درخت دوم | | | ساختار وابستگی |
| ETH XRP, BTC | | ETH BTC, TEPIX | تابع کاپولا |
| کاپولای گامبل بقا | | کاپولای کلایتون | پارامتر اول |
| ۱/۲۸ | | ۰/۰۳ | دوم پارامتر |
| ----- | | ----- | تاوکنندال |
| ۰/۲۲ | | ۰ /۰۱ | |
| درخت سوم | | | ساختار وابستگی |
| BTC, ETH XRP, TEPIX | | | تابع کاپولا |
| کاپولای نرمال | | | پارامترهای اول و دوم |
| -۰/۰۲ | | | تاوکنندال |
| -۰ /۰۱ | | | |

* از آنجا که خانواده‌های مختلف، تعداد پارامترهای مختلفی (یک، دو یا سه پارامتر) دارند؛ لذا لازم است علاوه بر پارامتر اول در برخی از خانواده‌ها پارامترهای بعدی نیز تخمین زده شود.

(منبع: یافته‌های تحقیق)

در جدول (۸)، درخت اول وابستگی ساختاری نوسانات متغیرها را نشان می‌دهد. در این بخش از مطالعه به‌جای در نظر گرفتن پنج مدل از کاپولای مورد مطالعه از ۳۹ نوع معروف خانواده کاپولا استفاده کرده‌ایم و مدل کاپولای مناسب با توجه به کوچک‌ترین مقدار آماره‌های آکائیک (AIC) و شوارتز بی‌زین (BIC) پیشنهاد شده است. درخت دوم براساس ساختار شکل‌یافته (Vine-Copula) وابستگی ساختاری بین بازدهی بیت‌کوین و شاخص بورس ایران به شرط بازدهی اتریوم را نشان می‌دهد که این رابطه با استفاده از تابع کاپولای کلایتون شناسایی شده است. همچنین وابستگی ساختاری بین بازدهی بیت‌کوین و ریپل به شرط بازدهی اتریوم با استفاده از تابع کاپولای گامبل بقا شناسایی شده است. درخت سوم نیز وابستگی ساختاری بین بازدهی ریپل و شاخص بورس ایران به شرط بازدهی بیت‌کوین و اتریوم را نشان می‌دهد که این رابطه با استفاده از تابع کاپولای نرمال شناسایی شده است.

۵. نتیجه‌گیری

از آنجایی که تجزیه و تحلیل چند مقیاسی درک عمیق‌تری از ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی در فرکانس‌های زمانی مختلف ارائه می‌کند، می‌تواند بینش جدیدی در مورد ساختار وابستگی بین بازارهای مالی به ارمغان بیاورد. بنابراین در این مطالعه که هدف اصلی آن بررسی ساختار وابستگی بین بازارهای رمزارز و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در افق‌های متفاوت سرمایه‌گذاری (کوتاه‌مدت و بلندمدت) می‌باشد، از ترکیب روش تجزیه مود متغیر و توابع کاپولا استفاده شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که برای بازدهی خام رمزارزهای بیت‌کوین و اتریوم، تابع کاپولای تی‌استیودنت، بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی آن‌ها نشان می‌دهد. در کوتاه‌مدت برای بازدهی بیت‌کوین و اتریوم، تابع کاپولای تی‌استیودنت و کاپولای فرانک بهترین توضیح‌دهندگی را برای ساختار وابستگی بین آن‌ها نشان می‌دهد. همچنین در بلندمدت براساس آزمون وونگ و کلارک، کاپولای تی‌استیودنت به‌عنوان مدل مناسب توضیح‌دهنده همبستگی بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و اتریوم انتخاب شده است. این نتیجه حاکی از این است که هر دو جفت از بازدهی، وابستگی به دنباله‌بالیایی و پایینی یکسانی دارند. لذا در بازدهی‌های مثبت و منفی حدی وابستگی بین هر دو رمزارز بیشتر از حالت معمولی است. این مهم نشان‌دهنده وجود سرایت در نوسانات این بازارها است. بدین ترتیب می‌توان بیان داشت که در بازدهی‌های منفی و مثبت حدی بین بازدهی شاخص‌های مورد بررسی وابستگی بیشتری رخ می‌دهد. 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. اثر سرایت قیمت ریپل در بازدهی مثبت برابر با بازدهی منفی است. نتایج مطالعه نقش رمزارزها را در سبد سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد، زیرا ارتباط آن‌ها با یکدیگر قابل توجه است. با این حال، با توجه به ماهیت و فرآیند شکل‌گیری قیمت رمزارزها، بازار رمزارزها دارای ریسک خاص خود است که محافظت در برابر آن بسیار دشوار است.

همچنین نتایج مطالعه حاکی از آن است که بین بازدهی رمزارز بیت‌کوین و شاخص سهام 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 نبود 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 این‌رو مزایای متنوعی را برای سرمایه‌گذاران ارائه می‌دهند. در نتیجه می‌توانند به‌عنوان ابزارهای مالی مستقل تعبیر شوند که به هیچ وجه ریسک سیستماتیک ندارند و به جذابیت خود برای سرمایه‌گذاران بیافزایند و رمزارزها بیشتر به‌عنوان یک دارایی پوششی در برابر ریسک بازار سهام عمل می‌کند. در بررسی استفاده از

توابع کاپولای و این نیز مشخص گردید این تابع بهتر از رویکرد مدل توابع کاپولای ارشمیدسی می‌تواند ساختار وابستگی بازارهای مورد بررسی را برآورد کند. این برآورد نشان داد که وابستگی ساختاری بین متغیرهای مطالعه به مراتب قوی‌تر از وابستگی زوجی است. براساس یافته‌های تحقیق، بین بازده رمزارزها وابستگی ساختاری مشخص و متقارنی در دنباله‌های توزیع وجود دارد که نشان‌دهنده سرایت بین بازده‌ها است. بین بازده رمزارز بیت‌کوین و شاخص بازار سهام به شرط رشد قیمت رمزارز اتریوم، کاپولای کلاپتون به‌عنوان مدل مناسب توضیح دهنده همبستگی انتخاب شده است. به عبارتی اثر سرایت قیمت بیت‌کوین در بازدهی مثبت کمتر از بازدهی منفی است. این نکته نشان می‌دهد آثار نامتقارن هستند و وابستگی بیشتری در دنباله چپ وجود دارد. به عبارت دیگر با کاهش قیمت رمزارز بیت‌کوین، انتظار می‌رود شاخص بورس اوراق بهادار به شرط رشد قیمت رمزارز اتریوم کاهش یابد و این آثار بیش از وضعیتی است که تغییر هم‌زمان مثبت میان متغیرها رخ می‌دهد. افت شدید در یک بازار می‌تواند باعث زیان‌های بیش‌تر در بازار دیگر شود. با توجه به این نتایج وابستگی‌های دمی پایین‌تر از وابستگی‌های بالایی مهم‌تر هستند. یافته‌های مطالعه می‌تواند برای سرمایه‌گذاران، فعالان بازار و مقامات نظارتی مورد استفاده قرار گیرد و همچنین بینش منطقی در مورد پوشش ریسک برای سرمایه‌گذاران منطقی ارائه دهد تا از دست‌کم گرفتن ریسک هنگام ساخت پرتفوی خود جلوگیری کنند. همچنین از منظر پورتفوی، از آنجایی که تغییرات قیمت در طبقه دارایی سنتی هیچ تأثیر مستقیمی در بازار رمزارزها ندارد. بنابراین، سرمایه‌گذاران یا فعالان بازار می‌توانند به دلیل مزایای اجتناب‌ناپذیر رمزارزها در این دارایی‌ها سرمایه‌گذاری کنند. 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. همچنین با توجه به یافته‌های تحقیق، کاربرد مدل‌های گارچ برای مدل‌سازی واریانس شرطی و استفاده از توابع کاپولای و این برای مدل‌سازی و لحاظ نوع وابستگی ساختاری به دنباله پایینی و بالایی بین سری‌های زمانی مورد استفاده به بهبود کیفیت بررسی وابستگی ساختاری و دقت برآورد ارزش در معرض ریسک کمک می‌کند. لذا پیشنهاد می‌شود در آینده با استفاده از انواع دیگر توابع کاپولای و این از جمله R-Vine و D-Vine مطالعات بیشتری در این زمینه انجام شود.

References

- Andrianto, Y., & Diputra, Y. (2017). The effect of cryptocurrency on investment portfolio effectiveness. *Journal of finance and accounting*, 5(6), 229-238.
- Bariviera, A. F. (2017). The inefficiency of Bitcoin revisited: A dynamic approach. *Economics Letters*, 161, 1-4.
- Briere, M., Oosterlinck, K., & Szafarz, A. (2015). Virtual currency, tangible return: Portfolio diversification with bitcoin. *Journal of Asset Management*, 16(6), 365-373.
- Conlon, T., & McGee, R. (2020). Safe haven or risky hazard? Bitcoin during the COVID-19 bear market. *Finance Research Letters*, 35, 101607..
- Conrad, C., Custovic, A., & Ghysels, E. (2018). Long-and short-term cryptocurrency volatility components: A GARCH-MIDAS analysis. *Journal of Risk and Financial Management*, 11(2), 23
- Corbet, S., Larkin, C., Lucey, B., 2020. The contagion effects of the COVID-19 pandemic: evidence from gold and cryptocurrencies. *Finance Res. Lett.*
- 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.
- Dasman, S. (2021). Analysis of return and risk of cryptocurrency bitcoin asset as investment instrument. *Accounting and Finance Innovations*, 51.
- Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance*, 1(1), 83-106.
- 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.
- Dyhrberg, A. H., Foley, S., & Svec, J. (2018). How investible is Bitcoin? Analyzing the liquidity and transaction costs of Bitcoin markets. *Economics Letters*, 171, 140-143.
- Ghorbel, A., Frikha, W., & Manzli, Y. S. (2022). Testing for asymmetric non-linear short-and long-run relationships between crypto-currencies and stock markets. *Eurasian Economic Review*, 12(3), 387-425.
- 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.
- Glaser, F., Zimmermann, K., Haferkorn, M., Weber, M. C., & Siering, M. (2014). Bitcoin-asset or currency? revealing users' hidden intentions. *Revealing Users Hidden Intentions* (April 15, 2014). ECIS.
- Goodell, J. W., & Goutte, S. (2021). Co-movement of COVID-19 and Bitcoin: Evidence from wavelet coherence analysis. *Finance Research Letters*, 38, 101625.

- Grobys, K. (2021). When Bitcoin has the flu: On Bitcoin's performance to hedge equity risk in the early wake of the COVID-19 outbreak. *Applied Economics Letters*, 28(10), 860-865.
- Hedariashtareni, 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.
- Jana, S., & Sahu, T. N. (2023). Can diversification be improved by using cryptocurrencies? Evidence from Indian equity market. *Journal of Financial Economic Policy*.
- 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.
- Jlassi, N. B., Jeribi, A., Lahiani, A., & Mefteh-Wali, S. (2023). Subsample analysis of stock market-cryptocurrency returns tail dependence: A copula approach for the tails. *Finance Research Letters*, 104056.
- 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).
- Kumah, S. P., Abbam, D. A., Armah, R., & Appiah-Kubi, E. (2021). African financial markets in a storm: Cryptocurrency safe havens during the COVID-19 pandemic. *Journal of Research in Emerging Markets*, 3(2), 60-70.
- Lahiani, A., & Jlassi, N. B. (2021). Nonlinear tail dependence in cryptocurrency-stock market returns: The role of Bitcoin futures. *Research in International Business and Finance*, 56, 101351.
- Ling, Cho-hsin. "Representation of associative functions." *Pub. Math. Debrecen* 12 (1965): 189-212.
- Mariana, C. D., Ekaputra, I. A., & Husodo, Z. A. (2021). Are Bitcoin and Ethereum safe-havens for stocks during the COVID-19 pandemic? *Finance research letters*, 38, 101798.
- 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. (1991). Copulas and association. *Advances in probability distributions with given marginals: beyond the copulas*, 51-74.
- Nelsen, R.B. 2006. An introduction to copulas. Springer, New York. 269 pp.
- Nguyen, K. Q. (2022). The correlation between the stock market and Bitcoin during COVID-19 and other uncertainty periods. *Finance research letters*, 46, 102284.
- Nikoomaram, H., Pourzamani, Z., & Dehghan, A. (2015). Spillover Effect the on Contest Import & Export oriented industries. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 8(25), 1-18. (In Persian).
- 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.
- Sabahi, S., Mokhtab Rafiei, F., & Rastegar, M. (2020). Mixed- Asset Portfolio Optimization. *Monetary & Financial Economics*, 27(19), 249-278. doi: 10.22067/pm.v27i19.84579. (In Persian).
- 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).
- Salisu, A. A., Isah, K., & Akanni, L. O. (2019). Improving the predictability of stock returns with Bitcoin prices. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 857-867.
- Sami, M., & Abdallah, W. (2021). How does the cryptocurrency market affect the stock market performance in the MENA region?. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 37(4), 741-753.
- Shahzad, S. J. H., Mensi, W., Hammoudeh, S., Rehman, M. U., & Al-Yahyaee, K. H. (2018). Extreme dependence and risk spillovers between oil and Islamic stock markets. *Emerging Markets Review*, 34, 42-63.
- Sklar, M. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. *In Annales de l'ISUP* 8(3), 229-231.
- 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.
- 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*.
- Vardar, G., & Aydogan, B. (2019). Return and volatility spillovers between Bitcoin and other asset classes in Turkey: Evidence from VAR-BEKK-GARCH approach. *EuroMed Journal of Business*, 14(3), 209-220.
- 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 Bayesian VAR). *Financial Management Strategy*, 11(1), 101-120. [In Persian]



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

Dependence Structure between Cryptocurrency and Tehran Stock Exchange Market New Evidence from VMD-based Copula Tests

Roghayeh Mohseninia¹

Ali Rezazadeh²

Yousef Mohammadzadeh³

Shahab Jahangiri⁴

Received: 2023/08/26

Accepted: 2023/10/10

Introduction

In recent years, cryptocurrency analysis has become increasingly popular both in academic research and in the financial system as a whole. Cryptocurrencies are a globally spreading phenomenon that is frequently and also prominently addressed by media, venture capitalists, financial institutions, and governments alike (Glasser et al., 2014). Knowing the relationship between cryptocurrency market, stock market or commodity market will be very useful for managing investors' portfolios and how much of their investment will be allocated to cryptocurrencies for their assets to be secure.

The possible interdependence of stock markets and cryptocurrencies is a crucial concern in the financial market literature due to its paramount importance for investors and portfolio managers. Although cryptocurrencies are a recent phenomenon, with the first cryptocurrency, Bitcoin, appearing in January 2016, they quickly become a worldwide phenomenon that is broadly discussed in the finance literature (Glaser et al., 2014).

Many scholars in recent times explored the correlation between cryptocurrencies and stock market. Several studies (see Conrad et al., 2018; Jiang et al., 2021; Tiwari et al., 2019; Corbet et al., 2018; Salisu et al., 2019) considered advanced economies to explore the impact of cryptocurrency and stock market, provided important insightful stories. Few others (see Lahiani and Jlassi, 2021; Dasman, 2021; Vardar and Aydogan et al., 2019; Sami and Abdallah, 2020) explored the association in emerging economies. Additionally, the association between cryptocurrency and stock market also received considerable attention among the scholars in the time of COVID-19 (see Mariana et al., 2021; Grobys, 2021; Nguyen, 2021; Kumah, 2021). The issue discussed in these studies is

-
1. PhD Student in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, E-mail: r.mohseninia@urmia.ac.ir
 2. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author), E-mail: a.rezazadeh@urmia.ac.ir
 3. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, E-mail: yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir
 4. Associate Professor in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran, E-mail: kh.jahangiri@urmia.ac.ir

mainly based on the fact that cryptocurrencies are gradually establishing themselves as a new class of assets with unique characteristics, although skepticism and lack of understanding of their nature still exist. These new financial assets (tokens) can offer new opportunities for portfolio diversification and risk hedging. The common consensus regarding weak correlations between cryptocurrencies and stock markets has recently been challenged by their synchronous downturn during the COVID-19 pandemic.

Any financial instrument such as stocks and cryptocurrencies traded in the markets may be subject to price fluctuations based on several factors. Factors such as positive and negative news, financial status of stock companies traded in stock markets, political events, global changes and environmental conditions including market risks. With the globalization of the use of cryptocurrencies, the popularity and use of cryptocurrencies has been steadily increasing in Iran over the past few years. In this new situation, investors are looking to reduce their investment risk and achieve optimal portfolio diversification with the participation of new financial assets. Considering the direct and indirect influence of Iran's economy on global financial markets and the expansion of activities related to cryptocurrencies in the context of international sanctions, the question is raised whether there is a relationship between stock returns and cryptocurrencies returns? This study combines the Variational Mode Decomposition (VMD) method and symmetric and asymmetric copula functions to examine the dependence structure between cryptocurrency and stock markets under different investment horizons.

Methodology

The fundamental aim of this study is to investigate the structural dependence between the cryptocurrency market and the Iran Stock Market Index using daily data (common trading days) during the period from 8 August 2015 to 21 February 2023. This study combines VMD method and various symmetric and asymmetric copula functions to examine the short-term and long-term dependence structure between the cryptocurrency markets and the Iranian stock market under different investment horizons. In this study, the Normal copula, the student-t copula and the Archimedean copula family functions such as the Frank copula, the Gumbel copula and the Clayton copula have been used. Also, the dependence structure between markets is investigated with one subroutines of the Vine copula functions, namely C-Vine.

Discussion and Results

The results show that there is no structural dependence between the return Bitcoin and Iran stock market using the Archimedean copula function, 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 indicate that the cryptocurrencies researched are strongly

correlated. However, the associations between cryptocurrencies and conventional financial assets are negligible. These results are consistent with the findings of Gil-Alana et al. (2020); Tiwari et al. (2019) and Corbet et al. (2018) which reveal that there is no correlation between the cryptocurrency and stock markets.

Conclusion

The results indicate that the cryptocurrency market is separated from the main class of financial and economic assets and hence offers various benefits to investors. Structural dependence using Vine copula functions is better than Archimedean copula in identifying the structural dependence between cryptocurrency and the Iranian Stock Market Index during the period under study. Based on the research findings, the Clayton copula has been chosen as the suitable model to explain the correlation between the return of Bitcoin and the stock market index on the condition of the growth price Ethereum. This point indicates asymmetric effects the dependence on the negative tail is more than the positive one. The findings in this paper indicate the significant role of cryptocurrencies in investor portfolios since they serve as a diversification option for investors, confirming that cryptocurrency is a new investment asset class.

Keywords: Cryptocurrencies, Variational Mode Decomposition, Copula Function, Stock Market Index, Dependence Structure

JEL classification: C22, C14, C20, G12

