

فصلنامه اقتصاد دفاع

دانشگاه و پژوهشگاه عالی دفاع ملی و تحقیقات راهبردی- گروه منابع و اقتصاد دفاع

سال سوم، شماره دهم، زمستان ۱۳۹۷، صص ۱۴۸-۱۳۱

بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات بیت کوین و خطرات مالی ذاتی در رمزپول‌ها با استفاده از مدل GARCH(1,1)

کاظم میرزاei^۱

وحید فتح آبادی^۲

جمشید نصرت‌آبادی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۳

تاریخ ارسال: ۱۳۹۷/۰۹/۳۰

چکیده

بیت کوین به عنوان یک پول رمزنگاری پیشگام، زمانی که بازارهای مالی جهانی در میان بحران قرار گرفته بودند معرفی شد. سیستم مالی غیر مرکز بیت کوین برای تبدیل شدن به یک واحد پولی بهمنظور مبادلات مالی لازم است معیارهای پولی همچون واسطه مبادله، سنجش ارزش و منبع حفظ ارزش را داشته باشد. در حال حاضر بزرگ‌ترین مانع بیت کوین برای داشتن چنین عملکردی، نوسان قیمتی آن است. در این تحقیق محدودیت‌های سیستم بیت کوین برای تفسیر دامنه خطرات مالی و امنیتی ذاتی مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور یک مدل GARCH(1,1) برای تحلیل نوسانات بیت کوین با توجه به متغیرهای اقتصاد کلان در کشورهایی که بیت کوین در آن‌ها بیشتر مورد معامله قرار می‌گیرد، مورد استفاده قرار گرفته است. این تحقیق بیان می‌کند که چگونه سیستم بیت کوین به طور ذاتی تحت سیاست‌های کشورهای اثربخش همانند آمریکا می‌تواند باعث افزایش خطرات مالی شود.

واژگان کلیدی: پول رمزنگاری شده، بیت کوین، نوسان، مدل GARCH، خطرات مالی.

^۱ کارشناسی ارشد مهندسی صنایع دانشگاه امیرکبیر، (K90mirzaei@gmail.com)

^۲ دکتری مخابرات، گروه آماد و فناوری، دانشگاه عالی دفاع ملی.

^۳ کارشناس ارشد مدیریت فناوری اطلاعات دانشگاه پیام نور تهران. (nosratabadi61@yahoo.com)

۱. مقدمه

بیت کوین نخستین پول دیجیتال غیرمتمرکز است که پشتوانه و ارزش ذاتی ندارد، درواقع ارزش ذاتی بیت کوین مبنی بر اعتماد و تمایل مردم برای ادامه استفاده از آن است (Tapscott, 2016). درحالی که حاضر صدها پول رمزنگاری دیگر (که در جامعه رمزپول‌ها آن‌ها را آلتکوین^۱ می‌نامند) وجود دارند که بر روی نقاط ضعف بیت کوین سرمایه‌گذاری کرده و نوآوری‌هایی با افزودن مشخصه‌های جدید ایجاد کرده‌اند. برای نمونه اتریم یک پلتفرم کاربردی است که همراه با یک پول رمزنگاری شده به نام اتر ساخته شده است. ارزش بازار اتر بیش از ۱۳ میلیارد دلار می‌باشد. زمان تأیید تراکنش در اتر تقریباً ۱۲ ثانیه است که به نسبت زمان ۱۰ دقیقه‌ای در بیت کوین از سرعت بسیار بالاتری برخوردار است. همچنین برخلاف بیت کوین محدودیت اندازه بلوک در آن وجود ندارد، این بدان معنی است که می‌تواند به لحاظ نظری مقدار نامحدودی تراکنش در هر ثانیه را پردازش کند (Wood, 2014; CoinMarketCap, 2018).

برتری بیت کوین نسبت به آلتکوین در اثر شبکه آن است. در زمان نگارش تعداد کل آدرس‌های منحصر به فرد مورد استفاده در بیت کوین تقریباً ۴۰۰ هزار و تعداد تراکنش‌های تأیید شده روزانه ۲۸۰ هزار عدد بوده است (www.blockchain.com, 2019).

در حال حاضر، بیت کوین عمدهاً با توجه به کمبودها در برنامه‌نویسی آن که ۱۰ سال پیش نوشته شده و منسخه شده است، مورد تهدید قرار می‌گیرد (Ram & at el, 2016). از آن زمان، بیت کوین به یک شبکه گسترده مورد استفاده تبدیل شده است که اکنون نیازمند رویکردهای متفاوتی برای بهبود برخی مشکلات آن می‌باشد. در حال حاضر بزرگ‌ترین محدودیت اندازه بلوک یک مگابایتی آن می‌باشد. محدوده اندازه بلوک در سال ۲۰۰۹ برای حفاظت از شبکه در برابر حملات طراحی شد. این بدان معنی است که بیت کوین تنها می‌تواند ۷ تراکنش در ثانیه را تحمل کند که یک نقص در مقایسه با سایر سرویس‌های پرداخت کنونی همچون ویزا^۲ می‌باشد. ویزا به طور متوسط ۱۷۵۰ تراکنش‌ها در ثانیه را انجام می‌دهد، اما قادر به پردازش حداقل ۲۴۰۰۰ تراکنش در ثانیه است (Huberman & at el, 2017).

کاربران بیت کوین می‌توانند این تصمیم را بگیرند که تراکنش آن‌ها چه میزان کارمزد داشته باشد و این یعنی هر کسی که بالاترین کارمزد را پردازد در فرآیند تأیید تراکنش اولویت‌بندی می‌شود. از آنجا که در حال حاضر بیش از ۷ تراکنش در ثانیه انجام نمی‌شود، معاملات به تأخیر می‌افتد و این باعث می‌شود متوسط هزینه یا کارمزد معاملاتی افزایش یابد. قبل از اینکه شبکه به شکل گسترشده‌ای مورد استفاده قرار گیرد، اغلب تراکنش‌ها به طور رایگان انجام می‌شد. با این حال، متوسط کارمزد فعلی برای جلوگیری از تأخیر، برابر با ۰,۳۷ دلار می‌باشد که به عنوان یک ضعف در سیستم بیت کوین شناخته می‌شود (Ram & at el, 2016).

حتی بر جسته‌ترین توسعه‌دهنگان بیت کوین متلاعنه شده‌اند که مقیاس‌پذیری یک مشکل مبرم است که حیات سیستم را به دلیل زمان بر بودن تأیید تراکنش‌ها و کارمزدهای بالاتر، تهدید می‌کند (Karame,

¹ altcoin

² Visa

(2016). برای غلبه بر این مسئله لازم است کدها اصلاح شوند که این نیز منشأ اختلاف نظر در جامعه بیت کوین می‌باشد. همانطور که قبلاً اشاره شد، هر تغییری در کد بیت کوین منجر به ایجاد فورک می‌شود و «استخراج کنندگان^۱» در این گونه موارد بالقوه خطرناک مردد هستند. مخالفان افزایش اندازه بلاک ادعا می‌کنند که این تصمیم می‌تواند با افزایش متابع مورد نیاز برای استخراج، به نامتمرکز بودن بیت کوین آسیب برساند (کریمی و منتظری، ۱۳۹۶). آن‌ها پیشنهاد می‌کنند که معاملات به اصطلاح خارج از زنجیره را اجرا کنند که به این معنی است که تراکنش‌های کوچک‌تر در خارج بلاکچین اتفاق بیفت. مهم نیست که کدام راه حل اجرا شود، اگر مقیاس‌پذیری به زودی برطرف نشود، کاربرها به دیگر رمزپول‌ها مانند اتریم با کارمزد پایین‌تر و زمان کوتاه‌تر در تأیید تراکنش‌ها مهاجرت می‌کنند (مرادزاده، ۱۳۹۵؛ رضا دوست و رمضانی شمامی، ۱۳۹۷).

مسئله مهم دیگر عدم ناکارآمدی قدرت بیت کوین است (منتصر کوهساری، ۱۳۹۶). در زمان نگارش، «استخراج کنندگان» تقریباً ۴۳ میلیون تراکنش در ثانیه در شبکه بیت کوین اجرا می‌کنند به طور متوسط، شرکت‌های استخراج کننده برای هر تراکنش بر ثانیه ۱۱۵ وات برق مصرف می‌کنند (www.digiconomist.net, 2019). با این فرض، شیوه بیت کوین در حال حاضر به صورت تقریبی ۴۷۱۵ مگاوات انرژی مصرف می‌کند. برای درک بهتر میزان مصرف انرژی در شبکه بیت کوین می‌توان آن را با یک سیستم پرداخت دیگر مانند ویزا مقایسه کرد. بر این اساس در ویزا برای هر ۱۰۰ هزار تراکنش ۱۶۹ کیلووات ساعت برق مصرف می‌شود در حالی که در بیت کوین برای هر تراکنش ۴۶۰ کیلووات ساعت برق مصرف می‌شود (www.digiconomist.net, 2019). ناکارآمدی توان بیت کوین به دلیل محاسبات فراوان رمزگاری موردنیازی است که استخراج کنندگان برای تأیید تراکنش‌ها باید استفاده کنند (O'Dwyer & Malone, 2014).

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

همانطور که گفته شد، در حال حاضر بزرگ‌ترین مسئله‌ای که سبب می‌شود بیت کوین به عنوان پول کارایی لازم را نداشته باشد نوسانات آن است. مدل‌های مرسوم برای اندازه‌گیری نوسان مانند انحراف استاندارد و انحراف از میانگین در میان دیگر مدل‌ها، همبستگی واریانس بازدهی‌ها که ممکن است در طول وضعیت‌های بحرانی متغیر باشند را در نظر نمی‌گیرند. این مدل‌ها تنها برای وضعیت‌هایی که در آن نوسان ثابت است در نظر گرفته می‌شوند، در حالی که مدل‌هایی مانند مدل GARCH که به نوسانات متغیر زمان اشاره دارد، بسیار رایج‌تر هستند.

گرانوالد^۲ با نوعی مدل GARCH نشان داد، قیمت بیت کوین به شدت با حرکات شدید در روند آن مشخص می‌شوند که نشانه‌ای از یک بازار نابالغ است (Gronwald, 2014). دیبرگ^۳ قابلیت‌های یک

¹ Miners

² Gronwald

³ Dyhrberg

دارایی مالی را برای بیت‌کوین بررسی کرد. با استفاده از یک مدل GARCH نامتقارن، او شواهدی یافت که بیت‌کوین ممکن است در مدیریت ریسک و برای سرمایه‌گذاران که کم ریسک هستند، خصوصاً در موقعی که پیش‌بینی می‌شود بازار در شوک‌های منفی قرار گیرد، مفید باشد (Dyhrberg, 2016). بوری^۱ و همکاران دریافتند که بیت‌کوین می‌تواند به عنوان یک منبع مؤثر عمل کند و نه به عنوان یک ابزار جهت پوشش ریسک سرمایه‌گذاری (Bouri & et al, 2017). اوراکارت^۲ نوسانات بیت‌کوین و توانایی پیش‌بینی مدل GARCH در بازار بیت‌کوین را مورد بررسی قرار داد. او دریافت که نوسانات در نیمه اول عمر بیت‌کوین بسیار بالا بوده اما در سال‌های اخیر کاهش یافته است (Urquhart, 2017).

۱-۲ اطلاعات

داده‌های بیت‌کوین از وب سایت^۳ coindesk که در آن قیمت بیت‌کوین به دلار و بر اساس متوسط قیمت در صرافی‌های پیشرو جهان می‌باشد، جمع‌آوری شده است. داده‌ها از تاریخ ۱ اوکتبر ۲۰۱۳ تا ۱۵ ژانویه ۲۰۱۹ است. تعداد کل داده‌های جمع‌آوری شده ۱۹۳۰ داده می‌باشد.



شکل شماره (۲) شاخص قیمت بیت‌کوین

Source: <http://www.coindesk.com/price/>

به عنوان یک متغیر پاسخ، از لگاریتم بازدهی قیمت روزانه بیت‌کوین استفاده شده است. استفاده از لگاریتم بازدهی به خوبی توسط ادبیات تحقیق تجربی تأیید شده است زیرا گمان می‌رود که قیمت‌ها غیراستاندارد

¹ Bouri

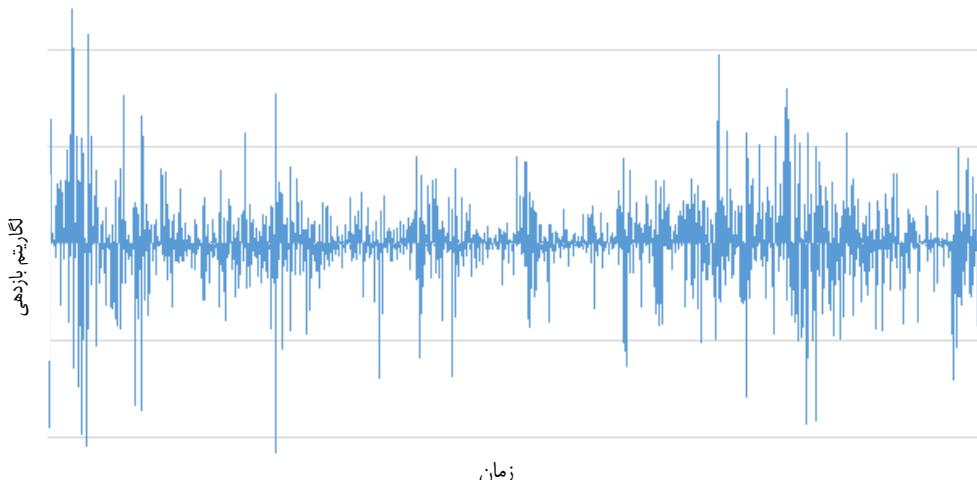
² Urquhart

³ <http://www.coindesk.com/price/>

باشد. مزیت استفاده از لگاریتم بازدهی این است که داده‌ها نرمال شده و به طور نرمال توزیع می‌شوند. برای محاسبه لگاریتم بازدهی بیت کوین از رابطه زیر استفاده شده است:

$$(1) \quad r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

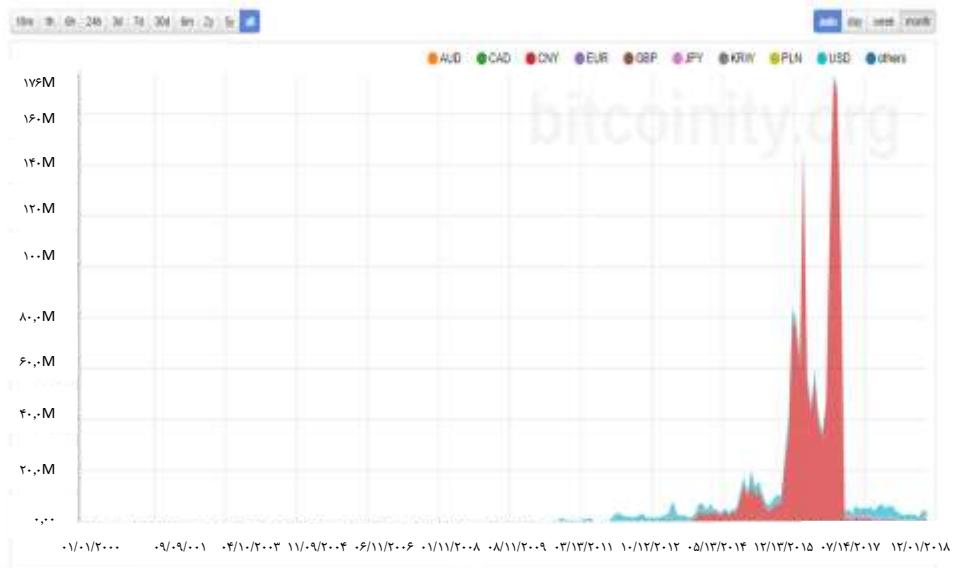
که در آن r_t لگاریتم بازدهی در لحظه t و P_t قیمت بیت کوین به دلار در زمان t می‌باشد. لگاریتم بازدهی قیمت‌های بیت کوین برای داده‌های موجود در شکل زیر نشان داده شده است.



شکل شماره (۳) بازدهی لگاریتم قیمت بیت کوین به صورت روزانه

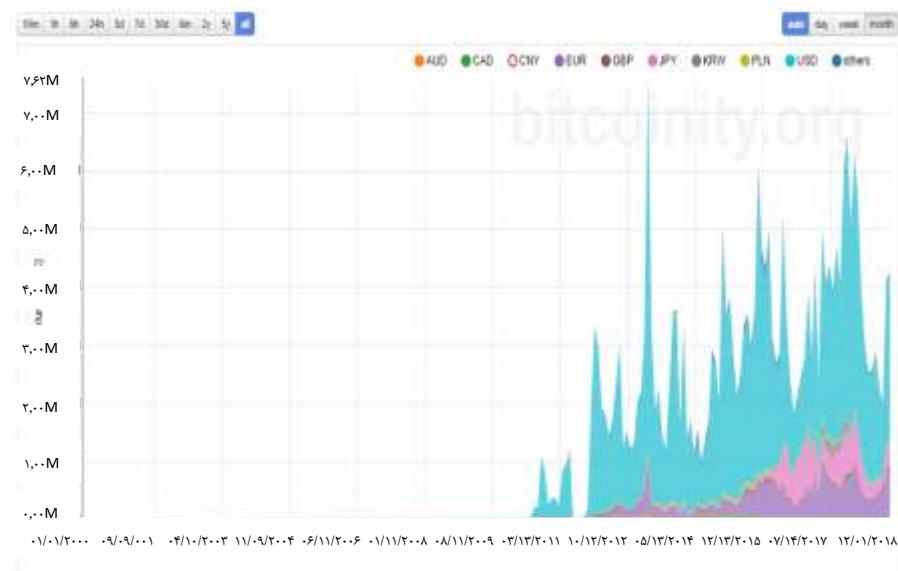
اکثر مطالعات قبلی بر پیش‌بینی سطوح نرخ ارز به جای نوسان آن‌ها تمرکز داشتند. هیچ اتفاق نظر وجود ندارد که چه عواملی بر نوسانات نرخ ارز در واحد پول تأثیر می‌گذارند، اما بیشتر مطالعات بر این باور هستند که نوسان نرخ ارز به طور کلی می‌تواند با متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم، نرخ بهره، عرضه پول، صادرات و تولید ناخالص داخلی توضیح داده شود (Antonakakis & Darby, 2013; Engel & West, 2005).

از آنجا که بیت کوین غیرتمرکز است، نوسان نرخ آن را نمی‌توان با متغیرهای اقتصاد کلان تنها یک کشور توضیح داد. به منظور تعیین این که کدام متغیرها باید مورد استفاده قرار بگیرند باید کشورهایی که بیشترین معامله در بیت کوین را دارند در نظر بگیریم. برای تعیین این کشورها، ما می‌توانیم از اطلاعات آماری حجم معاملات بیت کوین با ارزهای جهان استفاده کنیم. در شکل زیر حجم مبادلات بیت کوین با بیشترین ارزهای مورد استفاده نشان داده شده است.



شکل شماره (۴) حجم معاملات بیت کوین به تفکیک ارز مورد استفاده

همانطور که در شکل (۴) نیز مشهود است، یوان (CNY) پیش از اعمال ممنوعیت‌های چین بر حجم مبادلات تجاری تسلط داشت. در صورتی که همان نمودار شکل قبل را بدون یوان در نظر بگیریم وضعیت سایر ارزها مشخص خواهد شد. از شکل (۵) در می‌یابیم که دومین واحد پول مبادله شده در بیت کوین دلار آمریکا (USD) است که پس از آن به ترتیب یورو (EUR) و یen (JPY) قرار گرفته‌اند. ارزهای دیگر حضور قابل توجهی در مبادلات بیت کوین ندارند. در نتیجه، می‌توان فرض کرد که چین و ایالات متحده مهم‌ترین عامل خارجی هستند که بر نوسانات بیت کوین تأثیر می‌گذارند، پس از آن اتحادیه اروپا و ژاپن؛ بنابراین، برای توضیح نوسانات نرخ رمزارز بیت کوین، از شاخص‌های کلان اقتصاد در این سه کشور و اتحادیه اروپا استفاده خواهیم کرد. علاوه بر این متغیرهای کلان اقتصادی، همچنین از قیمت طلا و قیمت نفت به عنوان دو شاخص اقتصادی اثرگذار استفاده خواهیم کرد.



شکل شماره (۵) حجم معاملات بیت کوین به تفکیک ارز مورد استفاده به استثنای یوان

شاخص‌های اقتصاد کلان توصیه شده توسط ادبیات با مشاهدات روزانه، نرخ مبادله ارز، شاخص بازار سهام، بازده اوراق قرضه ۱۰ ساله و نرخ بهره بین‌بانکی ۳ ماهه است. نرخ ارز نشان‌دهنده قدرت اقتصاد کلان یک کشور است، شاخص بازار سهام نشان‌دهنده وضعیت بازار سهام است، بازده اوراق قرضه دولتی نشان‌دهنده بازار اوراق قرضه و نرخ بهره بین‌بانکی ۳ ماهه نشان‌دهنده وضعیت بخش بانکی است؛ بنابراین متغیرهای JPY/ USD, EUR/ USD, CNY/ USD, CNY/ USD, BTC/USD که برای راحتی در ادامه تنها از نام آن ارز (برای نمونه CNY به جای S&P500، شاخص بازار سهام منطقه اروپا Stoxxx50، شاخص بازار سهام ژاپن NIKKEI225، اوراق قرضه دولتی ۱۰ ساله کشورهای چین، ایالات متحده، آلمان و ژاپن، نرخ بهره بین‌بانکی ۳ ماهه در کشورهای چین، ایالات متحده، اروپا و ژاپن. همه متغیرهای اقتصاد کلان توضیحی را می‌توان در جدول (۲) مشاهده کرد. همه داده‌ها از بانک اطلاعات اقتصادی^(۱) (FRED^(۲)) و بانک تجارت اقتصادی^(۲) گرفته شده است.

^۱ Federal Reserve Economic Data (site: <https://fred.stlouisfed.org>)

^۲ Trading Economics (site: <https://tradingeconomics.com>)

جدول شماره (۲) متغیرهای توضیحی اقتصاد کلان

آمریکا	چین	
	$\Delta \ln CNY_{t-1}$	نرخ ارز
$\Delta \ln S & P500_{t-1}$	$\Delta \ln Shanghai Stock Index_{t-1}$	شاخص بازار سهام
$US 10Y Govt Bond_{t-1}$	$China 10Y Govt Bond_{t-1}$	اوراق قرضه دولتی ساله ۱۰
$US 3M Interbank Rate_{t-1}$	$China 3M Interbank Rate_{t-1}$	نرخ بهره بانکی ماهه ۳

Source: <https://fred.stlouisfed.org> & <https://tradingeconomics.com>

ژاپن	اتحادیه اروپا	
$\Delta \ln JPY_{t-1}$	$\Delta \ln EUR_{t-1}$	نرخ ارز
$\Delta \ln NIKKEI 255_{t-1}$	$\Delta \ln Euro Stoxx_{t-1}$	شاخص بازار سهام
$Japan 10Y Govt Bond_{t-1}$	$Germany 10Y Govt Bond_{t-1}$	اوراق قرضه دولتی ساله ۱۰
$Japan 3M Interbank Rate_{t-1}$	$EU 3M Interbank Rate_{t-1}$	نرخ بهره بانکی ماهه ۳

Source: <https://fred.stlouisfed.org> & <https://tradingeconomics.com>

۳. مدل سازی

با توجه به نقش گسترده ناطمنانی و بی ثباتی و اثرات ناشی از آنها در نظریه های اقتصادی، کمی سازی و تحلیل عددی بی ثباتی در حوزه تجربی اقتصاد از اهمیت ویژه ای برخوردار است. در این پژوهش برای اندازه گیری و بررسی کمی ناطمنانی از نوعی مدل واریانس ناهمسانی خودرگرسیونی به نام مدل GARCH استفاده می کنیم. به منظور درک اینکه مدل GARCH به چه صورت عمل می کند لازم است در ابتدا مدل ARCH را توضیح دهیم. مدل ARCH^۱ که اصطلاحاً به مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی معروفند، اولین بار توسط رابرت انگل به عنوان روشی برای تخمین نوسانات متغیر در سال ۱۹۸۲ مطرح شد. ایده مدل ARCH این است که تخمین نوسانات، زمانی که داده های دوره قبل در نظر گرفته می شود، دقیق تر خواهد بود؛ این بدان معناست که نوسانات دوره فعلی به اطلاعات دوره پیشین وابسته (مشروط) است. هنگامی که واریانس خطاهای ثابت است (واریانس همگن^۲)، از روش حداقل مربعات معمولی

¹ Autoregressive Conditional Heteroskedasticity² Homoscedastic

(OLS) استفاده می‌کنیم؛ اما در صورتی که واریانس خطاهای نوسان داشته باشد (واریانس ناهمگن^۱) که در مورد بیت کوین نیز همین طور است، باید از روش حداقل مربعات وزن دار (WLS) برای تخمین رگرسیون استفاده کنیم. چراکه مدل ARCH خطاهای روش OLS را به یک فرآیند درونی منتقل می‌کند و در صورتی که داده‌ها واریانس ناهمسانی داشته باشند، روش رگرسیونی OLS استاندارد فرضیه‌های گاوس مارکوف را رد خواهد کرد چرا که رابطه $Var(\varepsilon) = \sigma^2$ برقرار نخواهد بود.

هر دو مدل ARCH و GARCH شامل دو معادله هستند. یکی معادله میانگین شرطی و دیگری معادله واریانس شرطی می‌باشد. از آنجایی واریانس تابعی از میانگین است هر دو معادله باید همزمان تخمین زده شود. معادله واریانس شرطی مدل ARCH که توسط انگل ارائه شده است به صورت زیر می‌باشد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

که در آن σ_t^2 واریانس شرطی برای دوره فعلی t ، ε_{t-1}^2 مجدول جمله اخلال یا خطأ در دوره قبلی $t-1$ که اصطلاحاً آن را المان ARCH می‌نامند و α_0 و α_1 ضرایب ثابت هستند که $\alpha_1 \geq 0$ و $\alpha_0 > 0$ برای اطمینان از مثبت بودن واریانس و $\alpha_1 < 1$ برای مانایی آن در نظر گرفته می‌شود.

اگر جمله اخلال در دوره قبلی بزرگ باشد، پیش‌بینی برای نوسانات وابسته یا مشروط در دوره فعلی نیز بزرگ خواهد بود. می‌توان مدل بالا را به وقفه‌های بالاتر برای فرآیند خودرگرسیونی معادله واریانس تعیین داد که در این صورت داریم:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (3)$$

مدل ARCH از مرتبه p یا ARCH(p) نشان می‌دهد چه میزان وقفه از جملات اخلال در نظر گرفته می‌شود. زمانی که p برابر ۱ در نظر گرفته می‌شود یعنی (GARCH(1,1)، این بدان معناست که تنها یک وقفه از مجدول جمله اخلال دوره قبلی در نظر گرفته شده است.

با این حال، در مدل ARCH نوسان مشروط دوره فعلی تنها به مجدول جمله اخلال دوره پیشین بستگی دارد، این بدان معناست که یک بحران با یک خطای بزرگ، همان مانایی را که معمولاً در طول یک بحران واقعی مشاهده می‌شود، ندارد. به منظور تصحیح این مورد و در نظر گرفتن وضعیت بحرانی با خطای بزرگ یک بسط از مدل ARCH توسط بولرسلو که به مدل GARCH^۲ معروف می‌باشد، توسعه داده شده است. رایج‌ترین مدل مورد استفاده در ادبیات مدل مقارن GARCH(1,1) است که به صورت زیر می‌باشد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

که در آن σ_t^2 واریانس مشروط برای دوره فعلی t ، ε_{t-1}^2 مجدول جمله اخلال یا خطأ در دوره قبلی $t-1$ که اصطلاحاً آن را المان ARCH می‌نامند، همچنین σ_{t-1}^2 واریانس دوره قبلی $t-1$ می‌باشد که اصطلاحاً آن

¹ Heteroskedastic

² Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

را المان GARCH می‌نامند و α_0, α_1 و β_1 ضرایب ثابت هستند که $0 > \alpha_0 > 0$ ، $\alpha_1 > 0$ و $\beta_1 > 0$. برای اطمینان از مثبت بودن واریانس و $1 < \alpha_1 + \beta_1 < 1$ برای مانایی آن در نظر گرفته می‌شود. مطابق با GARCH(1,1)، تخمین نوسان دوره فعلی تابعی از واریانس بلندمدت میانگین وزنی، مجدور جمله اخلال و نوسان دوره قبلی می‌باشد. فرآیند GARCH با مرتبه p و q با GARCH(p,q) نشان می‌دهد چه تعداد وقفه از مجدور جملات اخلال که با p نشان داده می‌شود و چه تعداد وقفه از واریانس‌ها که با q نشان داده می‌شود در مدل لحاظ شده است. زمانی که هر دوی p و q برابر ۱ هستند یا GARCH(1,1) به معنای وقفه تنها برای دور پیشین در نظر گرفته شده است. معادله واریانس مشروطه یاوابسته برای GARCH(p,q) به صورت زیر می‌باشد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \quad (5)$$

پارامترهای کلیدی در مدل GARCH مجموع مؤلفه‌های α_i باشند که به عنوان یک پارامتر برای اندازه‌گیری مانایی، نشان می‌دهد که با چه سرعتی اثر نوسانات پس از یک شوک بزرگ باقی می‌مانند. در ادبیات، از مدل‌های GARCH برای نشان دادن خوشبندی نوسانات زمانی مختلف استفاده می‌شود، زمانی که داده‌های سری زمانی، دوره‌های پیوسته نوسانات بالا و یا دوره‌های پیوسته نوسانات پایین را نشان می‌دهند. مدل‌های GARCH تنها برای مدل‌سازی فرآیند تاریخی نوسان استفاده نمی‌شوند، بلکه در پیش‌بینی نوسانات چند دوره نیز مورد استفاده قرار می‌گیرند. از مدل‌های GARCH عمدها برای تحلیل و پیش‌بینی نوسانات بازده سهام، نرخ بهره و داده‌های تبادل ارز استفاده می‌شود که در تخصیص پورتفولیو، بهینه‌سازی دینامیک و قیمت‌گذاری مفید است (Bollerslev & Wooldridge, 1992). در این مطالعه از یک مدل GARCH به خاطر توانایی آن برای تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی نوسان استفاده شده است. به علاوه، ثابت شده است که GARCH(1,1) یک مدل برتر برای تخمین نوسانات ارزی است (Hansen & Lunde, 2005; Bollerslev & Wooldridge, 1992).

اولین گام در استفاده از مدل GARCH(1,1) این است که معادله میانگین شرطی تعیین شود. همانطور که قبلاً گفته شد، معادله میانگین شرطی به طور همزمان با معادله واریانس شرطی تخمین زده می‌شود زیرا واریانس تابعی از میانگین است. در سری‌های زمانی ایستا، معمولاً معادله میانگین شرطی با یک مدل AR^۱, AR^۲, ARMA^{۱, ۲} یا یک مدل MA^۱ برآورد می‌شود. مدل AR بیشترین استفاده را در ادبیات دارد مخصوصاً زمانی که نوسانات بازده مالی تجزیه و تحلیل می‌شود. به همین منظور نیز ما از مدل مرتبه اول خود رگرسیون (AR(1)) استفاده می‌کنیم که به معنی تخمین میانگین دوره فعلی با استفاده از دوره پیشین می‌باشد. معادله میانگین شرطی که در مدل AR(1) مورد استفاده قرار می‌گیرد در زیر نمایش داده شده است:

^۱ مدل خود رگرسیو (Autoregressive)

^۲ مدل خود رگرسیو میانگین متحرک (Autoregressive Moving Average Model)

^۳ مدل میانگین متحرک (Moving Average)

$$r_t = \beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{with} \quad \varepsilon_t \approx i.i.d(0, \sigma^2) \quad \text{and} \quad |\theta| < 1 \quad (6)$$

به منظور تعیین اینکه آیا متغیر توضیحی بر روی نوسانات بیت کوین تأثیر می‌گذارد یا خیر؟ هر دو مدل AR(1) و GARCH(1,1) را می‌توان با اضافه کردن متغیرهای توضیحی برای هر دو معادله میانگین شرطی و معادله واریانس شرطی که توسط ولاستکیس^۱ و مارکللوس^۲ ارائه شده است، اصلاح نمود (Vlastakis & Markellos, 2012): که رابطه میانگین اصلاح شده در رابطه $\hat{\varepsilon}_t$ آمده است:

$$\begin{aligned} r_t = & \beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln CNY_{t-1} + \beta_3 \Delta \ln EUR_{t-1} + \beta_4 \Delta \ln JPY_{t-1} \\ & + \beta_5 \Delta \ln Gold_{t-1} + \beta_6 \Delta \ln Oil_{t-1} + \beta_7 \Delta \ln SSI_{t-1} + \beta_8 \Delta \ln SP500_{t-1} \\ & + \beta_9 \Delta \ln Stoxx_{t-1} + \beta_{10} \Delta \ln NIKKEI_{t-1} + \beta_{11} \Delta ChinaB_{t-1} + \beta_{12} \Delta USB_{t-1} \\ & + \beta_{13} \Delta GerB_{t-1} + \beta_{14} \Delta JapB_{t-1} + \beta_{15} \Delta ChinaI_{t-1} + \beta_{16} \Delta USI_{t-1} + \beta_{17} \Delta GerI_{t-1} \\ & + \beta_{18} \Delta JapI_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

و معادله واریانس اصلاح شده به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & \exp(\lambda_0 + \lambda_1 \Delta \ln CNY_{t-1} + \lambda_2 \Delta \ln EUR_{t-1} + \lambda_3 \Delta \ln JPY_{t-1} \\ & + \lambda_4 \Delta \ln Gold_{t-1} + \lambda_5 \Delta \ln Oil_{t-1} + \lambda_6 \Delta \ln SSI_{t-1} + \lambda_7 \Delta \ln SP500_{t-1} \\ & + \lambda_8 \Delta \ln Stoxx_{t-1} + \lambda_9 \Delta \ln NIKKEI_{t-1} + \lambda_{10} \Delta ChinaB_{t-1} + \lambda_{11} \Delta USB_{t-1} \\ & + \lambda_{12} \Delta GerB_{t-1} + \lambda_{13} \Delta JapB_{t-1} + \lambda_{14} \Delta ChinaI_{t-1} + \lambda_{15} \Delta USI_{t-1} + \lambda_{16} \Delta GerI_{t-1} \\ & + \lambda_{17} \Delta JapI_{t-1}) + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

در ادبیات پیشنهاد شده است که معادله میانگین با متغیرهای توضیحی داخلی و معادله واریانس با متغیرهای توضیحی بیرونی اصلاح شوند. با این حال، بیت کوین متغیر داخلی دیگری غیر از رویدادهای مداخله‌گر مانند هک شدن صرافی‌های بیت کوین، منسخ شدن ارزهای فیات و قوانین دولتی ندارد که آن‌ها نیز نمی‌توانند به عنوان تابعی از بازدهی مورد استفاده قرار گیرند. دیبرگ^۳ توصیه می‌کند که معادله میانگین را با متغیرهای توضیحی بیرونی اصلاح شود و در این مطالعه نیز از این رویکرد استفاده شده است (Dyhrberg, 2016). بنابراین ما در این تحقیق برای هر دو معادله میانگین و واریانس از متغیرهای توضیحی بیرونی که در بخش قبل تشریح داده شد استفاده کردیم.

¹ Vlastakis

² Markellos

³ Dyhrberg

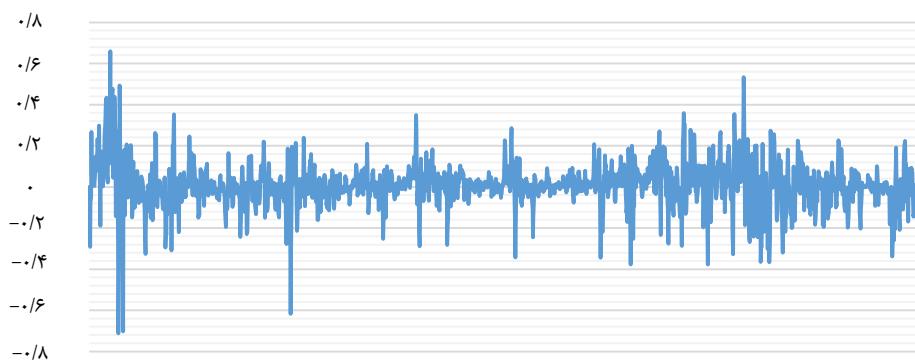
پیش از برآورده مدل $(1,1)$ GARCH، لازم است ویژگی‌های آماری معادله میانگین مورد بررسی قرار گیرد. دو پیش‌شرط که باید برای تخمین مدل $(1,1)$ GARCH برآورده شوند عبارتند از:

۱. خوشبندی نوسانات^۱

۲. اثر ARCH در جملات اخلال

در مدل سازی ناهمسانی واریانس مفهوم خوشبندی نوسانات در تحلیل سری‌های زمانی مالی به این معناست که نوسانات بزرگ به دنبال نوسانات بزرگ و نوسانات کوچک به دنبال نوسانات کوچک رخ می‌دهند. به این پدیده ناهمسانی شرطی گفته می‌شود؛ زیرا فرض می‌شود سری زمانی در حالت کلی ماناست، ولی واریانس مورد انتظار شرطی آن با زمان تعییر می‌کند (Engle, 1982).

نتایج آزمون خوشبندی نوسانات در جملات اخلال را می‌توان در شکل (۶) مشاهده کرد. شکل نشان می‌دهد، دوره‌هایی که نوسان پایین در جملات خطایافت می‌شود با دوره‌های نوسان پایین همراه می‌شوند. این نشان می‌دهد که پس از بازدهی‌های بزرگ ما انتظار بازدهی بزرگ را خواهیم داشت و بازدهی‌های کوچک با بازدهی کوچک دنبال می‌شوند که به معنی آن است که جملات اخلال به طور مشروط خودهمبستگی دارند؛ بنابراین، پیش شرط اول برآورده می‌شود و ما می‌توانیم به پیش شرط دوم برویم؛ آیا مدل ARCH بر جملات اخلال اثر می‌گذارد؟



شکل شماره (۶) آزمون خوشبندی نوسانات در جملات اخلال

اثرگذاری ARCH مشخص می‌کند که آیا همبستگی در واریانس ناهمسانی وجود دارد یا نه. برای این منظور، باید یک آزمون ضرایب لاگرانژ^۲ (LM) روی ARCH انجام دهیم. فرضیه صفر در این تست این است که هیچ اثر ARCH وجود ندارد و فرضیه جایگزین بر عکس آن می‌باشد. نتایج تست را می‌توان در

¹ Volatility Clustering

² Lagrange multiplier test

جدول (۳) مشاهده کرد. آزمون LM برای ARCH شواهدی قوی را فراهم می‌کند که در معادله میانگین یک اثر ARCH وجود دارد زیرا ما می‌توانیم فرضیه صفر را رد کنیم؛ بنابراین، مدل میانگین هر دو ضابطه را برآورد می‌کند و ما اعتبار لازم برای اجرای مدل GARCH(1,1) را داریم.

جدول شماره (۳) آزمون ضریب لاگرانژ برای آزمون تأثیرگذاری معادله میانگین ARCH

سطح معناداری	df	کای دو	Lag(p)
.۰۰۰	۱	۱۴۸/۶۷	۱

پس از برآورد مدل GARCH(1,1) با میانگین اصلاح شده (۱) در نرمافزار EViews خروجی آن در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول شماره (۴) خسایب متغیرهای وابسته در مدل GARCH(1,1)

معادله واریانس	معادله میانگین	متغیر
-۱۹۹/۹۳۳*	-۰/۶۱۰۹۸	$\Delta \ln USD_{t-1}$
۶۱/۰۹۸۴۳*	-۰/۷۱۳۳*	$\Delta \ln EUR_{t-1}$
۳/۲۶۸۴*	۰/۲۰۷۳۴	$\Delta \ln JPY_{t-1}$
-۱۵/۹۷۶۱۲*	۰/۱۷۹۸۳	$\Delta \ln Gold_{t-1}$
-۲/۴۶۸۴*	۰/۰۷۴۵۶	$\Delta \ln Oil_{t-1}$
۳۹/۸۴۶۵۳*	۰/۰۸۲۰۲	$\Delta \ln Shanghai Stock Index_{t-1}$
۳۶/۹۱۸۶۲*	۰/۰۸۰۱۷	$\Delta \ln S & P 500_{t-1}$
-۳۸/۹۱۳۲*	۰/۱۳۲۵۶	$\Delta \ln Euro Stoxx_{t-1}$
-۷/۸۷۱۶	-۰/۱۲۸۹۱	$\Delta \ln NIKKEI 225_{t-1}$
۱/۱۵۶۷۸۸۵*	-۰/۰۰۴۸۹	$China 10Y R Govt Bond_{t-1}$
-۲/۶۹۴۳*	-۰/۰۰۰۲۵	$US 10Y Govt Bond_{t-1}$
۴/۵۶۶۸۴۵*	-۰/۱۴۸۷۶	$Germany 10Y R Govt Bond_{t-1}$
-۹/۴۸۴۲۱.*	-۰/۰۰۹۷۲	$Japan 10Y Govt Bond_{t-1}$
-۰/۳۲۶۷۸*	-۰/۰۰۵۱۳۶	$China 3M Interbank Rate_{t-1}$
-۱/۷۸۹۹۸۴*	-۰/۰۰۹۸۶۴	$US 3M Interbank Rate_{t-1}$
۲/۰۵۶۴۸*	-۰/۰۰۱۱۸	$EU 3M Interbank Rate_{t-1}$
۳/۶۰۵۸۷	۰/۰۳۲۵۸	$Japan 3M Interbank Rate_{t-1}$

متغیر	معادله میانگین	معادله واریانس
α		.۰/۱۹۸۶۱۵*
β		.۰/۳۶۴۵۸*
ثابت	.۰/۰۳۶۹۷۲*	-۶/۷۸۸۴*

* نشان‌دهنده معنادار بودن آن ضریب در مدل می‌باشد

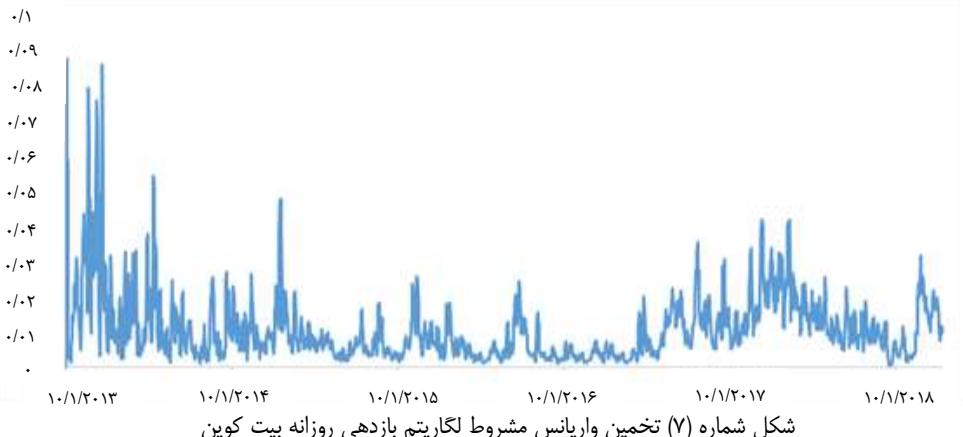
در معادله میانگین، اغلب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار نیستند، تنها متغیر آماری معنی‌دار، بازدهی لگاریتمی جفت ارز EUR/USD است که نشان می‌دهد زمانی که لگاریتم بازدهی EUR/USD افزایش می‌یابد، لگاریتم بازدهی BTC/USD در دوره بعد کاهش خواهد یافت. با این حال، یک رگرسیون جداگانه برای تأیید یا رد این رابطه انجام شد و نشان داد که رابطه معنی‌دار نیست؛ بنابراین، ما می‌توانیم نتیجه بگیریم که هیچ یک از متغیرهای توضیحی در دوره قبلی در پیش‌بینی لگاریتم بازدهی بیت کوین در دوره فعلی معنی‌دار نیستند؛ به عبارت دیگر، بازدهی بیت کوین از همه متغیرهای توضیحی تحلیل شده مستقل می‌باشد.

در معادله واریانس هر دوی المان‌های GARCH و ARCH به لحاظ آماری معنادار هستند که به معنی آن است که با توجه به مدل ARCH بازدهی روز قبل بیت کوین بر روی نوسان روز فعلی آن اثرگذار است و همچنین با توجه به مدل GARCH نوسان روز قبل بیت کوین بر روی نوسان روز فعلی آن تأثیر می‌گذارد. همچنین لازم به ذکر است که به دلیل $\alpha > \beta$ ، می‌توانیم نتیجه بگیریم که اثرات نوسان گذشته نسبت به اثرات شوک گذشته برتری دارد و اثرات نوسانات گذشته را باید در هنگام پیش‌بینی نوسانات بیت کوین بیشتر مورد توجه قرار داد. در مقایسه با معادله میانگین، اغلب متغیرهای توضیحی در معادله واریانس در توضیح نوسانات بیت کوین معنادار هستند که یک پیامد مطلوب می‌باشد.

مهم‌ترین یافته این است که متغیرهای توضیحی اقتصاد کلان چین، ایالات متحده و اروپا همگی برای پیش‌بینی نوسانات بیت کوین معنادار هستند. این امر نشان می‌دهد که بیت کوین نسبت به عوامل مؤثر بر ارزهای تعریف شده در کشور چین، ایالات متحده و اروپا واکنش نشان می‌دهد. علاوه بر این، نشان می‌دهد که بیت کوین در حال به بلوغ رسیدن برای تبدیل شدن به یک واحد پول به ویژه در این کشورها و اتحادیه اروپا است که نتیجه مطلوبی نیست چراکه شوک‌های اقتصاد کلان از چین، ایالات متحده و اتحادیه اروپا بر بیت کوین بیش از شوک‌های دیگر تأثیر می‌گذارد. درصورتی که بخواهیم بیت کوین به عنوان یک واحد پول بین‌المللی جایگزین عمل کنیم، باید از کشورهای بزرگ مستقل شود و در سراسر جهان به طور گسترده مورد استفاده قرار گیرد. تا در این صورت شوک‌های اقتصاد کلان و تأثیر رویدادهای مداخله گسترش یابند و به اندازه امروز بیت کوین را آن چنان تحت تأثیر قرار ندهنند، برای مثال، زمانی که چین در اوایل سال ۲۰۱۷ کاربران خود را از بیت کوین تعلیق کرد، در میان نگرانی‌هایی که استفاده از رمزنگاری برای تسهیل سرمایه مورد توجه قرار گرفته بود، قیمت بیت کوین در عرض یک هفته ۳۰ درصد کاهش یافت. از آن زمان به بعد، قیمت بهبود یافت و به بالاترین میزان در طول عمر بیت کوین رسید؛ اما درست بعد از آن که اوج

خود را گرفت، کمیسیون بورس اوراق بهادار آمریکا^۱ (SEC) با درخواست تأسیس صندوق سرمایه‌گذاری ارزی بیت کوین مخالفت کرد و قیمت آن ۲۴ درصد کاهش یافت. این‌ها تنها دو نمونه‌ای هستند که چگونه شوک‌های خارجی از کشورهای چین یا ایالات متحده به شدت بر نوسان بیت کوین تأثیر می‌گذارند. ضرایب بازدهی نرخ‌های ارز نشان می‌دهد که نوسان بیت کوین نسبت به تغییرات قیمت در USD بسیار حساس است. این نتیجه نیز مورد انتظار است، به این دلیل که اکثریت قریب به اتفاق معاملات بیت کوین در دو سال گذشته USD بوده است. البته دور از انتظار نیست که ادعا کنیم پیش از اعمال محدودیت‌های چین این اثر توسط ارز CYN وجود داشته است.

بازدهی حاصل از طلا و نفت در پیش‌بینی نوسانات بیت کوین قابل توجه هستند، اما ضریب نسبتاً کوچک آن‌ها به این معنی است که نوسان بیت کوین نسبت به تغییرات قیمت آن‌ها بسیار حساس نیست. یکی دیگر از یافته‌های قابل توجه، این است که یک شوک مثبت به USD، نوسان بیت کوین را کاهش می‌دهد. توضیحی که می‌توان داد این است که بیت کوین به عنوان یک دارایی یا یک کالای سرمایه‌ای عمل می‌کند. هنگامی که ریسک افزایش در نگهداری USD وجود دارد، افراد بیشتری ارز خود را به بیت کوین تبدیل می‌کنند و بنابراین حجم مبادلات را افزایش می‌دهند که در نتیجه نوسان بیت کوین را کاهش می‌دهد. تخمین واریانس مشروط لگاریتم بازدهی روزانه بیت کوین را می‌توان در شکل (۷) مشاهده کرد. همانطور که در شکل مشخص است نوسان‌ها به مرور پس از انتشار بیت کوین و عبور از دوره انتشار اولیه خود کم شده‌اند و مدل بهدرستی آن را تخمین می‌زند اما پس از شوک ممنوعیت چین نوسانات شدت گرفته‌اند.



۴. نتیجه‌گیری

رمپول‌ها یک انقلاب در میان ارزهای دیجیتال به حساب می‌آیند. از آنجایی که اولین آن‌ها در سال ۲۰۰۹ به وجود آمده است با این حال در این زمان توانسته‌اند با جذب کاربران فراوان توجه دولتها را به خود جلب

^۱ U.S. Securities and Exchange Commission

کنند. در مقایسه با پول‌های رایج، پول‌های رمزنگاری شده رویکردهای متفاوتی برای مالکیت و ناشناس بودن دارند. این تفاوت‌ها خطرات زیادی را ایجاد می‌کند، اما فرصت‌های متعددی نیز به همراه دارد. اکنون کشورهای مختلف به این دلیل که این خطرات آن‌ها را تهدید می‌کنند تمایل به درک آن‌ها دارند. بسیاری از این خطرات را می‌توان با استفاده از آموزش و آگاهی دادن کاربران و با استفاده از سیاست‌های پول‌شویی^۱ و شناخت کاربر^۲ مهار کرد. ناتوانی مقامات قانونی برای برداشت وجهه از یک حساب رمزپول و برگشت‌ناپذیری تراکنش‌ها به عنوان بزرگ‌ترین خطرها در این ساختار شناخته می‌شوند.

носان بیت‌کوین بیشترین حساسیت را نسبت به تغییرات قیمت دلار آمریکا دارد. در حال حاضر، شوک‌های اقتصادی کلان از ایالات متحده، اتحادیه اروپا و چین بر بیت‌کوین بیش از شوک‌های کشورهای دیگر تأثیر می‌گذارد. از این‌رو نمی‌توان بیت‌کوین را به عنوان جایگزین بین‌المللی قابل اتکا از واحدهای پول فیات در نظر گرفت. تنها راه قابل اتکا بودن آن وابستگی کمتر به کشورهای یاد شده بخصوص ایالات متحده می‌باشد. البته این نیز بعید نیست که در آینده ایالات متحده با توجه به تأثیرگذاری خود بر روی این رمزپول از آن به عنوان اهرام فشار استفاده کند. از این‌رو پیشنهاد می‌شود در وضعیت کنونی اقتصاد کشور و تحریم‌های طالمانه کشور آمریکا، استفاده از رمزپول‌های رایج همچون بیت‌کوین در تجارت بین‌الملل کشور و به صورت کلان استفاده نشود.

¹ AML

² KYC

منابع و مأخذ منابع فارسی

- رضا دوست، نیما و رمضانی شمامی، مژگان (۱۳۹۷). بررسی بلاکچین و کاربرد آن در حوزه‌های مختلف، دومین کنفرانس ملی دانش و فناوری علوم مهندسی ایران، تهران، مؤسسه برگزار کننده همایش‌های توسعه محور دانش و فناوری سام ایرانیان.
- کریمی، علی و منتظری، آزاده (۱۳۹۶). مروری بر پول دیجیتال بیت کوین و جایگاه آن در تجارت ایران، چهارمین کنفرانس ملی فناوری اطلاعات، کامپیوتر و مخابرات، مشهد، دانشگاه تربت حیدریه.
- مرادزاده، منصوره (۱۳۹۵). بیت کوین در اقتصاد جهانی، دومین همایش ملی چشم‌انداز تکنولوژی کامپیوتر و شبکه در ۲۰۳۰.
- منتصر کوهساری، هدیه (۱۳۹۶). تأثیر تکنولوژی بلاک چین در بازار آینده انرژی، کنفرانس بین‌المللی تحقیقات بنیادین در مهندسی برق، تهران، دانشگاه ابرار.

منابع لاتین

- Antonakakis, N. and J. Darby,(2013). Forecasting volatility in developing countries' nominal exchange returns. *Applied Financial Economics*, 23(21): p. 1675-1691.
- Bitcoin Energy Consumption Index. (2019); Available from: <https://digiconomist.net/bitcoin-energy-consumption>.
- Bollerslev, T. and J.M. Wooldridge,(1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric reviews*. 11(2): p. 143-172.
- Bouri, E., et al., (2017). On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier? *Finance Research Letter*. 20: p. 192-198.
- CoinMarketCap: Cryptocurrency Market Capitalizations. (2018); Available from: <https://coinmarketcap.com/>.
- De Grauwe, P., (1988). Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade. *Staff Papers*, 35(1): p. 63-84.
- Dyhrberg, A.H., Bitcoin,(2016). gold and the dollar—A GARCH volatility analysis. *Finance Research Letters*. 16: p. 85-92.
- Engel, C. and K.D, (2005). West, Exchange rates and fundamentals. *Journal of political Economy*. 113(3): p. 485-517.
- Engle, R.F., (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 987-1007.

- Gronwald, M., (2014). The Economics of Bitcoins-Market Characteristics and Price Jumps.
- Hansen, P.R. and A. Lunde, (2005).A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH (1, 1)? Journal of applied econometrics, 20(7): p. 873-889.
- Huberman, G., J.D. Leshno, and C.C. Moallemi, (2017) Monopoly without a monopolist: An economic analysis of the bitcoin payment system.
- Karame, G. (2016). On the security and scalability of bitcoin's blockchain. in Proceedings of the 2016 ACM SIGSAC Conference on Computer and Communications Security. 2016. ACM.
- O'Dwyer, K.J. and D. Malone, (2014) Bitcoin mining and its energy footprint.
- Poon, S.-H. and C. Granger, (2005). Practical issues in forecasting volatility. Financial analysts journal, 61(1): p. 45-56.
- Ram, A., W. Maroun, and R. Garnett, (2016). Accounting for the Bitcoin: accountability, neoliberalism and a correspondence analysis. Meditari Accountancy Research. 24(1): p. 2-35.
- Tapscott, D. and A. Tapscott, (2016).Blockchain revolution: how the technology behind bitcoin is changing money, business, and the world.: Penguin.
- The estimated number of tera hashes per second (trillions of hashes per second) the Bitcoin network is performing.
- The number of daily confirmed Bitcoin transactions. (2019); Available from: <https://www.blockchain.com/charts/n-transactions>.
- The total number of unique addresses used on the Bitcoin blockchain. (2019); Available from: <https://www.blockchain.com/charts/n-unique-addresses>.
- Urquhart, A., The volatility of Bitcoin. (2017).
- Vlastakis, N. and R.N. Markellos, (2012) Information demand and stock market volatility. Journal of Banking & Finance,36(6): p. 1808-1821.
- Wood, G. (2014). Ethereum: A secure decentralised generalised transaction ledger. Ethereum project yellow paper. 151: p. 1-32.

