

اثر تغییرات قیمت سکه، نرخ ارز، نفت و شاخص بورس تهران بر میزان تقاضای بیت کوین در ایران از طریق مدل خود رگرسیون برداری

شبنم السادات کیوانیان^۱

فاطمه جهانگرد^۲

یکتا اشرفی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۲۳

تاریخ ارسال: ۱۳۹۷/۰۴/۱۰

چکیده

با اینکه تنها ۱۰ سال از معرفی پول مجازی بیت کوین و فناوری زنجیره بلوکی به جهان می‌گذرد، این فناوری نوین پولی توانسته تأثیرات جدی بر متغیرهای اقتصادی دیگر داشته باشد؛ تا جایی که نهادهای بین‌المللی پولی و بانکی را به بررسی عمیق، مقررات‌گذاری و واکنش واداشته است. در پژوهش پیش رو، اثر تغییرات قیمت سکه بهار آزادی، نرخ ارز، نفت و شاخص بورس تهران بر میزان تقاضای بیت کوین در کشور ایران با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی فروردین‌ماه ۱۳۹۳ الی شهریورماه ۱۳۹۷ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری VAR بررسی شده است. نتیجه به دست آمده نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت قیمت سکه، سهام و نفت درصد بسیار کمی از تغییرات تقاضای بیت کوین در ایران را توضیح می‌دهند؛ اما در بلندمدت مقدار توضیح‌دهی این متغیرها از تغییرات میزان تقاضای بیت کوین در ایران افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: پول مجازی، بیت کوین، مدل خودرگرسیون برداری VAR.

^۱ دانشجوی دکتری دانشگاه الزهراء، پژوهشگر پژوهشکده امور اقتصادی (sh.keyvanian@earc.ac.ir)

^۲ دانشجوی دکتری دانشگاه علامه طباطبائی، پژوهشگر پژوهشکده امور اقتصادی (f.jahangard@earc.ac.ir)

^۳ رئیس پژوهشکده امور اقتصادی (yektaashrafi@gmail.com)

۱. مقدمه

بیت‌کوین به‌عنوان اولین پول مجازی در سال ۲۰۰۹ با یک مقاله دانشگاهی توسط فردی با نام مستعار ساتوشی ناکاموتو^۱ به دنیا معرفی شد. با اینکه در ابتدا تنها افراد و گروه‌های خاص از آن استفاده می‌کردند، اما پس از مدتی پای خود را به عرصه اقتصاد واقعی باز کرده و در بازه زمانی ده ساله همراه با توسعه رمز ارزهای جایگزین و ایجاد تغییرات چشمگیر در حوزه فناوری دیجیتال، تبدیل به یکی از پرچالش‌ترین فناوری‌های مالی شد. تا جایی که اقتصاد کنونی کشورها راهی جز قرار گرفتن در این مسیر پر شتاب ندارد.

بانک مرکزی اروپا ECB در گزارش فوریه ۲۰۱۲ در مورد ارزهای مجازی، به بررسی پول‌های مجازی معرفی شده تا آن زمان پرداخته و شیوه استخراج و کاربردهای آنها را بیان می‌کند؛ و این سیستم را مشابه سیستم استاندارد طلا می‌داند و در مورد معایب و خطرات استفاده از این نوع پول‌ها هشدار می‌دهد. در این گزارش پس از معرفی بیت‌کوین به این مسئله پرداخته شده که پول‌های مجازی ممکن است بر وظایف بانک مرکزی در زمینه‌های ثبات قیمت، ثبات مالی و ثبات سیستم پرداخت تأثیر بگذارد؛ و در گزارش بانک مرکزی اروپا در سال ۲۰۱۵، مخاطرات ناشی از استفاده پول‌های مجازی برای اقتصاد کشورها چنین برشمرده می‌شود:

۱- اگر پول‌های مجازی به صورت گسترده مورد استفاده قرار گیرند، می‌تواند بر اقتصاد کشورها تأثیر داشته باشد.

۲- اگر ارتباط پول‌های مجازی با اقتصاد واقعی گسترده‌تر شود. در این شرایط، ممکن است برای ثبات مالی نظارت مستقیم و بیشتری مورد نیاز باشد. علاوه بر این، اگر نظارت در سطح بین‌المللی هماهنگ شده باشد تأثیر بیشتری خواهد داشت.

بنابراین، اتحادیه اروپا در نظر دارد به ادامه نظارت بر حجم مبادلات و نرخ ارز مهم‌ترین پول‌های مجازی و همچنین ارتباطات آنها با بخش مالی «سنتی» بپردازد.

پول‌های مجازی ویژگی‌های خاصی چون غیرمتمرکز بودن، عدم نیاز به نهاد مرکزی تولیدکننده و نهاد ناظر جهت انتقال پول و انجام تراکنش‌ها، مشخص نبودن هویت واقعی فرستنده و گیرنده وجه و بدون مرز بودن دارند. در نگاه اول تمامی این ویژگی‌ها برای یک اقتصاددان، سیاست‌گذار و یا قانون‌گذار همچون تهدیدی جدی برای کلیت نظام مالی به نظر می‌رسد. حتی ممکن است پا را فراتر نهاده و این نوع پول را تنها یک راه برای کلاهبرداری، یک ترفند پونزی و یا با دید تئوری توطئه، ابزاری مخوف در دست قدرت‌های جهانی برای ضربه به اقتصادهای رقیب بنامند؛ اما از طرفی فرصت‌هایی که این فناوری برای اقتصاد کشورها ایجاد می‌کنند، آن قدر زیادند که از دید بسیاری از نهادها، از جمله کنگره و سنای آمریکا، بانک مرکزی چین، مجلس ملی فرانسه، پارلمان اتحادیه اروپا و نهادهای تصمیم‌گیری از این قبیل، بهتر است با قانون‌گذاری آنها، از فرصت‌هایش به نفع اقتصاد بهره گرفته و تهدیدهایش را کم اثر کرد. تنها مطالعات چندجانبه است

¹ Satoshi Nakamoto

که می‌تواند تهدیدها و فرصت‌های این فناوری را آشکار سازد و گام‌هایی در جهت بهره‌گیری از فرصت‌ها و کاهش تهدیدهای آن برداشت.

گسترش کاربرد پول‌های مجازی میان کشورهای مختلف، سبب افزایش تقاضا و افزایش ارزش بازار این نوع پول‌ها شده است. از طرفی افزایش هم‌گرایی و تأثیرگذاری بازارهای مالی بر یکدیگر در دهه‌های اخیر، انتقال اطلاعات بین آن‌ها را تشدید کرده است. امروزه هر تکانه یا نوسانی در یک بازار، بازارهای دیگر را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. نوسان در بازدهی، در میان بازارهای مالی و کالایی منتقل یا به اصطلاح سرریز می‌شود. در این پژوهش با بررسی مبانی نظری مرتبط با پول‌های مجازی، اثرات بازده بازارها بر هم و چگونگی انتقال نوسان بین بازارها، نوسان همزمان بین بازار بورس تهران، طلا، ارز و پول مجازی بیت‌کوین بررسی شده‌اند. در ادامه با معرفی مبانی نظری مرتبط با بیت‌کوین و سپس تأثیر بازارهای مالی مختلف بر یکدیگر، پژوهش‌های پیشین و مرتبط با هر دو موضوع در داخل و خارج از کشور بررسی شده و سپس پس از معرفی متغیرها، مدل اقتصادسنجی تصریح و برآورد می‌شود. در نهایت نتایج به دست آمده در این مطالعه ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری پژوهش

بیت‌کوین اولین پول رمزنگاری شده جهان است که در سال ۲۰۰۹ توسط فرد یا افراد ناشناسی با نام مستعار ساتوشی ناکاموتو و توسط مقاله‌ای با عنوان «بیت‌کوین: یک سیستم پول الکترونیکی هم‌تا به هم‌تا» معرفی شد. (ناکاموتو، ۲۰۰۹) در حقیقت بیت‌کوین پول رمزنگاری شده‌ای است که بدون وجود نهاد ناظر و ناشر در بستر زنجیره بلوکی^۱ تولید شده و تمامی تراکنش‌های آن نیز در همین بستر انجام می‌گردند. شبکه انتقال بیت‌کوین هیچ مالک، نهاد کنترل‌کننده و تصمیم‌گیری ندارد و تنها نرم‌افزار منبع باز آن است که توسط تمامی افراد موجود در شبکه کنترل می‌شود. تعاریف و مسائل فنی بیت‌کوین در این مقال نمی‌گنجد و در اینجا تنها آثار اقتصادی بیت‌کوین بر دیگر بازارهای مالی بررسی خواهد شد.

از سال ۲۰۰۹ پس از اختراع بیت‌کوین توسط ساتوشی ناکاموتو، قیمت این ارز مجازی فراز و فرودهای بسیاری را تجربه کرده است. علت بسیاری از این تغییرات، همانند بازار بورس، وابسته به مسائل سیاسی، اجتماعی و طبیعی می‌باشد، اما اغلب می‌توان از قضیه عرضه و تقاضا جهت توجیه این تغییرات اسم برد (کاتسیامپا^۲، ۲۰۱۷). زمانی که به هر دلیلی تقاضای بیت‌کوین افزایش می‌یابد، نرخ برابری آن با دلار و دیگر ارزهای رایج نیز افزایش یافته و برعکس، زمانی که تقاضای این ارز کاهش می‌یابد نرخ تبدیل این ارز نیز کاهش می‌یابد. با افزایش تقاضای پول‌های مجازی، قیمت آن‌ها و همچنین ارزش بازار افزایش می‌یابد (ونگ و ورین^۳، ۲۰۱۷).

¹ Block chain

² Katsiampa, 2017

³ Wang & Vergne, 2017

ساختارهای پیچیده اقتصادهای عصر حاضر باعث می‌شود تا زیان در یک بخش و یا یک کشور به سرعت به بخش‌ها و یا حتی کشورهای دیگر منتقل شود. شواهد تجربی نشان داده‌اند که بازارها جدا از یکدیگر نبوده و نوسان‌ها و حرکت‌های آنان در فضاهای مجزا صورت نمی‌پذیرد. در دهه‌های اخیر گسترش بنگاه‌ها و سازمان‌های جهانی و چند ملیتی، پیشرفت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات، مقررات زدایی سیستم‌های مالی در کشورهای صنعتی و رشد بسیار زیاد در جریان بین‌المللی سرمایه از جمله مواردی هستند که سبب ارتباط هرچه بیشتر بازارهای مالی شده‌اند (برکر و کاخ^۱، ۱۹۹۹). وجود بازارهای نوظهوری چون بازار پول‌های مجازی می‌تواند بر بازارهای دیگر نیز تأثیرگذار باشد. ارتباط بین بازارهای مختلف اعم از کالایی و مالی، یکی از چالش‌های بنیادین برای سرمایه‌گذاران به شمار می‌رود. این ارتباط به دو صورت کلی اثر بازده و انتقال نوسان بین این بازارها بررسی می‌شود (چارفدین و ماوچی^۲، ۲۰۱۸).
 با توجه به عمر نسبتاً کوتاه پول مجازی پژوهش‌های نه‌چندان گسترده‌ای در خصوص آن‌ها انجام شده است. موارد زیر برخی از پژوهش‌های مرتبط هستند:

۲-۲. پیشینه پژوهش

الف) پژوهش‌های خارجی

کوربت و دیگران^۳ (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های روزانه سال‌های ۲۰۱۳ الی ۲۰۱۷ وابستگی بین قیمت‌های پول‌های مجازی و تعدادی از دارایی‌های مالی دیگر نظیر طلا، سهام و اوراق قرضه را تجزیه تحلیل نمودند و به این نتیجه رسیدند که نوسان پول‌های مجازی بیش از دارایی‌های سنتی بوده و این نوسانات در کوتاه‌مدت به میزان اندکی بر بازارهای مالی دیگر تأثیرگذار است. از طرفی بازار مالی پول‌های مجازی بر یکدیگر تأثیر شدیدی دارند.

بریر و همکاران^۴ (۲۰۱۵) به بررسی بازده متنوع سازی سبد سهام با استفاده از بیت‌کوین پرداختند. آنان با استفاده از داده‌های هفتگی در بین سال‌های ۲۰۱۰ الی ۲۰۱۳ به بررسی سرمایه‌گذاری در بیت‌کوین برای سرمایه‌داران آمریکایی با سبد سهام متنوع دارایی‌های سنتی (سهام بین‌المللی، اوراق قرضه، پول نقد) و سرمایه‌گذاری‌های جانشین (کالا، مسکن) پرداختند و با استفاده از تخمین OLS دریافتند که با وجود بازده و نوسانات بسیار بالای بیت‌کوین همبستگی آن با دارایی‌های دیگر بسیار پایین است.

دیهربرگ^۵ (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های سری زمانی روزانه ماه ژوئیه ۲۰۱۰ الی ماه مه ۲۰۱۵ و با استفاده از مدل GARCH به مقایسه بیت‌کوین، طلا و دلار پرداخته و به این نتیجه می‌رسد که بیت‌کوین برای متنوع سازی سبد سرمایه مناسب است، چرا که ریسک ناشی از سرمایه‌گذاری در زمان شوک‌های منفی بازار را تعدیل می‌کند.

¹ Bracker and Koch, 1999

² Charfeddine & Maouchi, 2018

³ Corbet et al, 2018

⁴ Briere et al, 2015

⁵ Dyhrberg, 2016

(ب) پژوهش‌های داخلی

در مورد تأثیر بیت‌کوین بر بازارهای مالی دیگر در کشور ایران تاکنون مطالعه‌ای انجام نشده است. مطالعاتی که در ادامه می‌آیند، پژوهش‌های متأخر در حوزه تأثیر متقابل انواع بازارها بر یکدیگر را پوشش می‌دهند. تهرانی و سیدخسروشاهی (۱۳۹۶) به مطالعه اثر متقابل نوسان سهام طلا ارز در ایران پرداختند. مدل‌سازی انتقال هم‌زمان نوسانات بین بازارهای یاد شده با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری و روش تخمین حداکثر درست‌نمایی صورت گرفته است. توابع واکنش آنی با زمان‌بندی اثر تکانه‌ها نشان دادند اثر شوک متغیرها بر یکدیگر پس از شش ماه حذف می‌شود. پس از اطمینان از عدم ناهمسانی واریانس در سری‌های پسماند با آزمون آرج انگل، نتایج برازش مدل با گارچ شرطی برای پسماندهای مدل خودرگرسیون برداری ساختاری نشان داد، پسماند متغیرها به صورت معناداری به شوک‌های یک دوره قبل وابسته هستند. در مدل SVAR، همبستگی بین دلار و سکه طلا در طول زمان تقریباً برابر با یک است و همبستگی بین شاخص و دلار و همچنین شاخص و سکه طلا تقریباً با هم برابر است. به‌منظور بررسی میزان تأثیر اخبار و شوک‌های هریک از سه متغیر بر یکدیگر، با استفاده از روش تجزیه واریانس با رویکرد ساختاری، اثر سرریز نوسان بین سه متغیر مدل بررسی شدند. سهم عمده مقدار واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر شوک‌ها در شاخص کل در بلندمدت، ناشی از نوسانات خود شاخص کل است و دلار و سکه به ترتیب بیشترین سهم در نوسانات دلار را دارند. در نهایت، بیشترین اثر نوسان سکه طلا با استفاده از دلار توضیح داده شد.

فلاحی و جهانگیری (۱۳۹۴) در مقاله به بررسی وجود سرایت مالی میان بازار سهام، ارز و سکه طلا پرداختند. آنان با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH) ساختار همبستگی برای داده‌های روزانه بازدی نرخ ارز، شاخص بازار سهام و قیمت سکه طلا طی دوره زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۲ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج انجام آزمون فرضیه، وجود سرایت مالی بین بازارهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون رایج t و آزمون نسبت راست‌نمایی برای مدل همبستگی شرطی پویا بیانگر این بود که شواهد پدید سرایت فقط میان بازار ارز و سکه وجود دارد.

نیکومرام و همکاران (۱۳۹۳) سرایت‌پذیری تلاطم در بازار سرمایه ایران در بازارهای نفت، ارز و طلا با استفاده از دو دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ و ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در پژوهش خود از روش‌های VAR و MGARCH استفاده کردند. نتایج مطالعه آن‌ها رابطه اثر سرایت‌پذیری بازار سرمایه از بازارهای موازی ارز، طلا و نفت را تأیید می‌کند. به‌علاوه آن‌ها نشان دادند که رابطه مثبت و دوسویه‌ای میان دو بازار ارز و طلا در دوره مورد بررسی وجود دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

مدل‌های خود رگرسیون برداری^۱ VAR ابزار مناسبی برای بررسی رابطه بین یک مجموعه از متغیرهای مالی به شمار می‌رود. پیش‌بینی‌های مبتنی بر این روش، اغلب از ساختار سنتی مدل‌ها بهتر است. زمانی که اطمینان وجود ندارد که یک متغیر واقعاً برون‌زا است، می‌توان تابع انتقال را به‌گونه‌ای تغییر داد که در آن همه

^۱ Vector AutoRegressive (VAR)

متغیرها درون‌زا در نظر گرفته شوند. این مدل‌ها برای مدل‌سازی رفتار پویای متغیرهای اقتصادی، نتایج کاربردی و نگرش جالبی را ایجاد می‌کند. از این رو در مطالعه حاضر که بررسی تغییرات و اثرپذیر تقاضا برای بیت‌کوین را هدف دارد از مدل VAR استفاده شده است.

فرم ساختاری VAR مشابه معادلات هم‌زمان است که در آن علاوه بر مقادیر زمان‌های گذشته (y_{t-j}) مقادیر جاری متغیرها y_t نیز در هر یک از معادلات وارد می‌شود.

$$\theta y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + u_t \quad (\text{معادله ۱})$$

با توجه به این که در این معادله، مرتبه VAR برابر با p است؛ بنابراین آن را با VAR(p) نشان می‌دهند. هر یک از اجزای این معادله عبارتند از:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{mt} \end{bmatrix}, \theta = \begin{bmatrix} 1 & -\theta_{12} & \dots & -\theta_{1m} \\ -\theta_{21} & 1 & \dots & -\theta_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ -\theta_{m1} & -\theta_{m2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (\text{معادله ۲})$$

و:

$$\Gamma_0 = \begin{bmatrix} y_{10} \\ y_{20} \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{m0} \end{bmatrix}, \Gamma_j = \begin{bmatrix} y_{11,j} & y_{12,j} & \dots & y_{1m,j} \\ y_{21,j} & y_{22,j} & \dots & y_{2m,j} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ y_{m1,j} & y_{m2,j} & \dots & y_{mm,j} \end{bmatrix} j = 1, 2, \dots, m$$

(معادله ۳)

بنابراین معادله Γ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t - \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq I}}^m \theta_{ik} y_{kt} = y_{i0} + \sum_{j=1}^p \gamma_{i1,j} y_{1t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p \gamma_{im,j} y_{mt-j} + u_{it}$$

$I = 1, 2, \dots, m$

(معادله ۴)

u_{it} میانگین صفر و واریانس $\sigma_{u_t}^2$ دارد؛ علاوه بر این، خود همبستگی ندارد و همچنین جزء خطای یک معادله با معادله دیگر، همبستگی ندارد. ماتریس واریانس u_t را با Σ نشان داده و به صورت زیر است:

$$E(u_t u_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{u_1}^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{u_2}^2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_{u_m}^2 \end{bmatrix} \quad (\text{معادله ۵})$$

در فرم استاندارد یا فرم حل شده VAR، مقادیر جاری یک متغیر بر حسب مقادیر گذشته آن متغیر نوشته می‌شود. یک مدل VAR با معادله $y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + v_t$ با فرم مدل تقلیل یافته مدل ساختاری پویا به صورت زیر خواهد بود:

$$\theta y_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i y_{t-i} + u_t \quad (\text{معادله ۶})$$

با ضرب طرفین معادله در $\theta - 1$ ، فرم حل شده VAR به صورت زیر به دست می‌آید:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{معادله ۷})$$

که در آن $A_0 = \theta^{-1} \Gamma_0$ ، $A_j = \theta^{-1} \Gamma_j$ و $\varepsilon_t = \theta^{-1} u_t$ است، معادله i ام نیز عبارت است از:

$$y_{it} = a_{i0} + \sum_{j=1}^p a_{i1,j} y_{1t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p a_{im,j} y_{mt-j} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, m$$

(معادله ۸)

در سیستم معادله‌های بالا، هریک از جملات خطا، ترکیب خطی از جملات خطای VAR ساختاری (u_t) است؛ بنابراین درحالی‌که u_{it} ها با یکدیگر همبستگی ندارند؛ ولی ε_{it} ها همبستگی دارند. ماتریس واریانس - کوواریانس ε_t عبارت است از:

$$var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega = \begin{bmatrix} E(\varepsilon_{1t}^2) & E(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t}) & \dots & E(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{mt}) \\ E(\varepsilon_{2t}\varepsilon_{1t}) & E(\varepsilon_{2t}^2) & \dots & E(\varepsilon_{2t}\varepsilon_{mt}) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ E(\varepsilon_{mt}\varepsilon_{1t}) & E(\varepsilon_{mt}\varepsilon_{2t}) & \dots & E(\varepsilon_{mt}^2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1m} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \dots & \sigma_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{m1} & \sigma_{m2} & \dots & \sigma_m^2 \end{bmatrix}$$

(معادله ۹)

اگر واریانس u_t با \sum نشان داده شود، با توجه به $\varepsilon_t = \theta^{-1}u_t$ ، عبارت زیر به دست می‌آید:

$$\Omega = var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = E[(\theta^{-1}u_t)(\theta^{-1}u_t)'] = (\theta^{-1})E(u_t' u_t)(\theta^{-1})' = (\theta^{-1})\Sigma(\theta^{-1})'$$

(معادله ۱۰)

در پژوهش حاضر از داده‌های ماهانه تعداد بیت‌کوین‌های خریداری شده با آدرس IP ایران (موجود در سایت آماری کوین دنس^۱ مخصوص پول‌های مجازی)، نرخ ارز غیر رسمی (نرخ دلار در بازار آزاد)، قیمت سکه تمام بهار آزادی، شاخص بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX) و قیمت نفت استفاده شده است. همچنین دوره زمانی مورد نظر از فروردین ماه ۱۳۹۳ الی شهریورماه ۱۳۹۷ است. متغیرهایی که در الگوی VAR وارد می‌شوند عبارتند از:

LBTC: لگاریتم تعداد استفاده‌کنندگان از بیت‌کوین در ایران

LEX: لگاریتم قیمت دلار

LOIL: لگاریتم قیمت نفت خام

LCOIN: لگاریتم قیمت سکه

LSTOCK: لگاریتم شاخص بورس اوراق بهادار تهران

۴. یافته‌ها و تجزیه و تحلیل داده‌ها

۴-۱. آزمون مانایی

بعد از جمع‌آوری اطلاعات مربوطه، باید از مانایی و نامانایی آن‌ها مطمئن شویم تا دچار رگرسیون جعلی نشویم. روش برآورد حداقل مربعات معمولی در کارهای تجربی بر این فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده مانا هستند. از طرف دیگر، باور غالب این است که بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی،

¹ <http://coin.dance/>

به علت وجود یک روند تصادفی مانا نیستند. به دیگر سخن میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت نبوده و واریانس بین هر دو مشاهده سری زمانی به فاصله زمانی بین آنها وابسته نیست. به این ترتیب در ادبیات سری‌های زمانی بررسی مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل‌ها لازم گردیده است، که در صورت اثبات وجود ریشه واحد یا نا مانایی متغیرها، لازم است تا روش‌هایی غیر از حداقل مربعات معمولی - مانند روش‌های هم‌انباشتگی و ... جهت برآورد ضرایب مدل و مطالعه رفتار آن مورد استفاده قرار گیرند (گجراتی، ۱۳۷۸). برای این منظور در این تحقیق از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) جهت آزمون مانایی متغیرها استفاده می‌رود. نتایج این آزمون‌ها در جدول شماره (۱) ارائه شده است.

جدول شماره (۱) نتایج مانایی و نامانایی بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۱

نام متغیر	احتمال	آماره t	وضعیت مانایی
LOIL	-۴/۲۲۸۳۷۳	۰/۰۰۰۳	مانا
LSTOCK	-۳/۲۸۲۵۰۱	۰/۰۱۳۱	مانا
LEX	-۱/۸۹۷۵۱۳	۰/۳۸۰۱	نامانا
DLEX	-۱۱/۳۴۰۱۱	۰/۰۲۱۰	مانا
LCOIN	-۲/۴۸۹۸۸۳	۰/۹۹۶۴	نامانا
DLCOIN	-۳/۵۶۳۱۶۳	۰/۰۳۴۲	مانا
LBTC	-۰/۸۴۲۵۷	۰/۹۲۰۴	نامانا
DLBTC	-۵/۲۹۰۱۹۹	۰/۰۱۰۰	مانا

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون نشان داد که تعدادی از متغیرهای در نظر گرفته شده مانا نیستند و با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، لذا این متغیرها با یک مرتبه تفاضل‌گیری وارد مدل می‌شوند.

۴-۲. تعیین وقفه بهینه با استفاده از معیارهای تعیین وقفه

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC)، SC، شوارتز- بیزین (SBC) تعیین کرد.

جدول شماره (۲) آزمون تعیین وقفه بهینه

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
-۳/۹۸۵۲۰۶	-۳,۸۶۲۴۴۸	-۴/۰۵۹۲۷۳	۱/۱۹e-۰۸	NA	۱۰۰/۳۹۲۹	۰
-۱۲/۱۲۱۵۱*	-۱۱/۳۸۴۹۶*	-۱۲/۵۶۵۹۱*	۲/۴۲e-۱۲*	۳۹۲/۳۸۹۱*	۳۲۵/۲۹۸۹	۱
-۱۱/۶۸۱۹۷	-۱۰/۳۳۱۶۳	-۱۲,۴۹۶۶۹	۲/۶۹e-۱۲	۳۵/۸۰۶۱۶	۳۴۸/۶۷۲۳	۲
-۱۰/۸۳۹۱۵	-۸/۸۷۵۰۱۹	-۱۲,۰۲۴۲۱	۴/۷۵e-۱۲	۱۸/۳۳۱۵۹	۳۶۲/۵۶۸۸	۳

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۲)، معیارهای AIC و SC بیانگر وقفه ۱ می‌باشند. لذا وقفه بهینه ۱ در نظر گرفته می‌شود و با در نظر گرفتن وقفه بهینه یک، به برآورد مدل پرداخته می‌شود.

مدل خود رگرسیون برداری تصریح شده در این مقاله به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{معادله ۱۱})$$

y_t و y_{t-1} بردار متغیرهای درونزا (تعداد بیت کوبین خریداری شده، قیمت دلار، قیمت سکه، قیمت نفت خام و شاخص بورس تهران) است.

۳-۴. بررسی و تجزیه و تحلیل واریانس

تجزیه واریانس به‌عنوان ابزاری از الگوی نامقید (VAR) برای بررسی عملکرد پویای کوتاه‌مدت الگو استفاده می‌شود. از آنجایی که در پیش‌بینی هر متغیر، یک میزان خطای پیش‌بینی وجود دارد که می‌تواند ناشی از خطاهای گذشته یا به دلیل وابستگی آن متغیر به سایر متغیرهای الگو باشد، تجزیه واریانس به‌اندازه‌گیری اثر هر متغیر بر روی متغیرهای دیگر در طول زمان خواهد پرداخت به‌عبارت‌دیگر تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک وارده به هر یک از متغیرهای دیگر الگو را تعیین می‌نماید از این رو در سیستمی که شامل خود متغیر نیز باشد، قادر است که شاخصی از برون‌زایی نسبی متغیرهای مورد بررسی را ارائه دهد. جدول زیر تجزیه واریانس مربوط به متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. نتایج تجزیه واریانس در جدول شماره ۳ نشان داده شده است.

جدول شماره (۳) تجزیه و تحلیل واریانس

LOIL	LSTOCK	DLEX	DLC	DLBTC	S.E.	Period
۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۸۴۷۸۷۳	۱
۲/۱۸۶۳۳۴	۰/۰۴۹۰۶۷	۱۸/۱۰۳۰۲	۲/۸۱۱۲۷۳	۱۶/۸۵۰۳۲	۱/۰۰۶۳۹۸	۲
۲/۳۰۰۴۹۱	۰/۰۵۸۳۸۹	۱۸/۳۱۴۹۱	۳/۱۹۹۸۷۷	۷۶/۱۳۳۹۹	۱/۰۱۴۵۹۴	۳
۲/۵۹۵۸۰۹	۰/۰۵۸۳۸۹	۱۸/۲۲۷۳۵	۳/۸۰۸۱۹۰	۷۵/۳۱۰۲۶	۱/۰۲۱۱۹۵	۴
۲/۷۴۳۵۴۶	۰/۰۶۱۶۸۴	۱۸/۱۳۳۴۶	۴/۱۶۸۹۳۳	۷۴/۸۹۲۳۸	۱/۰۲۴۰۴۱	۵
۲/۸۷۲۵۳۹	۰/۰۶۴۵۱۳	۱۸/۰۴۸۵۳	۴/۴۶۸۷۷۳	۷۴/۵۴۵۶۴	۱/۰۲۶۵۲۸	۶
۲/۹۶۳۷۸۲	۰/۰۶۶۴۵۳	۱۷/۹۸۷۱۶	۴/۶۸۶۴۹۳	۷۴/۲۹۷۱۱	۱/۰۲۸۲۷۸	۷
۳/۰۳۱۷۳۸	۰/۰۶۷۹۰۱	۱۷/۹۴۰۰۷	۴/۸۵۲۹۱۷	۷۴/۱۰۷۳۷	۱/۰۲۹۶۳۳	۸
۳/۰۸۲۷۱۶	۰/۰۶۸۹۴۳	۱۷/۹۰۴۹۶	۴/۹۷۷۵۵۱	۷۳/۹۶۵۸۳	۱/۰۳۰۶۴۳	۹
۳/۱۲۰۹۳۷	۰/۰۶۹۶۹۸	۱۷/۸۷۸۵۰	۵/۰۷۱۶۰۰	۷۳/۸۵۹۲۷	۱/۰۳۱۴۰۶	۱۰

منبع: یافته‌های تحقیق

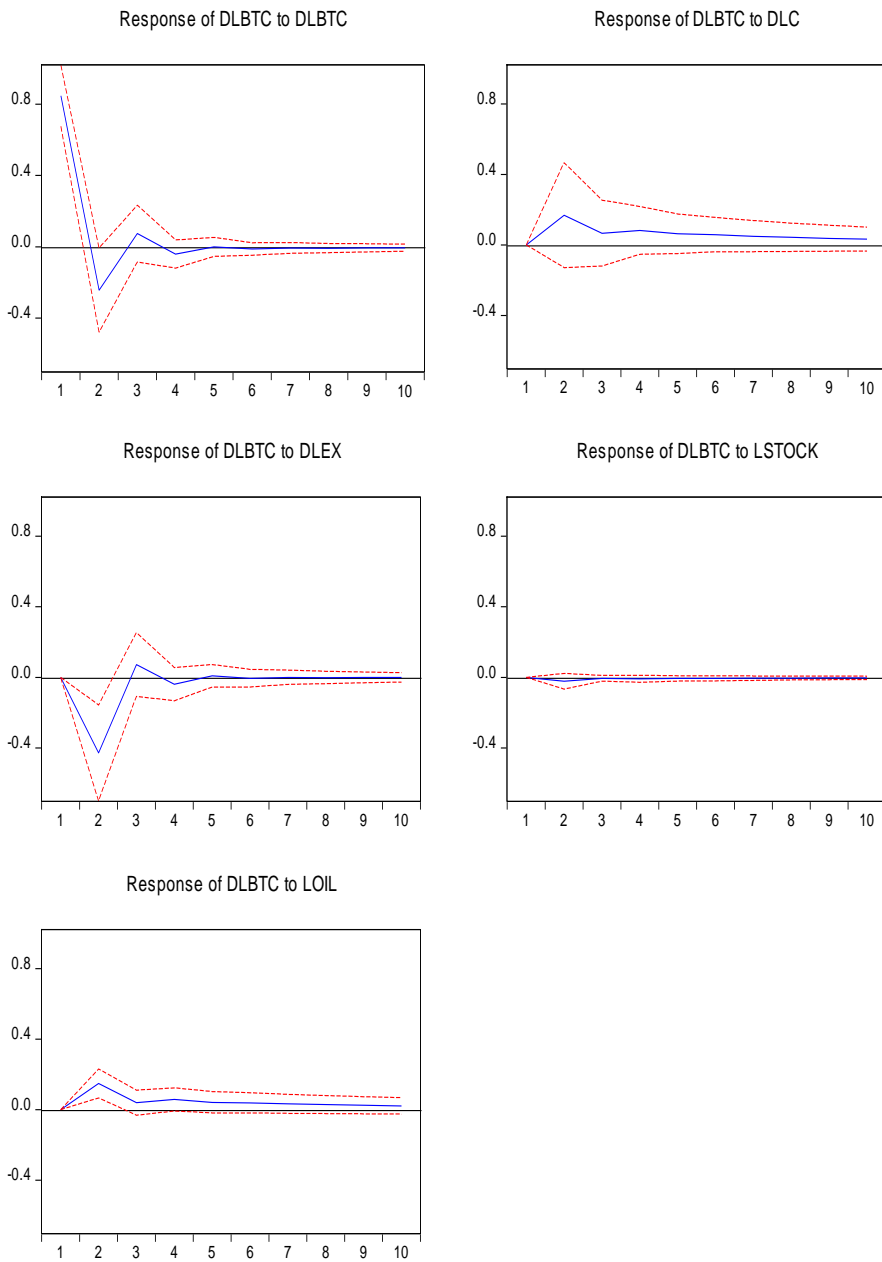
ستون اول این جدول که با S.E مشخص شده است، خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوط را در هر دوره نشان می‌دهد. چون این خطا در هر سال بر اساس سال قبل محاسبه می‌شود، به مرور زمان در حال افزایش است.

همان‌طور که نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت شاخص‌های قیمت سکه، سهام و نفت درصد خیلی کمی از تغییرات تقاضای بیت‌کوین در ایران را توضیح می‌دهند؛ اما در بلندمدت مشاهده می‌شود مقدار توضیح‌دهی این متغیرها از تغییرات میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران افزایش می‌یابد. در حقیقت در دوره اول به میزان صد درصد از تغییرات تقاضای بیت‌کوین در ایران از طریق خود متغیر توضیح داده می‌شود و طبیعتاً سایر متغیرها سهمی در توضیح تغییرات این متغیر ندارند اما در دوره‌های بعد از میزان این توضیح دهنده‌گی کاسته می‌شود تا جایی که در دوره دهم (بلندمدت)، به اندازه ۵ درصد از تغییرات این متغیر توسط متغیر قیمت سکه بهار آزادی، ۱۷ درصد از تغییرات توسط متغیر نرخ ارز و ۳ درصد از این تغییرات توسط قیمت نفت توضیح داده می‌شود.

۴-۴. توابع عکس‌العمل آنی

برای مطالعه تأثیر شوک‌های وارد شده به برخی از متغیرها بر روی سایر متغیرهای مدل، لازم است که بعد از استخراج توابع عکس‌العمل اقدام به وارد کردن شوک به متغیرها شود تا عکس‌العمل سایر متغیرها و مدت زمانی که شوک روی سیستم تأثیر می‌گذارد را بتوان مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار داد. در واقع با استفاده از این توابع می‌توان در مدل، اثرات تغییر یک انحراف معیار در یک متغیر را بر روی سایر متغیرها، مورد بررسی قرار داد.

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.



شکل شماره (۱) نتایج مربوط به توابع عکس‌العمل آنی

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل شماره ۱، تأثیر یک شوک مثبت بیت‌کوین را بر متغیرهای دیگر نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که یک شوک مثبت در میزان تقاضای بیت‌کوین بر روی خودش دارای اثر مثبت است. در مورد اثر این شوک مثبت نرخ ارز می‌توان گفت که یک شوک مثبت در نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر میزان تقاضای بیت‌کوین در دوره دوم دارد. به همین صورت یک شوک مثبت در قیمت نفت، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران در دوره دوم دارد. درحالی‌که متغیرهای قیمت سکه بهار آزادی و شاخص سهام بورس تهران، تأثیر معنی‌داری بر میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران ندارند.

۵. نتیجه‌گیری

گسترش کاربرد پول‌های مجازی میان کشورهای مختلف، سبب افزایش تقاضا و افزایش ارزش بازار این نوع پول‌ها شده است. از طرفی افزایش هم‌گرایی و تأثیرگذاری بازارهای مالی بر یکدیگر در دهه‌های اخیر، انتقال اطلاعات بین آن‌ها را تشدید کرده است. امروزه هر تکانه یا نوسانی در یک بازار، بازارهای دیگر را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. نوسان در بازدهی، در میان بازارهای مالی و کالایی منتقل یا به اصطلاح سرریز می‌شود؛ بنابراین طی چند سال گذشته بسیاری از اقتصاددانان اثر انقلاب دیجیتال را بر روی سیستم بانکی و پولی و اقتصاد کلان بررسی کرده‌اند. اگرچه بسیاری از مقالات حول موضوع بانکداری الکترونیکی و پول الکترونیکی مطالب مفید و مهمی در ارتباط با این تکنولوژی را بیان کرده‌اند، ولی همچنان تصور مبهمی از بیت‌کوین وجود دارد. در ابتدا ارزش بیت‌کوین نسبت به ارزش‌های دیگر ناچیز بود، ولی در حال حاضر استفاده و ارزش آن به صورت چشمگیری افزایش پیدا کرده است و این فناوری نوین پولی توانسته تأثیرات جدی بر متغیرهای اقتصادی دیگر داشته باشد؛ تا جایی که نهادهای بین‌المللی پولی و بانکی را به بررسی عمیق، مقررات‌گذاری و واکنش واداشته است.

در این پژوهش، اثر تغییرات قیمت سکه بهار آزادی، نرخ ارز، نفت و شاخص بورس تهران بر میزان تقاضای بیت‌کوین در کشور ایران با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی فروردین‌ماه ۱۳۹۳ الی شهریورماه ۱۳۹۷ و با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری VAR بررسی شده است. نتیجه به دست آمده نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت قیمت سکه، سهام و نفت درصد بسیار کمی از تغییرات تقاضای بیت‌کوین در ایران را توضیح می‌دهند؛ اما در بلندمدت مقدار توضیح‌دهی این متغیرها از تغییرات میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران افزایش می‌یابد. با توجه به نبود صرافی معتبر بیت‌کوین و کمبود دانش عمومی در این مقوله، نتایج به دست آمده منطقی به نظر می‌رسد. همچنین نتایج مربوط به توابع عکس‌العمل آنی نشان داد که یک شوک مثبت در میزان تقاضای بیت‌کوین بر روی خودش دارای اثر مثبت است. در مورد اثر این شوک مثبت نرخ ارز می‌توان گفت که یک شوک مثبت در نرخ ارز اثر منفی و معنی‌داری بر میزان تقاضای بیت‌کوین در دوره دوم دارد. به همین صورت یک شوک مثبت در قیمت نفت، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران در دوره دوم دارد. درحالی‌که متغیرهای قیمت سکه بهار آزادی و شاخص سهام بورس تهران، تأثیر معنی‌داری بر میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران ندارند. نتایج تجزیه واریانس نیز نشان داد که در کوتاه‌مدت شاخص‌های قیمت سکه، سهام و نفت درصد خیلی کمی از تغییرات تقاضای بیت‌کوین در ایران را توضیح می‌دهند؛ اما در

بلندمدت مشاهده می‌شود مقدار توضیح‌دهی این متغیرها از تغییرات میزان تقاضای بیت‌کوین در ایران افزایش می‌یابد.

منابع و مأخذ

منابع فارسی

- تهرانی، رضا و سیدخسروشاهی، سیدعلی (۱۳۹۶)، انتقال نوسان و اثر متقابل بازارهای سهام، ارز و طلا، چشم‌انداز مدیریت مالی. ۱۸: ۹:۳۱.
- فلاحی، فیروز و خلیل، جهانگیری (۱۳۹۶)، آزمون وجود سرایت مالی میان بازار سهام، ارز و سکه طلا در ایران، دو فصلنامه اقتصاد پولی (دانش و توسعه سابق). ۲۲(۱۰): ۸۳-۶۰.
- گجراتی، دامور (۱۳۷۸)، مبانی اقتصادسنجی، ترجمه حمید ابریشمی، تهران: مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه، چاپ دوم، جلد دوم.
- نیکومرام، هاشم؛ پورزمانی، زهرا و عبدالمجید دهقان (۱۳۹۳)، سرایت‌پذیری تلاطم در بازار سرمایه ایران، فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، ۳(۱۱): ۱۹۹-۱۷۹.

منابع لاتین

- Abdalla, Suliman Zakaria Suliman.(2013). Modelling the impact of oil price fluctuations on the stock returns in an emerging market: The case of Saudi Arabia. *interdisciplinary Journal of Research in Business* 2, no. 10 (2013): 10-20.
- Bracker, B., and Koch, P. D. (1999). Economic determinants of the correlation structure across international equity markets. *Journal of Economics and usiness*, vol. 51, p: 443-456.
- Briere, M., Oosterlinck, K., & Szafarz, A. (2015). Virtual currency, tangible return: Portfolio diversification with bitcoin. *Journal of Asset Management*, 16(6), 365-373.
- Charfeddine, L., & Maouchi, Y. (2018). Are shocks on the returns and volatility of cryptocurrencies really persistent?. *Finance Research Letters*.
- Corbet, S., Meegan, A., Larkin, C., Lucey, B., & Yarovaya, L. (2018b). Exploring the dynamic relationships between cryptocurrencies and ther financial assets. *Economics Letters*, 165, to appear.
- Dyhrberg, A. (2016a). Bitcoin, gold and the dollar - a garch volatility analysis. *Finance Research Letters* 16, 85-92.
- ECB. (2012). Virtual Currency schemes. Frankfurt, Germany
- ECB. (2015a). Virtual Currency schemes- a further analysis. Frankfurt: European Central Bank.
- Jiranyakul, Komain. (2015). Does oil price uncertainty transmit to the Thai stock market?.

- Katsiampa, P. (2017). Volatility estimation for Bitcoin: A comparison of GARCH models. *Economics Letters*, 158, 3-6.
- Nakamoto, S. (2009). Bitcoin: A peer-to-peer Electronic Cash System. P2P foundation, 9.
- Wang, S., & Vergne, J. P. (2017). Buzz factor or innovation potential: What explains cryptocurrencies' returns?. *PloS one*, 12(1), e0169556.

