

ارزش در معرض خطر درون‌روزی بر پایه مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن

احمد پویان فر^۱، علی دمرلو ابهری^۲

چکیده: مسئله اصلی در مورد اندازه‌گیری ریسک بر مبنای معیار ارزش در معرض خطر با داده‌های پرفراوانی، وجود فواصل زمانی نامنظم میان داده‌ها است. مدلسازی این فواصل زمانی از روش‌های مختلفی صورت گرفته است. در این پژوهش به تخمین ارزش در معرض خطر درون‌روزی با توجه به اطلاعات معاملاتی برای ۱۰ سهم نقدشونده از صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد مدل دیرش شرطی پرداخته شده است. فواصل زمانی معاملات برای داده‌های پرفراوانی با استفاده از مدل‌های دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن (AACD) و دیرش شرطی خودرگرسیو (ACD) مدلسازی شده و ارزش در معرض خطر درون‌روزی با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو محاسبه شده است. نتایج به‌دست آمده از پژوهش نشان می‌دهد که ارزش در معرض خطر درون‌روزی محاسبه شده بر پایه مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن در مقایسه با نتایج مدل دیرش شرطی خودرگرسیو (ACD) از دقت بالاتری برخوردار است. همچنین نتایج حاصل از تخمین‌ها وجود یک الگوی روزانه در تغییرات ارزش در معرض خطر درون‌روزی را نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: ارزش در معرض خطر درون‌روزی، داده‌های پرفراوانی، مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن.

JEL: G23, G32

۱. استادیار گروه مالی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران

۲. کارشناسی ارشد مالی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۶/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۴/۱۱

E-mail: a.damerloo@khatam.ac.ir

نویسنده مسئول: علی دمرلو ابهری

نحوه استناد به این مقاله: پویان فر، ا.، و دمرلو، ع. (۱۳۹۶). تخمین ارزش در معرض خطر درون‌روزی بر پایه مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن. فصلنامه مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۲(۳)، ۲۷۸-۲۹۶.

مقدمه

یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، سهام است که از کانال‌های مهم سرمایه‌گذاری در دنیا به شمار می‌رود که با پیشرفت سریع و رشد روز افزون معاملات پرفراوانی در این بخش از بازارهای مالی نیاز موسسات و معامله‌گران به داده‌های به‌روز و نتایج دقیق از میزان ریسک سرمایه‌گذاری برای تصمیم‌گیری هرچه بهتر، نمایان شده است.

یکی از معیارهای اندازه‌گیری ریسک پرکاربرد، ارزش در معرض خطر است که با وجود سادگی و قابل فهم بودن در بسیاری از موسسات مورد استفاده قرار گرفته و به عنوان یک ابزار توسط نهادهای ناظر برای اندازه‌گیری ریسک توصیه می‌شود.

در حوزه مالی، داده‌های معاملاتی از قبیل قیمت‌ها، دستوره‌های خرید و فروش و همچنین حجم معاملات که به صورت لحظه‌ای اندازه‌گیری و یا گزارش می‌شوند را داده‌های پرفراوانی می‌نامیم. در سال‌های گذشته پژوهشگران از داده‌های کم‌فراوانی مانند داده‌های روزانه، ماهانه و سالانه در تحلیل‌های خود برای محاسبه ارزش در معرض خطر استفاده کرده‌اند. اما با توجه به این که داده‌های کم‌فراوانی اطلاعات مفیدی در مورد بازه‌های زمانی را از دست می‌دهند نیاز است تحلیل‌های مالی با داده‌های پرفراوانی که حاوی اطلاعات بیشتری از جمله زمان وقوع مشاهدات هستند جایگزین شوند. در واقع همانگونه که انگل و راسل (۱۹۹۸) بیان کرده‌اند پژوهش‌ها با روش‌های کلاسیک ارزش‌گذاری، تنها بر این مبنا هستند که قیمت در نهایت به ارزش تعادلی خود می‌رسد ولی در آنها مسیر و سرعت رسیدن به این تعادل مشخص نیست.

یکی از جنبه‌های تفاوت مدلسازی داده‌های پرفراوانی با مدلسازی داده‌های معمولی این است که به استفاده از تکنیک‌هایی نیاز دارند که جنبه غیریکسان بودن فراوانی وقوع داده‌ها که از ویژگی‌های این داده‌ها است لحاظ شود. البته می‌توان داده‌های گفته شده را در فواصل زمانی معین نمونه‌گیری و جمع‌کردن و پس از آن اقدام به مدلسازی نمود، ولی باید توجه کرد که به دلیل از بین رفتن فواصل زمانی مشاهدات در جمع‌کردن دیگر نمی‌توان فواصل زمانی را مدلسازی کرد. این رویکرد برای اولین بار توسط اندرسون و بولرسلو (۱۹۹۸) مطرح شد و برای حل مشکل موجود انگل و راسل (۱۹۹۸) روش‌های دیگری مانند مدل‌های دیرش شرطی نمودند.

همانگونه که مشخص است معاملات سهام در فواصل زمانی غیریکسان رخ می‌دهند، بنابراین از آن‌جا که زمان وقوع معامله تصادفی است، مدلسازی نوسان در داده‌های پرفراوانی مستلزم مدلسازی زمان ورود معاملات است که انگل و راسل (۱۹۹۸) مدل دیرش شرطی خودرگرسیو (ACD) و باونس و جیوت (۲۰۰۳) مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن (AACD) را معرفی نمودند.

هدف اصلی این پژوهش تخمین ارزش در معرض خطر درون‌روزی بر پایه مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران و مقایسه نتایج با مدل دیرش شرطی خودرگرسیو و همچنین بررسی روند تغییرات ارزش در معرض خطر در طول یک روز معاملاتی است. مهمترین مزیت و نوآوری مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن در مقایسه با مدل‌هایی نظیر ACD ، $\log ACD$ و ... در نظر گرفتن عدم تقارن اثرگذاری است. در این مدل با توجه به این که برخلاف مدلی مانند ACD جهت حرکت معاملات نسبت به معامله قبلی یعنی رشد قیمت یا کاهش قیمت مطرح است، به خوبی اثرات دوره‌های زمانی بر شکل‌گیری قیمت‌ها در هر دو حالت افزایش و کاهش قیمت در نظر گرفته می‌شود و رویکرد مورد استفاده مدل جیوت (۲۰۰۵) و تی، تینگ، تسی و واراچکا (۲۰۱۱) بوده است.

ساختار مقاله به این صورت است که پس از مقدمه، در بخش پیشینه پژوهش به پژوهش‌های انجام شده در حوزه ارزش در معرض خطر درون‌روزی بر پایه مدل‌های موجود برای مدلسازی نوسان در داده‌های پرفراوانی پرداخته می‌شود. با توجه به استفاده از مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن^۱ برای مدلسازی نوسان در راستای محاسبه ارزش در معرض خطر درون‌روزی، در بخش روش‌شناسی اشاره مختصری به این مدل خواهیم داشت. در بخش چهارم روش پژوهش بیان می‌شود. بخش پنجم یافته‌های پژوهش و بخش ششم نتیجه‌گیری پژوهش خواهد بود.

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های انجام شده در حوزه داده‌های پرفراوانی را می‌توان در سه دسته بررسی نمود. دسته اول، دسته ریزساختاری است که با استفاده از نظریه‌های موجود و عدم تقارن اطلاعاتی به بررسی چگونگی شکل‌گیری قیمت‌ها به صورت لحظه‌ای و عوامل تأثیرگذار بر آن می‌پردازد. دسته دوم، با رویکرد آماری به دنبال یافتن خواص آماری سری‌ها و مدلسازی آن‌ها با استفاده از مدل‌های آماری و اقتصادسنجی است و دسته سوم، با رویکرد ترکیبی به دنبال مدلسازی داده‌های پرفراوانی با استفاده از مدل‌های ریزساختاری در حوزه اقتصادسنجی است. در ادامه به پژوهش‌های شاخص انجام شده در هر سه دسته اشاره می‌شود.

رشد سریع در معاملات پرفراوانی نیاز هرچه بیشتر موسسات مالی، مدیران و تصمیم‌گیرندگان در عرصه‌های اقتصادی و مالی به ارتباط مستمر با بازارها و دسترسی هرچه بهتر به اطلاعات راستای بررسی ریسک با استفاده از معیارهای موجود و تصمیم‌گیری‌های درست را نشان می‌دهد

1. Asymmetric Autoregressive Conditional Duration

تا با بهره‌گیری از مزایای رقابتی ایجاد شده، سود بیشتری به دست آید. یکی از معیارهای مناسب و مورد استفاده ارزش در معرض خطر درون‌روزی است که با استفاده از داده‌های پرفراوانی محاسبه می‌شود. برای محاسبه ارزش در معرض خطر درون‌روزی با استفاده از داده‌های پرفراوانی ابتدا فواصل زمانی معاملات باید مورد بررسی و مدلسازی قرار گیرد که از جمله مدل‌های کاربردی و معروف آن، مدل‌های خانواده گارچ و مدل‌های دیرش شرطی هستند.

ایده بررسی تأثیر دیرش یا فاصله زمانی معاملات بر فرآیند قیمت‌ها، در ابتدا توسط گلستون و میلگروم (۱۹۸۵) در یک مدل نظری بیان شده است. در ادامه دایموند و ورچیا (۱۹۸۷) در نتایج پژوهش‌های خود نشان دادند که با وجود خبر بد در بازار، دیرش کم وجود خواهد داشت. ایسلی و اوهارا (۱۹۹۲) با تعمیم مدل گلستون و میلگروم (۱۹۸۵) دیرش را با توجه به افراد مطلع و نامطلع مدلسازی کرده و ورود اطلاعات جدید را نشانه دیرش کم دانستند. کیوپیک (۱۹۹۵) نیز نشان داد هرچه زمان بین معاملات کمتر شود، تعدیل قیمت‌ها افزایش می‌یابد. در ادامه چارلز، گودهارت و اوهارا (۱۹۹۷) با بررسی داده‌های پرفراوانی در بازه زمانی یک روزه نشان دادند که در داده‌های موجود الگوی U شکل وجود دارد و همچنین در مقایسه با توزیع نرمال دارای توزیع کشیده‌تری هستند.

دو دسته نظریه اقتصادی در مورد دلیل وجود الگوی روزانه در داده‌های پرفراوانی ارائه شده است (چارلز، گودهارت و اوهارا، ۱۹۹۷). در دسته اول عنوان می‌شود که وجود فواصل کم در زمان‌های آغازین و پایانی بازار و یا اوقات مشخصی از زمان فعالیت بازار با زمان صرف ناهار و شروع به کار یا پایان ساعت‌های معاملاتی بورس‌ها و به خصوص ارز در مناطق مختلف دنیا مطابقت دارد.

در رویکرد دوم که مدل‌های عدم تقارن اطلاعاتی را در نظریه‌های ریزساختاری شامل می‌شود عنوان می‌شود که فراوانی معامله‌گران مطلع و نامطلع در ساعت‌های معینی از زمان فعالیت بازار منجر به پیدایش الگوی گفته شده می‌شود.

اندرسون و بولرسلو (۱۹۹۸) در پژوهش‌های خود نشان دادند که وجود این الگوهای دوره‌ای تأثیر زیادی بر خواص سری‌ها دارد و مدل‌های رایج بدون در نظر گرفتن این خواص منجر به عدم ماندگاری تخمین‌ها می‌شوند. همانطور که گفته شد با توجه به ریزساختارهای بازار، فاصله زمانی بین معاملات و نحوه مدلسازی آن‌ها برای تعیین ارزش در معرض خطر تأثیرگذار است، در همین راستا انگل (۲۰۰۰) در مدلی تحت عنوان گارچ پرفراوانی با منظور نمودن فاصله زمانی معاملات در معادله واریانس معرفی نمود. انگل و راسل (۱۹۹۸) برای مدلسازی فواصل زمانی نامنظم داده‌های پرفراوانی مدل دیرش شرطی خودرگسیو (ACD) را معرفی کردند. این مدل

بسیار کاراتر از سایر مدل‌ها بود و با استقبال زیادی از جانب پژوهشگران روبه‌رو شد. آن‌ها فاصله زمانی بین معامله را به صورت فاصله انجام معامله در یک سهم در نظر گرفتند و آن را نشان‌دهنده اطلاعات مهمی در مورد سهم دانستند.

همچنین در ادامه پژوهش‌های صورت گرفته در این زمینه چو (۲۰۰۵) مدل محدوده شرطی خودرگرسیو^۱ (CARR) را معرفی کرد و نشان داد که این مدل می‌تواند پیش‌بینی دقیق‌تری از نوسان داشته باشد که این مدل به‌طور کلی همان مدل دیرش شرطی خودرگرسیو (ACD) است. مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن^۲ (AACD) توسط باونس و جیوت (۲۰۰۳) معرفی شد. این مدل برای تخمین فواصل زمانی قیمت و تغییرات قیمت در شرایط روند افزایشی و کاهش قیمت استفاده می‌شود و یکی از ویژگی‌های آن بررسی همزمان تغییرات قیمت و تغییرات زمانی قیمت است. در ادامه فرناندز و گرامینگ (۲۰۰۴) نیز در نتایج پژوهش‌های خود از مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن به عنوان دقیق‌ترین مدل موجود یاد کردند.

جیوت (۲۰۰۵) برای بازه‌های زمانی ۱۵ و ۳۰ دقیقه اقدام به محاسبه ارزش در معرض خطر درون‌روزی کرد. او در ابتدا با استفاده از مدل‌های گارچ و با داده‌های با فاصله زمانی منظم بررسی‌های خود را انجام داد. جیوت در روش خود بازده داده‌ها را در دو فاصله زمانی متوالی محاسبه کرد و برای بررسی تناوب زمانی معاملات از بازده فصلی‌زدایی شده که معیار واریانس میان‌روزی در آن وجود دارد استفاده کرد و در آخر با استفاده از یک مدل بر اساس خانواده گارچ ارزش در معرض خطر درون‌روزی را محاسبه و در نتایج خود عنوان کرد که در مدل‌های خانواده گارچ مدل تی گارچ عملکرد بهتری دارد. جیوت همچنین اقدام به بررسی ارزش در معرض خطر درون‌روزی بر پایه مدل لگاریتم دیرش شرطی خودرگرسیو کرد که نتایج مناسبی به دست نیامد.

دیون، دوشن و پاکورا (۲۰۰۹) مدلی براساس Log-ACD-ARMA-EGARCH معرفی کردند و با استفاده از تکنیک مونت کارلو اقدام به محاسبه ارزش در معرض خطر درون‌روزی نمودند. برخلاف جیوت (۲۰۰۵) آن‌ها از داده‌ها با فواصل زمانی نامنظم استفاده کردند و حجم هر معامله و بازده قیمتی در دو فاصله معاملاتی متوالی را به عنوان ورودی در مدل خود در نظر گرفته و از مدل لگاریتم دیرش شرطی خودرگرسیو برای مدل کردن فواصل زمانی با توزیع وایبل استفاده کردند.

1. Conditional Autoregressive Range
2. Asymmetric Autoregressive Conditional Duration

برای بررسی تناوب زمانی معاملات نیز از مدل جیوت (۲۰۰۵) استفاده شد و پارامترهای موجود در معادلات خود را با استفاده از برآورد حداکثر درست‌نمایی تخمین زدند و در آخر با به‌کارگیری تکنیک مونت کارلو اقدام به تخمین ارزش در معرض درون‌روزی کردند. همچنین کورونو و ورداس (۲۰۱۲) با استفاده از رگرسیون چندکی برای فواصل زمانی منظم این محاسبات را تکرار کردند. در این پژوهش برای تخمین ارزش در معرض خطر درون‌روزی از مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن برای مدلسازی فواصل زمانی ۱۰ سهم از بازار بورس تهران با رویکرد تی، تینگ و تسی (۲۰۱۱) استفاده شده است. لیو و تسی (۲۰۱۵) با رویکرد دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن ارزش در معرض خطر در بورس نیویورک را محاسبه نمودند. نتایج نشان داد مدل یاد شده نسبت به مدل دیون، دوشن و پاکبورا (۲۰۰۹) و جیوت (۲۰۰۵) از دقت بالاتری برخوردار است و روند تغییرات ارزش در معرض خطر درون‌روزی به شکل U است و مستقل از صنعت مورد بررسی است.

روش‌شناسی پژوهش

مدل ACD و AACD فرایندهای نقطه‌ای نوع خاصی از فرایندهای تصادفی هستند که در آن مجموعه‌ای از نقاط در محور زمان همراه با یک سری ویژگی تولید می‌شوند. چنانچه ویژگی‌های مختلف همراه با یک واقعه (همانند قیمت و حجم معامله) همراه شوند به آن‌ها نقاط نشانه‌گذاری شده گفته می‌شود (انگل و راسل، ۱۹۹۸).

یکی از راه‌های معمول فرایندهای نقطه‌ای مالی، مدلسازی فرایند فاصله زمانی معاملات بین نقاط متوالی است. در صورتی که $\{t_0, t_1, \dots, t_n, \dots\}$ سری زمان‌های ورود با شرط $0 = t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_n \leq \dots$ باشد. $N(t)$ بیانگر تعداد وقایعی است که تا زمان $t \in [0, T]$ رخ می‌دهد و $\{z_0, z_1, \dots, z_n, \dots\}$ سری مارک‌های همراه به زمان‌های ورود $\{t_0, t_1, \dots, t_n, \dots\}$ است. بدین ترتیب در رابطه ۱، X_i بیانگر i امین فاصله زمانی معاملات بین دو واقعه‌ای که در زمان‌های t_i و t_{i-1} رخ داده‌اند است. سری $\{X_1, X_2, \dots, X_{N(T)}\}$ نامنفی است و بنابراین انتخاب مدل اقتصادسنجی مناسب برای فاصله زمانی، معاملات را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

$$X_i = t_i - t_{i-1} \quad \text{رابطه ۱}$$

طبق رویکرد انگل سری مشترک فاصله زمانی معاملات و مارک‌ها به صورت رابطه ۲، قابل بیان هستند.

$$\{(X_i, Z_i), i = 1, \dots, T\} \quad \text{رابطه ۲}$$

اطلاعات موجود در زمان t_{i-1} با F_{i-1} نمایش داده می‌شود که شامل تمامی فواصل زمانی معاملاتی قبلی و X_{i-1} است. I امین مشاهده به شرط F_{i-1} ، دارای توزیع مشترک طبق رابطه ۳، است.

$$(X_i, Z_i) | F_{i-1} \sim f(X_i, Z_i | \bar{X}_{i-1}, \bar{Z}_{i-1}; \theta_f) \quad \text{رابطه ۳}$$

که \bar{X}_{i-1} و \bar{Z}_{i-1} بیانگر مقادیر قبلی متغیرهای X و Z تا معامله (i-1) ام است و $\theta_f \in \Theta$ مجموعه پارامترها هستند.

در رابطه ۴، توزیع مشترک رابطه ۳، به صورت حاصل ضرب توزیع حاشیه‌ای فاصله زمانی معاملات و توزیع شرطی مارک‌ها با فرض معین بودن فاصله زمانی معاملات بیان شده است، که به‌طور کامل مشروط به ارزش‌های تاریخی مارک‌ها و فواصل زمانی معاملات هستند.

$$f(X_i, Z_i | \bar{X}_{i-1}, \bar{Z}_{i-1}; \theta_f) = g(X_i | \bar{X}_{i-1}, \bar{Z}_{i-1}; \theta_x) q(Z_i | X_i, \bar{X}_{i-1}, \bar{Z}_{i-1}; \theta_z) \quad \text{رابطه ۴}$$

که $g(X_i | \bar{X}_{i-1}, \bar{Z}_{i-1}; \theta_x)$ توزیع حاشیه‌ای فاصله زمانی معاملات X_i با پارامتر θ_x ، مشروط به فاصله زمانی معاملات و مارک‌های قبلی است و $q(Z_i | X_i, \bar{X}_{i-1}, \bar{Z}_{i-1}; \theta_z)$ توزیع شرطی مارک Z_i با پارامتر θ_z مشروط به مارک‌ها و فاصله زمانی معاملاتی قبلی همراه به فاصله زمانی معاملات X_i است.

تابع همسایگی لگاریتمی رابطه ۴، به صورت رابطه ۵، مشخص می‌شود.

$$L(\theta_x, \theta_z) = \sum_{i=1}^n [\log g(X_i | \bar{X}_{i-1}, \bar{Z}_{i-1}; \theta_x) + \log q(Z_i | X_i, \bar{X}_{i-1}, \bar{Z}_{i-1}; \theta_z)] \quad \text{رابطه ۵}$$

مدل استاندارد ACD دارای پارامترهای خطی است که در آن Ψ_i وابسته به m فاصله زمانی معاملات قبلی و q فاصله زمانی انتظاری قبلی است، که در رابطه ۶، نشان داده شده است.

$$\Psi_i = \omega + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{i-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Psi_{i-j} \quad \text{رابطه ۶}$$

به رابطه ۶، یک مدل ACD(m,q) گفته می‌شود. به منظور اطمینان از مثبت بودن فاصله زمانی معاملاتی شرطی، شرایط کافی و نه لازم عبارت است از:

$$\beta \geq 0 \text{ و } \alpha \geq 0, \omega > 0$$

فرض اصلی در مدل ACD این است که فاصله زمانی معاملاتی استاندارد شده مطابق رابطه ۷، به‌دست می‌آید و $E(\varepsilon_i) = 1$ است.

$$\varepsilon_i = X_i / \Psi_i \quad \text{رابطه ۷}$$

طبق نظر انگل و راسل (۱۹۹۸) ε از یک توزیع ویبول استاندارد شده و یا نمایی پیروی می‌کند. اگر توزیع ε نمایی باشد به آن EACD(m,q) و اگر ویبول باشد به آن WACD(m,q)

گفته می‌شود. روش دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن (AACD) مانند روش بالا عمل می‌کند با این تفاوت که جهت حرکت قیمت به صورت رشد یا نزول را نیز در نظر می‌گیرد. مدل پایه برای محاسبه فاصله زمانی مورد انتظار شرطی باتوجه به جهت حرکت قیمت به صورت رابطه ۸، تعریف می‌شود (تی، تینگ و تسی ۲۰۱۱).

$$\begin{aligned} & \text{رابطه ۸)} \quad \text{Log } \psi_{1,i} \\ & = \begin{cases} v_{1,1} + \alpha_{1,1} \text{Log } x_{i-1} + \beta_1 \text{Log } \psi_{1,i-1} & \text{if } y_{i-1} = 1 \\ v_{1,-1} + \alpha_{1,-1} \text{Log } x_{i-1} + \beta_1 \text{Log } \psi_{1,i-1} & \text{if } y_{i-1} = -1 \end{cases} \\ & \text{Log } \psi_{-1,i} \\ & = \begin{cases} v_{-1,1} + \alpha_{-1,1} \text{Log } x_{i-1} + \beta_{-1} \text{Log } \psi_{-1,i-1} & \text{if } y_{i-1} = 1 \\ v_{-1,-1} + \alpha_{-1,-1} \text{Log } x_{i-1} + \beta_{-1} \text{Log } \psi_{-1,i-1} & \text{if } y_{i-1} = -1 \end{cases} \end{aligned}$$

در رویکرد AACD مشاهده می‌شود که معادله به ۴ قسمت تقسیم شده و فواصل زمانی برای معاملاتی که نسبت به معامله قبلی خود افزایشی و یا کاهشی بودند را به صورت جداگانه مدل‌سازی می‌کند و در عمل تعداد پارامترهای تخمین افزایش می‌یابد و می‌توان گفت با افزایش تعداد پارامترها دقت مدل در مدل‌سازی فواصل زمانی افزایش خواهد یافت.

ارزش در معرض خطر

ارزش در معرض خطر برای یک دارایی مالی برابر با حداکثر ضرر ممکن در یک بازه معین از آینده و با احتمالی مشخص در یک موقعیت سرمایه‌گذاری خاص است و با توجه به تعریف ارزش در معرض خطر، مدل ریاضی مورد استفاده برای تعریف VaR بصورت رابطه ۹، خواهد بود.

$$P(p_1 - p_0 \leq -VaR) \leq \alpha \quad \text{رابطه ۹)}$$

به بیان ساده رابطه ۹ را می‌توان به صورت رابطه ۱۰، نوشت.

$$P(p_0 - p_1 \leq VaR) \leq \alpha \quad \text{رابطه ۱۰)}$$

که p_0 ، ارزش پرتفوی در ابتدای افق زمانی یا زمان صفر و p_1 ، ارزش پرتفوی در پایان افق زمانی یا زمان ۱ است. رابطه ۱۰، بیان می‌کند احتمال اینکه کاهش ارزش پرتفوی در دوره آتی بیش از ارزش در معرض خطر باشد، حداکثر برابر α است.

به عبارت دیگر، احتمال اینکه زیان پرتفوی در دوره آتی کمتر از ارزش در معرض خطر باشد، $1 - \alpha$ است. بنابراین اگر $F(P)$ بیانگر تابع توزیع احتمال ارزش پرتفوی در دوره آتی باشد، VaR از رابطه ۱۱، به دست می‌آید.

$$VaR = p_0 - F_p^{-1}(\alpha) \quad \text{رابطه ۱۱)}$$

ارزش در معرض خطر درون‌روزی (IVaR)

این معیار می‌تواند به عنوان یک چندک از توزیع بازده دارایی در یک بازه زمانی مشخص با ضریب اطمینان ۹۹ درصد تا ۹۵ درصد معرفی شود. در محاسبات برای ارزش در معرض خطر درون‌روزی فواصل زمانی باید با یک مدل نظیر مدل‌های خانواده گارچ و یا مدل‌های دیرش شرطی خودرگرسیو مدلسازی شود.

طبق رویکرد جیوت (۲۰۰۵) فرمول مورد استفاده به صورت رابطه ۱۲، خواهد بود.

$$IVaR_{i+1}(\xi) = - \left(\hat{\mu} \sqrt{\phi(t_i)} + \hat{\eta} R_i \sqrt{\phi(t_i)} + z_{\xi} \sqrt{\widehat{h}_{i+1} \phi(t_i)} \right) \quad (\text{رابطه } 12)$$

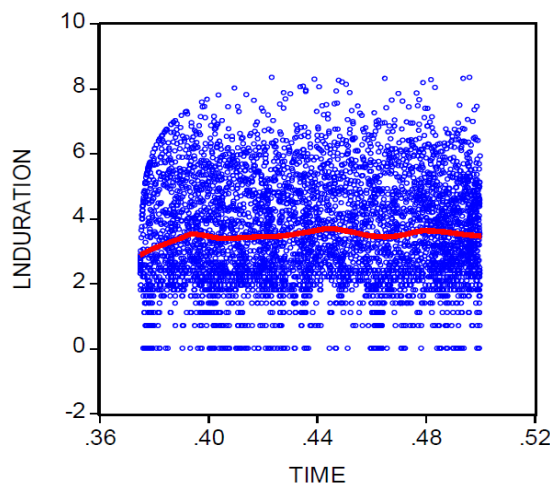
مدل‌هایی مانند مدل تی، تینگ، تسی و واراچکا (۲۰۱۱) وجود دارد که از داده‌های پرفراوانی فصلی‌زدایی شده استفاده کرده و با استفاده از مدل دیرش شرطی و یا خانواده GARCH فواصل زمانی را مدلسازی می‌کند. سپس بر اساس روش‌هایی مانند مونت کارلو شبیه‌سازی صورت گرفته و ارزش در معرض خطر با توجه به توزیع بازده دارایی حساب می‌شود.

در این پژوهش داده‌های ۱۰ شرکت بورسی برای بررسی مورد استفاده قرار گرفته است. دلیل استفاده از این داده‌ها نقدشوندگی و حجم معاملات سهام این شرکت‌ها است. با توجه به این که مشاهدات در بازه ۳ ماهه و در یک سری زمانی پرفراوانی هستند و در روزهای صف بودن سهم در محاسبات خطا ایجاد می‌شود، روزهای صف بودن سهم از داده‌ها خارج شده و همچنین تعداد معاملاتی که دارای فاصله زمانی صفر از معامله قبلی خود بوده‌اند (معاملات انجام شده در یک زمان) در معامله قبل خود ادغام شده و حجم معاملات مربوط به معاملات با یکدیگر جمع و از متوسط قیمت آن‌ها استفاده شده است. برخی آماره‌های توصیفی نمونه‌های انتخابی در جدول ۱، بیان شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی نمونه‌ها در دوره معاملاتی پاییز ۱۳۹۴

| ردیف | نماد | نام شرکت | میانگین فاصله زمانی معاملات (دقیقه) | متوسط درصد بازدهی |
|------|--------|----------------------------|-------------------------------------|-------------------|
| ۱ | اخابر | مخابرات ایران | ۱/۱ | ۰/۰۲۰ |
| ۲ | خبهن | گروه بهمن | ۱/۳۲ | ۰/۰۲۱ |
| ۳ | خپارس | پارس خودرو | ۱/۰۲ | ۰/۰۱۹ |
| ۴ | مبین | پتروشیمی مبین | ۲/۲۵ | ۰/۰۳۰ |
| ۵ | وپاسار | بانک پاسارگاد | ۲/۰۶ | ۰/۰۳۵ |
| ۶ | شبندر | پالایش نفت بندر عباس | ۲/۳۲ | ۰/۰۱۷ |
| ۷ | تاپیکو | نفت و گاز و پتروشیمی تأمین | ۱/۵۶ | ۰/۰۲۴ |
| ۸ | وبیمه | سرمایه‌گذاری صنعت بیمه | ۱/۳۲ | ۰/۰۳۱ |
| ۹ | ومعادن | توسعه معادن و فلزات | ۲/۰۷ | ۰/۰۳۳ |
| ۱۰ | ونیکو | سرمایه‌گذاری ملی ایران | ۲۰/۳ | ۰/۰۱۵ |

همچنین داده‌ها به صورت سری زمانی از زمان، قیمت و حجم معاملات است که وجود الگوی روزانه در آن‌ها باعث ایجاد نتایج متفاوت می‌شود. از این رو قبل از ورود به محاسبات مدل AACD و تخمین IVaR ابتدا باید با استفاده از روش‌های آماری موجود داده‌ها الگودایی شده و سپس مورد استفاده قرار گیرند. در شکل ۱، محور x نمایان‌گر یک روز معاملاتی است که وجود الگوی زمانی در سری بازدهی معاملات و فاصله زمانی معاملات در آن مشخص است.



شکل ۱. الگوی زمانی در سری فاصله زمانی معاملات سهم خپارس

همانطور که در شکل ۱، ملاحظه می‌شود، فاصله زمانی معاملات در زمان‌های آغازین بازار کم و در طی روز افزایش می‌یابد در حالی که بازدهی در آغاز زیاد است و به سرعت افت می‌کند و روند یکسانی پیدا می‌کند و همچنین حجم معاملات در ابتدا و انتهای بازار بیشتر است. تحلیل تجربی این الگو طبق مدل‌های ریزساختاری به این صورت است که معامله‌گران مطلع در ابتدای بازار اقدام سریع به معامله می‌نمایند تا قبل از عمومی شدن اطلاعات از موقعیت خود استفاده نمایند، به این دلیل فاصله زمانی معاملات در ابتدا کم، حجم معاملات زیاد و نوسان بازدهی به دلیل وجود رقابت در معامله بیشتر است. اما در انتهای بازار معامله‌گران نامطلع با انگیزه نقدشوندگی حضور پررنگ‌تری در معاملات دارند.

خواص آماری داده‌ها

قبل از تخمین مدل بایستی وجود خواص آماری در سری داده‌ها بررسی شود. برای این کار از آزمون ضریب لاگرانژ برای بررسی خوشه‌ای شدن و خودهمبستگی استفاده می‌شود.

فرضیه صفر در این آزمون عدم وجود اثر آرچ و فرضیه مقابل، وجود اثر آرچ حداقل در یکی از وقفه‌ها است. آماره این آزمون برابر با TR^2 است که T تعداد نمونه و R^2 ضریب تعیین به دست آمده از مدل $ARCH(q)$ است. این آماره از توزیع χ^2 پیروی می‌کند. بیشتر بودن مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی، به معنی رد شدن فرضیه صفر و اثبات وجود اثر آرچ است. نتایج آزمون ضرایب لاگرانژ برای داده‌ها در جدول ۲، نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ضرایب لاگرانژ

| Probability | Obs*R-square | significanet lags | ARCH Test | نماد |
|-------------|--------------|-------------------|-----------|--------|
| ./..... | ۱۲۰۷/۲۱۶ | ۲-۶-۱۸ | size | اخابر |
| ./..... | ۱۳۳۱/۱۲۴ | ۲-۶-۱۸ | size | خبهمن |
| ./..... | ۱۲۸۴/۶۳۵ | ۲-۶-۱۸ | size | خپارس |
| ./..... | ۱۲۵۴/۱۲۶ | ۲-۶-۱۸ | size | مبین |
| ./..... | ۱۴۲۴/۳۲۵ | ۲-۶-۱۸ | size | وپاسار |
| ./..... | ۱۱۹۸/۴۲۱ | ۲-۶-۱۸ | size | شبندر |
| ./..... | ۱۱۸۷/۹۸۶ | ۲-۶-۱۸ | size | تاپیکو |
| ./..... | ۱۲۲۵/۵۶۱ | ۲-۶-۱۸ | size | وبیمه |
| ./..... | ۱۳۵۶/۴۵۳ | ۲-۶-۱۸ | size | ومعادن |
| ./..... | ۱۲۲۵/۳۶۵ | ۲-۶-۱۸ | size | ونیکی |

الگوزدایی در سری‌ها

با توجه به وجود الگوی دوره‌ای در سری‌ها قبل از تخمین باید در سری‌ها الگوزدایی انجام شود. به منظور حذف اثر فصلی بودن و یا الگوداری (اثر زمان روز) از داده‌ها، پژوهشگران از روش‌های متفاوتی استفاده نموده‌اند که مدل پایه آن توسط انگل و راسل (۱۹۹۸) ارائه شده است. روش مورد استفاده در این پژوهش روش TT^1 ارائه شده توسط وو (۲۰۱۲) است، به این صورت که تعداد کل معاملات انجام شده در یک روز در زمان t_i برابر n_i خواهد بود و مجموع تعداد کل معاملات در هر زمان به صورت رابطه ۱۳، محاسبه می‌شود.

$$N_{t_k} = \sum_{i=0}^k n_i \text{ for } k = 1, 2, 3, \dots, 12600 \quad (n_0 = 0) \quad \text{رابطه ۱۳}$$

$$I = 0, 1, 2, \dots, 12600$$

تابع TT به صورت رابطه ۱۴، تعریف می‌شود.

1. Time Transformation

تخمین ارزش در معرض خطر درون‌روزی بر پایه مدل دیرش ... ۲۸۹

$$\bar{Q}(t_k) = \frac{N_{t_k}}{N_{t_{12600}}} \text{ for } k = 1, 2, 3, \dots, 12600 \quad (\text{رابطه ۱۴})$$

زمان تغییرات روزانه به صورت رابطه ۱۵، به دست می‌آید.

$$t_k = 12600 \bar{Q}(t_k) \quad (\text{رابطه ۱۵})$$

همچنین فواصل زمانی تغییر کرده روزانه با توجه به وجود دو رویداد تقویمی به صورت رابطه ۱۶، محاسبه می‌شود.

$$\tilde{t}_i - \tilde{t}_j = 12600 [\bar{Q}(t_i) - \bar{Q}(t_j)] \quad (\text{رابطه ۱۶})$$

یافته‌های پژوهش

پس از جمع‌آوری داده‌های خام مربوط به فاصله زمانی و قیمت برای همه تراکنش‌ها در بازه زمانی مورد نظر به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات و انجام مدلسازی از نرم‌افزار R استفاده شده است. تمام محاسبات با استفاده از این نرم‌افزار و برنامه طراحی شده در آن صورت گرفته است.

در این پژوهش از اطلاعات معاملاتی ۱۰ شرکت بزرگ بورسی از بازار بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی پاییز سال ۱۳۹۴ استفاده شده است.

ابتدا با استفاده از معادلات مربوط به مدل AACD و ACD طبق معادلات رابطه ۸، فواصل زمانی معادلات به صورت رابطه ۱۷ شبیه‌سازی شد.

$$\Psi_i = \omega + \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{i-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Psi_{i-j} \quad (\text{رابطه ۱۷})$$

با استفاده از روش مونت کارلو و تکرار محاسبات، یک توزیع بازدهی برای هر سهم در یک بازه زمانی ۳۰ دقیقه‌ای به دست می‌آید و بازده در سطوح اطمینان ۹۵ درصد، ۹۷/۵ درصد و ۹۹ درصد ارزش در معرض خطر درون‌روزی محاسبه می‌شود. نتایج حاصل از محاسبه IVaR بر پایه مدل AACD و ACD در جدول‌های ۳ و ۴، نشان داده می‌شود.

جدول ۳. IVaR بر پایه AACD در سطوح اطمینان مختلف برای ۳۰ دقیقه ابتدایی بازار

| ۹:۳۰-۹:۰۰ | | | زمان |
|-----------|--------|--------|-------------|
| %۵ | %۲/۵ | %۱ | سطح اطمینان |
| | | | نماد |
| ۰/۰۵۸۵ | ۰/۰۷۸ | ۰/۰۹۷۵ | اخبار |
| ۰/۱۲ | ۰/۱۶ | ۰/۱۸ | خبهن |
| ۰/۳۱۲ | ۰/۳۷۰۵ | ۰/۴۲۹۱ | خپارس |
| ۰/۰۷۸ | ۰/۰۹۷۵ | ۰/۱۱۷ | مبین |
| ۰/۰۳۹ | ۰/۰۵۸۵ | ۰/۰۷۸ | ویاسار |

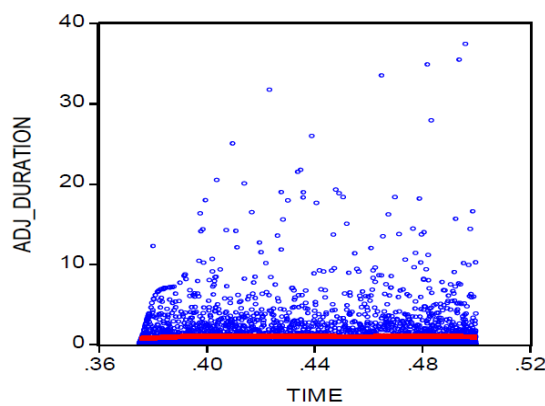
ادامه جدول ۳.

| نماد | سطح اطمینان | | |
|--------|-------------|--------|--------|
| | ٪۱ | ٪۲/۵ | ٪۵ |
| شبندر | ۰/۴۰۹۵ | ۰/۳۳۲۰ | ۰/۲۹۲۵ |
| تاپیکو | ۰/۲۳۴ | ۰/۱۷۵۵ | ۰/۱۵۶ |
| ویبمه | ۰/۱۵۶ | ۰/۱۱۷ | ۰/۰۹۷۵ |
| ومعادن | ۰/۱۱۷ | ۰/۰۹۷۵ | ۰/۰۷۸ |
| ونیکو | ۰/۰۹۷۵ | ۰/۰۷۸ | ۰/۰۵۸۵ |

جدول ۴. IVaR بر پایه ACD در سطوح اطمینان مختلف برای ۳۰ دقیقه ابتدایی بازار

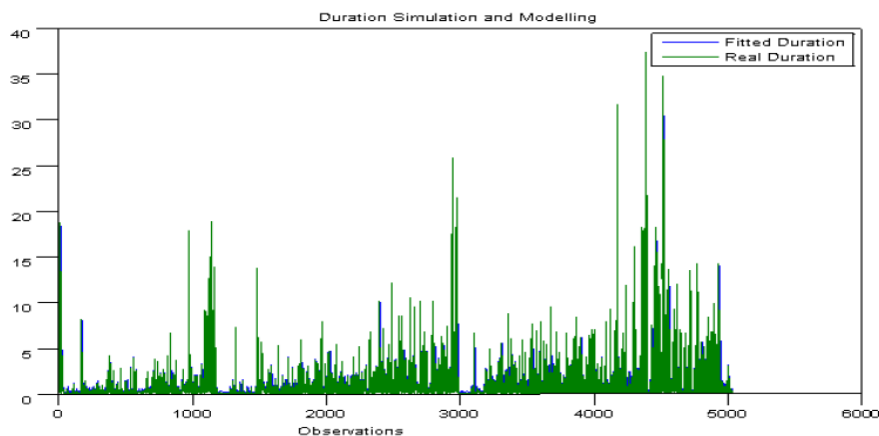
| ۹:۳۰-۹:۰۰ | | | زمان |
|-----------|-------------|--------|--------|
| نماد | سطح اطمینان | | |
| | ٪۱ | ٪۲/۵ | ٪۵ |
| اخابر | ۰/۰۹۹۲ | ۰/۰۷۸۳ | ۰/۰۸۸۱ |
| خبهن | ۰/۱۹۵ | ۰/۰۱۷۱ | ۰/۰۱۶۱ |
| خپارس | ۰/۴۸۹۱ | ۰/۳۸۰۱ | ۰/۳۸۵ |
| مبین | ۰/۱۴۸ | ۰/۰۹۷۸ | ۰/۰۹۰۱ |
| وپاسار | ۰/۰۹۸۳ | ۰/۰۶۸۱ | ۰/۰۴۸۲ |
| شبندر | ۰/۴۸۳۱ | ۰/۳۴۳۱ | ۰/۳۴۵۱ |
| تاپیکو | ۰/۲۸۹۱ | ۰/۱۹۷۱ | ۰/۱۸۶ |
| ویبمه | ۰/۱۹۹ | ۰/۱۹۸ | ۰/۱۰۰۳ |
| ومعادن | ۰/۱۷۹ | ۰/۰۹۸۶ | ۰/۰۹۰۲ |
| ونیکو | ۰/۱۰۱۲ | ۰/۰۹۱۲ | ۰/۰۷۵۱ |

شکل ۲، مقایسه فواصل زمانی تخمین زده شده با فواصل زمانی واقعی را نشان می دهد.

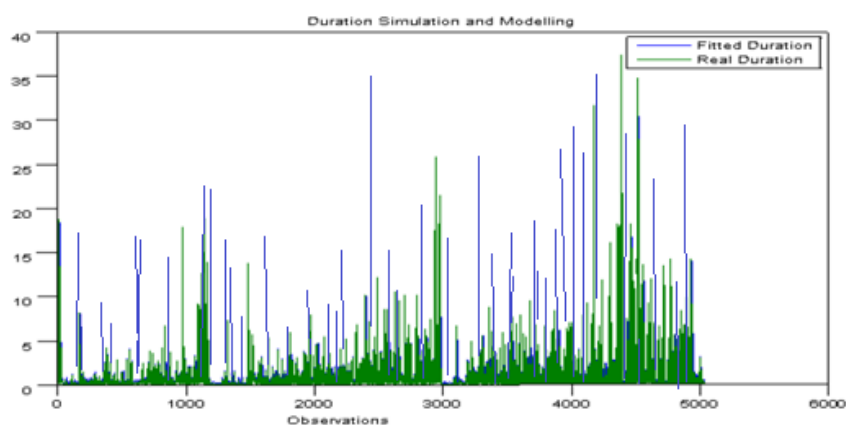


شکل ۲. فواصل زمانی تعدیل شده برای فواصل زمانی معاملات سهم خپارس

در شکل‌های ۳ و ۴ نتایج حاصل از فواصل زمانی تخمینی و فواصل زمانی واقعی با استفاده از مدل AACD و ACD برای سهم خپارس قابل ملاحظه است.



شکل ۳. فواصل زمانی تخمینی و فواصل زمانی واقعی با استفاده از مدل AACD برای سهم خپارس



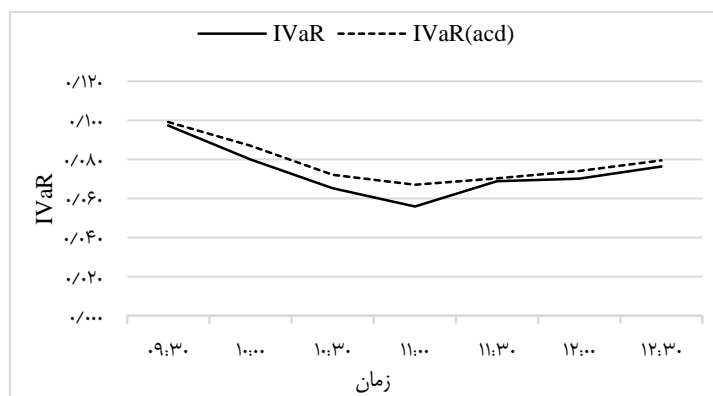
شکل ۴. فواصل زمانی تخمینی و فواصل زمانی واقعی با استفاده از مدل ACD برای سهم خپارس

همانطور که از شکل‌های ۳ و ۴ مشخص است مدل AACD در تخمین فواصل زمانی مورد انتظار با دقت بیشتری عمل کرده است. نتایج حاصل از آزمون ضرایب لاگرانژ با $p\text{-value} = 0.0613$ نیز نشان می‌دهد که خاصیت خوشه‌ای شدن در داده‌ها از بین رفته است. در مدل ACD همواره فواصل زمانی تخمین زده

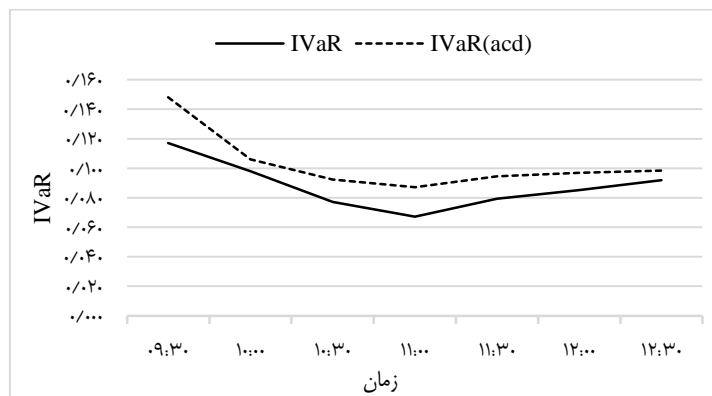
شده در برخی زمان‌ها از فواصل زمانی واقعی کمتر و یا بیشتر بوده که این خود نشان از دقت کمتر این مدل نسبت به مدل AACD است.

نتایج فوق نشان می‌دهد که ارزش در معرض خطر درون‌روزی بر پایه مدل AACD نسبت به مدل ACD مقادیر کمتری را تخمین می‌زند. با توجه به اینکه مدل AACD علاوه بر پارامترهای مدل ACD یعنی فاصله واقعی و مورد انتظار از تراکنش قبل، پارامتر جهت حرکت معاملات را به صورت متغیر y که در صورت افزایش قیمت ۱ و در صورت کاهش قیمت ۱- است نیز در نظر می‌گیرد، با دقت بیشتری عمل کرده و مقادیر دقیق‌تری را اندازه‌گیری می‌کند. در نتیجه افزایش تعداد پارامترها در محاسبات باعث افزایش دقت محاسبات شده است. برای درک هرچه بهتر تغییرات میزان ارزش در معرض خطر درون‌روزی در طی یک روز معاملاتی نمودار تغییرات IVaR بر پایه دو مدل AACD و ACD را برای چند سهم مورد بررسی قرار داده‌ایم.

در شکل‌های ۵ و ۶ وجود یک الگوی روزانه در تغییرات IVaR قابل مشاهده است.



شکل ۵. تغییرات ارزش در معرض خطر درون‌روزی برای سهم اخابر در سطح ۹۵ درصد



شکل ۶. تغییرات ارزش در معرض خطر درون‌روزی برای سهم مبین در سطح ۹۵ درصد

همانطور که مشاهده می‌شود ارزش در معرض خطر درون‌روزی در ابتدای روز مقدار بیشتری دارد و هرچه به اواسط بازار نزدیک می‌شویم به حداقل مقدار خود می‌رسد و در پایان بازار دوباره رشد کرده و مقادیر بیشتری دارد. به دلیل حجم زیاد معاملات و وجود نوسان قیمتی به نسبت زیاد و عدم تاثیر اطلاعات بر قیمت در ساعات ابتدایی مقدار IVaR زیاد است و هرچه از ساعات ابتدایی بازار به جلو حرکت می‌کنیم با کاهش حجم معاملات و همچنین کاهش نوسان و اثرگذاری اطلاعات بر قیمت‌ها، میزان IVaR کاهش یافته و به کمترین مقدار خود می‌رسد و در ادامه با نزدیک شدن به زمان پایانی بازار دوباره با افزایش تعداد معاملات و نوسان، میزان IVaR افزایش یافته است. این الگو کم و بیش در تمامی سهم‌های مورد بررسی صادق بوده و فقط شیب افزایش و کاهش متفاوت است. همچنین در تمامی سهم‌ها مشاهده می‌شود که IVaR محاسبه شده بر پایه مدل ACD مقادیر بیشتری نسبت به مدل AACD دارد که می‌توان گفت به دلیل در نظر گرفتن پارامتر جهت حرکت قیمت در مدل AACD و در نظر گرفتن عدم تقارن اثرگذاری در محاسبات وجود دارد. در نمودارهای فوق به وضوح مشخص است که در ساعات ابتدایی بازار به دلیل نوسان زیاد، فاصله بیشتری میان مقادیر تخمین زده شده توسط دو مدل وجود دارد و هرچه به اواسط بازار پیش می‌رویم و نوسان کم شده و اطلاعات تاثیر خود را در قیمت می‌گذارد و نمودار به هم نزدیک شده و در بعضی موارد بر روی هم منطبق می‌شوند پس می‌توان نتیجه گرفت در زمان نوسان زیاد مدل ACD مقادیر بیشتری را تخمین می‌زند.

نتیجه گیری و پیشنهادها

در این مقاله از روش جدیدی برای محاسبه ارزش در معرض خطر درون‌روزی با استفاده از داده‌های پرفراوانی بهره گرفته شده است. تغییرات قیمت و فواصل زمانی معاملات پس از الگودایی از طریق روش‌های موجود به صورت همزمان تحت عنوان مدل دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن (AACD) مدلسازی شده و بعد از آن با به‌کارگیری رویکرد شبیه‌سازی مونت کارلو ارزش در معرض خطر درون‌روزی محاسبه شده است که توانایی پیش‌بینی و دقت ما از ریسک را با توجه به معیار استفاده شده و داده‌های پرفراوانی افزایش می‌دهد.

در این پژوهش در راستای محاسبه ارزش در معرض خطر درون‌روزی برای هر یک از سهم‌ها از مدل‌های دیرش شرطی خودرگرسیو نامتقارن و دیرش شرطی خودرگرسیو برای مدلسازی فواصل زمانی استفاده شده است. نتایج این پژوهش به اختصار به شرح ذیل است. مدل AACD با در نظر گرفتن جهت حرکت معاملات به عنوان یک متغیر بیشتر در تخمین ارزش در معرض خطر درون‌روزی نسبت به مدل ACD برتری دارد.

نتایج نشان می‌دهد در طول روز، IVaR کم و بیش طی یک الگوی یکسان برای سهم‌ها در حال تغییر است و در ابتدای بازار مقدار IVaR زیاد بوده در اواسط بازار به حداقل مقدار خود رسیده و در پایان بازار دوباره رشد می‌کند. این نتایج در مقایسه با پژوهش‌های انجام شده در زمینه داده‌های پرفراوانی و محاسبات ارزش در معرض خطر درون‌روزی از جمله پژوهش لیو و تسی (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که تنها تفاوت در شدت تغییرات و شیب نمودار بوده و تمامی نمودارها به شکل U هستند و دلیل آن وجود حجم معاملاتی زیاد، نوسان بالا و همچنین تأثیر یا عدم تأثیر اطلاعات بر قیمت است. همچنین در ساعات ابتدایی بازار به دلیل وجود نوسان زیاد نتایج حاصل از مدل ACD مقادیر بیشتری دارد و هرچه از نوسان کاسته می‌شود و اطلاعات تأثیر خود را بر روی قیمت می‌گذارد، فاصله نتایج دو مدل کم‌تر شده و در برخی زمان‌ها نمودارها بر روی هم منطبق می‌شوند. پس در نتیجه در نوسان‌های زیاد مدل ACD از دقت کمتری برخوردار است.

با توجه به آزمون‌های آماری و خواص داده‌های پرفراوانی خاصیت خوشه‌ای شده در داده‌ها قابل مشاهده است که باید با آزمون‌های آماری برطرف شود. مدلسازی با داده‌های پرفراوانی بورس تهران با توجه به محاسبات امکان‌پذیر بوده و نتایج قابل قبولی را می‌توان به دست آورد. محاسبات IVaR در ایران با توجه به عدم وجود معاملات پرفراوانی به دلیل وجود سقف نوسان روزانه به صورت کاربردی صورت نمی‌گیرد و در صورت عدم وجود این سقف نوسانی نتایج می‌تواند متفاوت باشد.

منابع

اسلامی بیدگلی، غ، و خان احمدی، ف. (۱۳۹۱). امکان کاهش ریسک پورتنفوی براساس مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته در بورس اوراق بهادار. تحقیقات مالی، ۱۴(۱)، ۱۷-۳۰.

References

- Andersen, T. G., & Bollerslev, T. (1998). Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models do Provide Cccurate Forecasts. *International Economic Review*, 39(4), 885-905.
- Bauwens, L., & Giot, P. (2003). Asymmetric ACD Models: Introducing Price Information in ACD Models. *Empirical Economics*, 28(4), 709-731.
- Charles, A. E., Goodhart, A., & O'Hara, M (1997). High Frequency Data in Financial Markets: Issues and Applications. *Journal of Empirical Finance*, 4(2), 73-114.
- Chou, R. Y. (2005). Forecasting Financial Volatilities with Extreme Values: The Conditional Autoregressive Range (CARR) Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(3), 205-305
- Coroneo, L., & Veredas, D. (2012). A Simple Two-component Model for the Distribution of Intraday Returns. *The European Journal of Finance*, 18(9), 775-797.
- Diamond, D.W., & Verrecchia, R. E. (1987). Constraints on Short-selling and Asset Price Adjustments to Private Information. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 277-311.
- Dionne, G., Duchesne, P., & Pacurar, M. (2009). Intraday Value at Risk (IVAR) Using Tick-by-tick Data with Application to the Toronto Stock Exchange. *Journal of Empirical Finance*, 16(5), 777-792.
- Easley, D., & O'Hara, M. (1992). Time and The Process Of Security Price Adjustment. *Journal of Finance*, 47(2), 577-606.
- Engle, R. F., & Russell, J. R. (1998). Autoregressive Conditional Duration: A New Model for Irregularly Spaced Transaction Data. *Econometrica*, 66(5), 1127-1162.
- Engle, R. F., (2000). The Econometrics of Ultra-high-frequency Data. *Econometrica*, 68(1), 1-22.

- Eslami Bidgoli, G., & Khan Ahmadi, F. (2012). Risk Reduction of Portfolio based on Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model in Tehran Stock Exchange. *Journal of financial research*, 14(1), 17-30. (In Persian)
- Fernandes, M., & Grammig, J. (2004). A Family of Autoregressive Conditional Duration Models. *Journal of Econometrics* 130(1), 1–23.
- Giot, P. (2005). Market Risk Models for Intraday Data. *The European Journal of Finance*, 11(4), 309-324.
- Glosten, L. R., & Milgrom, P. (1985). Bid, Ask, and Transaction Prices in a Specialist Market With Heterogeneously Informed Agents. *Journal of Financial Economics*, 14(4), 71-100.
- Kupiec, P. (1995). Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models. *The Journal of Derivatives*, 3(2), 73-84.
- Liu, S., & Tse, Y. K. (2015). Intraday Value-at-Risk: An Asymmetric Autoregressive Conditional duration Approach. *Journal of Econometrics*, 189(2), 437–446.
- Tay, A. S., Ting, C., Tse, Y. K., & Warachka, M. (2011). The Impact of Transaction Duration, Volume and Direction on Price Dynamics and Volatility. *Quantitative Finance*, 11(3), 447-457.
- Wu, Z. (2012). On the Intraday Periodicity Duration Adjustment of High-frequency Data. *Journal of Empirical Finance*, 19(2), 282-291.