



پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی اوراق اختیار معامله در بورس اوراق بهادار تهران

یوسف جاویدکیا^۱

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۰۹/۱۸ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۴/۰۲/۰۲ مسلم پیمانی‌فروشانی^۲

میثم امیری^۳

چکیده

درک جریان اطلاعات میان اختیار معامله و بازار سهام از مباحث مهم در امور مالی مدرن است و رشد حجم معاملات در بازار نوپای اختیار معامله ایران، اهمیت بررسی تأثیر آن بر بازار سهام را افزایش می‌دهد. هدف این پژوهش بررسی امکان پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از تغییرات نوسانات ضمنی اختیار معامله در بورس اوراق بهادار تهران است. در این پژوهش، ابتدا نوسانات ضمنی با استفاده از روش نیوتن رافسون و تصنیف محاسبه شده و با در نظر گرفتن مدل قیمت‌گذاری بلک، شولز و مرتون همراه با سایر عوامل مرتبط با اختیار معامله و سهم پایه، در قالب رگرسیون فاما مکبث جهت پیش‌بینی بازده سهام مورد استفاده قرار گرفته‌اند. همچنین، به منظور بررسی ابعاد مختلف زمانی، سه دوره متحرک ۴۰، ۶۰ و ۸۰ روزه تحلیل شده‌اند. داده‌های این پژوهش شامل اطلاعات مربوط به معاملات اختیار معامله در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۹۷ تا پایان خرداد ۱۴۰۲ می‌باشد. بر اساس نتایج به دست آمده از رگرسیون‌های انجام شده نشان داد که در بورس اوراق بهادار تهران، هنوز عوامل زیادی خارج از چارچوب مدل مورد بررسی وجود دارند که تأثیر قابل توجهی بر روند معاملات و رفتار بازده سهام دارند. همچنین در دوره مورد بررسی، متغیرهایی مانند شکاف بین نوسانات تحقق یافته و ضمنی، ضریب بتا و تغییرات نوسانات ضمنی، قابلیت پیش‌بینی بازده آتی سهام را ندارند و تأثیر معناداری بر آن نداشته‌اند. در مقابل، عواملی نظیر روند اخیر قیمت (مومنتوم) در هر سه مدل و اندازه شرکت و حجم معاملات اختیار معامله هر یک در دو مدل توانسته‌اند بازده سهام را تحت تأثیر قرار دهند. همچنین، در مدل با دوره متحرک ۴۰ روزه، بازگشت کوتاه‌مدت بازده و نوسانات تحقق یافته نیز به عنوان عوامل اثرگذار بر بازدهی سهام شناسایی شده‌اند.

کلمات کلیدی:

تغییرات نوسانات ضمنی، پیش‌بینی بازده سهام، مدل بلک، شولز و مرتون، رگرسیون فاما مکبث

۱- کارشناس ارشد، گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

(نویسنده مسئول). usfjavidkia@gmail.com

۲- دانشیار، گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. m.peymany@atu.ac.ir

۳- استادیار، گروه مالی و بانکداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. amiry@atu.ac.ir

پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی.../ جاوید کیا، پیمانی فروشانی و امیری

مقدمه

بازارهای مالی، به‌عنوان نبض اقتصاد کشور، اهمیت ویژه‌ای دارند و تنها به حجم و ارزش بالای معاملات محدود نمی‌شوند. این بازارها با تأمین بودجه برای افراد و پوشش ریسک از طریق ابزارهای مشتقه، نقش حیاتی ایفا می‌کنند (سعیدی و علی‌محمدی، ۱۳۹۳). ابزارهای مشتقه علاوه بر مزایای متعدد، نمایانگر انتظارات فعالان بازار از آینده نیز هستند و می‌توانند برای پیش‌بینی بازده سهام مورد استفاده قرار گیرند (آنتونیو و همکاران، ۲۰۱۹).

نوسانات ضمنی که در قیمت اختیار معامله منعکس می‌شود، نشان‌دهنده ارزیابی بازار از نوسانات آینده است. این نوسانات معمولاً با استفاده از فرمول بلک-شولز یا مدل دوجمله‌ای کاکس، راس و روبینشتاین (۱۹۷۹) محاسبه می‌شود و اگر بازارهای اختیار معامله کارا باشند، نوسانات ضمنی می‌توانند پیش‌بینی‌کننده کارآمدی از نوسانات آینده باشند (کریستنسن و پرابهالا، ۱۹۹۸).

نوسانات ضمنی نشان‌دهنده نوسانی است که بازار پیشنهاد می‌کند و همچنین به ما می‌گوید که سهام در آینده تا چه حد نوسان خواهد داشت (وو، ۲۰۱۹).

تحقیقات در زمینه اختیار معامله به معامله‌گران کمک می‌کند تا تصمیمات آگاهانه بگیرند و خطرات را کاهش دهند. این تحقیقات همچنین به شناسایی روندهای بازار و فرصت‌ها و تهدیدهای بالقوه کمک می‌کنند و در نهایت به بهبود عملکرد و مدیریت ریسک منجر می‌شود. باین‌حال، در تحقیقات داخلی کمتر به استفاده از نوسانات ضمنی به‌عنوان ابزاری برای پیش‌بینی بازده آتی سهم پرداخته شده است. این پژوهش به دنبال افزایش درک سرمایه‌گذاران از بازار و بررسی عوامل تعیین‌کننده بازده مورد انتظار در این بازار است، زیرا تصور عمومی بر این است که اختیار معامله‌ها تنها موقعیت‌های اهرمی در سهام پایه هستند (کائو و هان، ۲۰۱۳).

در این مطالعه در پی استفاده از نوسانات ضمنی به‌عنوان ابزاری نوآورانه برای پیش‌بینی بازده آتی سهم می‌باشد و بر لزوم افزایش تحقیق در این زمینه تأکید دارد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

شناخته‌شده‌ترین معیار نوسانات ضمنی مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری اختیار معامله است که توسط بلک-شولز (۱۹۷۳) ایجاد شده است. در چارچوب بلک-شولز، رفتار قیمت سهام که با S نشان داده می‌شود، از حرکت براونی هندسی زیر پیروی می‌کند که در آن μ عبارت اصطلاح رانش (درصد نرخ بازده مورد انتظار)، σ عبارت اصطلاح انتشار (درصد انحراف استاندارد) سهام است؛ هر دو ثابت فرض می‌شوند.

$$\frac{ds}{s} = \mu dt + \sigma dz \quad \text{رابطه (۱)}$$

متغیر dt تغییر در بازه زمانی کوتاه t است و dz از فرآیند وینر $dz = \epsilon \sqrt{dt}$ با $\epsilon \sim (0,1)$ پیروی می‌کند. سمت دیگر معادله نشان‌دهنده بازده تولیدشده توسط سهام برای یک دوره زمانی کوتاه است و به این معنی است که بازده سهام به‌طور معمول با میانگین μdt و واریانس $\sigma^2 dt$ توزیع می‌شود (هال، ۲۰۱۴).

بر اساس فرآیند لم ایتو^۲، قیمت سهام ورود به سیستم از یک فرآیند تعمیم‌یافته وینر با ویژگی‌های زیر پیروی می‌کند:

$$d\ln(s) = \left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)dt + \sigma dz \quad \text{رابطه (۲)}$$

درجایی که نرخ رانش $\mu - \sigma^2/2$ و نرخ واریانس σ^2 است. این نشان می‌دهد که لگاریتم قیمت سهام دارای توزیع نرمال است و استنباط می‌شود که قیمت سهام دارای توزیع لگاریتمی نرمال است. (پون و گرنجر، ۲۰۰۳)

استفاده از فرآیند لم ایتو همراه با استدلال عدم وجود آربیتراژ مبنی بر اینکه بازده سهام باید با نرخ بدون ریسک برابر باشد، منجر به معادله دیفرانسیل بلک-شولز (۱۹۷۳) برای قیمت‌گذاری مشتقات شد. فرمول محاسبه قیمت اختیار خرید با C و قیمت اختیار خرید با P نشان داده شده است.

$$C = N(d_1)S_0 - N(d_2)Ke^{-rt} \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$P = N(-d_2)Ke^{-rt} - N(-d_1)S_0 \quad \text{رابطه (۴)}$$

r : نرخ بازده بدون ریسک

T : دوره اختیار معامله

σ : نوسانات دارایی پایه

N : معرف توزیع نرمال استاندارد

S_t : قیمت سهم

K : قیمت اعمال

جایی که $N(dx)$ تابع توزیع احتمال تجمعی با فرض توزیع نرمال استاندارد است.

$$d_1 = \frac{\ln \frac{S_0}{K} + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)t}{\sigma\sqrt{t}} \quad \text{رابطه (۵)}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{t} \quad \text{رابطه (۶)}$$

نوسانات ضمنی بلک شولز از آنجایی که قیمت اختیار خرید یا اختیار فروش در بازار قابل مشاهده است را می‌توان از طریق روش محاسبات عددی استخراج کرد.

پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی.../ جاوید کیا، پیمانی‌فروشانی و امیری

منظور از روش محاسبات عددی (روش‌های تقریب) برای حل یک معادله حرکت به سمت ریشه با استفاده از یک الگوریتم تکرارشونده تا زمان رسیدن به خود ریشه یا دقت مطلوبی از آن است. روش نیوتن رافسون یک مورد خاص از روش تکرار نقطه ثابت است. با در نظر گرفتن یک معادله $f(x) = 0$ ، یک دنباله را، $x_1, x_2, \dots$ می‌توان با استفاده از حدس اولیه x_0 شروع کرده و در هر مرحله بعدی نقطه جدید مورد آزمایش برابر با فرمول زیر قرار داده می‌شود.

$$x_{j+1} = x_j - \frac{f(x_j)}{f'(x_j)} \quad \text{رابطه ۷}$$

وقتی نقطه اولیه در همسایگی صفر و $f'(x) \neq 0$ باشد، این روش معمولاً همگرا می‌شود (اگر صفر دارای تعدد باشد، همگرایی حداقل درجه دوم است). اگر تابع $f(x)$ به اندازه کافی منظم^۳ باشد، می‌توان ثابت کرد که روش نیوتن-رافسون همگرایی درجه دوم را فراهم می‌کند:

$$e_{n+1} \leq c e_n^2 \text{ with } c \approx \frac{1}{2} \left| \frac{f''(x^*)}{f'(x^*)} \right| \text{ where: } e_n = |x_n - x^*| \quad \text{رابطه ۸}$$

وقتی همگرایی خوب تضمین می‌شود که ثابت k کوچک و $e_n \ll 1$ باشد. (اورلاندو و تاگلیالاتلا، ۲۰۱۷؛ نیسی و پیمانی، ۱۳۹۸) شایان ذکر است در هنگامی که حداقل و حداکثر قیمت تئوریک اختیار معامله رعایت نشده باشد روش نیوتن رافسون به مقدار موردنظر همگرا نمی‌شود در این حالت‌ها نوسانات ضمنی منفی است و فرصت آربیتراژی وجود دارد در این حالت برای محاسبه نوسانات ضمنی از روش تصنیف شده است.

برای محاسبه نوسانات ضمنی در فرمول قیمت‌گذاری بلک، شولز و مرتون نیاز است نرخ سود بدون ریسک را وارد مدل کنیم به همین جهت از اوراق خزانه اسلامی برای این منظور استفاده شده است. نرخ سود سالانه برای هر یک از این اوراق با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود.

$$r_t = \left(\frac{1000,000}{p} \right)^{\frac{365}{t}} - 1 \quad \text{رابطه ۹}$$

در این فرمول، r_t بیانگر نرخ بازده تا سررسید سالانه اسناد خزانه اسلامی است p قیمت پایانی اسناد خزانه در پایان هرروز معاملاتی و t تعداد روزهای باقی‌مانده تا سررسید می‌باشد. از آنجا که معمولاً در هرروز معاملاتی بیش از یک ورقه معامله انجام می‌شود، لازم است که میانگین نرخ بازدهی تمام اوراق معامله‌شده‌ای استفاده شود که دو شرط را رعایت کرده باشند؛ شرط اول این است ورقه مدنظر حداقل ۳۰ روز تا سررسید آن باقی‌مانده باشد و شرط دوم نیز این است که فاصله سه برابر انحراف معیار از میانگین کل را رعایت کرده باشد.

پیشینه پژوهش

ارتباط بین بازار سهام پایه و اختیار معامله و تأثیر این دو بر یکدیگر همچنان از مورد بحث در امور مالی است. بلک (۱۹۷۵) از طرفداران اولیه این ایده بود که معامله‌گران با اطلاعات خصوصی ممکن است ترجیح دهند در بازارهای اختیار معامله قبل از بازارهای سهام معامله کنند همچنین بازارهای اختیار معامله سهام، فعالیت معاملاتی شدیدی را نشان می‌دهند (مانند لاکونیشوک و همکاران، ۲۰۰۷؛ نی، پان و پوتشمن، ۲۰۰۸؛ پان و پوتشمن، ۲۰۰۶). حمایت اولیه برای ادعای بلک توسط مناستر و رندلمن^۴ (۱۹۸۲) یافت می‌شود که نشان می‌دهند بازارهای اختیار معامله ممکن است یک خروجی ترجیحی برای سرمایه‌گذاران آگاه فراهم کنند. آن‌ها دریافتند که قیمت‌های بسته‌شده اختیار خرید فهرست شده در بورس حاوی اطلاعاتی در مورد قیمت سهام تعادلی است که در قیمت‌های پایانی سهام پایه وجود ندارد.

استفان و والی^۵ (۱۹۹۰) شواهدی ارائه می‌دهند که سرمایه‌گذاران آگاه ترجیح می‌دهند در بازارهای اختیار معامله، معامله کنند؛ درحالی‌که شیخ و رون^۶ (۱۹۹۴) الگوهای بازده اختیار معامله را بررسی می‌کنند و استدلال می‌کنند که تفاوت بین این بازده و بازده بازار سهام، شواهدی از معاملات مبتنی بر اطلاعات در اختیار معامله است. به‌طور خاص، آن‌ها دریافتند که بازده اختیار شامل الگوهای سیستماتیک حتی پس از تعدیل الگوهای میانگین و واریانس دارایی‌های پایه است؛ این با این فرضیه مطابقت دارد که مبادله آگاهانه در اختیار معامله می‌تواند بازار اختیار معامله را در مورد ارزش دارایی پایه آگاه کند. ایزلی، اوهارا و سرینیواس^۷ (۱۹۹۸) نقش اطلاعاتی حجم معاملات در بازارهای اختیار معامله را با توسعه و آزمایش یک مدل اطلاعات نامتقارن که در آن معامله‌گران آگاه ممکن است در بازارهای اختیار معامله یا سهام معامله کنند، بررسی می‌کنند. نتیجه تجربی اصلی آن‌ها از این ایده پشتیبانی می‌کند که بازارهای اختیار معامله مکان مهمی برای معاملات مبتنی بر اطلاعات هستند.

با توجه به موضوعات فوق می‌توان از اختیار معامله سهم برای پیش‌بینی بازده سهم پایه استفاده کرد. حال به نوسانات می‌پردازیم:

شاید مهم‌ترین موضوع در مورد پیش‌بینی نوسانات این است که آیا پیش‌بینی باید بر اساس داده‌های تاریخی قیمت سهم، نوسانات ضمنی یا ترکیبی از این دو مورد باشد. لاتان و رندلمن^۸ (۱۹۷۶)، اشمالنسی و تریبی^۹ (۱۹۷۸)، چیراس و مناستر^{۱۰} (۱۹۷۸)، بکرز^{۱۱} (۱۹۸۱) و چندین نفر دیگر همگی دریافتند که نوسانات ضمنی بهتر از انحراف استاندارد تاریخی در پیش‌بینی نوسانات واقعی آینده عمل می‌کند. آن‌ها هیچ رابطه معناداری بین نوسانات تاریخی و نوسانات ضمنی به دست نیاوردند و دریافتند

پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی.../ جاوید کیا، پیمانی فروشانی و امیری

که نوسانات ضمنی با سهام پایه همبستگی مثبت دارد. تریپی^{۱۲} (۱۹۷۷) یک استراتژی معاملاتی را براساس نوسانات ضمنی توصیف کرد که به نظر می‌رسد قادر به کسب بازده غیرعادی بوده است.

النیک و یاناکوپولوس^{۱۳} یک انحراف استاندارد ضمنی با حجم وزنی را با تعدادی از معیارهای جایگزین نوسان برای اختیار خرید شرکت ای بی ام^{۱۴} در دوره اول نوامبر ۱۹۷۶ تا ژوئن ۱۹۸۰ مقایسه کردند و به این نتیجه رسیدند که نوسانات ضمنی تمام اطلاعات مربوطه در گذشته قیمت را در برمی‌گیرد. پاتل و ولفسون^{۱۵} (۱۹۸۱) ویژگی‌های نوسانات ضمنی اختیار معامله سهام را در زمان اعلام سود سه‌ماهه بررسی کردند. سایر محققان نیز متوجه شده‌اند که نوسانات تاریخی نزدیک به انتشار صورت‌های مالی بالاست. اگر این نوسان در قیمت اختیار معامله منعکس شود، نوسان ضمنی باید پس از اعلام سود کاهش یابد؛ پاتل و ولفسون نیز این پیش‌بینی را تأیید کردند.

همچنین فاساس و سیریوپولوس^{۱۶} (۲۰۲۱) محتوای اطلاعاتی همه شاخص‌های نوسانات ضمنی در دسترس عموم را در مورد نوسانات تحقق‌یافته و بازده دارایی پایه آزمایش و مستند می‌کند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که نوسانات ضمنی شامل اطلاعاتی در مورد نوسانات آینده فراتر از نوسانات موجود در گذشته است. این یافته در تمام دارایی‌های تحت بررسی سازگار است. علاوه بر این، آن‌ها یک رابطه هم‌زمان معنادار بین تغییرات نوسانات ضمنی و بازده دارایی پایه را گزارش می‌کنند، اما درعین حال، نشان می‌دهند که نوسانات ضمنی در کالاها، اوراق قرضه، ارزها و نوسانات نسبت به تغییرات قیمت دارایی پایه نسبت به سهام واکنش متفاوتی نشان می‌دهند.

با توجه به ادبیات موجود نوسانات ضمنی می‌تواند معیار مناسبی برای پیش‌بینی بازده آتی سهم باشد.

روش‌شناسی پژوهش

از آنجایی که این پژوهش به دنبال پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی می‌باشد پژوهش از نوع تبیینی و از آن جهت که نتایج این پژوهش می‌تواند در فرایندهای سرمایه‌گذاری در بازار بورس اوراق بهادار مورد استفاده قرار گیرد این پژوهش از نظر هدف کاربردی می‌باشد؛ همچنین پژوهش از نوع کتابخانه‌ای، کمی، توصیفی و از جهت کنترل متغیرها غیرآزمایشی و در نهایت از نظر بُعد زمانی پژوهش از نوع طولی و گذشته نگر است.

در این پژوهش از رگرسیون فاما مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده شد؛ رگرسیون فاما-مک‌بث روشی است که برای تخمین پارامترهای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه^{۱۷} استفاده می‌شود؛ این روش بتا^{۱۸} و صرف ریسک^{۱۹} را برای هر عامل خطری که انتظار می‌رود قیمت

دارایی را تعیین کند، تخمین می‌زند. این روش با چندین دارایی در طول زمان کار می‌کند (داده‌های پانل). پارامترها در دو مرحله برآورد می‌شوند:

۱. ابتدا هر یک از n بازده دارایی را در مقابل m عامل خطر پیشنهادی رگرسیون می‌کند تا میزان قرار گرفتن در معرض بتای هر دارایی مشخص شود در این پژوهش ابتدا بازدهی در مقابل سایر متغیرهای مستقل به صورت روزانه قرار می‌گیرد و رگرسیون ابتدایی به صورت رولینگ 20 روزانه انجام می‌شود و از سه مدل دیتای ۴۰، ۶۰ و ۸۰ روزه برای هر اختیار معامله به صورت جداگانه اجرا می‌شود.

$$\begin{aligned} R_{1,t} &= \alpha_1 + \beta_{1,F1}F_{1,t} + \beta_{1,F2}F_{2,t} + \dots + \beta_{1,Fm}F_{m,t} + \epsilon_{1,t} \\ R_{2,t} &= \alpha_2 + \beta_{2,F1}F_{1,t} + \beta_{2,F2}F_{2,t} + \dots + \beta_{2,Fm}F_{m,t} + \epsilon_{2,t} \\ &\vdots \end{aligned}$$

رابطه ۱۰)

۲. سپس تمام بازده دارایی در روز بعدی را برای هر یک از دوره‌های زمانی T در برابر بتای تخمین زده قبلی برای تعیین صرف ریسک برای هر عامل، رگرسیون می‌کند در این مرحله بازدهی روز بعدی در مقابل بتاهای تخمین زده قبلی قرار می‌گیرد و رگرسیون نهایی تخمین زده می‌شود.

$$\begin{aligned} R_{i,1} &= \gamma_{1,0} + \gamma_{1,1}\beta_{i,F1} + \gamma_{1,2}\beta_{i,F2} + \dots + \gamma_{1,m}\beta_{i,Fm} + \epsilon_{i,1} \\ R_{i,2} &= \gamma_{2,0} + \gamma_{2,1}\beta_{i,F1} + \gamma_{2,2}\beta_{i,F2} + \dots + \gamma_{2,m}\beta_{i,Fm} + \epsilon_{i,2} \\ &\vdots \end{aligned}$$

رابطه ۱۱)

$R_{i,T} = \gamma_{T,0} + \gamma_{T,1}\beta_{i,F1} + \gamma_{T,2}\beta_{i,F2} + \dots + \gamma_{T,m}\beta_{i,Fm} + \epsilon_{i,T}$

یوجین فاما و جیمز دی مک‌بث (۱۹۷۳) نشان دادند که خطاهای رگرسیون ریسک-بازده و ویژگی‌های «بازی منصفانه»^{۲۱} مشاهده شده ضرایب با «بازار سرمایه کارا»^{۲۲} سازگار است. رگرسیون فاما مک‌بث خطاهای استاندارد را فقط برای همبستگی مقطعی تصحیح شده ارائه می‌کند. خطاهای استاندارد از این روش برای همبستگی سری زمانی تصحیح نمی‌شود؛ این معمولاً برای معاملات سهام مشکلی ایجاد نمی‌کند زیرا سهام دارای همبستگی خودکار سری زمانی ضعیف در دوره‌های نگهداری روزانه و هفتگی هستند، اما خودهمبستگی در افق‌های طولانی قوی‌تر است این بدان معنی است که رگرسیون فاما مک‌بث ممکن است برای استفاده در بسیاری از پژوهش‌های مالی شرکتی که دوره اجرای پروژه طولانی است، نامناسب باشد؛ اما برای تحقیق حاضر که به دنبال پیش‌بینی کوتاه‌مدت بازده آتی سهم است مناسب می‌باشد. همچنین از آزمون وایت برای بررسی ناهمسانی واریانس استفاده شد و در موارد وجود ناهمسانی از روش هوپر-وایت برای رفع آن استفاده شده است. همچنین از آزمون

پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی.../ جاوید کیا، پیمانی فروشانی و امیری

دوربین واتسون برای تشخیص وجود خودهمبستگی در باقیمانده‌های استفاده‌شده است.

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش عبارت‌اند از بازدهی لگاریتمی روز بعدی به‌عنوان متغیر وابسته و متغیرهای تغییرات نوسانات ضمنی، ضریب بتا^{۲۳}، اندازه^{۲۴}، بازگشت کوتاه‌مدت^{۲۵}، نوسانات تحقق‌یافته^{۲۶}، شکاف نوسانات تحقق‌یافته و ضمنی^{۲۷}، مومنتوم^{۲۸} و حجم اختیار خرید^{۲۹} به‌عنوان متغیرهای مستقل در مدل لحاظ شده‌اند که در ادامه به تفصیل توضیح داده شده است.

تغییرات نوسانات ضمنی: پس از محاسبه نوسانات ضمنی از تغییرات آن به معنی مابه‌تفاوت نوسانات ضمنی روز معامله و روز قبل از آن جهت پیش‌بینی بازده استفاده می‌کنیم؛ تغییرات نوسانات ضمنی معیار بسیار جذابی است چون در عین ساده بودن، باعث اجتناب از همبستگی سری زمانی می‌شود. همچنین در این پژوهش از درصد تغییرات نوسانات ضمنی نیز استفاده شد که به نتایج مشابهی رسید.

$$\Delta Cvol = Cvol_{i,t} - Cvol_{i,t-1} \quad \text{رابطه (۷)}$$

بتا: ما به پیروی از اسکولز و ویلیامز^{۳۰} (۱۹۷۷) و دیمسون^{۳۱} (۱۹۷۹)، با تخمین یک نسخه توسعه‌یافته از مدل بازار در فرکانس روزانه برای به دست آوردن بتای یک سهم، معاملات غیرهمزمان را در نظر می‌گیریم:

$$R_{i,d} - r_{f,d} = \alpha_i + \beta_{1,i}(R_{m,d-1} - r_{f,d-1}) + \beta_{2,i}(R_{m,d} - r_{f,d}) + \beta_{3,i}(R_{m,d+1} - r_{f,d+1}) + \varepsilon_{i,d} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

که در آن $R_{i,d}$ بازده سهام i در روز d ، $R_{m,d}$ بازده بازار در روز d و $r_{f,d}$ نرخ بدون ریسک در روز d است. ما $R_{m,d}$ را به‌عنوان شاخص وزنی ارزش روزانه شاخص کل و $r_{f,d}$ را به‌عنوان نرخ بدون ریسک اسناد خزانه اسلامی در نظر می‌گیریم و معادله فوق را برای هر سهم با استفاده از بازده روزانه در سه ماه گذشته برآورد می‌کنیم یعنی از ۶۰ روز معامله‌شده گذشته استفاده می‌کنیم در نهایت مجموع ضرایب شیب برآورد شده، $\beta_{1,i} + \beta_{2,i} + \beta_{3,i}$ بتای بازار سهام است.

اندازه: اندازه شرکت به‌عنوان لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (قیمت سهام ضربدر تعداد سهام موجود) در پایان هرروز برای هر سهم اندازه‌گیری می‌شود.

مومنتوم (MOM): ما با پیروی از جگادش و تیتمن^{۳۲} (۱۹۹۳)، متغیر مومنتوم برای هر سهم در روز t به‌عنوان بازده تجمیع شده سهام در ۱۱ ماه قبل در نظر می‌گیریم و یک ماه قبل را نیز در نظر گرفته نمی‌شود یعنی مومنتوم بازده تجمعی از ماه $t-12$ به ماه $t-1$ است.

بازگشت کوتاه‌مدت بازده (REV): ما به پیروی از جگادش^{۳۳} (۱۹۹۰)، لمان^{۳۴} (۱۹۹۰)، ما بازگشت

کوتاه مدت برای هر سهم در ماه t را به عنوان بازده سهام در ماه قبل از $t-1$ به t تعریف می کنیم. حجم معاملات اختیار خرید (CVolume): رابطه بین حجم اختیار معامله و بازده سهام اساسی در ادبیات، با یافته های استفان و ویلی^{۳۵} (۱۹۹۰)، امین و لی^{۳۶} (۱۹۹۷)، (۱۹۹۸)، چان، چانگ و فونگ^{۳۷} (۲۰۰۲)، کائو، چن و گریفین^{۳۸} (۲۰۰۵) و پان و پوتشمن^{۳۹} (۲۰۰۶) مورد مطالعه قرار گرفته است. به عنوان مثال ایزلی، اوهارا و سرینیواس^{۴۰}، نشان دادند که حجم معاملات اختیار معامله حاوی اطلاعاتی در مورد تغییرات آتی قیمت سهام است. در نتیجه در این پژوهش از تأثیر حجم اختیار خرید بر بازدهی سهم استفاده شده است.

نوسانات تحقق یافته سهم پایه (RVOL): نوسانات تحقق یافته یک سهم پایه با ارزیابی نوسانات قیمت تاریخی دارایی پایه تعیین می شود که معمولاً از طریق انحراف استاندارد و قانون جذر اندازه گیری می شود. انحراف استاندارد به عنوان یک معیار آماری برای تعیین کمیت پراکندگی بازده قیمت های گذشته از میانگین آن ها عمل می کند و یک سنج از نوسانات ذاتی سهم را ارائه می دهد. قانون جذر زمان در هنگام محاسبه انحراف استاندارد برای محاسبه دوره زمانی که بازده مشاهده می شود، وارد عمل می شود با مشاهده انحراف استاندارد و تعمیم آن به یک دوره طولانی تر از این قانون استفاده می شود بنابراین، برای سالانه کردن نوسانات، انحراف معیار را در جذر تعداد روزهای معاملاتی در یک سال ضرب می کنیم که این عدد به طور میانگین ۲۴۰ روز است. این روش یک چارچوب جامع برای درک و مقایسه نوسانات واقعی سهام اساسی در افق های زمانی مختلف فراهم می کند و به سرمایه گذاران در ارزیابی و مدیریت ریسک در چشم انداز پویا بازارهای مالی کمک می کند در این پژوهش از داده ۲۰ روز معاملاتی گذشته معادل یک ماه گذشته برای محاسبه انحراف استاندارد بازدهی استفاده می کنیم که به صورت دوره (رولینگ) متحرک برای هر روز معاملاتی محاسبه شده است.

$$\mu = \ln\left(\frac{S_{t+1}}{S_t}\right) \quad \text{رابطه ۸}$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\mu_i - \bar{\mu})^2} \quad \text{رابطه ۹}$$

$$\sigma = s\sqrt{\tau} \quad \text{رابطه ۱۰}$$

شکاف نوسانات تحقق یافته و ضمنی: با پیروی از بالی و هوو آکیمیان (۲۰۰۹)، گویال و سارتو (۲۰۰۹) شکاف نوسانات نیز به عنوان یک متغیر مستقل وارد مدل می کنیم. بالی و هواکیمیان (۲۰۰۹) نشان می دهند که سهام شکاف نوسانات تحقق یافته و ضمنی بالا، بازده سهام آتی پایین را پیش بینی می کنند. گویال و سارتو (۲۰۰۹) اثر منفی مشابهی بر بازده آتی اختیار معامله پیدا کردند.

پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی.../ جاوید کیا، پیمانی‌فروشانی و امیری

$$\text{Realized} - \text{Implied Volatility Spread} = \text{RVOL} - \text{IVOL} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

شایان ذکر است که در ابتدا بنابراین بود سه متغیر دیگر به نام ارزش دفتری به ارزش بازار، تعداد موقعیت‌های باز اختیار معامله و معیار نقد شوندگی نیز در مدل‌ها وجود داشته باشند ولی به دلایلی که در حین اجرا به آن موجه شدیم مجبور به حذف این متغیرها از مدل شدیم. متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار به دلیل مشکلاتی که در داده وجود داشت و اینکه نیمی از دیتاهای اختیار معامله در بورس اوراق بهادار تهران روی نماد شرکت ایران‌خودرو است و به دلیل زیان‌ده بودن این شرکت و همچنین وجود شرایط تورمی در کشور، این متغیر از مدل حذف شد. همچنین متغیر تعداد موقعیت‌های باز به خاطر عدم دسترسی به دیتای تاریخی و درنهایت معیار عدم نقد شوندگی به خاطر وجود هم خطی با تغییرات نوسانات ضمنی مدل حذف شدند.

در این پژوهش روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک است و ابتدا از اوراق اختیار معامله دادوستد شده در بورس اوراق بهادار که حداقل و حداکثر قیمت تئوریک اختیار معامله را رعایت کرده باشند استفاده می‌کنیم و پس از حذف نوسانات ضمنی منفی از داده‌های فیلتر شده جهت پیش‌بینی بازده آتی سهم استفاده شد. شایان ذکر است در بورس اوراق بهادار تهران فقط در حالت‌هایی نوسانات ضمنی منفی مشاهده شد که حداقل و حداکثر قیمت تئوریک رعایت نشده بود و فرصت آربیتراژی وجود داشت. نکته قابل توجه در سه مدل استفاده شده این است که در مدل با رگرسیون ۴۰ روزه نماد اختیار معامله استفاده شده باید حداقل ۴۰ روز معامله شده با حذف داده‌های پرت داشته باشد تا مدل برازش شود این مورد در مدل با رگرسیون ۶۰ روزه و همچنین ۸۰ روزه نیز برقرار است در نتیجه در مدل با رگرسیون ۸۰ روزه سخت‌ترین شرایط در بین مدل‌ها را دارد و دیتای مبنای این سه مدل با یکدیگر متفاوت است به‌طور مثال اگر یک اختیار معامله ۷۹ روز معامله شده داشته باشد این اختیار معامله در مدل با رگرسیون ۴۰ و ۶۰ روزه استفاده می‌شود ولی در مدل با رولینگ ۸۰ روزه حذف می‌شود.

یافته‌های پژوهش

برای انجام پژوهش از داده‌های اختیار معامله از ابتدای سال ۱۳۹۷ تا انتهای خرداد ۱۴۰۲ در نظر گرفته شده است و دلیل انتخاب این بازه زمانی پر معامله بودن اختیار معامله در این دوره است. نکته مهم در محاسبه رگرسیون فاما مکبث مرحله اول این است که ابتدا تعداد روز نماد زیر وارد رگرسیون برازش شده اول می‌شوند و چون محاسبات به‌صورت رولینگ است برای هر اختیار معامله به‌اندازه روز معادل آن در ابتدای رولینگ حذف می‌شود برای مثال در رگرسیون با رولینگ ۴۰ روزه تعداد ۲۰۸۶۵ روز نماد وارد رگرسیون مرحله اول می‌شود در رگرسیون مرحله دوم تعداد ۱۳۰۰۰ روز نماد که

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / دوره ۱۶ / شماره ۶۴ / پائیز ۱۴۰۴

حاصل ضرب تعداد ۳۲۵ اختیار معامله در ۴۰ روز معامله شده است حذف شده و ۷۸۶۵ داده برای رگرسیون نهایی فاما مکبث باقی می ماند. نکته قابل توجه این است که رولینگ برای هر اختیار معامله به صورت جداگانه اجرا می شود و در نهایت نتایج رولینگ اول در رگرسیون دوم فاما مکبث وارد می شود و در رگرسیون دوم برای همه اختیار معامله ها یک رگرسیون نهایی برازش می شود.

جدول ۱- آمار توصیفی تعداد داده های مورد استفاده در مدل ها

فیلترها	تعداد نماد اختیار معامله	تعداد نماد پایه اختیار معامله	تعداد روز نماد اختیار معامله
کل اختیار معامله منتشر شده با حداقل یک روز معاملاتی	۳۷۱۳	۵۳	۹۱۳۹۷
تعداد کل اختیار خریده ها با حداقل یک روز معاملاتی	۳۰۵۴	۵۳	۸۴۵۰۱
رعایت حداقل و حداکثر قیمت تئوریک و حذف نوسانات ضمنی منفی و رعایت حداقل تعداد روز معامله شده	حداقل ۴۰ روز	۲۰	۲۰۸۶۵
	حداقل ۶۰ روز	۱۴	۱۲۲۲۹
	حداقل ۸۰ روز	۱۰	۶۲۲۶

در جدول شماره ۲ و ۳، آمار توصیفی داده ها قبل از ورود به رگرسیون اولیه فاما مکبث قابل مشاهده است و چون داده های مبنای مدل ها متفاوت است جهت کوتاهی مبحث تنها آمار توصیفی مدل با رگرسیون ۴۰ روزه آورده شده است و از طرفی داده ها مدل رگرسیونی با رولینگ ۶۰، ۸۰ و ۴۰ روزه به ترتیب در مدل با رولینگ کمتر وجود دارد یعنی داده های مدل با رولینگ ۸۰ روزه در دو مدل دیگر و داده های مدل با رولینگ ۶۰ روزه در مدل با رولینگ ۴۰ روزه موجود است ولی عکس این مورد لزوماً صادق نیست. در ادامه پس از ارائه آمار توصیفی داده ها و مدل های رگرسیونی در نهایت نتایج مدل ها تجمیع و تفسیر می شود.

جدول ۲- آمار توصیفی داده ها

شاخص آماری	R_{t+1}	$\Delta Cvol$	REV	Size
میانگین	۰.۰۰۲۳	۰.۰۲۲۶	۰.۰۳	۳۴.۷۷
میانه	۰	۰.۰۰۵۴۴	۰.۰۲	۳۴.۷۲
انحراف استاندارد	۰.۰۲۸	۰.۲۴۲	۰.۱۹	۰.۹۲
چولگی	۰.۰۴۹	۶.۳۲۱	۰.۵۳	-۰.۴۵
کشیدگی	۰.۰۵۳	۱۱۲.۸۵	۲.۱۸	-۰.۷۷
مینیمم	-۰.۲۲۹	-۰.۹۵۳	-۰.۶۳	۳۲.۳۴
ماکزیمم	۰.۲۴۲	۷.۶۸	۱.۴۱	۳۶.۳۰
چارک اول	-۰.۰۱۷	-۰.۰۷۴۲	-۰.۰۹	۳۴.۱۰
چارک سوم	۰.۰۲۴	۰.۰۸۲۲	۰.۱۴	۳۵.۶۱

پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی.../ جاوید کیا، پیمانی فروشانی و امیری

جدول ۳- ادامه آمار توصیفی

شاخص آماری	MOM	Rvol-Ivol	CVolume	RVOL
میانگین	۰.۴۹۴	-۰.۴۹۵	۲۱۶۴۱	۰.۴۰۶
میانه	۰.۲۶۴	-۰.۴۳۱	۸۹۱	۰.۳۹۹
انحراف استاندارد	۰.۸۲۱	۰.۳۵۴	۱۱۱۴۹۲	۰.۱۲۳
چولگی	۰.۶۸۵	-۱.۸۸	۱۸.۲	۱.۵۶۶
کشیدگی	-۰.۳۳۲	۹.۲۴	۵۳۲	۱۸.۰۵
مینیمم	-۱.۲۴۸	-۵.۹۱۰	۱	۰.۰۲۱
ماکزیمم	۳.۲۳۳	۱۰.۱۷۰	۴۸۷۷۹۴۶	۲.۴۲۳
چارک اول	-۰.۰۷۵	-۰.۶۴۳	۱۲۰	۰.۳۲۸
چارک سوم	۱.۰۶۷	-۰.۲۶۷	۶۸۹۶	۰.۴۷۲

چون متغیر اصلی مدنظر برای پیش‌بینی بازده در این پژوهش تغییرات نوسانات ضمنی است در جدول زیر ما تغییرات نوسانات ضمنی را با حذف داده‌های پرت به دهک‌هایی از کم به زیاد تقسیم‌بندی شده است که دهک یک شامل سهامی با کمترین تغییرات در نوسانات ضمنی اختیار خرید نسبت به‌روز قبل و پرتفوی دهک ۱۰ شامل سهامی با بیشترین تغییرات در نوسانات ضمنی تماس نسبت به‌روز قبل است. ردیف انتهایی اختلاف بین دهک اول و دهم را گزارش می‌کند بازده مقابل نیز میانگین بازده روز بعدی سهم پایه را نشان می‌دهد در این جدول ما به دنبال نشان دادن ارتباط بین بازدهی سهم پایه و تغییرات نوسانات ضمنی در گذشته هستیم.

جدول ۴- نوسانات ضمنی دهک بندی شده

دهک تغییرات نوسانات ضمنی	متوسط بازدهی روز بعدی نماد
۱	-۰.۶۴٪
۲	-۰.۸۸٪
۳	-۰.۴۳٪
۴	۰.۱۳٪
۵	۰.۳۷٪
۶	۰.۰۲٪
۷	۰.۴۲٪
۸	۰.۶۲٪
۹	۱.۰۲٪
۱۰	۰.۵۸٪
اختلاف (۱۰، ۱)	۱.۲۲٪

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / دوره ۱۶ / شماره ۶۴ / پائیز ۱۴۰۴

به‌طور کلی از پایین‌ترین دهک نوسانات ضمنی در طول دوره بررسی به‌طور متوسط سهم پایه در روز بعدی بازدهی ۰.۶۴٪- لگاریتمی را ثبت کرده است و هر چه به سمت دهک‌های بالاتر می‌رویم به سمت بازدهی مثبت‌تر حرکت می‌کنیم و یک رابطه افزایشی قابل‌مشاهده است ولی در سه دهک این رابطه افزایشی نقض شده است در دهک دوم، شش و دهک دهم با افزایش تغییرات نوسانات ضمنی میانگین بازدهی افت محسوسی را تجربه کرده است در ادامه با استفاده از رگرسیون فاما مک‌بث به بررسی دقیق ارتباط این دو پرداخته می‌شود.

در ابتدا نتایج رگرسیون با سه رولینگ ۴۰، ۶۰ و ۸۰ روزه آورده می‌شود سپس در جدول ۸ نتایج مجدد رگرسیون با حذف متغیرهای اضافی آورده و تحلیل می‌شود. دلیل استفاده از ۴۰ روز معامله‌شده در رگرسیون این است که در صورتی که نماد اختیار معامله به‌صورت روزانه معامله‌شده باشد ۴۰ روز معامله‌شده در آن معادل تقریباً دو ماه گذشته است و برای دو مدل دیگر نیز ۶۰ روز معادل سه ماه و ۸۰ روز معادل چهار ماه گذشته است.

جدول ۵- نتیجه رگرسیون با رولینگ ۴۰

متغیر مستقل	B	آمار t (prob t)
عرض از مبدأ	-۰.۰۰۰۴۱۲	-۰.۵۰ (۰.۶۱)
تغییرات نوسانات ضمنی	۰.۶e-۷.۲۳	-۰.۲۳۳ (۰.۸۱)
ضریب بتا	۰.۰۰۲۱۰۹	۰.۷۲ (۰.۴۶)
اندازه	۰.۰۰۲۱۸۱	۰.۶۸۰ (۰.۴۹)
مومنوم	۰.۵e-۲.۲۹	۱.۷۴ (۰.۰۸)
بازگشت کوتاه‌مدت بازده	۰.۰۰۵۴۸۴	۲.۳۷ (۰.۰۱)
نوسانات تحقق‌یافته	-۰.۰۰۴۵۸۵	-۱.۹۲ (۰.۰۵)
شکاف نوسانات تحقق‌یافته و ضمنی	-۰.۰۰۰۸۹۵	-۰.۶۱ (۰.۵۳)
حجم معاملات اختیار خرید	-۰.۰۰۷۷۰۹	-۲.۳۴ (۰.۰۱)

پیش بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی... / جاوید کیا، پیمانی فروشانی و امیری

۰.۰۰۱۹۹۹	R2
۰.۰۰۰۹۸۲	Adj R2
۱.۹۶ (۰.۰۴۶)	F-statistic (prob F)

جدول ۶- نتیجه رگرسیون با رولینگ ۶۰

متغیر مستقل	B	t آمار (prob t)
عرض از مبدأ	۰.۰۰۱۹۳۱	۱.۴۳ (۰.۱۵)
تغییرات نوسانات ضمنی	۰.۰۰۰۲۱۸	۱.۸۷ (۰.۰۶۱)
ضریب بتا	۰.۰۰۳۰۳۹	۰.۶۴۹ (۰.۵۱)
اندازه	-۰.۰۱۸۴۳۶	-۳.۶۶ (۰.۰۰۰)
مومنتوم	۰.۵e-۸.۹۲	۳.۰۲ (۰.۰۰۲)
بازگشت کوتاه مدت بازده	۰.۰۰۵۵۴۴	۱.۱۴۱ (۰.۲۵)
نوسانات تحقق یافته	-۰.۰۰۷۲۸۶	-۱.۲۴ (۰.۲۱)
شکاف نوسانات تحقق یافته و ضمنی	-۰.۰۰۴۳۷۸	-۱.۵۰ (۰.۱۳۳)
حجم معاملات اختیار خرید	-۰.۰۱۶۰۹۲	-۲.۸۵ (۰.۰۰۴)
R2	۰.۰۱۲۰۵۰	
Adj R2	۰.۰۰۹۶۸۳	
F-statistic (prob F)	۵.۰۹۲ (۰.۰۰۰۰)	

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار / دوره ۱۶ / شماره ۶۴ / پائیز ۱۴۰۴

جدول ۷- نتیجه رگرسیون با رولینگ ۸۰

متغیر مستقل	B	آمار t (prob t)
عرض از مبدأ	۰.۰۰۲۹۶۷	۱.۶۲ (۰.۱۰)
تغییرات نوسانات ضمنی	۰.۵۵-۵.۳۱	-۰.۲۳ (۰.۸۱)
ضریب بتا	۰.۰۱۴۲۴۵	۱.۵۰ (۰.۱۳۱)
اندازه	-۰.۰۰۳۶۷۲	-۴.۱۳ (۰.۰۰)
مومنوم	۰.۰۰۰۱۴۴	۲.۴۶ (۰.۰۱۳)
بازگشت کوتاه‌مدت بازده	۰.۰۰۸۳۵۶	۱.۲۹ (۰.۱۹۷)
نوسانات تحقق‌یافته	۰.۰۰۳۳۷۷	۰.۳۱۱ (۰.۷۵۵)
شکاف نوسانات تحقق‌یافته و ضمنی	-۰.۰۰۸۸۳۰	-۱.۴۲۲ (۰.۱۵۵)
حجم معاملات اختیار خرید	-۰.۰۰۴۹۷۸	-۰.۴۷۸ (۰.۶۳۲)
R2	۰.۰۲۶۸۳۴	
Adj R2	۰.۰۲۱۶۳۳	
F-statistic (prob F)	۵.۱۵۹ (۰.۰۰۰۰)	

در جدول زیر سه مدل فوق با حذف متغیرهای اضافی که در رگرسیون معنی‌دار نبوده‌اند هر سه مدل مجدداً برازش شده که نتایج آن در جدول زیر قابل مشاهده است.

پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی.../ جاوید کیا، پیمانی فروشانی و امیری

جدول ۸-تجمیع نتایج

نام مدل متغیرها (prob t)	رولینگ ۴۰ روزه	رولینگ ۶۰ روزه	رولینگ ۸۰ روزه
آماره F مدل (prob)	۳.۵۵ (۰.۰۰۶)	۱۱.۸۵ (۰.۰۰)	۱۶.۳۸ (۰.۰۰)
MOM	۰.۵e-۲.۲۹ (۰.۰۴)	۰.۵e-۸.۹۲ (۰.۰۰)	۰.۴e-۱.۰۳ (۰.۰۲۷)
Size	-	-۰.۰۱۶ (۰.۰۰)	-۰.۰۰۴ (۰.۰۰)
CVolume	-۰.۰۰۶ (۰.۰۲)	-۰.۰۱۴ (۰.۰۱)	-
REv	۰.۰۰۵ (۰.۰۲)	-	-
Rvol	-۰.۰۰۴ (۰.۰۳)	-	-
Adj R2(%)	۰.۱	۰.۹	۲
Dw	۱.۵۶	۱.۶۱	۱.۶۲

بنابراین مدل رگرسیون نهایی برای دوره ۴۰، ۶۰ و ۸۰ روزه به ترتیب به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Return_{t+1} = 0.005070REV + 2.29E-05MOM - 0.006014Cvolume - 0.00485Rvol \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

$$Return_{t+1} = -0.016871Size + 8.92E-05MOM - 0.014118CVolume \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

$$Return_{t+1} = -0.040998Size + 0.000103MOM \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

در رگرسیون‌های فوق ناهمسانی واریانس با روش هوپر-وایت مرتفع گردیده و سایر فروض کلاسیک نیز برقرار است. همچنین آماره دوربین و اتسون در انتهای جدول آورده شده است. براساس مدل‌های رگرسیونی فوق، می‌توان نتیجه گرفت که مدل رگرسیونی ۸۰ روزه بیش‌ترین مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده را دارد. هرچند هر سه مدل رگرسیونی ۴۰، ۶۰ و ۸۰ روزه به‌طور کلی معنی‌دار هستند، اما مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده ۲ درصد در مدل رگرسیون ۸۰ روزه باوجود اینکه میزان مطلوبی نیست،

اما در مقایسه با دو مدل رگرسیون دیگر عملکرد بهتری دارد. همچنین در این مدل‌ها متغیر مومنوم معنی‌دار است که از دید تخصصی نیز متغیر مهم و تأثیرگذاری در بازدهی سهام است و نشان‌دهنده این است که بازدهی گذشته سهم بر بازدهی آینده آن تأثیرگذار است. در مدل رگرسیونی ۶۰ روزه و ۸۰ روزه متغیر لگاریتم طبیعی اندازه شرکت بر بازدهی روز بعد مؤثر بوده است و همچنین در مدل رگرسیون ۴۰ روزه و ۶۰ روزه حجم معاملات اختیار خرید توانسته بازدهی روز بعد را پیش‌بینی کند که نشان‌دهنده اهمیت این متغیر در بازار اختیار معامله است. به‌طورکلی مدل با رگرسیون ۸۰ روزه عملکرد مناسبی در مقایسه با سایر مدل‌ها دارد؛ عملاً تغییرات نوسانات ضمنی، در هیچ‌یک از مدل‌ها معنی‌دار نبوده است.

افزایش مومنوم تأثیر مثبتی بر بازدهی آتی در سه مدل مدنظر داشته است و به نظر می‌رسد معامله‌گران به سهامی که رشد مناسبی در گذشته داشته است به‌عنوان یک عامل مثبت می‌نگرند؛ همچنین افزایش حجم معاملات اختیار خرید در گذشته منجر به کاهش بازده آتی سهم پایه شده است و این می‌تواند ناشی از این مورد باشد که در مواقع خطر و انتظارات نزولی سهم پایه معامله‌گران به جهت محافظت از پرتفوی خود در نوسانات منفی از اختیار معامله استفاده می‌کنند در نتیجه در مواقع رشد حجم معاملات در بازار اختیار معامله نشانه‌ای برای کاهش بازدهی در آینده است؛ همچنین برای عامل اندازه شرکت در حالت‌های رشد زیاد ارزش بازار شرکت یک عامل منفی برای بازدهی روز بعدی نماد پایه است که بیشتر به خاطر روند حرکت قیمت سهم است؛ همچنین نتایج بازگشت کوتاه‌مدت بازده نیز نشان می‌دهد رشد کوتاه‌مدت یک ماه گذشته می‌تواند در افزایش بازدهی آتی مؤثر باشد و همانند مومنوم معامله‌گران به رشد گذشته سهم چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت یک‌ساله اهمیت ویژه‌ای قائل هستند؛ همچنین نوسانات تحقق‌یافته نیز در بازده آتی یک عامل منفی در مدل با رولینگ ۴۰ روزه به‌دست‌آمده است و نوسانات زیاد سهم پایه احتمال قرار گرفتن در زیان و همچنین در سود را افزایش می‌دهد و نشان‌دهنده ریسک است و عامل منفی برای بازدهی در آینده بوده که نشان از ریسک گریزی سرمایه‌گذاران در دوره موردبررسی است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، ابتدا از اوراق اختیار معامله دادوستد شده در بورس اوراق بهادار که حداقل و حداکثر قیمت تئوریک را رعایت کرده‌اند (عدم وجود فرصت آربیتراژی) و پس از حذف نوسانات ضمنی منفی از تغییرات نوسانات ضمنی جهت پیش‌بینی بازده آتی سهم، در کنار سایر متغیرها شامل ضریب بتا، لگاریتم طبیعی اندازه شرکت، عدم نقد شوندگی، بازگشت کوتاه‌مدت، نوسانات تحقق‌یافته، شکاف

پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نوسانات ضمنی.../ جاوید کیا، پیمانی فروشانی و امیری

نوسانات تحقق‌یافته و ضمنی، مومنتوم و حجم اختیار خرید، به‌عنوان متغیرهای مستقل استفاده شد. سپس، با استفاده از رگرسیون فاما مک‌بث، از سه مدل با متحرک (رولینگ) متفاوت ۴۰، ۶۰ و ۸۰ روزه جهت بررسی ابعاد مختلف زمانی مورد استفاده قرار گرفت.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هنوز در بورس اوراق بهادار تهران، عوامل بسیار دیگری که در مدل دیده نشده‌اند، تأثیر زیادی در روند معاملات دارند. بر اساس رگرسیون‌های برازش‌شده، مشخص شد که در بازه زمانی مورد بررسی، متغیرهایی مانند شکاف نوسانات تحقق‌یافته و ضمنی، ضریب بتا و تغییرات نوسانات ضمنی نتوانستند بازده آینده سهام را پیش‌بینی کنند و تأثیری بر آن نداشتند و در روند معاملات فعالین بازار به این موارد توجهی ندارند؛ ولی مومنتوم، حجم معاملات اختیار خرید و اندازه شرکت توانسته‌اند بر بازده سهم اثرگذار باشند. همچنین، در مدل با دوره متحرک ۴۰ روزه، بازگشت کوتاه‌مدت بازده و نوسانات تحقق‌یافته نیز بر بازدهی سهم اثرگذار بوده‌اند.

مهم‌ترین محدودیت در تحقیقات اختیار معامله که همه محققان در بازار اختیار معامله کشور با آن مواجه هستند، کم‌عمق و نوپا بودن این بازار است که محققان را با کمبود دیتای واقعی مواجه می‌کند. همچنین، در این بازار اختیار فروش بسیار کم‌عمق‌تر از اختیار خرید است؛ به همین دلیل از استفاده از داده‌های اختیار فروش جهت پیش‌بینی بازده آتی صرف‌نظر شد.

به پژوهشگران علاقه‌مند به موضوعات مرتبط با این حوزه پیشنهاد می‌گردد، به‌جای استفاده از نوسانات ضمنی، تغییرات و درصد تغییر آن از رتبه نوسانات ضمنی بهره ببرند. همچنین، در این پژوهش تنها از اختیار خرید استفاده شده است؛ در تحقیقات آتی، پژوهشگران می‌توانند از اختیار فروش نیز، پس از توسعه بازار و افزایش حجم معاملات اختیار فروش، بهره‌مند شوند. علاوه بر این، تحقیقات خارجی مستند کرده‌اند که انحراف در برابری اختیار خرید و اختیار فروش، لب‌خند و لب‌خند یک‌طرفه نوسانات قدرت پیش‌بینی بسیار قوی بر بازده سهام آتی دارد؛ لذا پیشنهاد می‌شود پژوهشگران توانایی این عوامل را جهت پیش‌بینی بازده آتی بررسی کنند.

منابع

- (۱) پیمانی، مسلم، هوشنگی، زهره. (۱۳۹۶). تخمین و مقایسه مدل‌های تعادلی نرخ سود کوتاه‌مدت اسناد خزانه اسلامی. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۱۱-۸۹، ۸(۳۳)
- (۲) خادم الحسینی اردکانی، موسویان، سیدعباس. (۲۰۱۲). مهندسی مالی اسناد خزانه اسلامی. اقتصاد اسلامی، ۱۲(۴۵)، ۱۰۷-۱۳.
- (۳) سعیدی، ع.، علیمحمدی، ش؛ و شهریار. (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت قراردادهای آتی در بورس کالای ایران. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۵(۲۰)، ۴۱-۵۶.
- (۴) نیسی، ع. و پیمانی فروشانی، م. (۱۳۹۸). مدل‌سازی مالی با استفاده از نرم‌افزار MATLAB: انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی تهران.
- 5) Amin, K. I., & Lee, C. M. (1997). Option trading, price discovery, and earnings news dissemination. *Contemporary Accounting Research*, 14(2), 153-192.
- 6) Antônio, R. M., Lima, F. G., dos Santos, R. B., & Rathke, A. A. T. (2019). Use of Derivatives and Analysts' Forecasts: New Evidence from Non-financial Brazilian Companies. *Australian Accounting Review*, 29(1), 220-234.
- 7) Bali, T. G., & Hovakimian, A. (2009). Volatility spreads and expected stock returns. *Management Science*, 55(11), 1797-1812.
- 8) Beckers, S. (1981). Standard deviations implied in option prices as predictors of future stock price variability. *Journal of Banking & Finance*, 5(3), 363-381.
- 9) Cao, C., Chen, Z., & Griffin, J. M. (2005). Informational content of option volume prior to takeovers. *The Journal of Business*, 78(3), 1073-1109.
- 10) Cao, J., & Han, B. (2013). Cross section of option returns and idiosyncratic stock volatility. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 231-249.
- 11) Chan, K., Chung, Y. P., & Fong, W. M. (2002). The informational role of stock and option volume. *The Review of Financial Studies*, 15(4), 1049-1075.
- 12) Chiras, D. P., & Manaster, S. (1978). The information content of option prices and a test of market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 6(2-3), 213-234.

- 13) Christensen, B. J., & Prabhala, N. R. (1998). The relation between implied and realized volatility. *Journal of financial economics*, 50(2), 125-150.
- 14) Dimson, E. (1979). Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics*, 7(2), 197-226.
- 15) Easley, D., O'hara, M., & Srinivas, P. S. (1998). Option volume and stock prices: Evidence on where informed traders trade. *The Journal of Finance*, 53(2), 431-465.
- 16) Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of political economy*, 81(3), 607-636.
- 17) Fassas, A. P., & Siriopoulou, S. C. (2021). Implied volatility indices—A review. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 79, 303–329.
- 18) Goyal, A., & Saretto, A. (2009). Cross-section of option returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 94(2), 310-326.
- 19) Hull, J. (2018). *Options, futures and other derivatives*/John C.
- 20) Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.
- 21) Lakonishok, J., Lee, I., Pearson, N. D., & Poteshman, A. M. (2007). Option market activity. *The Review of Financial Studies*, 20(3), 813-857.
- 22) Latane, H. A., & Rendleman, R. J. (1976). Standard deviations of stock price ratios implied in option prices. *The Journal of Finance*, 31(2), 369-381.
- 23) Ni, S. X., Pan, J., & Poteshman, A. M. (2008). Volatility information trading in the option market. *The Journal of Finance*, 63(3), 1059-1091.
- 24) Orlando, G., & Taglialatela, G. (2017). A review on implied volatility calculation. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 320, 202-220.
- 25) Pan, J., & Poteshman, A. M. (2006). The information in option volume for future stock prices. *The Review of Financial Studies*, 19(3), 871-908.
- 26) Patell, J. M., & Wolfson, M. A. (1981). The ex ante and ex post price effects of quarterly earnings announcements reflected in option and stock prices. *Journal of Accounting Research*, 434-458.
- 27) Schmalensee, R., & Trippi, R. R. (1978). Common stock volatility expectations implied by option premia. *The Journal of Finance*, 33(1), 129-147.

- 28) Scholes, M., & Williams, J. (1977). Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of financial economics*, 5(3), 309-327.
- 29) Sheikh, A. M., & Ronn, E. I. (1994). A characterization of the daily and intraday behavior of returns on options. *The Journal of Finance*, 49(2), 557-579.
- 30) Stephan, J. A., & Whaley, R. E. (1990). Intraday price change and trading volume relations in the stock and stock option markets. *The Journal of Finance*, 45(1), 191-220.
- 31) Trippi, R. R. (1977). Estimating the relationship between price and time to sale for investment property. *Management Science*, 23(8), 838-842.
- 32) Wu, H. F. (2019). From constant to stochastic volatility: Black-Scholes versus Heston option pricing models.

-
- 1 .Wu
 - 2 .Ito lemma
 3. regular function
 - 4 . Manaster and Rendleman
 - 5 . Stephan and Whaley
 - 6 . Sheikh and Ronn
 - 7 . Easley, O'hara, and Srinivas
 - 8 . Latane and Rendleman
 - 9 . Schmalensee and Trippi
 - 10 . Chiras and Manaster
 - 11 . Beckers
 - 12 . Trippi
 - 13 . Melnick and Yannacopoulos
 - 14 . IBM
 - 15 . Patell and Wolfson
 - 16 . Fassas and SiriopouloS
 17. CAPM
 18. beta
 19. Risk premium
-
- 20 .rolling
 21. Fair game
 22. efficient capital market
 23. Beta
 - 24 size
 - 25 Short-Term Reversal
 - 26 Realized
 - 27 Realized-Implied Volatility Spread
 - 28 Momentum
 - 29 Call Volume
 30. Scholes and Williams
 31. Dimson
 32. Jegadeesh and Titman
 33. Jegadeesh
 34. Lehmann
 35. Stephan and Whaley
 36. Amin and Lee
 37. Chan, Chung, and Fong
 38. Cao, Chen, and Griffin
 39. Pan and Poteshman
 40. Easley, O'Hara, and Srinivas

Prediction of Stock Returns Using Implied Volatility of Options in Tehran Stock Exchange

Yousef Javidkia¹

Receipt: 08/12/2024 Acceptance: 22/04/2025

Moslem Peymany foroushany²

Meysam Amiri³

Abstract

Understanding the flow of information between options trading and stock markets is one of the important topics in modern finance, and the growing trading volume in Iran's emerging options market increases the importance of examining its impact on the stock market. The aim of this study is to examine the possibility of predicting stock returns using changes in implied volatilities of options in the Tehran Stock Exchange. In this study, implied volatilities are first calculated using the Newton-Raphson method and binary search, and considering the Black, Scholes, and Merton pricing model along with other factors related to the option and the underlying stock, they are used within the Fama-MacBeth regression framework to predict stock returns. Moreover, in order to investigate different time dimensions, three rolling periods of 40, 60 and 80 days are analyzed. The data used in this study include information related to option transactions in the Tehran Stock Exchange from the beginning of 2018 to the end of June 2023. Based on the results obtained from the fitted regressions, it was found that in the Tehran Stock Exchange, there are still several factors outside the framework of the examined model that significantly affect trading trends and stock return behavior. Also, during the study period, variables such as the gap between realized and implied volatilities, the beta coefficient, and changes in implied volatilities do not have the ability to predict future stock returns and have not had a significant effect on them. In contrast, factors such as recent price trend (momentum) in all three models, and company size and option trading volume in two models, have been able to influence stock returns. Furthermore, in the model with the 40-day rolling period, short-term return reversal and realized volatilities have also been identified as factors affecting stock returns.

Keywords

Changes in implied volatility, Stock return prediction, Black-Scholes-Merton model, Fama macbeth regression.

1-Master of Science, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). usfjavidkia@gmail.com

2-Associate Professor, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. m.peymany@atu.ac.ir

3-Assistant Professor, Department of Finance and Banking, Faculty of Management and Accounting, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. amiry@atu.ac.ir