فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و هفتم / تابستان ۱۴۰۰

پیش‌بینی بازده سهام بر پایه توزیع کرنل و اختلاط توزیع‌های نرمال

غلامرضا زینلی [۱]
نرگس یزدانیان [۲]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۹/۰۹/۰۹ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۹/۱۰/۰۹

چکیده

مدل‌سازی و پیش‌بینی بازده سهام همواره یکی از چالش‌های پیش روی محققان و سرمایه‌گذاران بوده است. از این رو روش‌ها و مدل‌های متفاوتی ارائه شده که اغلب آنها متکی بر مفروضاتی چون توزیع بازده بوده‌اند. در پژوهش حاضر پیش‌بینی بازده سهام بر پایه توزیع کرنل و اختلاط توزیع‌های نرمال مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور توابع کرنل و اختلاط نرمال‌ها و پارامترهای مربوط به آنها از طریق ماکسیمم‌سازی تابع درستنمایی، مورد برآورد قرار گرفته و چندک‌های ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ هریک از توزیع‌ها برای ۳۰ شرکت برتر بورس در سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۸ به عنوان مقادیر پیش‌بینی بازده محاسبه گردید. به منظور تعیین دقت روش‌های پیش‌بینی معیارهای خطای MSE و PRED بکار گرفته شد و نتایج نشان داد که اختلاط توزیع‌های نرمال و تقریب کرنل هر دو از طریق چندک ۹۰٪ توزیع بازده می‌توانند پیش‌بینی‌های مطلوبی از بازده‌های ۵ روزه سهام ارائه دهند. مقایسه دقت این دو روش نشان داد تقریب کرنل به عنوان یک روش ناپارامتری پیش‌بینی بازده، دقت بالاتری نسبت به اختلاط توزیع‌های نرمال در پیش‌بینی داشته است.

کلمات کلیدی

پیش‌بینی بازده، اختلاط نرمال، تقریب کرنل.

۱-گروه حسابداری، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. Grezazeinali@gmail.com
۲-گروه حسابداری، واحدرودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، رودهن، ایران.(نویسنده مسئول) n.yazdanian@riau.ac.ir

مقدمه

مدل‌سازی آماری بازده دارایی‌های مالی بیش از یک قرن است که مورد توجه پژوهش‌های زیادی قرار گرفته است. تمام مدل‌های آماری بازده دارایی که تاکنون توسعه یافته‌اند، با هدف توصیف یا توضیح تجربی بازده دارایی هستند و روش‌هایی که یک مدل خاص از آنها حاصل شده‌اند، به شدت تحت تأثیر توصیف و توضیح بازده قرار داشته‌اند [۱۸]. با این حال، قبل از اینکه محقق یک مدل آماری را برای توصیف یک قاعده تجربی ارائه دهد، ابتدا باید تعریف روشنی از نظم و قاعده در داده‌های مالی داشته باشد. این کار ساده‌ای نیست، به ویژه با توجه به اینکه تعریف یک قاعده و نظم، متأثر از قضاوت‌های ذهنی بسیار است. این داوری بستگی به برداشت‌های نظری محقق دارد، زیرا این قضاوت نسبت به قاعده‌مندی داده‌ها توسط مفاهیم احتمالی تشکیل می‌شود [۱۷]. به عبارت دیگر، یک نظم تجربی، یک ویژگی صرفاً عینی در داده نیست، بلکه تا حدی توسط الگوی تعریف شده و قابل تشخیص در داده‌ها تفسیر می‌شود. این ذهنیت منجر به مشروط بودن نتایج تجربی می‌شود، یعنی یک نظم یکسان یا همان الگوی رفتاری، ممکن است به صورت کاملاً متفاوت در نقاط مختلف در زمان تفسیر شود. این امر منجر به این می‌شود که در تحقیقات متعدد، الگوها و روش‌های متفاوتی برای پیش‌بینی بازده دارایی‌های مالی بکار گرفته شود [۲۵]. اگرچه تحقیقات متعددی به ارائه الگوهای پیش‌بینی بازده و قیمت دارایی‌های ریسکی پرداخته‌اند، اما بررسی این نتایج نشان می‌دهد که اتفاق نظر متقن در مورد کارایی بهینه یک روش یا الگو نسبت به سایر روش‌ها وجود ندارد [۳۴]. اما آنچه که مشخص است، این است که تقریباً در تمامی تحقیقاتی که به مدل‌سازی و پیش‌بینی بازده دارایی‌های ریسکی پرداخته‌اند و در آنها از روش‌های عددی و بهینه‌سازی استفاده نشده، الگوهای کلاسیک آماری مهمترین ابزار پیش‌بینی و مدل‌سازی بوده‌اند. یکی از پیش فرض‌های مهم در استفاده از مدل‌ها و ابزارهای کلاسیک آماری، فرض نرمال بودن توزیع بازده دارایی‌های ریسکی است [۳۲]. در حالی که شواهد محکمی وجود دارد که توزیع بازده دارایی‌های ریسکی و به خصوص سهام، لزوماً نرمال نیست، بلکه می‌تواند از توزیع‌های با دم‌های پهن و یا توزیع‌های گسترده‌تر تبعیت کند [۹]. پیرو این نتایج، مطالعات بیشتری در خصوص تعیین توزیع بازده سهام در بازارهای سرمایه انجام پذیرفته است، اما همچنان اتفاق نظر بر اینکه توزیع بازده سهام در بازار سرمایه غالباً از چه نوعی است وجود ندارد. از این رو این ایده وجود دارد که ترکیب توزیع‌های نرمال در قالب اختلاط نرمال، با توجه به نظری که بر فرضیه نرمال بودن توزیع بازده دارد، می تواند یک الگوی مناسب برای مدل‌سازی توزیع بازده سهم و پیش‌بینی بازده از طریق چندک‌های این توزیع باشد. از طرفی این ادعا نیز می‌تواند شکل گیرد که توزیع بازده لزوماً یک توزیع شناخته شده پارامتری نیست، بلکه باید آن را با توجه به ماهیت داده‌ها برآورد نمود. برای آزمودن این ادعا، استفاده از تابع کرنل در تخمین

توزیع بازده به عنوان یک روش ناپارامتری پاسخی است که در این تحقیق به این مسئله داده می‌شود. انتظار بر این است که شناسایی توزیع بازده، می‌تواند پیش‌بینی‌هایی با ضریب اطمینان مشخص از مقادیر آتی بازده ارائه دهد. در این تحقیق به بررسی پیش‌بینی پذیری بازده از طریق تقریب توزیع بازده سهام با استفاده از تابع کرنل و اختلاط توزیع‌های نرمال پرداخته شده و نتایج آن می‌تواند در راستای توسعه الگوهای پیش‌بینی بازده توسط سرمایه گذاران و محققین مورد استفاده قرار گیرد. مهمترین مزیت این تحقیق نسبت به سایر تحقیقات انجام شده این است که در این تحقیق دو رویکرد پارامتری و ناپارامتری به توزیع داده‌های بازده وجود دارد که قدرت پیش‌بینی هریک از آنها در تواترهای زمانی متفاوت و برای داده‌های خارج از نمونه مورد مقایسه قرار می‌گیرد. لذا نتایج این تحقیق با تأکید بر توان پیش‌بینی داده‌های خارج از نمونه، نسبت به سایر تحقیقات قبلی دارای مزیت است.

چارچوب نظری و پیشینه

توزیع بازده سهام در بازارهای مالی، به ویژه برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها و استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری در اوراق اختیار بسیار مهم است [۱۰]. در این راستا روش‌های متفاوتی به منظور قیمت‌گذاری دارایی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد که در روش‌های مبتنی بر توزیع بازده، روش‌های پارامتری و ناپارامتری برای تخمین توابع چگالی احتمال بکار گرفته می‌شوند. در هر دو روش، نیاز به استفاده از توزیع داده‌های بازده سهام است. در روش اول (پارامتری)، فرض بر شکل توزیع گذاشته می‌شود، در حالی که روش دوم (ناپارامتری) نیاز به انتخاب مناسب از شکل هسته[۱] و پهنای باند[۲] توزیع داده‌ها دارد. مدل‌های اولیه فرض نرمال بودن توزیع بازده را به عنوان مبنایی برای نظریه قیمت‌گذاری دارایی مطرح می‌کنند. با این حال، استفاده از فرض نرمال بودن توزیع، برای مدت طولانی به چالش کشیده شده است [۳۳].

با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، شرکت‌ها می توانند به راحتی ریسک ها و بازده دارایی‌ها را محاسبه کنند [۱۹]. این ارزیابی از آن جهت مفید است که اطلاعات مورد نیاز سرمایه گذاران را فراهم می کند تا بدانند آیا باید سرمایه‌گذاری خاصی را دنبال کنند یا خیر. با این حال، غالب مدل‌های ارائه شده برای پیش‌بینی بازده دقیق نیستند، فقط تخمینی از بازدهی که سرمایه گذاران از یک سرمایه‌گذاری انتظار دارند ارائه می‌دهند [۲۴].

اگرچه نظریه‌های مرتبط با قیمت‌گذاری دارایی مانند مدل قیمت‌گذاری دارایی CAPM، مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ و مدل‌های قیمت‌گذاری توسعه یافته‌تر (مدل‌های Q-عاملی) به طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرند، اما چند مزیت و معایب وجود دارد. اولین مزیت مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی این است که استفاده از آنها بسیار آسان است و دامنه تقریباً قابل قبولی از نتایج احتمالی ارائه می‌دهند. مزیت دیگر این

است که این تئوری انتخاب متنوعی از سرمایه‌گذاری‌های انجام شده توسط سرمایه گذاران را در بر می‌گیرد که می‌تواند ریسک فردی را از بین ببرد. این مزایا می‌تواند سرمایه‌گذاران را برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها یا پروژه های خاص تشویق کند [۳۵].

اولین عیب مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی این است که نرخ بدون ریسک دارد و این بدان معنی است که نرخ شناخته شده اوراق بهادار دولتی در کوتاه‌مدت بر بازده حاصل از سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسکی برتری دارد [۳۵]. یکی دیگر از معایب این مدل‌ها، این پیش فرض است که سهامداران می‌توانند بازده بدون ریسک کسب کنند. اگرچه معایب دیگری نیز وجود دارد، اما مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی همچنان به طور گسترده برای کمک به سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری استفاده می‌شوند [۸] و باید توجه داشت که فرض نرمال بودن توزیع بازده در تمامی این مدل‌ها یکی از مفروضاتی است که طبق نتایج تحقیقات قبلی، لزوماً برقرار نیست.

تحقیقات قابل توجهی در مورد توزیع‌های جایگزین برای بازده روزانه سهام ارائه شده است. تحقیقات تجربی فاما[۳] [۱۵] نشان می‌دهد که تغییرات در قیمت سهام دارای قله[۴]های بلندتر و دم‌های پهن‌تری[۵] نسبت به توزیع نرمال است. مندلبروت[۶] [۲۳] نشان داده که بازده سهام دارای دم‌های پهن و توزیع‌های تقریبی پارتو[۷] است. علاوه بر این، دم‌هایی از خانواده توزیع‌های نمایی برای هر دو مورد شرکت‌ها و شاخص‌های مالی مورد بررسی قرار گرفته است [۲۸]. پراتز[۸] [۲۹] برای بازده روزانه سهام نشان می‌دهد که توزیع تی-استیودنت[۹] شایع تر از توزیع‌های پارتو است. کان[۱۰] [۲۰] پیشنهاد کرده که مدل ترکیبی نرمال[۱۱] حتی بهتر از توزیع تی-استودنت بر روی داده‌ها برازش می‌شود. علاوه بر این، مدل ترکیبی نرمال موثرتر از توزیع نرمال برای بازده روزانه سهام است. لیندن[۱۲] [۲۱] توزیع اختلاط یافته لاپلاس[۱۳] را پیشنهاد کرده و نشان می‌دهد که توزیع اختلاط یافته لاپلاس بهتر از توزیع نرمال برای داده‌های روزانه است.

اگر چه توزیع‌های مورد بحث در بالا رفتار سهام را نسبت به توزیع نرمال بهتر توصیف می‌کنند، اما روش‌های ساده و عملی نیستند. نظریه‌های بنیادی برای قیمت‌گذاری اوراق اختیار و دارایی ها، مبتنی بر فرض نرمال بودن توزیع بازده است. به عنوان مثال، مدل قیمت‌گذاری بلک-شولز[۱۴] فرض می‌کند که بازده لگاریتمی دارای توزیع نرمال است [۳۰]. با این حال، در واقع، توزیع نرمال تنها حالت خاصی از مدل اختلاط یافته نرمال است، و مدل اختلاط یافته نرمال نیز می‌تواند یک مورد خاص از دیگر موارد نرمال باشد. مدل اختلاط یافته نرمال ترکیبی خطی از توزیع‌های نرمال است که رفتار آن به توزیع نرمال نزدیک تر بوده و در شرایطی که توصیف رفتار داده‌ها با توزیع نرمال دشوار است، عملکرد کاربردی تری ارائه می‌دهند. از این منظر، با استفاده از مدل اختلاط یافته نرمال برای توضیح رفتار بازده سهام، پیش فرض نرمال بودن توزیع

بازده را به طور کلی تایید می‌کند [۳۴].

از طرف دیگر، یک گام کلیدی در روش‌های پارامتری، وجود یک فرضیه در مورد شکل توزیع پایه است. با این حال، زمانی که تابع احتمالی از تعداد زیادی از توابع احتمالی نامطلوب تشکیل شده است، تعیین مدل برای پیش‌بینی مشکل است. در این موارد، روش برآورد پارامتری نامناسب است. با این حال، روش‌های تخمین ناپارامتری، مانند تخمین توابع کرنل، محدودیت کمتری برای توصیف عملکرد احتمالی داده‌ها داشته و مناسب تر هستند. از آنجایی که آزمون تناسب برای تمام مولفه‌های مدل‌های اختلاط یافته نرمال به طور مشاهده به مشاهده دشوار است، می‌توان به جای مدل‌های اختلاط یافته نرمال، از روش‌های تخمین ناپارامتری استفاده کرد. بوزمارنی و رامبوتس[۱۵] [۱۲] از تخمین تابع چگالی کرنل برای برآورد توزیع داده‌های مالی استفاده کرده‌اند. همچنین هاروی و اویریچنکو[۱۶] [۱۶] نیز از تخمین تابع کرنل برای توصیف توابع چگالی احتمال شاخص‌های سهام استفاده کرده‌اند. اگرچه در روش‌های برآورد غیرپارامتری، ساختار کرنل و پهنای باند کرنل دشوار است، اما برای غلبه بر این مشکل، از روش‌های گوناگون می‌توان استفاده کرد [۱۱ و ۲۲].

در مدل‌سازی و پیش‌بینی بازده، تحقیقات متعددی انجام پذیرفته است. در داخل کشور، غلامی میان پشته [۳] نشان داده که مدل‌های خانواده واریانس ناهمسان شرطی شامل GARCH، TGARCH و EGARCH علاوه بر قدرت بالا در پیش‌بینی نوسانات، به‌خوبی قادر به بیان ویژگی‌های بازدهی از جمله کشیدگی مازاد نسبت به توزیع نرمال، نوسانات خوشه‌ای و اثر اهرمی می‌باشند. بقال پور [۱] در تحقیق خود نشان داده که مانایی در سطح و حافظه بلند بودن حد بالا و پایین قیمت سهام و قابلیت پیش‌بینی آن‌ها مورد تأیید است، اما مدلسازی آن‌ها توسط مدل خودرگرسیونی تصحیح خطای برداری فرکتالی مورد تأیید واقع نشد. موسوی سراسیا [۷] به پیش‌بینی نوسانات شاخص قیمت و بازده با استفاده از مدل‌های گارچ پرداخته و نشان می‌دهد که برای دو شاخص کل قیمت و بازده نقدی و قیمت، مدل EGARCH از مدل GARCH و GJR GARCH پیش‌بینی‌های بهتری را فراهم می‌کند. در حالی که مقایسه بین دو مدل EGARCH و TGARCH این نتیجه را در پی داشته که این دو مدل در پیش‌بینی نوسان‌های شاخص کل قیمت و شاخص بازده نقدی و قیمت تفاوت چندانی با یکدیگر ندارند. مقامی [۵] در تحلیل رابطه ریسک ویژه و بازده سهام با رگرسیون چندک نشان داده که رابطه آنها، غیرخطی و مبتنی بر توزیع بازده می‌باشد. به نحوی که این رابطه در دنباله راست توزیع همسو و در دنباله چپ ناهمسو می‌باشد. همچنین، فریدونی [۴] در تحقیق خود نشان می‌دهد که در روابط همزمان بین حجم معاملات و بازده سهام همبستگی مثبت و معنی دار وجود دارد. این یافته‌ها به تایید فرضیه ترکیب توزیع‌ها بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. همچنین در ادامه تحقیق از عامل حجم برای پیش‌بینی نرخ بازده پرداخته شده است که همه نتایج صحت این مسئله را ثابت می‌نماید.

مقیمی کندلوس [۶] در تحقیق خود نشان داده که مدل پایدار GARCH برازش بهتری نسبت به مدل GARCH-n و GARCH-t برای مدلسازی نوسان‌پذیری از خود نشان می‌دهد. جلالی [۲] نیز به برآورد نوسان‌پذیری سهام شرکت‌های برتر در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از تخمین چندکی مدل GARCH پرداخته و نشان داده‌شده که روش رگرسیون چندکی که به عنوان یک ابزار استوار معرفی شده است، در پیش‌بینی قیمت و بازده سهام نسبت به روش‌های کلاسیک از عملکرد و دقت بهتر و خطای کمتر برخوردار است.

در حوزه مطالعات انجام شده در خارج از کشور نیز، یان و هان [۳۴] نشان می‌دهند که اگرچه توزیع نرمال برازش مناسبی به بازده سهام شرکت‌ها ندارد اما ترکیب ۳ توزیع نرمال در قالب اختلاط توزیع‌های نرمال توصیف دقیق تری از رفتار بازده سهام ارائه می‌دهد. نتایج همچنین نشان داده که اختلاط توزیع‌های نرمال نسبت به تابع کرنل برازش دقیق تری بر روی داده‌های بازده سهام شرکت‌ها داشته است. دریاب[۱۷] [۱۴] نشان می‌دهند که مدل برنولی غیر خطی خاکستری نش[۱۸] می‌تواند بازده غیر عادی سهام را که با شرایط غیر از مدل‌های خاکستری پیش‌بینی شده است، پیش‌بینی کند. اوسلاتی و همامی[۱۹] [۲۶] نشان داده‌اند که بازده سهام در بازارعربستان سعودی توسط قیمت نفت، سود تقسیمی و تورم پیش‌بینی می‌شود و پیش‌بینی پذیری بازده در دوره رونق، بیشتر از دوره رکود است. چوداری[۲۰] و همکاران [۱۳] به این نتیجه رسیده‌اند که در یک سهام مشخص، بین اندازه پرتفوی و بازده بازار همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد. خود همبستگی بازده سهام دارای رابطه منفی با اندازه شرکت است و خود همبستگی بازده به طور پیوسته با فرکانس معاملات مرتبط است. طارق عزیز و انصاری[۲۱] [۳۱] در تحقیق خود به این نتیجه دست یافته‌اند که کاهش ارزش در معرض خطر برآورد شده برای سهام شرکت‌های کوچک به طور معناداری منجر به افزایش بازده سهام شرکت می‌شود و مقدار پیش‌بینی بازده برای سهام شرکت‌های کوچک تحت تاثیر ارزش در معرض خطر آنها بوده است. همچنین، پن[۲۲] [۲۷] به پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از یک مدل هیبرید (آمیخته) در بازار سهام تایوان پرداخته و نتایج تحقیق او نشان می‌دهد که قدرت پیش‌بینی مدل هیبرید شبکه عصبی، رگرسیون عمومی و الگوریتم ژنتیک بهتر از مدل PCR، GRNN و PCR + GRNN است.

فرضیات

فرضیه ۱: بازده سهام شرکت از طریق برازش اختلاط توزیع‌های نرمال روی بازده سهام قابل پیش‌بینی است.

فرضیه ۲: بازده سهام شرکت از طریق برازش تقریب کرنل روی بازده سهام قابل پیش‌بینی است.

فرضیه ۳: پیش‌بینی بازده سهام براساس اختلاط توزیع‌های‌نرمال، دقت‌بالاتری‌درمقایسه‌باروش کرنل دارد.

روش شناسی

این پژوهش از نظر هدف، از دسته پژوهش های کاربردی به شمار می رود و از نظر روش، پژوهشی توصیفی است که در آن، از روش تحلیل داده های ترکیبی و ادغام استفاده شده است. جامعه آماری تحقیق عبارت از ۳۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران در ۳ ماهه چهارم سال ۱۳۹۸ است که سهام آنها طی ۸ سال متوالی مورد معامله قرار گرفته است و بازده‌های ۵، ۱۰، ۲۰ و ۳۰ روزه سهام این شرکت‌ها مورد مطالعه قرار گرفته است. داده های مورد نیاز از وب گاه TSETMC جمع آوری شده است. تجزیه وتحلیل داده های پژوهش با استفاده از نرم افزار آماری R نسخه ۳,۵,۳ انجام گرفت. پیش‌بینی بازده سهام در هر یک از روش‌های تابع کرنل و اختلاط توزیع‌های نرمال به شکل زیر انجام پذیرفته است.

الف) پیش‌بینی بر اساس اختلاط توزیع‌های نرمال:

اختلاط توزیع‌های نرمال، یک ترکیب خطی از توزیع‌های نرمال با پارامترهای متمایز است که به شکل رابطه (۱) نمایش داده می‌شود:

$$f_{Mix}(\mathbf{X}|\boldsymbol{\theta}) = \sum_{k=1}^{K} \omega_k \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}(\det\boldsymbol{\Sigma_k})^{\frac{1}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{X}-\boldsymbol{\mu_k})^T\boldsymbol{\Sigma_k^{-1}}(\mathbf{X}-\boldsymbol{\mu_k})\right\} \quad (۱)$$

به طوری که در این رابطه $\boldsymbol{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ نشان دهنده بردار مشاهدات، $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\mu_k}, \boldsymbol{\Sigma_k})$ نشان دهنده مجموعه پارامترهای میانگین و واریانس توزیع‌های نرمال و ω_k برابر با وزن توزیع k ام در توزیع اختلاط یافته $f(\boldsymbol{X}|\boldsymbol{\theta})$ است به طوری که، $\sum_{k=1}^{K} \omega_k = ۱$. بنابراین اختلاط توزیع‌های نرمال یک ترکیب خطی با اوزان ω_k، از تعداد K توزیع نرمال $N(\mu_k, \sigma_k^2)$ است. قابل ذکر است که تعداد بهینه توزیع‌های نرمال در اختلاط، بر اساس ماکسیمم‌سازی تابع درستنمایی[۲۳] داده‌ها و یا معیارهای آکایک[۲۴] و شوارتز[۲۵] صورت می پذیرد. از آنجا که برآورد پارامترهای $(\boldsymbol{\mu_k}, \boldsymbol{\Sigma_k}, \omega_k)$ در این توزیع، شکل بسته و صریح ندارد، به منظور برآورد پارامترها از روش ماکسیمم‌سازی امید ریاضی[۲۶] پارامترها استفاده می‌شود.

پیش‌بینی بازده سهام شرکت بر اساس اختلاط توزیع‌های نرمال از طریق تابع توزیع تجمعی اختلاط نرمال‌ها و با ضریب اطمینان مشخص صورت می‌پذیرد. به این ترتیب که اگر R_{T-t} نشان دهنده بازده T-t روزه سهام باشد که از اختلاف قیمت سهام در روز t در حال حاضر با روز T در آینده حاصل می‌شود، احتمال بزرگتر بودن بازده از مقدار مشخص r با ضریب اطمینان (α-۱)٪، از طریق رابطه (۲) محاسبه می‌شود:

$$P_{Mix}[R_{T-t} > r] = 1 - \alpha \quad (۲)$$

و بنابراین، $P_{Mix}[R_{T-t} \le r] = \alpha$ به طوری که $P_{Mix}[R_{T-t} \le r]$ نشان دهنده توزیع تجمعی بازده

T-t روزه سهام بر اساس اختلاط توزیع‌های نرمال است و داریم:

$$r = q_{Mix:\alpha}(R_{T-t}) \quad (۳)$$

به طوری که $q_{Mix:\alpha}(R_{T-t})$ نشان دهنده چندک α درصد توزیع بازده T-t روزه سهام بر پایه اختلاط توزیع‌های نرمال است.

ب) پیش‌بینی بر اساس تابع کرنل:

اگر $\boldsymbol{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ برداری از مشاهدات مستقل و هم توزیع از توزیع نامشخص f باشند، آنگاه تقریب کرنل از توزیع این مشاهدات (که در تحقیق حاضر بازده سهام شرکت است) به شکل رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$\mathrm{f_{Ker}}(\mathbf{X}) = \frac{1}{\mathrm{n}}\sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{n}} \mathrm{K_h}(\mathrm{x} - \mathrm{x_i}) = \frac{1}{\mathrm{nh}}\sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{n}} \mathrm{K}\left(\frac{\mathrm{x} - \mathrm{x_i}}{\mathrm{h}}\right) \quad (۴)$$

به طوری که در این رابطه، $\mathrm{K}(.)$ نشان دهنده کرنل (هسته اصلی) توزیع، h برابر با طول بازه‌های تفکیک داده‌ها و n برابر با تعداد مشاهدات است. در این تقریب، توزیع نرمال استاندارد با توجه به ویژگی‌های تحلیلی ساده تر، عموماً به عنوان هسته اصلی توزیع در نظر گرفته می‌شود. یعنی: $\mathrm{K(x) = N(0,1)}$. بنابراین پیش‌بینی بازده سهام شرکت بر اساس تقریب کرنل از توزیع بازده، با استناد به تابع توزیع تجمعی مبتنی بر کرنل نرمال، و به شکل رابطه (۵) انجام می‌پذیرد:

$$P_{Ker}[R_{T-t} > r] = 1 - \alpha \quad (۵)$$

و بنابراین، $P_{Ker}[R_{T-t} \leq r] = \alpha$ به طوری که $P_{Ker}[R_{T-t} \leq r]$ نشان دهنده توزیع تجمعی بازده T-t روزه سهام بر اساس تقریب کرنل است و داریم:

$$r = q_{Ker:\alpha}(R_{T-t}) \quad (۶)$$

به طوری که $q_{Ker:\alpha}(R_{T-t})$ نشان دهنده چندک α درصد توزیع بازده T-t روزه سهام بر پایه تقریب کرنل است.

به منظور تعیین توان پیش‌بینی هریک از روش‌ها از رابطه (۷) و همچنین شاخص میانگین مربعات خطا (MSE) استفاده شد:

$$\mathrm{PRED} = 1 - \frac{\sum_{\tau=1}^{\mathrm{p}}(\mathrm{y_{t+\tau}} - \hat{\mathrm{y}}_{\mathrm{t+\tau}})^2}{\sum_{\tau=1}^{\mathrm{p}}(\mathrm{y_{t+\tau}} - \bar{\mathrm{y}}_{\mathrm{t+\tau}})^2} \quad (۷)$$

به طوری که در این رابطه، $\mathrm{y_{t+\tau}}$ برابر با بازده واقعی سهم در دوره $\mathrm{t} + \tau$، $\hat{\mathrm{y}}_{\mathrm{t+\tau}}$ برابر با بازده پیش‌بینی

شده توسط هریک از روش‌های پیش‌بینی و $\bar{y}_{t+\tau}$ برابر با متوسط بازده سهام شرکت طی دوره $t+1$ تا $t+p$ است. هرچه اندازه معیار PRED برای یک روش کوچکتر باشد، نشان دهنده توان بیشتر مدل در پیش‌بینی مقادیر بازده سهام و تغییرات موجود در آن است. لازم به ذکر است که معیار صحت در این روش، لزوما مقادیر مثبت اختیار نمی‌کند، بلکه زمانی که نابرابری $\sum_{\tau=1}^{p}(y_{t+\tau}-\hat{y}_{t+\tau})^2 > \sum_{\tau=1}^{p}(y_{t+\tau}-\bar{y}_{t+\tau})^2$ برقرار باشد، مقدار PRED منفی خواهد بود. لذا نزدیکی این معیار به صفر نشان دهنده توان بالاتر مدل در پیش‌بینی بازده است.

یافته‌ها

جدول (۱) شاخص‌های تمرکز و پراکنش بازده‌های ۵، ۱۰، ۲۰ و ۳۰ روزه سهام شرکت‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

جدول ۱: آمار توصیفی بازده سهام شرکت‌ها در دوره‌های زمانی مختلف

شاخص / دوره زمانی	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
۵ روزه	۰/۰۰۵۷۷	-۰/۰۰۱۰۴	۰/۰۷۳۰۵	-۰/۸۹۸۷۹	۲/۴۵۰۹۴	۴/۰۶۹۵۴	۱۷۷/۹۰۳۱
۱۰ روزه	۰/۰۱۳۳۴	-۰/۰۰۰۴۶	۰/۱۱۸۸۶	-۰/۹۰۵۲۰	۲/۶۲۷۰۶	۳/۰۱۶۸۲	۶۳/۸۱۲۶
۲۰ روزه	۰/۰۲۸۲۸	۰/۰۰۱۷۹	۰/۱۸۸۴۷	-۰/۸۸۷۷۳	۲/۹۲۸۸۰	۲/۹۲۲۷۹	۳۱/۵۷۸۱
۳۰ روزه	۰/۰۴۴۵۹	۰/۰۰۵۸۹	۰/۲۴۶۰۵	-۰/۸۹۷۶۹	۳/۳۹۱۰۸	۲/۸۳۴۶۳	۲۳/۲۱۸۷

منبع: یافته‌های محقق

مطابق با نتایج جدول (۱) متوسط بازده ۵ روزه سهام شرکت‌های مورد مطالعه طی دوره تحقیق برابر با ۰/۰۰۵۷۷۳۷، متوسط بازده ۱۰ روزه برابر با ۰/۰۱۳۳۴۸۱، متوسط بازده ۲۰ روزه برابر با ۰/۰۲۸۲۸۸۱ و متوسط بازده ۳۰ روزه سهام برابر با ۰/۰۴۴۵۹۶۹ بدست آمده است. روند صعودی میانگین بازده‌ها در افق‌های زمانی بلندمدت‌تر این شرکت‌ها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در این شرکت‌ها در موقعیت‌های خرید بلندمدت سودآوری بیشتری نسبت به استراتژی‌های کوتاه مدت داشته است. از طرفی کاهش مقادیر چولگی و کشیدگی بازده‌ها با افزایش دوره‌های زمانی بازده، نشان از نزدیک شدن پارامترهای توزیع بازده به پارامترهای چولگی و کشیدگی توزیع نرمال دارد. به بیان دیگر، انتظار می‌رود در افق‌های زمانی بلندمدت‌تر، مقادیر چولگی و کشیدگی بازده به ترتیب به مقادیر صفر و ۳ نزدیک شده و توزیع بازده به توزیع نرمال نزدیک‌تر گردد.

به منظور پیش‌بینی بازده از طریق اختلاط توزیع‌های نرمال به برآورد پارامترهای توزیع پرداخته شد. در تمامی برآوردها، ترکیب دو توزیع نرمال در اختلاط نرمال‌ها دارای کمترین مقدار آکایک (یا بیشترین مقدار

نسبت درستنمایی) بوده است. جدول (۲) براورد پارامترهای توزیع اختلاط نرمال در رابطه (۱) را برای هریک از شرکت‌های مورد مطالعه در دوره زمانی ۵ روزه نشان می‌دهد (باتوجه به حجم بالای داده‌ها و محاسبات، جداول به عنوان نمونه و فقط برای بازده‌های ۵ روزه ارائه شده است).

جدول ۲: برآورد پارامترهای توزیع اختلاط نرمال توزیع ۵ روزه بازده به تفکیک شرکت‌ها

پارامتر توزیع / شرکت	ω_1	ω_2	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2	نسبت درستنمایی
۱	۰/۰۹۵۱	۰/۹۰۴۸	۰/۰۴۹۵	۰/۰۰۶۰	۰/۲۱۰۰	۰/۰۵۰۱	۱۹۰۹/۷۳
۲	۰/۵۷۷۶	۰/۴۲۲۳	-۰/۰۰۷۳۳	۰/۰۱۴۸	۰/۰۱۶۷	۰/۰۷۴۶	۲۵۵۰/۷۸
۳	۰/۷۰۱۲	۰/۲۹۸۷۲	-۰/۰۰۳۶	۰/۰۱۵۵۴	۰/۰۲۰۵	۰/۰۹۳۹	۲۵۳۸/۸۹
۴	۰/۷۲۰۵	۰/۲۷۹۴۰	-۰/۰۰۴۶۳	۰/۰۲۱۵۳	۰/۰۲۲۵۷	۰/۰۹۴۴۳	۲۵۱۳/۲۸
۵	۰/۷۵۰۸۷	۰/۲۴۹۱۲	۰/۰۱۲۴۹۳	-۰/۰۱۱۳۵	۰/۰۷۰۷۴	۰/۰۲۶۱۴	۱۹۷۴/۹۸
۶	۰/۸۷۹۹۵	۰/۱۲۰۰۴	۰/۰۰۲۶۶	-۰/۰۱۳۲۹	۰/۰۱۵۹۶	۰/۱۶۲۸۳	۳۲۰۲/۷۳
۷	۰/۵۹۳۰۹	۰/۴۰۶۹۰	-۰/۰۰۱۷	۰/۰۱۴۹۰	۰/۰۱۳۰۳	۰/۰۷۲۸۱	۲۷۵۳/۲۶
۸	۰/۲۶۰۶۶	۰/۷۳۹۳۳	۰/۰۱۴۱۱	-۰/۰۰۳۱۴	۰/۱۰۱۲۸	۰/۰۱۵۳	۲۸۴۵/۷۳
۹	۰/۲۸۱۳۰	۰/۷۱۸۶۹	۰/۰۱۰۷۵	-۰/۰۰۲۴	۰/۱۲۲۸۱	۰/۰۲۰۷۷	۲۴۰۵/۵۶
۱۰	۰/۴۵۱۴۷	۰/۵۴۸۵۲	-۰/۰۰۸۰	۰/۰۲۵۱۴	۰/۰۲۴۷۰	۰/۰۸۶۱۷	۱۹۸۶/۹۱
۱۱	۰/۴۷۱۸۳	۰/۵۲۸۱۶	۰/۰۱۰۱۶	-۰/۰۰۲۸	۰/۰۶۴۲	۰/۰۰۸۸۹	۲۹۰۶/۲۹
۱۲	۰/۶۴۳۹۲	۰/۳۵۶۰۷	۰/۰۰۰۰۷۵	۰/۰۱۳۹۰۱	۰/۰۰۵۹۷	۰/۰۷۹۲۰	۳۳۹۲/۱۶۳
۱۳	۰/۳۱۶۰۰۵	۰/۶۸۳۹۹۵	۰/۰۱۷۵۰۳	-۰/۰۰۱۲۶	۰/۰۸۷۴۶۹	۰/۰۱۹۳۵۷	۲۵۸۹/۲۴
۱۴	۰/۲۷۹۹۵۱	۰/۷۲۰۰۴۹	۰/۰۲۳۱۸۱	-۰/۰۰۵۴۵	۰/۱۲۹۸۴۹	۰/۰۲۸۸۹۱	۲۱۱۰/۴۲۲
۱۵	۰/۳۱۰۷۵۸	۰/۶۸۹۲۴۲	۰/۰۱۲۴۹۲	-۰/۰۰۲۳۴	۰/۰۹۷۷۸۴	۰/۰۱۵۸۲۲	۲۶۷۸/۶۳
۱۶	۰/۳۵۰۸۲۵	۰/۶۴۹۱۷۵	۰/۰۲۴۳۰۳	-۰/۰۰۴۳	۰/۱۰۷۷۸۴	۰/۰۱۴۹۱۶	۲۵۱۷/۶۲۹
۱۷	۰/۵۸۰۳۸۲	۰/۴۱۹۶۱۸	-۰/۰۰۶۱	۰/۰۱۸۲۴۸	۰/۰۲۲۹۶۳	۰/۰۷۳۴۵۳	۲۴۰۲/۱۲۹
۱۸	۰/۶۵۴۱۲۲	۰/۳۴۵۸۷۸	-۰/۰۰۵۸۳	۰/۰۱۵۷۸۹	۰/۰۱۸۱۳	۰/۱۱۱۵	۲۳۷۴/۴۳۸
۱۹	۰/۰۹۲۹۱۵	۰/۹۰۷۰۸۵	۰/۱۳۸۸۴۸	-۰/۰۰۰۴	۰/۴۰۹۰۱۸	۰/۰۳۴۷۶۲	۲۱۸۹/۴۰۵
۲۰	۰/۰۱۸۰۳۲	۰/۹۸۱۹۶۸	۰/۰۸۲۹۵۷	۰/۰۰۹۳۳۷	۰/۹۶۱۳۹۵	۰/۰۵۲۲۵۶	۲۰۵۱/۷۶۸
۲۱	۰/۷۷۴۳۵۸	۰/۲۲۵۶۴۲	-۰/۰۰۱۱۲	۰/۰۴۵۳۲۳	۰/۰۲۹۱۲۲	۰/۱۲۴۱۵	۲۲۶۹/۱۹۶
۲۲	۰/۲۳۴۹۹۶	۰/۷۶۵۰۰۴	۰/۰۲۹۳۸	-۰/۰۰۵۶۱	۰/۱۱۱۱۵۳	۰/۰۲۹۰۶۶	۲۳۱۵/۶۵۶
۲۳	۰/۹۰۸۱۹۴	۰/۰۹۱۸۰۶	۰/۰۰۲۱۱	۰/۰۱۱۷۳۴	۰/۰۳۳۰۱۲	۰/۱۴۵۴۰۱	۲۵۰۹/۰۲۷
۲۴	۰/۳۳۴۸۹۱	۰/۶۶۵۱۰۹	۰/۰۱۱۵۹۷	-۰/۰۰۲۷۴	۰/۰۹۳۳۵۳	۰/۰۲۴۰۹۱	۲۳۵۰/۶۳۶
۲۵	۰/۶۵۵۱۳۷	۰/۳۴۴۸۶۳	-۰/۰۰۵۳۲	۰/۰۲۳۳۰۳	۰/۰۱۹۶۸۶	۰/۰۸۷۳۸۲	۲۵۰۰/۱۰۳

۲۶	۰/۴۹۹۵۰۳	۰/۵۰۰۴۹۷	-۰/۰۱۰۶۸	۰/۰۲۳۶۲۹	۰/۰۴۰۹	۰/۰۹۶۲۸۵	۱۷۵۰/۶۳۴
۲۷	۰/۲۱۵۰۹۸	۰/۷۸۴۹۰۲	۰/۰۲۸۶۲۷	-۰/۰۰۲۶۸	۰/۱۵۴۷۹۳	۰/۰۳۲۳۱۵	۲۱۰۰/۵۸۱
۲۸	۰/۲۰۱۵۸۸	۰/۷۹۸۴۱۲	۰/۰۲۵۸۱۸	-۰/۰۰۱۷۶	۰/۱۴۴۵۸۸	۰/۰۳۱۶۶۱	۲۱۹۶/۷۴
۲۹	۰/۹۵۷۷۰۹	۰/۰۴۲۲۹۱	۰/۰۰۸۵۷۶	۰/۰۰۵۷۰۴	۰/۰۵۶۸۶۷	۰/۳۳۳۴۹۴	۱۸۶۸/۳۱۶
۳۰	۰/۶۶۰۹۹۴	۰/۳۳۹۰۰۶	-۰/۰۰۵۵۸	۰/۰۲۱۴۵۸	۰/۰۲۰۷۳۹	۰/۰۸۹۶۸۴	۲۴۵۷/۹۵۲

منبع: یافته‌های محقق

مطابق با نتایج جدول (۲) مشاهده می‌شود که توزیع بازده ۵ روزه سهام هر شرکت از طریق ترکیب دو توزیع نرمال با پارامترهای متفاوت مدل‌سازی شده است. اختلاف بین مقادیر میانگین توزیع‌های نرمال در اختلاط نرمال‌ها، نشان از دو مدی بودن توزیع بازده دارد. به طور مورد انتظار، زمانی که ۲ مد برای توزیع بازده بدست می‌آید، می‌توان انتظار وجود رژیم‌های دوگانه در مدل‌سازی متغیر را داشت. لذا مدل‌سازی بازده از طریق مدل‌های انتقال وضعیت مارکوفی، یکی از نتایجی است که با توجه به یافته‌های این جدول می‌تواند پیشنهاد شود. با شناسایی پارامترهای اختلاط نرمال، محاسبه چندک‌های ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ توزیع بازده نیز انجام پذیرفت که جدول (۳) نتایج برآورد چندک‌های مذکور، که همان بازده‌های پیش‌بینی شده سهام در دوره‌های آتی هستند را نشان می‌دهد.

جدول ۳: پیش‌بینی بازده بر اساس اختلاط توزیع‌های نرمال به تفکیک شرکت‌ها

چندک پیش‌بینی / شرکت	بازده ۵ روزه			بازده ۱۰ روزه			بازده ۲۰ روزه			بازده ۳۰ روزه		
	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰
۱	۰/۳۱۲۷	۰/۱۱۴۱	۰/۰۸۲۰	۰/۴۵۴۱	۰/۲۵۶۳	۰/۱۴۷۹	۰/۶۱۳۲	۰/۴۱۱۸	۰/۲۹۵۹	۰/۸۴۶۳	۰/۵۷۶۲	۰/۴۲۰۸
۲	۰/۱۶۳۰	۰/۱۰۳۲	۰/۰۶۸۴	۰/۲۶۴۷	۰/۱۶۸۴	۰/۱۱۱۹	۰/۴۴۸۵	۰/۲۴۸۰	۰/۱۵۰۲	۰/۵۳۴۹	۰/۳۰۶۳	۰/۲۰۰۱
۳	۰/۱۸۷۷	۰/۱۰۶۱	۰/۰۵۶۶	۰/۳۰۴۰	۰/۱۶۵۵	۰/۰۸۷۵	۰/۴۴۴۳	۰/۲۳۸۶	۰/۱۴۰۷	۰/۴۴۹۲	۰/۲۴۶۸	۰/۱۸۰۵
۴	۰/۱۹۱۶	۰/۱۰۸۳	۰/۰۵۷۷	۰/۳۱۲۶	۰/۱۷۸۶	۰/۱۰۰۱	۰/۴۳۲۳	۰/۲۶۴۵	۰/۱۶۸۶	۰/۴۸۰۱	۰/۳۱۳۱	۰/۲۲۵۴
۵	۰/۱۶۹۳	۰/۱۱۸۷	۰/۰۹۱۱	۰/۲۸۲۵	۰/۱۹۸۳	۰/۱۵۱۳	۰/۴۷۴۷	۰/۳۳۲۶	۰/۲۵۱۵	۰/۷۶۳۸	۰/۴۷۴۰	۰/۲۸۰۸
۶	۰/۲۱۱۹	۰/۰۴۲۰	۰/۰۲۷۶	۰/۳۰۴۸	۰/۰۹۳۹	۰/۰۴۹۶	۰/۳۷۹۴	۰/۱۳۰۷	۰/۰۹۲۲	۰/۴۰۲۹	۰/۱۷۲۰	۰/۱۲۶۸
۷	۰/۱۵۸۱	۰/۰۹۹۴	۰/۰۶۴۹	۰/۲۶۵۹	۰/۱۶۳۸	۰/۱۰۲۷	۰/۳۹۰۹	۰/۲۵۴۶	۰/۱۷۶۰	۰/۴۴۹۳	۰/۳۱۲۶	۰/۲۳۶۸
۸	۰/۱۹۳۳	۰/۱۰۲۳	۰/۰۴۴۷	۰/۳۳۳۲	۰/۱۱۸۶	۰/۰۶۱۸	۰/۴۲۷۸	۰/۲۴۳۳	۰/۱۳۰۰	۰/۴۶۰۸	۰/۲۹۶۸	۰/۲۰۲۹
۹	۰/۲۳۲۴	۰/۱۲۴۲	۰/۰۵۷۸	۰/۳۴۸۸	۰/۱۷۴۶	۰/۰۹۵۵	۰/۴۵۹	۰/۲۱۲۵	۰/۱۵۳۹	۰/۳۸۵۵	۰/۲۵۲۸	۰/۱۹۷۱
۱۰	۰/۲۰۵۳	۰/۱۴۰۰	۰/۱۰۳۲	۰/۳۳۳۲	۰/۲۳۲۵	۰/۱۷۶۳	۰/۵۳۷۸	۰/۳۸۲	۰/۲۹۵	۰/۶۸۵۰	۰/۴۹۶۹	۰/۳۹۲۸
۱۱	۰/۱۴۰۴	۰/۰۹۰۳	۰/۰۶۱۵	۰/۲۳۶۵	۰/۱۵۰۴	۰/۱۰۰۱	۰/۳۸۴۱	۰/۲۴۷۰	۰/۱۶۷۰	۰/۴۶۵۰	۰/۳۱۴۰	۰/۲۲۸۷
۱۲	۰/۱۶۵۱	۰/۰۹۹۳	۰/۰۵۹۸	۰/۳۲۵۳	۰/۱۷۲۱	۰/۰۷۴۴	۰/۵۲۴۲	۰/۳۰۶۳	۰/۱۶۸۳	۰/۶۵۷۳	۰/۴۱۱۸	۰/۲۵۸۹
۱۳	۰/۱۷۹۹	۰/۱۰۵۱	۰/۰۵۹۷	۰/۳۲۳۱	۰/۱۴۱۶	۰/۰۸۷۸	۰/۵۰۶۴	۰/۲۱۵۷	۰/۱۴۴۹	۰/۵۹۳۳	۰/۳۲۱۷	۰/۲۰۵۰

۱۴	۰/۲۵۷۲	۰/۱۴۲۷	۰/۰۷۳۵	۰/۴۲۸۵	۰/۲۰۸۰	۰/۱۰۹۵	۰/۶۱۲۲	۰/۳۷۰۴	۰/۲۲۰۸	۰/۷۰۱۶	۰/۴۵۳۷	۰/۳۰۴۵
۱۵	۰/۱۹۳۳	۰/۱۰۹۳	۰/۰۵۷۷	۰/۳۰۰۵	۰/۱۴۸۱	۰/۰۷۷۲	۰/۳۹۰۷	۰/۱۷۷۰	۰/۱۲۶۶	۰/۴۲۹۲	۰/۲۸۰۱	۰/۱۹۴۹
۱۶	۰/۲۲۹۴	۰/۱۳۹۵	۰/۰۸۵۵	۰/۴۶۹۹	۰/۲۴۸۹	۰/۱۰۹۲	۰/۶۸۴۸	۰/۴۰۵۶	۰/۲۲۶۹	۰/۸۳۹۱	۰/۵۲۱۷	۰/۳۰۹۵
۱۷	۰/۱۶۳۷	۰/۱۰۴۸	۰/۰۷۰۶	۰/۲۸۷۷	۰/۱۶۴۴	۰/۱۱۲۵	۰/۳۸۷۰	۰/۲۷۰۹	۰/۲۰۶۲	۰/۴۳۸۵	۰/۳۲۷۶	۰/۲۵۸۰
۱۸	۰/۲۲۷۳	۰/۱۳۳۹	۰/۰۷۷۷	۰/۳۶۸۸	۰/۲۰۷۸	۰/۱۰۹۹	۰/۵۱۸۹	۰/۳۲۷۶	۰/۲۱۷۳	۰/۶۴۰۷	۰/۴۰۸۷	۰/۲۷۴۸
۱۹	۰/۶۴۵۷	۰/۱۰۸۴	۰/۰۵۶۴	۱/۰۱۲۴	۰/۱۶۹۹	۰/۱۰۱۵	۱/۷۱۳۳	۰/۳۹۹۵	۰/۱۶۳۹	۲/۲۳۲۴	۰/۸۰۷۹	۰/۲۲۵۰
۲۰	۰/۱۶۳۲	۰/۰۹۹۷	۰/۰۷۸۵	۰/۹۵۸۱	۰/۱۷۰۴	۰/۱۲۹۲	۱/۵۴۰۶	۰/۴۱۹۶	۰/۲۱۰۷	۱/۹۳۶۷	۰/۸۱۸۴	۰/۲۹۶۷
۲۱	۰/۲۵۶۷	۰/۱۴۰۵	۰/۰۷۰۵	۰/۴۲۱۷	۰/۲۳۲۲	۰/۱۲۰۲	۰/۷۲۰۱	۰/۴۰۹۰	۰/۲۱۱۲	۰/۹۸۳۷	۰/۵۷۸۹	۰/۳۰۹۴
۲۲	۰/۲۲۰۷	۰/۱۱۷۹	۰/۰۶۰۷	۰/۳۴۵۹	۰/۱۸۵	۰/۱۰۵۴	۰/۵۷۵۳	۰/۲۴۸۶	۰/۱۵۶۹	۰/۷۳۱۹	۰/۳۵۸۶	۰/۲۱۸۵
۲۳	۰/۱۹۰۹	۰/۰۶۹۷	۰/۰۵۰۷	۰/۳۰۲۵	۰/۱۲۶۴	۰/۰۸۳۹	۰/۴۰۰۳	۰/۲۲۸۲	۰/۱۵۰۴	۰/۴۳۰۷	۰/۳۰۰۲	۰/۲۲۸۹
۲۴	۰/۱۸۷۳	۰/۱۰۸۶	۰/۰۶۲۷	۰/۳۱۵۸	۰/۱۳۸۹	۰/۰۸۷۶	۰/۴۴۴۲	۰/۱۹۲۶	۰/۱۳۴	۰/۵۰۰۴	۰/۲۶۳۲	۰/۱۷۴۶
۲۵	۰/۱۸۸۹	۰/۱۱۵۷	۰/۰۷۱۶	۰/۳۰۱۶	۰/۱۹۳۴	۰/۱۲۹۱	۰/۴۴۰۵	۰/۲۹۶۹	۰/۲۱۴۱	۰/۵۱۹۲	۰/۳۶۰۱	۰/۲۷۰۴
۲۶	۰/۲۲۱۴	۰/۱۴۷۱	۰/۱۰۵۵	۰/۳۹۱۳	۰/۲۵۵۹	۰/۱۷۷۷	۰/۷۳۷۴	۰/۳۴۸۵	۰/۲۲۸۹	۰/۹۶۶۷	۰/۴۰۶۱	۰/۳۰۱۵
۲۷	۰/۲۸۸۶	۰/۱۴۱۷	۰/۰۶۶۱	۰/۴۶۷۲	۰/۲۳۶۷	۰/۱۰۹۷	۰/۶۷۰۶	۰/۴۰۳۳	۰/۲۴۱۱	۰/۷۹۳۲	۰/۵۱۰۲	۰/۳۴۶۱
۲۸	۰/۲۶۴۲	۰/۱۲۴۳	۰/۰۶۱۱	۰/۳۸۴۱	۰/۲۱۶۴	۰/۱۱۴۲	۰/۵۱۴۸	۰/۳۳۳۳	۰/۲۲۸۸	۰/۵۹۸۰	۰/۳۹۷۶	۰/۲۸۴۲
۲۹	۰/۲۴۵۴	۰/۱۱۱۱	۰/۰۸۶۰	۰/۵۰۸۸	۰/۲۵۱۴	۰/۱۴۸۶	۰/۶۶۹۴	۰/۴۵۷۸	۰/۳۳۸۱	۰/۸۸۱۹	۰/۶۱۰۳	۰/۴۵۷۹
۳۰	۰/۱۹۰۸	۰/۱۱۵۳	۰/۰۶۹۸	۰/۳۲۹۵	۰/۱۷۷۵	۰/۰۹۵۱	۰/۳۷۴۴	۰/۲۵۰۲	۰/۱۸۰۰	۰/۴۶۱۰	۰/۳۱۱۲	۰/۲۲۶۸

منبع: یافته‌های محقق

مطابق با نتایج جدول (۳)، انتظار می‌رود که مقدار بازده آتی ۵ روزه، ۱۰ روزه، ۲۰ روزه و ۳۰ روزه هر شرکت با ضریب اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ به ترتیب برابر با مقادیر بدست آمده در جدول باشد. اما اختلاف قابل توجه بین مقادیر چندک‌های ۹۰٪ تا ۹۹٪ را می‌توان گواهی بر وجود دم‌های پهن در توزیع بازده دانست. اختلافات ۲ تا ۳ برابری چندک‌های ۹۰٪ و ۹۹٪ تزیع بازده نشان می‌دهد که توزیع بازده سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران، با اطمینان بالایی از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند. محاسبه توان پیش‌بینی بازده در این روش بر اساس معیار PRED در رابطه (۷) و MSE به شرح جدول (۴) بوده است.

جدول ۴: توان پیش‌بینی بازده بر اساس اختلاط توزیع‌های نرمال

معیار صحت پیش‌بینی	PRED			MSE		
چندک / طول دوره	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰
۵ روزه	-۲/۴۳۱۱	-۰/۳۵۵۵	-۰/۱۲۷۲*	۱/۷۳۰۷	۰/۷۸۱۰	۰/۶۷۶۰
۱۰ روزه	-۱/۹۷۵۹	-۰/۳۲۱۲	-۰/۲۵۶۴	۴/۶۷۱۰	۲/۳۴۹۴	۲/۳۰۶۱

۲۰ روزه	-۲/۰۷۹۲	-۰/۷۳۴۵	-۰/۹۵۵۳	۱۰/۶۱۳۴	۶/۸۷۴۹	۷/۳۶۵۵
۳۰ روزه	-۵/۰۱۴۳	-۲/۹۶۳۹	-۴/۰۰۹۳	۱۴/۰۹۰۲	۱۰/۸۰۴۷	۱۲/۸۵۶۰

منبع: یافته‌های محقق (*: آماره تی-استودنت = ۱/۵۶۱-)

مطابق با نتایج جدول (۴) مشاهده می‌شود که استفاده از توزیع اختلاط نرمال‌ها، در دوره‌های ۵ روزه و با ضریب اطمینان ۹۰٪، کمترین مقدار خطای MSE و همچنین کمترین مقدار PRED را داشته است و با افزایش طول دوره‌های زمانی پیش‌بینی بازده، از توان پیش‌بینی کنندگی مدل کاسته شده است. به منظور آزمون قابلیت پیش‌بینی بازده در این روش، مقادیر PRED برای شرکت‌ها از طریق آزمون مقایسه میانگین تی-استودنت با مقدار مطلوب صفر مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج نشان از عدم وجود اختلاف معنادار بین میانگین مقادیر این شاخص با مقدار صفر در سطح خطای ۰/۰۵ داشته است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که اختلاط توزیع‌های نرمال می‌تواند بازده‌های ۵ روزه سهام را با دقت مطلوبی برآورد نماید. از این رو فرضیه اول تحقیق در سطح خطای ۰/۰۵ مورد تأیید قرار گرفته است. از طرفی، افزایش مقادیر خطای MSE در دوره‌های بلندمدت نشان از عملکردنامطلوب پیش‌بینی بازده از طریق اختلاط توزیع‌های نرمال در طولانی مدت دارد.

به منظور آزمون قابلیت پیش‌بینی بازده از طریق تقریب کرنل نیز، رابطه (۴) برای هر شرکت با هسته اصلی نرمال مورد برآورد قرار گرفته است. در این رابطه، تنها پارامتر مورد برآورد، باندهای تقسیم داده‌ها (h) است که مقادیر براورد شده برای این پارامتر بر اساس ماکسیمم‌سازی تابع درستنمایی انجام می‌شود. نتیجه برآورد این بازه‌ها در هریک از دوره‌های ۵، ۱۰، ۲۰ و ۳۰ روزه به شرح جدول (۵) بوده است.

جدول ۵: برآورد پارامتر h و مقدار تابع درستنمایی توزیع کرنل به تفکیک شرکت‌ها

طول دوره	۵ روزه		۱۰ روزه		۲۰ روزه		۳۰ روزه	
پارامتر توزیع / شرکت	طول باند	نسبت درستنمایی	طول باند	نسبت درستنمایی	طول باند	نسبت درستنمایی	طول باند	نسبت درستنمایی
۱	۰/۰۲۴۰	۲۰۰۳/۵۴	۰/۰۳۹۹	۱۲۴۰/۲۶	۰/۰۵۳۳	۶۰۴/۶۱۶	۰/۰۷۸۰	۱۳۱/۶۶۴
۲	۰/۰۱۱۶	۲۵۸۸/۴۷	۰/۰۲۴۱	۱۸۲۳/۵۱	۰/۰۳۸۲	۱۱۲۰/۷۲	۰/۰۵۰۸	۷۲۲/۷۸۷
۳	۰/۰۱۲۲	۲۶۲۷/۱۸	۰/۰۲۳۹	۱۸۴۷/۱۴	۰/۰۳۵۹	۱۱۸۱/۱۹	۰/۰۵۴۸	۷۹۱/۸۱
۴	۰/۰۱۳۹	۲۶۰۳/۲۵	۰/۰۲۸۸	۱۷۴۷	۰/۰۴۵۱	۱۰۸۲/۸۳	۰/۰۶۱۲	۶۵۶/۵۱۶
۵	۰/۰۳۰۱	۱۹۷۸/۶۶	۰/۰۴۴۲	۱۳۶۴/۳۹	۰/۰۵۰۴	۸۶۱/۰۶۶	۰/۰۸۶۱	۵۲۲/۴۶۳
۶	۰/۰۲۹۰	۳۳۳۵/۵۲	۰/۰۱۲۰	۲۵۳۹/۸۷	۰/۰۲۱۶	۱۷۳۶/۹۳	۰/۰۲۶۴	۱۳۱۶/۰۵
۷	۰/۰۰۹۷	۲۷۹۷/۱	۰/۰۱۷۹	۲۰۷۰/۵۸	۰/۰۲۵۵	۱۳۷۶/۰۵	۰/۰۳۱۰	۹۵۲/۴۶۵
۸	۰/۰۰۸۳	۳۰۴۵/۷	۰/۰۱۴۶	۲۲۵۰/۰۶	۰/۰۲۸۱	۱۵۰۱/۰۸	۰/۰۳۶۳	۱۰۶۲/۱۷

۹	۰/۰۵۰۳	۲۴۵۵/۴۷	۰/۰۲۰۷	۱۶۹۴/۹۶	۰/۰۴۰۰	۱۰۱۰/۷۹	۰/۰۶۰۲	۶۶۳/۶۴۶
۱۰	۰/۰۲۱۸	۲۰۷۲/۴۳	۰/۰۳۳۹	۱۳۶۶/۲۱	۰/۰۶۲۲	۶۳۴/۹۴۷	۰/۰۷۵۸	۲۸۲/۳۸۵
۱۱	۰/۰۰۶۶	۳۰۵۳/۶۷	۰/۰۱۴۳	۲۱۶۷/۰۲	۰/۰۳۰۶	۱۳۸۳/۹۷	۰/۰۳۵۵	۹۶۹/۵۰۲
۱۲	۰/۰۰۳۱	۳۶۸۲/۱۸	۰/۰۵۰۰	۲۲۲۶/۹	۰/۰۲۵۷	۱۳۵۲/۵۱	۰/۳۹۹	۸۶۰/۳۹۵
۱۳	۰/۰۵۰۷	۲۶۰۷/۵۶	۰/۰۲۳۶	۱۸۴۸/۱۸	۰/۰۴۴۱	۱۱۸۳/۴۲	۰/۰۵۲۰	۷۶۰/۰۹۳
۱۴	۰/۰۷۱۷	۲۱۷۱/۹۵	۰/۰۲۹۱	۱۴۷۰/۹۴	۰/۰۵۹۳	۷۷۴/۹۴۱	۰/۰۶۲۸	۴۱۸/۷۳۳
۱۵	۰/۰۴۲۷	۲۷۰۵/۷۷	۰/۰۱۹۲	۱۹۷۹/۰۳	۰/۱۴۹۶	۱۲۲۵/۹۸	۰/۰۴۰۰	۹۹۱/۶۰۱
۱۶	۰/۰۴۴۱	۲۵۲۶/۷۲	۰/۰۱۷۷	۱۷۶۹/۷۳	۰/۰۳۷۴	۹۰۸/۱۲۷	۰/۰۵۹	۴۷۲/۹۷۷
۱۷	۰/۰۱۶۵	۲۴۴۱/۲۴	۰/۰۳۱۲	۱۶۵۱/۱۲	۰/۰۴۲۱	۱۰۴۵/۵۶	۰/۰۵۵۰	۶۹۹/۱۴۷
۱۸	۰/۰۵۱۳	۲۴۲۷/۳	۰/۰۲۳۹	۱۶۷۶/۲۱	۰/۰۳۶۵	۹۱۷/۷۶۲	۰/۰۴۷۵	۵۶۲/۶۱۹
۱۹	۰/۰۵۰۲	۲۴۳۶/۷۴	۰/۰۹۳۸	۱۶۳۵/۹۹	۰/۱۶۱۲	۹۲۹/۰۳۱	۰/۰۴۴۱	۶۸۹/۰۸
۲۰	۰/۰۸۲۹	۲۱۴۸/۲۶	۰/۱۴۱۴	۱۳۳۵/۱۹	۰/۲۳۳۹	۵۱۳/۵۶۴	۰/۰۷۶۱	۱۹۷/۳۶۱
۲۱	۰/۰۶۶۱	۲۳۱۶/۸۲	۰/۰۳۰۳	۱۶۲۴/۷۱	۰/۰۴۹۶	۹۱۵/۵۵۷	۰/۰۶۳۹	۵۳۷/۱۷
۲۲	۰/۰۱۵۹	۲۴۱۶/۸۶	۰/۰۳۳۳	۱۵۹۱/۵۱	۰/۰۵۱۳	۹۷۶/۱۴۶	۰/۰۶۹۳	۵۸۶/۰۷۸
۲۳	۰/۰۱۸۵	۲۵۹۴/۳۵	۰/۰۳۱۷	۱۸۴۵/۱۷	۰/۰۴۶۰	۱۱۰۵/۸۷	۰/۰۶۳۱	۶۷۱/۳۲۶
۲۴	۰/۰۶۲۴	۲۳۷۸/۴۵	۰/۰۲۷۱	۱۷۳۷/۲۲	۰/۰۵۴۵	۱۱۲۹/۴۲	۰/۰۶۰۶	۷۹۶/۹۲۵
۲۵	۰/۰۱۱۸	۲۵۹۰/۰۹	۰/۰۲۱۶	۱۷۹۶/۶۵	۰/۰۴۰۸	۱۱۰۳/۷۱	۰/۰۹۲	۷۵۳/۷۸
۲۶	۰/۰۳۴۲	۱۷۹۶/۳۴	۰/۰۵۰۳	۱۱۱۶/۰۴	۰/۰۷۷۳	۵۷۱/۹۳۸	۰/۰۸۷۰	۲۴۹/۰۸۶
۲۷	۰/۰۱۲۷	۲۳۱۴/۲۳	۰/۰۲۲۷	۱۵۷۰/۹۳	۰/۰۴۲۴	۸۴۲/۹۷	۰/۰۵۱۴	۴۵۵/۰۷۳
۲۸	۰/۰۶۴۲	۲۲۹۱/۵۱	۰/۰۲۱۸	۱۶۹۵/۴۵	۰/۰۳۶۲	۱۰۲۵/۷۳	۰/۰۴۴۹	۷۱۵/۷۸۹
۲۹	۰/۰۲۰۰	۲۰۰۱/۷۳	۰/۰۳۵۳	۱۱۸۸/۴۸	۰/۰۶۹۴	۴۰۹/۶۰۴	۰/۰۹۰۰	۳۲/۲۵۳۷
۳۰	۰/۰۱۳۸	۲۵۴۵/۰۳	۰/۰۲۲۵	۱۷۹۳/۹۶	۰/۰۳۹۱	۱۱۶۶/۲۶	۰/۰۵۴۴	۷۹۸/۹۵۸

منبع: یافته‌های محقق

برآورد مقادیر نسبت درستنمایی در جدول فوق نشان می‌دهد که این معیار برای بازده‌های ۵ روزه به طور قابل توجهی بزرگ‌تر از بازده‌های بلندمدت تر بوده است و به بیان دیگر، برازش توزیع کرنل به داده‌های بازده ۵ روزه سهام، بهتر از داده‌های بازده ۱۰ روزه، ۲۰ روزه و ۳۰ روزه بوده است. لذا انتظار می‌رود که پیش‌بینی‌های دوره‌های ۵ روزه دقت بیشتری نسبت به دوره‌های بلندمدت‌تر داشته باشد. جدول (۶) نتایج برآورد مقادیر پیش‌بینی شده بازده تحت هریک از دوره‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

پیش‌بینی بازده سهام بر پایه توزیع کرنل و اختلاط توزیع‌های نرمال/زینلی و یزدانیان

جدول ۶: پیش‌بینی بازده بر اساس توزیع کرنل به تفکیک شرکت‌ها

چنک پیش‌بینی / شرکت	بازده ۵ روزه			بازده ۱۰ روزه			بازده ۲۰ روزه			بازده ۳۰ روزه		
	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰
۱	۰/۲۰۱۷	۰/۱۳۳۹	۰/۰۹۰۹	۰/۴۳۶۴	۰/۱۵۷۰	۰/۱۵۷۰	۰/۶۲۸۰	۰/۴۰۲۱	۰/۲۹۵۵	۰/۹۳۶۶	۰/۵۶۸۲	۰/۳۹۸۲
۲	۰/۱۷۷۲	۰/۰۹۳۲	۰/۰۶۰۹	۰/۲۸۸۷	۰/۱۰۲۰	۰/۱۰۲۰	۰/۴۴۴۲	۰/۲۳۲۸	۰/۱۵۴۴	۰/۵۵۱۵	۰/۲۹۰۸	۰/۲۱۳۸
۳	۰/۱۶۸۲	۰/۰۹۲۲	۰/۰۵۷۶	۰/۳۰۳۸	۰/۰۹۲۵	۰/۰۹۲۵	۰/۳۶۰۲	۰/۲۲۰۷	۰/۱۵۲۱	۰/۴۰۰۷	۰/۲۶۰۴	۰/۲۰۱۴
۴	۰/۱۷۶۲	۰/۰۹۱۴	۰/۰۶۰۲	۰/۳۱۴۹	۰/۱۰۴۶	۰/۱۰۴۶	۰/۴۲۰۳	۰/۲۴۸۰	۰/۱۶۳۵	۰/۴۸۷۰	۰/۳۰۸۲	۰/۲۲۷۶
۵	۰/۱۶۷۰	۰/۱۲۰۲	۰/۰۹۰۲	۰/۲۹۰۰	۰/۱۴۷۷	۰/۱۴۷	۰/۵۱۵۱	۰/۳۴۷۳	۰/۲۲۳۰	۰/۰۸۰۸	۰/۴۳۱۳	۰/۲۸۰۹
۶	۰/۱۱۷۲	۰/۰۵۸۲	۰/۰۳۸۶	۰/۲۲۱۴	۰/۰۶۶۳	۰/۰۶۶۳	۰/۳۹۰۱	۰/۱۴۴۲	۰/۱۰۹۴	۰/۰۵۰۶	۰/۱۷۶۶	۰/۱۴۲۱
۷	۰/۱۵۵۹	۰/۰۹۰۳	۰/۰۶۰۳	۰/۲۷۶۰	۰/۰۹۳۶	۰/۰۹۳۶	۰/۴۴۶۹	۰/۲۴۵۵	۰/۱۶۶۳	۰/۵۴۱۶	۰/۳۲۲۷	۰/۲۱۸۴
۸	۰/۱۶۵۷	۰/۰۷۵۴	۰/۰۴۸۱	۰/۲۳۸۴	۰/۰۷۸۱	۰/۰۷۸۱	۰/۳۳۴۱	۰/۱۹۹۷	۰/۱۳۱۶	۰/۴۱۴۲	۰/۲۵۷۲	۰/۱۹۰۸
۹	۰/۱۶۶۸	۰/۰۹۵۵	۰/۰۶۴۲	۰/۲۸۹۹	۰/۱۰۷۱	۰/۱۰۷۱	۰/۳۸۴۷	۰/۲۳۰۳	۰/۱۷۰۶	۰/۴۱۲۶	۰/۲۷۲۹	۰/۲۰۷۶
۱۰	۰/۱۷۴۴	۰/۱۲۸۷	۰/۰۹۷۷	۰/۳۱۱۶	۰/۱۶۶۰	۰/۱۶۶۰	۰/۵۳۴۶	۰/۳۶۱۰	۰/۲۷۶۷	۰/۷۲۰۹	۰/۴۹۰۱	۰/۳۶۷۹
۱۱	۰/۱۴۶۸	۰/۰۷۷۶	۰/۰۴۹۹	۰/۲۷۵۱	۰/۰۸۶۵	۰/۰۸۶۵	۰/۳۹۶۸	۰/۲۱۸۸	۰/۱۵۷۸	۰/۵۷۹۹	۰/۲۸۲۶	۰/۲۱۳۲
۱۲	۰/۱۸۳۴	۰/۰۶۹۰	۰/۰۴۱۶	۰/۳۹۱۶	۰/۰۷۴۷	۰/۰۷۴۷	۰/۶۱۱۵	۰/۲۷۵۳	۰/۱۴۴۸	۰/۷۱۰۵	۰/۴۳۸۶	۰/۲۲۹۲
۱۳	۰/۱۴۶۱	۰/۰۸۷۴	۰/۰۶۱۸	۰/۳۰۱	۰/۰۹۶۰	۰/۰۹۶۰	۰/۵۳۹۴	۰/۲۲۲۳	۰/۱۶۱۱	۰/۶۳۳۶	۰/۳۰۸۰	۰/۲۱۳۴
۱۴	۰/۱۸۸۵	۰/۱۱۷۸	۰/۰۸۲۸	۰/۳۶۷۳	۰/۱۲۳۱	۰/۱۲۳۱	۰/۵۸۱۰	۰/۳۷۲۰	۰/۲۲۲۵	۰/۷۱۲۴	۰/۴۴۴۳	۰/۲۹۵۲
۱۵	۰/۱۵۱۶	۰/۰۸۳۵	۰/۰۵۵۸	۰/۲۶۸۷	۰/۰۸۹۹	۰/۰۸۹۹	۰/۳۱۶۰	۰/۱۹۰۷	۰/۱۴۳۶	۰/۳۷۸۱	۰/۲۵۷۱	۰/۱۸۷۶
۱۶	۰/۱۹۶۴	۰/۱۰۰۲	۰/۰۶۱۵	۰/۴۸۲۱	۰/۱۱۰۳	۰/۱۱۰۳	۰/۷۹۶۴	۰/۳۴۳۸	۰/۱۹۷۹	۰/۸۴۹۹	۰/۵۰۰۰	۰/۲۹۱۴
۱۷	۰/۱۴۹۳	۰/۰۹۵۹	۰/۰۶۷۸	۰/۲۹۳۴	۰/۱۱۴۳	۰/۱۱۴۳	۰/۴۱۶۵	۰/۲۵۵۶	۰/۱۹۷۴	۰/۴۴۰۵	۰/۳۱۹۱	۰/۲۵۲۸
۱۸	۰/۱۷۴۲	۰/۱۰۰۸	۰/۰۶۷۴	۰/۳۲۴۱	۰/۱۱۱۹	۰/۱۱۱۹	۰/۵۱۰۷	۰/۳۱۲۵	۰/۲۱۷۲	۰/۶۲۳۱	۰/۴۲۷۰	۰/۲۴۷۸
۱۹	۰/۲۰۷۹	۰/۱۱۰۸	۰/۰۷۱۱	۰/۴۹۵۶	۰/۱۲۶۵	۰/۱۲۶۵	۲/۲۰۴۲	۰/۳۳۱۶	۰/۲۰۴۱	۲/۵۳۹۷	۰/۵۷۹۶	۰/۲۸۱۴
۲۰	۰/۱۷۸۸	۰/۱۱۲۲	۰/۰۸۴۵	۰/۳۵۹۳	۰/۱۴۵۴	۰/۱۴۵۴	۲/۲۸۹۶	۰/۳۴۷۵	۰/۲۴۳۳	۲/۶۶۰۳	۰/۴۷۹۴	۰/۲۹۵۰
۲۱	۰/۲۰۳۹	۰/۱۱۱۰	۰/۰۷۸۵	۰/۳۹۶۸	۰/۱۲۹۰	۰/۱۲۹۰	۰/۷۴۷۱	۰/۴۰۶۹	۰/۲۱۶۵	۰/۹۹۱۵	۰/۵۵۷۶	۰/۲۹۳۹
۲۲	۰/۱۷۷۳	۰/۱۰۳۶	۰/۰۶۹۶	۰/۳۰۹۲	۰/۱۱۶۸	۰/۱۱۶۸	۰/۶۰۷۵	۰/۲۵۷۶	۰/۱۷۳۸	۰/۷۴۳	۰/۳۳۸۴	۰/۲۴۹۱
۲۳	۰/۱۵۰۶	۰/۰۸۳۷	۰/۰۵۹۵	۰/۲۳۹۰	۰/۰۹۸۰	۰/۰۹۸۰	۰/۳۳۹۹	۰/۲۱۴۴	۰/۱۶۶۴	۰/۳۸۷۵	۰/۲۸۰۶	۰/۲۲۰۸
۲۴	۰/۱۵۲۷	۰/۰۹۱۷	۰/۰۶۶۳	۰/۲۷۸۴	۰/۰۹۶۰	۰/۰۹۶۰	۰/۳۹۴۴	۰/۲۰۷۶	۰/۱۴۳۶	۰/۴۴۲۵	۰/۲۶۹۸	۰/۱۸۷۵
۲۵	۰/۱۷۵۴	۰/۰۹۸۳	۰/۰۶۳۰	۰/۳۳۰۳	۰/۱۱۱۶	۰/۱۱۱۶	۰/۴۱۲۱	۰/۲۸۷۱	۰/۱۸۹۷	۰/۵۵۲۸	۰/۳۵۱۰	۰/۲۴۷۷
۲۶	۰/۱۹۰۲	۰/۱۳۹۳	۰/۱۰۴۴	۰/۴۰۹۳	۰/۱۶۹۶	۰/۱۶۹۶	۰/۷۳۱۳	۰/۳۴۲۴	۰/۲۴۵۲	۰/۷۸	۰/۴۳۸۳	۰/۳۲۸۴
۲۷	۰/۲۰۲۰	۰/۱۲۲۰	۰/۰۸۱۰	۰/۳۸۵۹	۰/۱۳۴۲	۰/۱۳۴۲	۰/۶۶۱۴	۰/۳۲۶۲	۰/۲۴۰۰	۰/۸۲۵۳	۰/۴۱۲۸	۰/۳۲۰۹
۲۸	۰/۱۷۲۲	۰/۱۰۸۷	۰/۰۷۸۰	۰/۲۹۱۲	۰/۱۲۵۹	۰/۱۲۵۹	۰/۴۶۱۲	۰/۲۸۰۹	۰/۲۱۲۲	۰/۵۰۳۶	۰/۳۴۸۳	۰/۲۴۹۳

۲۹	۰/۲۱۷۸	۰/۱۲۹۸	۰/۰۹۷۴	۰/۴۱۹۲	۰/۱۷۰۵	۰/۱۷۵۳	۰/۶۲۲۰	۰/۴۲۳۸	۰/۳۲۰۴	۰/۸۳۵۹	۰/۶۳۰۸	۰/۴۳۳۱
۳۰	۰/۱۷۶۵	۰/۰۹۹۶	۰/۰۶۶۷	۰/۳۰۹۶	۰/۱۰۱۴	۰/۱۰۱۴	۰/۳۴۹۰	۰/۲۲۸۰	۰/۱۶۷۵	۰/۴۶۸۲	۰/۲۷۸۳	۰/۲۰۹۴

منبع: یافته‌های محقق

در این روش نیز مشاهده می‌شود که اختلاف بین چندک‌های ۹۰٪ و ۹۹٪ بازده قابل توجه است و نشان از پهن بودن دم توزیع بازده در دنباله راست آن دارد. به بیان دیگر، طبق این برآورد، توزیع حاکم بر بازده سهام می‌تواند یک توزیع دم پهن با چولگی منفی باشد. محاسبه توان پیش‌بینی بازده در این روش بر اساس معیار PRED در رابطه (۷) و MSE به شرح جدول (۷) بوده است.

جدول ۷: توان پیش‌بینی بازده بر اساس روش تقریب کرنل

معیار صحت پیش‌بینی	PRED			MSE		
چندک / طول دوره	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰	٪۹۹	٪۹۵	٪۹۰
۵ روزه	-۱/۱۶۴۹	-۰/۲۲۵۰	-۰/۱۱۴۸*	۱/۰۹۵۷	۰/۷۲۹۳	۰/۶۶۹۲
۱۰ روزه	-۱/۳۶۹۱	-۰/۲۵۲۸	-۰/۲۴۹۹	۳/۴۲۵۹	۲/۲۸۳۰	۲/۲۷۶۲
۲۰ روزه	-۳/۷۳۱۴	-۰/۷۶۵۰	-۰/۹۳۰۴	۱۴/۳۶۴۶	۶/۹۸۲۵	۷/۲۶۳۷
۳۰ روزه	-۶/۳۲۷۶	-۳/۱۷۶۴	-۴/۰۶۴۱	۱۶/۷۳۴۸	۱۱/۳۲۳۳	۱۲/۹۷۹۸

منبع: یافته‌های محقق (*: آماره تی-استودنت = ۱/۶۳۲-)

مطابق با نتایج جدول (۷) مشاهده می‌شود که استفاده از تقریب کرنل، در دوره‌های ۵ روزه و با ضریب اطمینان ۹۰٪، کمترین مقدار خطای MSE و همچنین کمترین مقدار PRED را داشته است و با افزایش طول دوره‌های زمانی پیش‌بینی بازده، از توان پیش‌بینی کنندگی مدل کاسته شده است. به منظور آزمون قابلیت پیش‌بینی بازده در این روش نیز، مقادیر PRED برای شرکت‌ها از طریق آزمون مقایسه میانگین تی-استودنت با مقدار مطلوب صفر مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج نشان از عدم وجود اختلاف معنادار بین میانگین مقادیر این شاخص با مقدار صفر در سطح خطای ۰/۰۵ داشته است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که تقریب کرنل می‌تواند بازده‌های ۵ روزه سهام را از طریق چندک‌های ۹۰٪ توزیع با دقت مطلوبی برآورد نماید. از این رو فرضیه دوم تحقیق در سطح خطای ۰/۰۵ مورد تأیید قرار گرفته است.

مقایسه نتایج و دقت دو روش در پیش‌بینی بازده نشان می‌دهد که استفاده از چندک ۹۰٪ اختلاط توزیع‌های نرمال به عنوان یک روش پارامتری در تقریب توزیع بازده، مقادیر MSE و PRED بزرگ‌تری نسبت به روش کرنل داشته است. از این رو دقت تقریب کرنل در پیش‌بینی بازده‌های ۵ روزه بالاتر از اختلاط توزیع‌های نرمال بوده است از این رو فرضیه سوم تحقیق مورد تأیید قرار نگرفته است.

نتیجه گیری

در پژوهش حاضر پیش‌بینی بازده سهام بر پایه توزیع کرنل و اختلاط توزیع‌های نرمال مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور توابع کرنل و اختلاط نرمال‌ها و پارامترهای مربوط به آنها از طریق ماکسیمم‌سازی تابع درستنمایی (به طور معادل، مینیمم‌سازی معیار آکایک)، مورد برآورد قرار گرفته و چندک‌های ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ هریک از توزیع‌ها برای هریک از ۳۰ شرکت مورد مطالعه به عنوان مقادیر پیش‌بینی بازده (مقداری که بازده با ضریب اطمینان مشخصی، فراتر از آن نمی‌رود) محاسبه گردیدند. به منظور تعیین دقت روش‌های پیش‌بینی معیارهای خطای MSE و PRED طبق تعاریف ارائه شده در متن بکار گرفته شد و نتایج نشان داد که اختلاط توزیع‌های نرمال و تقریب کرنل هر دو از طریق چندک ۹۰٪ توزیع بازده می‌توانند پیش‌بینی‌های مطلوبی از بازده‌های ۵ روزه سهام ارائه دهند. این نتایج در حالی است که مقایسه دقت این دو روش نشان می‌دهد تقریب کرنل به عنوان یک روش ناپارامتری پیش‌بینی بازده، دقت بالاتری در پیش‌بینی داشته است و این نتایج با یافته‌های یان و هان [۳۴] ناهمسو بوده است. در حالی که بسیاری از تحقیقات بر دقت بالای روش‌های پارامتری تأکید می‌کنند. این نتایج را می‌توان به این ویژگی از بازده‌های سهم نسبت داد که توزیع بازده سهم لزوماً از توزیع‌های شناخته شده پارامتری تبعیت نمی‌کند. بلکه شرایط بازار و عوامل محیطی نقش بسزایی در شکل‌گیری توزیع بازده دارند و از این رو بهتر است که در تقریب توزیع بازده از روش‌های ناپارامتری متکی بر مقادیر تاریخی داده‌ها استفاده کرد. از این رو پیشنهاد می‌شود در پیش‌بینی بازده سهام، در کنار روش‌های کلاسیک الگوهای رگرسیونی از مقادیر چندک‌های ۹۰٪ توزیع تجربی بازده سهم نیز بهره گرفته شود. مادامی که تعداد داده‌های مورد استفاده در تقریب توزیع بازده به حد کفایت باشد، می‌توان انتظار داشت که نتایج حاصل از برآورد و پیش‌بینی بازده آتی نیز دقیق تر باشد. با این حال به نظر می‌رسد که ارزیابی نقش سایر روش‌های پیش‌بینی بازده و مقایسه سایر توزیع‌های پارامتری کلاسیک با روش‌های ناپارامتری انجام تحقیقات گسترده تری را طلب می‌کند.

منابع

۱) بقال پور، سوما (۱۳۹۵). بررسی قابلیت پیش‌بینی حد بالا و پایین قیمت سهام با استفاده از مدل‌های سری زمانی مبتنی بر حافظه کوتاه مدت و بلندمدت در بورس اوراق بهادار تهران، کارشناسی ارشد، دانشگاه سمنان، دانشکده مدیریت و حسابداری.

۲) جلالی، فرزام (۱۳۹۱). برآورد نوسانپذیری سهام شرکتهای برتر در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از تخمین چندکی مدل GARCH، کارشناسی‌ارشد، دانشگاه‌علم‌وفرهنگ‌تهران، دانشکده‌مهندسی‌صنایع.

۳) غلامی میان‌پشته، مهدیه (۱۳۹۷). مدل‌های پیش‌بینی گارچ گونه برای تلاطم بازار سهام، کارشناسی ارشد، دانشگاه گیلان، دانشکده علوم ریاضی.

۴) فریدونی، ندا (۱۳۹۲). پیش‌بینی نرخ بازده سهام از طریق متغیر حجم معاملات در بورس اوراق بهادار، کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی.

۵) مقامی، ریحانه (۱۳۹۵). تحلیل رابطه ریسک ویژه و بازده سهام با رگرسیون چندک، کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س)، دانشکده علوم اجتماعی.

۶) مقیمی کندلوس، پیام (۱۳۹۱). مدل‌های پایدار GARCH و کاربرد آنها در مدلسازی بازده سهام، کارشناسی ارشد، دانشگاه علم و فرهنگ تهران، دانشکده مهندسی.

۷) موسوی سراسیا، زهرا (۱۳۹۵). پیش‌بینی نوسانات شاخص قیمت و بازده با استفاده از مدل‌های گارچ، کارشناسی ارشد، دانشگاه بین‌المللی امام رضا علیه‌السلام، دانشکده ادبیات و علوم انسانی.

8) AL-Shamsi, F. and Nobanee, H.,(2020). Sustainable Taxes: A Mini-Review. Available at: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3538679

9) Amaya, D., Christoffersen, P., Jacobs, K., & Vasquez, A. (2015). Does realized skewness predict the cross-section of equity returns? Journal of Financial Economics, 118, 135–167.

10) Baaquie B.E., Yu M. (2017). Option price and market instability, Phys. A: Stat. Mech. Appl. 417, 512-535.

11) Bernacchia A., Pigolotti S. (2011). Self-consistent method for density estimation, J. R. Stat. Soc. 73, 407-422.

12) Bouezmarni T., Rombouts J.V.K. (2010). Nonparametric density estimation for positive time series, Comput. Stat. Data Anal. 54, 245-261.

13) Chowdhury Shah Saeed Hassan, M. Arifur Rahman, M. Shibley Sadique, (2017). "Stock return autocorrelation, day of the week and volatility: An empirical investigation on the Saudi Arabian stock market", Review of Accounting and Finance, Vol. 16 Issue: 2, pp.218-238

14) Doryab B., Salehi M., (2018). "Modeling and forecasting abnormal stock returns using the nonlinear Gray Bernoulli model", Journal of Economics, Finance and Administrative Science, Vol. 23 Issue: 44, pp.95-112
15) Fama E.F., (1963) Mandelbrot and the stable Paretian hypothesis, J. Bus. 36, 420-429.
16) Harvey A., Oryshchenko V. (2012). kernel density estimation for time series data, International J. Forecasting 28, 3-14.
17) Harvey, C. R., & Liu, Y. (2014). Evaluating trading strategies. Journal of Portfolio Management, 40, 108–118.
18) Jordan, S. J., Vivian, A., & Wohar, M. E. (2016). Can commodity returns forecast Canadian sector stock returns? International Review of Economics & Finance, 41, 172-188.
19) Kenton, W. (2020). Capital Asset Pricing Model (CAPM). Retrieved from Investopedia: https://www.investopedia.com/terms/c/capm.asp
20) Kon S.J. (1984). Models of stock returns-a comparison, J. Financ. 39, 147-165.
21) Linden M. (2001). A model for stock return distribution. International J. Financ. Econ. 6, 159-169.
22) Luedicke J., Bernacchia A. (2014). Self-consistent method for density estimation, Stata. J. 14, 237-258.
23) Mandelbrot B. (1967). The variation of some other speculative prices, J. Bus. 40, 393-413.
24) Mcclure, B. (2019). Explaining The Capital Asset Pricing Model (CAPM). Retrieved from investopedia:https://www.investopedia.com/articles/06/capm.asp
25) Neely, C. J., Rapach, D. E., Tu, J., & Zhou, G. (2014). Forecasting the equity risk premium: The role of technical indicators. Management Science, 60, 1772–1791.
26) Oueslati A., Hammami Y., (2018). "Forecasting stock returns in Saudi Arabia and Malaysia", Review of Accounting and Finance, Vol. 17 Issue: 2, pp.259-279
27) Pan W. T. (2010) "Performing stock price prediction use of hybrid model", Chinese Management Studies, Vol. 4 Issue: 1, pp.77-86
28) Podobnik B., Horvatic D., Petersen A. M., and Stanley H. E. (2009). Cross-Correlations between Volume Change and Price Change, Proc. Natl. Acad. Sci. USA 106, 22079-22084.
29) Praetz P.D. (1972). The distribution of share price changes, J. Bus. 45, 49-55.
30) Shen D., Li X., Xue M., Zhang W. (2017). Does microblogging convey firm-specific information? Evidence from China, Physica A 482, 621-626.
31) Tariq Aziz, V., Ansari A., (2017). "Value-at-risk and stock returns: evidence from India", International Journal of Emerging Markets, Vol. 12 Issue: 2, pp.384-399,
32) Turner, J. A. (2015). Casting doubt on the predictability of stock returns in real time: Bayesian model averaging using realistic priors. Review of Finance, 19, 785–821.

33) Xiong X., Bian Y., Shen D. (2018). The time-varing correlation between policy uncertainty and stock returns: Evidence from China, Physica A 499, 413-419.
34) Yan, H., Han, L. (2018). Empirical distributions of stock returns: Mixed normal or kernel density?, Physica A, https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.09.080
35) Zucchi, K. (2019). CAPM Model: Advantages and Disadvantages. Retrieved from Investopedia:https://www.investopedia.com/articles/investing/021015/advantages-and-disadvantages-capm-model.asp

یادداشت‌ها :

1. Kernel
2. Band Width
3. Fama
4. Peak
5. Fatter Tails
6. Mandelbrot
7. Pareto
8. Praetz
9. Student-T
10. Kon
11. Mixture of Normal
12. Linden
13. Laplace mixture distributions
14. Black-Scholes
15. Bouezmarni and Rombouts
16. Harvey and Oryshchenko
17. Doryab
18. Nash
19. Oueslati and Hammami
20. Chowdhury
21. Tariq Aziz and Ansari
22. Pan
23. Maximum Likelihood
24. AIC
25. BIC
26. Expectation Maximization