تحقیقات مالی
دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

دوره ۱۳، شماره ۳۲
پاییز و زمستان ۱۳۹۰
صص ۱۰۸-۹۱

پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از مدل‌های غیرخطی آستانه‌ای و بررسی نقش حجم معاملات در بهبود عملکرد این مدل‌ها

ابراهیم عباسی [۱]، سحر باقری [۲]

چکیده: در طول سال‌های اخیر مدل‌های سری زمانی غیرخطی یکی از ابزارهای جدید در توصیف و پیش‌بینی بازدهی سهام بوده است. شواهد بسیاری رابطه عکس بین بازدهی آینده سهام و حجم معاملات را تأیید کرده است. وجود این رابطه نشان می‌دهد، حجم معاملات می‌تواند به‌عنوان متغیر آستانه‌ای مناسب در مدل‌های خودتوضیح آستانه‌ای[۱] (TAR) و خودتوضیح انتقال هموار لجستیک[۲] (LSTAR) استفاده شود. در این پژوهش توانایی مدل‌های خطی ARMA و مدل‌های TAR و LSTAR مقایسه شده است. علاوه‌بر این از متغیر حجم معاملات به‌عنوان متغیر آستانه‌ای یا انتقال در مدل‌های TAR وLSTAR استفاده شده است. بدین منظور نمونه‌ای از ۲۶ شرکت در طول سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ از شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار گرفتند. از داده‌های ۷ سال به عنوان داده‌های آموزشی و از داده‌های ۲ سال به عنوان داده‌های آزمایشی استفاده شد. با استفاده از آزمون دایبلد ماریانو[۳]، عملکرد مدل‌ها مورد مقایسه قرارگرفت. نتایج نشان دادند، مدل‌های غیرخطی از قدرت پیش‌بینی بالاتری نسبت به مدل ARMA برخوردارند. همچنین به‌کارگیری حجم معاملات در مدل‌های غیرخطی عملکرد این مدل‌ها را بهبود نبخشید.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی بازده سهام، مدل خودتوضیح انتقال هموار لجستیک، مدل خودتوضیح آستانه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: G12, G1

۱. دانشیار و عضو هیئت علمی دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
۲. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۰۹/۲۳
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۰/۰۵/۱۵
نویسنده مسئول مقاله: سحر باقری
E-mail: s.bagheri.14987@gmail.com

1 . Threshold Autoregressive
2 . Logistic smooth transition Autoregressive
3 . Diebold - Mariano

مقدمه

شناسایی الگوهای حرکتی بازده سهام جهت پیش بینی بازده آتی برای سرمایه‌گذاران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. پژوهش‌های بسیاری نشان داده‌اند که بازده سهام به‌وسیله‌ی متغیرهای کلان اقتصادی و مالی مانند بازده نقدی، بازده جریانات نقدی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه شرکت قابل پیش‌بینی است.

در دهه اخیر استفاده از مدل‌های سری زمانی غیرخطی نسبت به مدل‌های خطی در مدل‌سازی متغیرهای مالی افزایش چشمگیری داشته است. بسیاری از مطالعات در این زمینه نشان داده‌اند، مدل‌های غیرخطی قدرت تخمین بالاتری را نسبت به مدل‌های خطی دارند و قادرند رفتار بازده دارایی‌ها را مدل‌سازی نمایند. رفتار غیرخطی در بازارهای مالی در نتیجه وجود عواملی مانند هزینه‌های معاملات و تعامل بین معامله‌گران نوفه‌ای[1] و معامله‌گران آگاه و مطلع تبیین می‌شود.

در سال‌های اخیر مالی رفتاری با مطرح کردن محدودیت‌های موجود برای اجرای آربیتراژ، فرضیه بازارهای کارا (EMH) را به چالش کشیده و بیان می‌دارد که با وجود این محدودیت‌ها آربیتراژ کردن با ریسک همراه است و این مسئله باعث می‌شود که انحراف از ارزش ذاتی باقی بماند و اصلاح نشود. از عمده این محدودیت‌ها می‌توان به وجود هزینه معاملات و محدودیت در فروش استقراضی، ریسک معامله‌گران نوفه ای و ریسک بنیادی[2] اشاره کرد. به‌طور کلی مدل‌های انتقال هموار که در این پژوهش به کار رفته است، قادر به مدل‌سازی رفتار سازگار با مدل معامله‌گران اختلال‌زا و متفاوت بودن رفتار سرمایه‌گذاران در بازارهای صعودی یا نزولی هستند. تابع انتقال لجستیک تفاوت رفتار سرمایه‌گذار را در در بازارهای صعودی و نزولی مدل‌سازی می‌کند [۱۷]. از طرفی از آنجاکه مطالعات اخیر نشان داده‌اند که رفتار مومنتوم سهام با حجم معاملات کم و رفتار بازگشتی با حجم معاملات بالا سازگار است، از حجم معاملات به‌عنوان متغیر انتقال در مدل‌های غیرخطی استفاده شده است.

بنابراین در این پژوهش، دو مدل غیر خطی TAR و LSTAR با مدل خطی ARMA مقایسه شده است. از طرفی به دلیل اینکه مطالعات بسیاری رابطه منفی بین حجم معاملات و بازده سهام در آینده را تأیید کرده‌اند، از متغیر نسبت گردش مبادله سهام نیز به‌عنوان متغیر

---

1. Noise trader risk
2. Fundamental risk

آستانه‌ای و متغیر انتقال در پیش‌بینی مدل‌های غیر خطی استفاده شده و عملکرد این مدل‌ها با هم مورد مقایسه قرار گرفته است.

مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش

به‌منظور تخصیص بهینه منابع و کارایی در بازار سرمایه داشتن یک مدل پیش‌بینی مناسب، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از جمله مکاتب مالی در خصوص پیش‌بینی رویکرد تکنیکی، بنیادی، رویکرد مبتنی بر نظریه‌های مدرن مالی و رویکرد بی‌نظمی و پویایی غیرخطی است [۲].

تحلیلگران تکنیکی معتقدند که عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضا بی‌شمارند و هیچ‌گاه نمی‌توان آن‌ها را به‌درستی و به‌دقت شناسایی نمود؛ بنابراین، بهترین شیوه کار را مطالعه حرکات گذشته و به‌دست آوردن الگوی تغییرات آینده می‌دانند. منظور از تحلیل بنیادی ارزیابی اطلاعات موجود در صورت‌های مالی، گزارش‌های مربوط به صنعت و عامل‌های اقتصادی، به‌منظور تعیین ارزش ذاتی شرکت است. پس از جنگ جهانی دوم، مجموع نظریه‌های جدیدی به جامعه مالی عرضه شد که عنوان نظریه‌های مدرن مالی را به‌خود گرفت. سه حوزه به هم پیوسته فرضیه بازار کارا، نظریه پرتفوی و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) که از حوزه‌های این رویکرد است، مورد تأیید محافل دانشگاهی است. این نظریه‌ها بر بازارهای مالی جهان تأثیری عمیق گذاشته‌اند و پایه فکری مدیران مالی و سرمایه‌گذاری بوده است.

مطالعات تجربی بسیاری وجود دارند که CAPM و APT را به چالش می‌کشند. اول اینکه سرمایه‌گذاران به صورت تئوریک در CAPM منطقی فرض می‌شوند، در صورتی‌که مطالعات تجربی نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاران در تمام مواقع منطقی نیستند و رفتار سرمایه‌گذاران غیر-منطقی در شکل گرفتن قیمت اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد. دوم اینکه، هر دو مدل CAPM و APT بازده دارایی‌ها را با قیمت‌گذاری متغیرها از روش خطی پیش‌بینی می‌کنند. این در حالی است که پژوهش‌های اخیر نشان داده‌اند که متغیرهای اقتصادی دارای تعدیلات غیر متقارن در طول دوره‌های رکود و رونق اقتصاد هستند [۲۱].

بنابراین از اواسط دهه ۱۹۷۰ و به‌ویژه از سال ۱۹۹۰ کوشش‌های جدید و گسترده‌ای در زمینه پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از روش‌های جدید ریاضی، سری‌های زمانی طولانی و ابزار پیشرفته آغاز شد که به ظهور دیدگاه بی‌نظمی و پویایی‌های غیرخطی منجر شد. پژوهش‌های اخیر توجه بیشتری به بازده سهام و پویایی دارند که به‌وسیله رفتار غیرخطی توصیف می‌شود. به‌علاوه، پژوهشگران دلایل متفاوتی را برای رفتار غیرخطی در بازارهای مالی عنوان کرده‌اند. دلایلی چون: اعتقادات ناهمگن بین سرمایه‌گذاران مطلع و نوفه‌ای (غیرمطلع)، افق‌های

سرمایه‌گذاری متفاوت، موقعیت جغرافیایی، درجه ریسک متفاوت میان سرمایه‌گذاران، رشد اقتصادی متفاوت، چالش‌های بازار و هزینه معاملات. فعالیت معامله‌گران نوفه‌ای باعث می‌شود قیمت‌ها از ارزش ذاتی‌شان منحرف شوند و این مسئله انگیزه‌ای برای فعالیت آربیتراژگران جهت کسب سود خواهد شد. اما باید توجه کرد که هزینه‌های معاملات و فروش استقراضی محدودیت در فعالیت آربیتراژگران ایجاد می‌کند. به این ترتیب آربیتراژگر وقتی وارد معامله می‌شود که انحراف از ارزش‌ذاتی به اندازه کافی بزرگ باشد تا بتواند این هزینه‌ها را پوشش داده و ایجاد سود نماید.

شلیفر و ویشنی [۱۹] محدودیت دیگری را تحت عنوان ریسک معامله‌گران نوفه‌ای مطرح کرد. این ریسک می‌تواند باعث غیر جذاب شدن فرصت‌های آربیتراژ شود. منظور از این ریسک، این است که انحراف از ارزش‌ذاتی که توسط معامله‌گران نوفه‌ای به وجود آمده در کوتاه مدت بدتر شود. یعنی سرمایه گذاران بدبینی که باعث شده‌اند که قیمت زیر ارزش ذاتی قرار بگیرد، باز هم بدبین‌تر شده و قیمت را پایین بیاورند. این مسئله به ضرر آربیتراژ گرانی که موقعیت عکس معامله‌گران غیر مطلع را دارند، منجر خواهد شد.

بسیاری از مطالعات انجام شده رفتار غیرخطی قیمت سهام را در سطح بین‌المللی به‌وسیله مدل‌های STAR بررسی کرده‌اند. اما تا کنون، این مدل برای نشان دادن رابطه بین حجم معاملات و بازده کمتر به‌کار گرفته شده است. در حالی‌که می‌توان بر اساس مطالعات پژوهشگران بسیاری ادعا نمود که حجم معاملات در گذشته اطلاعات با ارزشی را درباره بازده سهام فراهم می‌کند [۷]، دتر و همکارانش [۱۱]، کنراد و همکارانش [۱۰]. از آنجاکه حجم معاملات به‌عنوان متغیری برای پیش‌بینی اندازه و مقاومت مومنتوم معرفی شده است در ادامه ابتدا استراتژی‌های مومنتوم و معکوس و رابطه آن‌ها با حجم معاملات را تشریح کرده‌ایم.

در بازارهای سرمایه دنیا دو استراتژی معامله و مدیریت پرتفوی که به‌صورت گسترده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرند، استراتژهای مومنتوم[1] و معکوس[2] هستند. این استراتژی‌ها بر روانشناسی، رفتار جمعیت و جو بازار متکی هستند. مومنتوم از خودهمبستگی مثبت در بازدهی دارایی‌ها در میان‌مدت حکایت می‌کند. در این استراتژی بازدهی اضافی با خرید سهام برنده گذشته و فروش سهام بازنده گذشته قابل دستیابی است [۱۵]. طبق استراتژی مومنتوم اوراق بهاداری که عملکرد خوبی (بدی) را در گذشته تجربه کرده‌اند، گرایش دارند که این بازدهی را خوب (بد) در آینده نیز

1. Momentum
2. Contrarian

ادامه دهند. در مقابل استراتژی معکوس اعتقاد دارد که عموم مردم و اکثریت بازار اشتباه می‌کنند و روندهای اخیر قیمت‌ها بر می‌گردند.

حجم معاملات به‌عنوان متغیری برای پیش‌بینی اندازه و مقاومت مومنتوم معرفی شده است. مطالعاتی چون کمپل و همکارش [۹]، کنراد و نیدن [۱۰]، دتر و همکارانش [۱۱]، برینان و همکارانش [۸]، ونگ و چین [۲۰] و مک میلان [۱۶] نشان دادند که رفتار مومنتوم سهام با حجم معاملات کم و رفتار بازگشتی با حجم معاملات بالا سازگار است. بر اساس پژوهش‌هایی که در مورد رابطه بین حجم و بازدهی در آینده انجام شده است دلیل رابطه منفی بین حجم معاملات و بازدهی سهام در آینده را می‌توان به دو دسته طبقه‌بندی کرد [۱۶]:

دلیل اول همان‌طور که در پژوهش کمپبل و همکارانش [۹] بحث شده مربوط به ساختار بازار است. آن‌ها بیان کردند که سهامداران مطلع به‌عنوان بازارگردان فعالیت کرده و حجم بالا را نشانه فعال بودن سرمایه‌گذاران نقد به دلایل غیر بنیادی می‌دانند. این بازارگردانان قیمت‌های کنونی را بر اساس فشارهای خرید تعدیل می‌کنند تا در آینده از دریافت پاداش متناسب با ریسک اطمینان یابند. دلیل دوم برای رابطه بین حجم و بازده از ادبیات مالی رفتاری سرچشمه می‌گیرد. باربریس و همکارانش [۶] و هانگ و استین [۱۳] عنوان کردند که مومنتوم با حجم پایین سازگار است و به‌دلیل واکنش‌های کمتر از حد به‌وجود می‌آید.

مطالعات بسیاری رابطه بین حجم معاملات و بازده سهام در آینده را مورد بحث و بررسی قرار داده‌اند.اکثر این پژوهش‌ها به رابطه منفی بین حجم معاملات و بازدهی آینده سهام اشاره کرده‌اند. کنراد و نیدن [۱۰] با استفاده از داده‌های هفتگی رفتار برگشتی بزرگی را برای سهم‌های معامله شده با حجم بالا، خودهمبستگی مثبتی را برای سهام معامله شده با حجم پایین مشاهده کردند. در واقع نتایج آن‌ها رابطه منفی بین حجم معاملات و بازده سهام را تأیید می‌نمود. دتر و همکارش [۱۱] پژوهشی را در مورد تأثیر نقدینگی بر بازده سهام انجام دادند. مبنای پژوهش آن‌ها نظریه صرف نقدشوندگی[1] است. بر اساس این تئوری، از هنگامی‌که سرمایه‌گذاران به خالص بازدهی مورد انتظار هزینه‌های معاملات در طول دوره نگهداری سهام، توجه بیشتری کرده‌اند، دارایی‌هایی که از نقدشوندگی کمتری برخوردار هستند در مقایسه با دارایی‌های نقد باید بازده بالاتری داشته باشند. آن‌ها دریافتند که بازده سهام رابطه منفی و قوی با نسبت معاملات بازار (تعداد سهام معامله شده تقسیم بر تعداد سهام منتشره) دارد.

برینان و همکارانش [۸] در پژوهشی که انجام دادند از حجم معاملات دلاری به‌عنوان شاخص نقدشوندگی استفاده کردند و مانند دتر و همکارانش تئوری صرف نقدشوندگی را تأیید

1. Liquidity premium

نمودند. ونگ و چین [۲۰] تعامل بین بازده و حجم معاملات را در پیش‌بینی بازده مقطعی طی دوره‌های زمانی میان مدت در بازار سهام چین مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که بازده سهام با حجم پایین رفتار مومنتوم و بازده سهام با حجم بالا رفتار بازگشتی از خود نشان می‌دهند.

در سال‌های اخیر بسیاری از مطالعات انجام شده رفتار غیرخطی قیمت سهام را در سطح بین‌المللی به وسیله خود توضیح انتقال هموار (STAR) بررسی کرده‌اند. از آن جمله می‌توان به پژوهش‌های زیر اشاره کرد:

در مطالعه‌ای که توسط نکتاریوس آسلاندیس و همکارانش [۱۸] انجام شد، بازدهی سهام انگلستان در قالب مدل رگرسیون انتقال هموار (STR) مدل‌سازی شد. نتایج نشان دادند، مدل STR پویایی درون نمونه‌ای را بهتر از مدل‌های خطی توصیف می‌کنند. با این وجود STR نتوانست بهبودی در مورد پیش‌بینی، نسبت به مدل‌های خطی حاصل کند. در مطالعه‌ی دیگری که توسط مک میلان [۱۷] انجام شد، پیش‌بینی پذیری مدل‌های غیرخطی از بازده بازار سهام انگلستان در مقابل مدل‌های خطی مورد مقایسه قرار گرفت. با توجه به این موضوع که مدل غیرخطی خودتوضیح انتقال هموار نمایی ESTR برای مدل‌سازی رفتار غیرخطی ناشی از مدل‌های معامله‌گران نوفه‌ای و مدل LSTR برای مدل‌سازی رفتار غیرخطی ناشی از حالت بازار (صعودی بودن یا نزولی بودن) مناسب هستند، این پژوهشگر از دو مدل فوق برای مدل‌سازی رفتار بازده استفاده نمود و با مقایسه آن‌ها با مدل‌های خطی نتیجه گرفت که مدل ESTR بالاترین ضریب تعیین (R^2) و کمترین RMSE را هم در داده‌های درون نمونه‌ای و هم برون نمونه‌ای داشته است. در مطالعه‌ای که توسط کیم سن لیو و همکارانش [۱۵] انجام شد، پیش‌بینی‌پذیری بازده سهام ۵ کشور آسیایی با استفاده از مدل‌های سری زمانی خطی و غیرخطی مورد آزمون قرار گرفت. بر اساس معیارهای ارزیابی عملکرد جذر میانگین مجذور خطاها RMSE، خصوصیات ESTAR به‌طور عمومی مناسب‌تر از LSTAR در رفتار بازده روزانه ۵ کشور آسیایی مشاهده شد. این نشان داد که بازار سهام 5 کشور آسیایی به‌طور متقارن نسبت به ارزش‌گذاری بیش از اندازه و کمتر از حد بازده روزانه سهام سازگار است. در پژوهشی که توسط مک میلان [۱۶] انجام شد، تأثیر حجم معاملات در پیش‌بینی بازده با استفاده از مدل‌های غیرخطی مورد بررسی قرار گرفت. او مدل‌های LSTAR، ESTAR ، TAR و AR را به‌منظور پیش‌بینی بازده به‌کار گرفت و به‌منظور مقایسه عملکرد این مدل‌ها، با استفاده از اتخاذ استراتژی‌های خاص خرید و فروش برای هر مدل به تشکیل پرتفوی پرداخت. سپس بازده روزانه را طی دوره برای هر چهار شاخص انگلستان، امریکا، ژاپن و فرانسه محاسبه نمود و از این معیار

برای مقایسه استفاده نمود. نتیجه این پژوهش نشان داد، وقتی حجم معاملات پایین است بازده خود همبستگی مثبت یا رفتار مومنتوم از خود نشان می‌دهد و وقتی حجم معاملات بالا است رفتار تصادفی یا بازگشتی ضعیفی را از خود نشان می‌دهد. او نشان داد که مدل LSTR که از حجم معاملات به‌عنوان متغیر انتقال استفاده می‌کند، برای هر چهار کشور عملکرد بهتری را نسبت به سایر مدل‌ها داشته است. در پژوهشی که وو جن چونگ و همکارانش [۲۱] انجام دادند پویایی غیرخطی بین بازده سهام و حجم معاملات در بازارهای آسیایی مورد بررسی قرار گرفت. پژوهشگران از مدل آستانه‌ای خودتوضیح انتقال هموار (STAR) و حجم معاملات به‌عنوان متغیر انتقال استفاده کردند. مقایسه عملکرد پیش‌بینی برون نمونه‌ای مدل‌های خطی و غیرخطی نشان داد که قابلیت پیش‌بینی مدل‌های غیرخطی بیشتر از مدل‌های خطی است. نتایج این مطالعه نشان داد، حجم معاملات می‌تواند به‌عنوان یک متغیر انتقال در پویایی سیکلی بازار سهام قابل استفاده باشد.

در ایران پژوهش‌های بسیاری در زمینه پیش‌بینی بازده سهام و شاخص اوراق بهادار با استفاده از مدل‌های غیرخطی مانند شبکه‌های عصبی مصنوعی و فازی انجام شده است. از این جمله می‌توان به پژوهش‌های زیر اشاره کرد. سینایی، مرتضوی و تیموری اصل [۵] با استفاده از مدل شبکه عصبی مصنوعی MLP و مدل ARIMA شاخص بورس اوراق بهادار تهران را پیش‌بینی نمودند. نتایج این پژوهش نشان دادند، شبکه‌های عصبی عملکرد بهتری نسبت به مدل خطی ARIMA برای پیش‌بینی شاخص قیمت دارند. نمازی و کیامهر [۵] بازده روزانه سهام را با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی پیش‌بینی کردند. در این پژوهش از سه متغیر شاخص سهام، حجم سهام مبادله شده و آخرین نرخ سهام در روز مورد استفاده قرار گرفت. آن‌ها نشان دادند، رفتار سری زمانی بازده روزانه سهام شرکت‌ها یک فرآیند تصادفی نیست و حافظه دارد. همچنین شبکه‌های عصبی مصنوعی توانایی پیش‌بینی بازده روزانه را با میزان خطای به‌نسبت مناسبی دارند. بررسی‌ها نشان دادند، در ایران تاکنون از مدل‌های TAR و LSTAR به کار رفته در این پژوهش، جهت پیش‌بینی بازده سهام استفاده نشده است.

پرسش‌های پژوهش

۱. آیا مدل‌های غیرخطی TAR و LSTAR نسبت به مدل خطی ARMA از دقت و توان پیش‌بینی بالاتری برخوردارند؟
۲. آیا به‌کارگیری حجم معاملات به‌عنوان متغیر آستانه‌ای و انتقال در مدل‌های TAR و STAR ، توانایی این مدل‌ها را در پیش‌بینی بازده افزایش می‌دهد؟

روش پژوهش

پژوهش حاضر یک پژوهش کاربردی است که هدف از این‌گونه پژوهش‌ها توسعه دانش کاربردی در یک زمینه خاص است. به‌منظور انتخاب نمونه جامعه‌ی آماری (شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران) را از نظر تعداد روزهایی که سهامشان در تابلوی بورس معامله شده چارک‌بندی کرده، سپس چارک بالای اطلاعات را در نظر می‌گیریم (نمونه‌گیری طبقه‌ای) سپس شرکت‌هایی که هر ساله بیش از ۵۰٪ از روزهای معاملاتی، در بازار معامله شده‌اند را به‌عنوان نمونه نهایی انتخاب می‌کنیم که شامل ۲۶ شرکت می‌شود. قلمرو زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۸۰–۱۳۸۸ است. ازداده‌های مربوط به ۷ سال به عنوان داده‌های آموزشی و از داده‌های مربوط به ۲ سال به‌عنوان داده‌های آزمایشی استفاده شده است.

به‌منظور محاسبه بازده روزانه از رابطه زیر استفاده شد.

$$r_{i,t} = \frac{[(D_t + P_t)(1+\alpha+\beta)] - (P_{t-1} + c\alpha)}{P_{t-1} + c\alpha} \times 100$$

D_t : سود نقدی پرداختی

α : درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی

β : درصد افزایش سرمایه از محل سود انباشته

C : مبلغ اسمی پرداخت شده توسط سرمایه‌گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و مطالبات

برای اندازه‌گیری حجم معامله نسبت گردش مبادله سهام به‌کارگرفته شد که به‌صورت تعداد سهام معامله شده در یک روز معین به تعداد کل سهام شرکت مورد نظر تعریف می‌شود که در آن V_{it} تعداد سهام معامله شده شرکت i ام در روز t، و N_i تعداد کل سهام شرکت است:

$$V_{it} = \frac{v_{it}}{N_i}$$

به‌منظور پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های نمونه از مدل‌های ARMA، خودتوضیح آستانه‌ای (TAR)، خودتوضیح انتقال هموار لجستیک LSATR استفاده شده است.

فرآیند خودرگرسیون میانگین متحرک (ARMA)

در این فرایند احتمال اینکه سری زمانی Y دارای ویژگی‌های هر دو فرآیند AR و MA باشد، زیاد است. در این فرآیند می‌توان Y را به‌صورت زیر نوشت:

$$Y_t = \Theta + \alpha_1 Y_{t-1} + B_0 U_t + B_1 U_{t-1}$$

یعنی شامل یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول و یک فرآیند میانگین متحرک مرتبه اول است. Θ عبارت ثابت است. به‌طور کلی فرآیندی را ARMA(p, q) گویند که شامل p مرتبه جمله خودرگرسیون و q مرتبه جمله میانگین متحرک باشد (به‌عبارت دیگر شامل p مرتبه جمله با وقفه از متغیر Y و q مرتبه جمله اخلال باشد). به‌منظور تخمین مدل ARMA از نرم‌افزار Eviews استفاده شد. به‌طور مثال جدول ۱ ضرایب تخمین مدل ARMA را برای شرکت نفت پارس نشان می‌دهد.

جدول ۱. ضرایب مدل ARMA ـ شرکت نفت پارس

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	ضریب تعیین	دوربین واتسون	معیار آکائیک	معیار شوارتز
C	۰/۰۰۲۱۵۹	۰/۰۰۱۲۲۲	۱/۷۶۷۴۵۸	۰/۰۷۷۴	۰/۰۵۷۳۶۵	۲/۰۰۷۹۹۵	-۵/۳۱۳۶۳۷	-۵/۲۸۵۷۶۳
AR(1)	۰/۸۵۲۴۸۳	۰/۰۳۸۹۳۸	۲۱/۸۹۳۴۶	۰/۰۰۰۰				
AR(2)	-۰/۹۵۲۶۳۶	۰/۰۴۲۰۴۴	-۲۲/۶۵۸۱۶	۰/۰۰۰۰				
AR(3)	۰/۱۶۴۴۶۷	۰/۰۲۹۵۳۷	۵/۵۶۸۲۳۵	۰/۰۰۰۰				
MA(1)	-۰/۷۰۲۱۴۳	۰/۰۲۸۲۲۲	-۲۴/۸۷۹۵۵	۰/۰۰۰۰				
MA(2)	۰/۹۲۱۲۳۸	۰/۰۲۵۸۴	۳۵/۶۵۲۱۷	۰/۰۰۰۰				

مدل‌های خودتوضیح آستانه‌ای

در یک مدل " تغییر رژیمی " رفتار $\{y_t\}$ بستگی به وضعیت سیستم دارد. به‌طور مثال در زمان رکود، نرخ بیکاری در ابتدا به شدت افزایش می‌یابد سپس به آهستگی به مقدار بلندمدت خود متمایل می‌شود. اما نرخ بیکاری در دوران رونق اقتصادی هیچ گاه به‌سرعت کاهش نمی‌یابد؛ بنابراین، معادله تعدیل پویای نرخ بیکاری بستگی به این دارد که آیا اقتصاد در وضعیت یا رژیم رکود یا رونق قرار دارد. تخمین مدل خودتوضیح آستانه‌ای را در دو حالت انجام دادیم.

حالت اول TAR: از وقفه بازده سهام به‌عنوان متغیر آستانه‌ای استفاده شده است.

$$r_t = a_1 I_t r_{t-1} + a_2 (1 - I_t) r_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \begin{cases} r_{t-1} > \tau & I = 1 \\ r_{t-1} \le \tau & I = 0 \end{cases}$$

به‌منظور تخمین از برنامه‌ای که در نرم‌افزار Eviews نوشته شده است استفاده شد. جدول ۲ ضرایب تخمین زده شده مدل TAR را برای شرکت نفت پارس نشان می‌دهد.

جدول ۲. مدل TAR– شرکت نفت پارس

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	ضریب تعیین	آماره F	احتمال (آماره F)	مقدار τ
C	۰/۰۰۱۹۲۵	۰/۰۰۰۵۲	۳/۶۹۹۵۱۹	۰/۰۰۰۲				
Y(-1)*DUMFINAL	۰/۱۲۴۰۰۳	۰/۰۳۰۶۲۷	۴/۰۴۸۷۶۲	۰/۰۰۰۱	۰/۰۳۸۰۵۹	۲۵/۶۵۷۶۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۵۹۱
Y(-1)*(1-DUMFINAL)	۰/۳۹۸۸۸۳	۰/۰۷۲۱۷۵	۵/۵۲۸۱۵۴	۰/۰۰۰۰				

حالت دوم TAR(vol): از وقفه نسبت گردش مبادله سهام به‌عنوان متغیر آستانه‌ای استفاده شده است.

$$r_t = a_1 I_t r_{t-1} + a_2(1 - I_t) r_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \begin{cases} V_{t-1} > \tau & I = 1 \\ V_{t-1} \le \tau & I = 0 \end{cases}$$

جدول ۳. مدل TAR(vol)– شرکت نفت پارس

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	ضریب تعیین	F آماره	احتمال (آماره F)	مقدار τ
C	۰/۰۰۱۴۷۷	۰/۰۰۰۴۷۴	۳/۱۱۲۹۸	۰/۰۰۱۹				
Y(-1)*DUMFINAL	۰/۱۰۹۸۸۴	۰/۰۲۹۲۵۹	۳/۷۵۵۵۰۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۵۱۷۷۴	۳۵/۴۰۸۹۶	۰/۰۰۰۰	۰/۴۴۶۱۲۹۲۸۱
Y(-1)*(1-DUMFINAL)	۰/۵۴۰۱۴۹	۰/۰۷۱۹۹۹	۷/۵۰۲۱۶۲	۰/۰۰۰۰				

مدل‌های انتقال هموار

در مورد برخی فرآیندها فرض تغییرات شدید حول نقطه آستانه چندان معقول نیست؛ بلکه ممکن است سرعت تعدیل دارای یک الگوی غیرخطی باشد. در مدل‌های خودتوضیح انتقال هموار (STAR) پارامترهای خودتوضیح به آرامی تغییر می‌کنند. این مدل نیز در دوحالت زیر تخمین زده شده است:

حالت اول LSTAR: از وقفه بازده سهام به‌عنوان متغیر انتقال استفاده شده است.

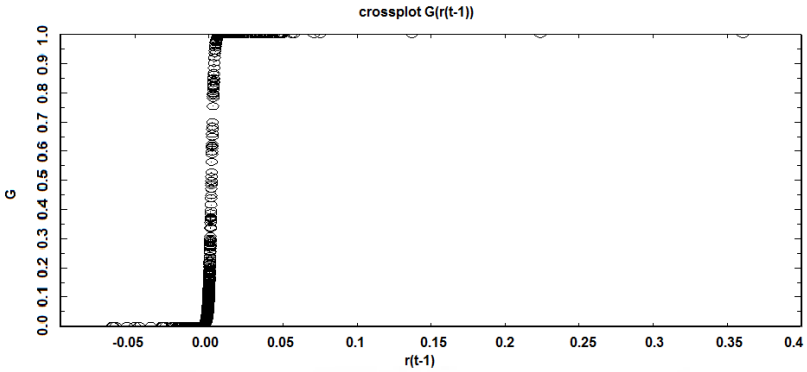
$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \cdots + \alpha_P r_{t-P} + G[\beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \cdots + \beta_P r_{t-P}] + \varepsilon_t$$

به‌طوری‌که:

$$G = [1 + \exp(-\gamma(r_{t-d} - c))]^{-1}$$

در معادله فوق متغیر r_{t-d} ؛ متغیر انتقال وG تابع لجستیک است. به‌منظور تخمین مدل انتقال هموار لجستیک از نرم‌افزار JMulti استفاده شد. به‌عنوان نمونه نمودار ۱ مقدار تابع

لجستیک را برای شرکت نفت پارس نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص است مقدار تابع بـین صفر و یک در حال تغییر است.



نمودار۱. تابع انتقال مدل LSTAR شرکت نفت پارس

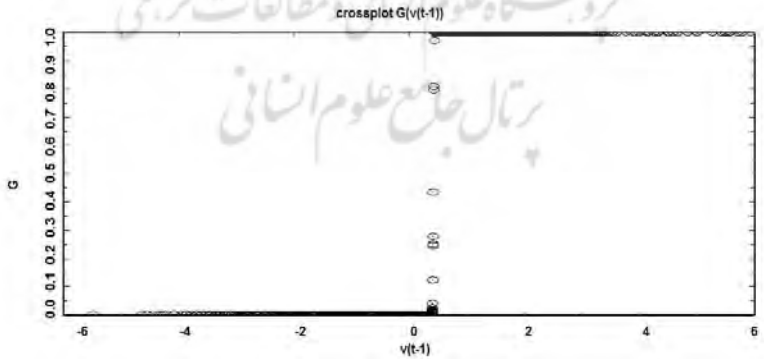
حالت دوم LSTAR(vol): از وقفه نسبت گردش حجم معاملات سهام به‌عنوان متغیر انتقال استفاده شده است.

$$r_t = \alpha_0+\alpha_1 r_{t-1} + \cdots + \alpha_P r_{t-P} + G[\beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \cdots + \beta_P r_{t-P}] + \varepsilon_t$$

به‌طوری‌که:

$$G = [1 + \exp(-\gamma(V_{t-d} - c))]^{-1}$$

در معادله بالا متغیر V_{t-d} ؛ متغیر انتقال و G تابع لجستیک است. به‌عنوان نمونه نمودار زیـر مقدار تابع لجستیک را برای شرکت نفت پارس نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص شده، مقدار تابع بین صفر و یک در حال تغییر است.



نمودار۲. تابع انتقال مدل LSTAR (vol) شرکت نفت پارس

جدول ۴ ضرایب ناشی از تخمین مدل LSTAR(vol) را به تفکیک شرکت‌ها نشان می‌دهد. در بخش نتیجه‌گیری از این ضرایب به‌منظور بررسی رفتار بازده استفاده شده است.

جدول٤. ضرایب خودتوضیح مدل LSTAR (vol)

نام شرکت	ضرایب بخش خطی		ضرایب بخش غیرخطی	
ایران خودرو	-۰/۰۰۰۲۵	۰/۴۸۱	۰/۰۰۶۹۸	-۰/۵۰۶۹۸
ایران خودرو دیزل	-۰/۰۰۳۸۵	۰/۷۴۴۸۱	۰/۰۰۰۵۳۵	-۰/۶۹۹۰۵
پارس دارو	۰/۰۰۰۲۳	۰/۴۱۰۰۴	۰/۰۰۶۴۵	-۰/۵۴۴۰۲
پاکسان	۰/۰۵۸۰۳	۰/۰۱۵۷۳	-۰/۰۵۷۱	-۰/۰۱۵۰۳
پتروشیمی اراک	۰/۰۰۰۱۵	۰/۴۶۸۰۹	۰/۰۰۰۷۸	-۰/۲۳۰۶۱
پتروشیمی آبادان	۰/۰۰۰۹۲	۰/۴۶۰۹	-۰/۰۰۰۴۹	-۰/۳۴۵۹۶
پتروشیمی خارک	-۰/۰۰۲۶۶	۰/۷۹۶۲۵	۰/۰۰۵۱	-۰/۶۶۹۹۳
توسعه معادن روی	۰/۰۰۰۲۷	۰/۳۷۲۳۷	۰/۰۳۷۱	-۰/۴۶۳۴۵
داروسازی جابرابن حیان	۰/۰۰۰۳۳	۰/۶۰۸۶۴	۰/۰۰۱۵۸	-۰/۳۷۲۲۴
داروسازی کوثر	۰/۰۰۰۵۴	۰/۳۶۹۸۱	۰/۰۰۳۰۳	-۰/۳۰۵۱۴
زامیاد	۰/۰۰۰۲۲	۰/۰۹۸۰۷	۰/۰۱۲۲۷	۰/۶۱۷۵۴
سایپا	۰/۰۰۲۱۲	۰/۵۸۱۲۲	-۰/۰۰۲۱۲	-۰/۴۹۷۷۴
سرما آفرین	۰/۰۰۱۲۲	۰/۱۲۴۲۴	۰/۰۴۶۳۳	۴/۰۲۵۷۸
سیمان تهران	-۰/۰۰۰۲۲	۰/۸۸۵۵۴	۰/۰۰۲۷۵	-۰/۷۵۷۰۲
سیمان سپاهان	۰/۰۰۰۷۹	۰/۲۱۳۱۴	۰/۰۰۴۷۸	-۲/۰۱۶۲۵
سیمان شرق	۰/۰۰۱۱۱	۰/۵۲۹۶۹	-۰/۰۰۰۰۲	-۰/۳۶۰۳
سیمان فارس و خوزستان	-۰/۰۰۱۴۶	-۰/۷۰۸۰۸	۰/۰۰۳۱۷	۱/۳۵۷۰۷
صنعتی نیرومحرکه	۰/۰۰۰۹۱	۰/۲۷۷۲۴	۰/۰۰۶۱۳	-۰/۵۱۹۶۶
کربن ایران	-۰/۰۰۰۲۳	۰/۳۸۲۱۶	۰/۰۰۸۲۷	-۰/۱۵۳۱۲
کف	۰/۰۰۰۳۲	۰/۲۷۸۳۴	-۰/۰۰۲۶۳	-۰/۲۶۵۳
کیمیدارو	۰/۰۰۰۴۹	۰/۶۴۶۴۵	۰/۰۰۲۰۱	-۰/۵۸۶۲۱
رازک	۰/۰۰۱۲۵	۰/۴۳۵۱۹	۰/۰۰۳۵۸	-۰/۳۹۵۳۲
موتوژن	-۰/۰۰۰۱۶	۰/۱۱۱۰۶	۰/۰۱۱۱۶	۰/۳۸۱۹۷
نفت بهران	۰/۰۰۱۱۳	۰/۲۴۸۶۶	-۰/۰۱۵۸۱	-۰/۱۹۴۰۲
نفت پارس	-۰/۰۰۰۰۳	۰/۵۱۴۳۵	۰/۰۰۳۷۱	-۰/۴۲۰۳۹

مقایسه‌ی عملکرد مدل‌های خطی با مدل‌های غیرخطی

به‌منظور مقایسه عملکرد مدل‌های خطی با غیرخطی از آزمون دایبلد و ماریانو [۱۲] کـه از دقـت بالاتری نسبت به RMSE برخوردار است، استفاده شده است. دایبلد و ماریانو این آزمـون را بـه-منظور مقایسه قدرت پیش‌بینی دو مدل ارایه دادند. آن‌ها بدین منظور یک تابع تفاضلی از مقـدار خطای مدل‌ها را در نظر گرفتند. فرض صفر این آزمون به‌شکل زیر است:

$$d_t = E[g(e_t^A) - g(e_t^B)] = 0$$

تابع g نیز اغلب توان دوم خطاهای پیش‌بینی است. حال اگر n مشاهده و پیش‌بینی h وقفـه زمانی بعد را در نظر داشته باشیم، آماره آزمون به-صورت زیر تعریف می‌شود:

$$S = \frac{\bar{d}}{[V(\bar{d})]^{\frac{1}{2}}}$$

$$\bar{d} = \frac{1}{n\sum_{t=1}^{n} d_r}$$

$$V(\bar{d}) = \frac{1}{n[\hat{\gamma}_0 + 2\sum_{k=1}^{h-1}\hat{\gamma}_k]}$$

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{n\sum_{t=k+1}^{n}[(d_t -]\bar{d})(d_{t-k} - \bar{d})}$$

آن‌ها نشان دادند، با فرض صفر تساوی اعتبار پیش‌بینی دو مدل، S تقریباً دارای توزیع نرمال است؛ بنابراین داریم:

$$S \sim N(0\,,1)$$

در این‌صورت در سطح اطمینان ۹۵٪، اگر $|S| > 1.96$ باشد، فرض صفر رد شده و می‌توان نتیجه گرفت که بین خطاهای پیش‌بینی دو مدل اختلاف معناداری وجود دارد. جدول ۲ مقـدار s محاسبه شده را برای شرکت‌های مورد بررسی به تفکیک نشان می‌دهـد. مقـادیر $|S| > 1.96$ در جدول به‌صورت خاکستری نشان داده شده‌اند.

جدول ۵. مقایسه دو به دو مدل‌ها و مقدار آماره آزمون دایبلد و ماریانو به تفکیک شرکت‌ها

نام شرکت	ARMA و TAR	ARMAو TAR(vol)	ARMAو LSTAR	ARMA و LSTAR (vol)	TARو TAR(vol)	TAR و LSTAR	TAR و LSTAR (vol)	TAR(vol) و LSTAR	TAR(vol) و LSTAR (vol)	LSTAR و LSTAR (vol)
ایران خودرو	۱/۱۰۸۹	۱/۱۲۵۴	۱/۶۵۷۳	۲/۱۹۹۳	۰/۵۶۴۸	۱/۱۲۳۸	۱/۶۹۱۹	۱/۲۸۰۸	۲/۱۳۷۱	۰/۰۷۷۶
ایران خودرو دیزل	۱/۱۸۶۹	۰/۵۹۷۸	۲/۴۴۲۹	−۱/۸۲۱۶	−۱/۲۵۱۴	۲/۲۹۴۰	−۳/۰۵۶۱	۲/۸۳۰۹	−۲/۴۸۸۰	−۴/۵۹۷۸
پارس دارو	−۰/۱۰۱۳	−۰/۵۴۹۸	۱/۶۵۹۴	−۰/۵۶۹۸	−۰/۴۰۸۴	۲/۵۹۷۴	−۰/۴۸۱۳	۱/۶۱۳۰	−۰/۲۲۴۰	۱/۷۴۰۳
پاکسان	−۰/۶۴۰۶	−۰/۸۶۳۴	۱/۶۲۵۸	−۱/۵۳۲۱	−۰/۹۷۰۳	۱/۵۸۸۰	−۱/۰۳۹۱	۱/۵۳۶۱	−۰/۶۰۹۴	−۲/۷۲۶۹
پتروشیمی اراک	−۰/۱۸۱۰	−۱/۱۱۲۱	۰/۳۹۵۶	−۰/۵۸۴۴	−۰/۳۸۷۳	۰/۴۳۳۸	−۰/۱۹۷۴	۰/۷۴۰۳	۰/۱۳۰۹	−۰/۵۸۴۲
پتروشیمی آبادان	۰/۷۶۰۸	−۱/۷۶۵۹	۲/۵۲۶۴	−۱/۸۶۲۶	−۱/۵۰۳۹	۱/۷۵۸۵	−۱/۶۲۴۶	۲/۳۲۹۱	−۲/۰۹۶۰	−۲/۳۱۳۳
پتروشیمی خارک	−۱/۶۵۷۳	۲/۹۰۶۱	−۰/۳۸۰۳	۲/۲۷۴۱	۲/۸۷۴۱	−۰/۲۶۵۷	۲/۳۲۵۱	−۱/۲۲۰۰	۱/۳۴۰۰	۱/۶۹۰۶
توسعه معادن روی	۱/۲۸۹۳	۰/۲۸۷۷	۱/۳۲۰۲	−۱/۲۳۹۵	−۰/۱۷۸۰	۱/۲۹۵۲	−۱/۲۵۴	۰/۸۳۰۳	−۱/۰۷۳۷	−۱/۲۶۳۴
داروسازی اسوه	۰/۸۸۳۸	۰/۲۰۷۸	۲/۵۰۶۵		−۰/۹۴۷۹	۲/۲۴۴۴		۲/۴۵۴۷		
داروسازی جابرابن حیان	−۱/۰۳۴۴۳	۰/۳۱۵۲	۱/۹۷۴۰	۰/۳۳۶۰	۱/۰۱۱۴	۱/۹۳۶۸	۰/۹۴۹۷	۱/۱۹۰۷	۰/۱۸۴۰	−۱/۱۳۳۲
داروسازی کوثر	۴/۷۹۷۹	۴/۹۳۸۸	۳/۳۳۳۹	۴/۷۱۸۵	۰/۵۹۹۴	−۱/۷۷۵۲	−۰/۳۵۲۲	−۱/۸۹۸۹	−۱/۲۷۳۷	۱/۵۷۴۷
زامیاد	۰/۵۱۷۵	۳/۳۶۵۷	۱/۸۲۸۴	−۱/۴۱۱۱	۳/۶۹۸۷	۱/۹۵۴۲	−۱/۴۳۸۲	۱/۰۶۲۳	−۱/۵۳۷۸	−۱/۶۸۱۰
ساپیا	۱/۶۰۲۵	۰/۸۳۱۰	۱/۰۴۳۰	۰/۹۵۵۵	−۱/۲۶۳۶	۰/۰۸۸۷	۰/۰۶۶۹	۰/۶۹۸۰	۰/۷۲۴۳	−۰/۰۱۲۱
سرما آفرین	۱/۴۳۲۳	−۱/۲۵۲۶		۱/۳۲۵۹	−۱/۴۵۵۰		−۰/۵۰۸۶		۱/۸۵۱۹	
سیمان تهران	−۰/۳۰۳۱	۲/۲۴۸۹	۱/۲۶۴۸	۲/۵۶۷۲	۲/۳۳۵۳	۱/۵۵۳۹	۲/۵۷۹۴	۰/۲۹۶۳	۲/۱۰۹۷	۰/۱۴۰۶
سیمان سپاهان	−۱/۱۰۴۸	۱/۹۷۸۸	−۰/۶۸۸۳	−۱/۷۰۹۶	۱/۵۴۱۱	۰/۱۱۴۸	−۰/۰۶۴۳	−۰/۹۷۷۴	−۲/۴۴۵۸	−۰/۰۸۹۰
سیمان شرق	−۰/۸۸۷۳	۱/۳۳۳۴	۱/۲۸۸۷	۱/۲۸۲۶	۱/۰۷۸۶	۱/۱۵۰۱	۱/۰۹۷۰	۱/۲۲۷۸	۱/۱۷۲۲	−۱/۲۱۷۴
سیمان فارس خوزستان	−۱/۲۷۰۶	۲/۴۲۴۲	۱/۲۰۳۰	۰/۲۷۰۳	۱/۴۶۰۴	۱/۲۶۱۵	۰/۸۶۵۰	۰/۸۸۸۸	−۰/۰۳۴۱	−۱/۱۸۷۵
صنعتی نیرومحرکه	−۰/۰۱۳۵	−۰/۴۵۲۸	۱/۹۴۷۰	−۰/۷۹۶۵	−۰/۴۱۰۸	۱/۸۹۰۶	−۰/۷۳۴۶	۲/۴۶۵۵	−۰/۷۶۳۶	−۲/۷۰۴۲
کربن ایران	−۰/۵۸۷۹	۱/۴۶۴۱	۰/۲۷۷۹	۱/۳۸۶۷	۱/۰۳۸۸	۰/۴۲۸۵	۱/۰۰۶۹	−۰/۵۵۱۲	−۰/۳۲۵۷	۰/۴۶۰۷
کف	−۲/۹۲۰۹	۰/۸۷۹۷	−۰/۴۲۳۳	۰/۳۵۶۹	۲/۸۴۵۲	۲/۳۰۷۸	۲/۴۷۴۲	−۰/۷۴۸۹	−۰/۰۷۷۶	۰/۵۱۰۸
کیمیدارو	−۰/۰۹۲۷	−۰/۳۱۹۷	۲/۰۹۵۶	۰/۲۵۱۱	−۰/۲۴۵۲	۲/۴۹۰۲	۰/۲۶۶۹	۱/۵۰۹۰	۱/۵۴۲۶	−۱/۰۴۶۹
رازک	۰/۱۰۸۲	−۱/۲۶۷۱	۲/۰۱۵۹	−۱/۱۶۱۹	−۱/۱۶۵۹	۲/۳۴۶۵	−۱/۰۵۵۳	۱/۹۰۷۸	۰/۷۹۱۳	−۱/۸۴۲۵
موتوژن	−۰/۵۳۸۲	−۲/۳۹۰۲	۳/۵۷۹۶	−۲/۸۵۹۷	−۲/۰۱۲۷	۳/۷۲۸۱	−۲/۷۵۶۱	۳/۹۴۸۴	−۲/۰۹۶۸	−۴/۷۵۳۳
نفت بهران	۰/۸۵۹۸	۱/۱۷۹۱	۲/۲۵۸۸	۱/۲۸۷۸	−۰/۱۱۴۴	۲/۲۶۹۶	۰/۳۳۳۲	۲/۰۶۱۹	۰/۵۴۲۲	−۱/۹۶۸۸
نفت پارس	۰/۱۳۱۶	۱/۹۱۷۱	۲/۴۸۰۶	۲/۷۰۴۲	۲/۰۸۳۴	۳/۱۰۶۵	۲/۱۴۳۱	۰/۸۲۶۳	۰/۹۴۲۰	−۰/۱۳۰۶

با توجه به مقایسه‌ی دو به دو مدل‌ها پرسش‌های پژوهش را به‌نحو زیر پاسخ می‌دهیم:

۱- آیا مدل‌های غیرخطی TAR و LSTAR نسبت به مدل خطی ARMA از دقت و توان پیش‌بینی بالاتری برخوردارند؟

ARMA و TAR: مدل TAR پیش بینی بهتری را برای شرکت داروسازی کوثر انجام داده است. مدل ARMA نیز بازده شرکت کف را نسبت به TAR بهتر پیش‌بینی نموده است. در مورد سایر شرکت‌ها اختلاف معناداری بین این دو مدل وجود نداشت.

ARMA و TAR(vol): مدل TAR(vol) عملکرد بهتری نسبت به ARMA، در پیش‌بینی بازده شرکت‌های پتروشیمی خارک، داروسازی کوثر، زامیاد، سیمان تهران، سیمان سپاهان و سیمان فارس و خوزستان داشته است.این در حالی است که ARMA توانایی بالاتری را در پیش‌بینی بازده شرکت موتوژن داشته است. در مورد سایر شرکت‌ها اختلاف معناداری بین پیش‌بینی این دو مدل وجود نداشت.

ARMA و LSTAR: برای ۱۰ شرکت ایران خودرو دیزل، پتروشیمی آبادان، داروسازی اسوه، داروسازی جابر ابن حیان، داروسازی کوثر، کیمیدارو، رازک، موتوژن، نفت بهران و نفت پارس مدل LSTAR خطای پیش بینی کمتری را نسبت به ARMA داشته است. در مورد سایر شرکت‌ها اختلاف معناداری بین پیش بینی این دو مدل وجود نداشت.

ARMA و LSTAR(vol): در مورد شرکت‌های ایران‌خودرو، پتروشیمی خارک، داروسازی کوثر، سیمان تهران و نفت پارس مدل LSTAR(vol) خطای پیش‌بینی کمتری نسبت به ARMA داشته است. اما مدل ARMA پیش‌بینی بهتری را برای شرکت موتوژن داشته است. در مورد سایر شرکت‌ها اختلاف معناداری بین پیش‌بینی این دو مدل وجود نداشت.

در مقایسه‌ی کلی بین مدل ARMA و مدل‌های غیرخطی، مدل ARMA فقط در پیش‌بینی بازده سهام شرکت کف و موتوژن بهتر از مدل‌های غیرخطی عمل کرده است و برای ۹ شرکت پارس دارو، پاکسان، پتروشیمی اراک، سایپا، سرماآفرین، توسعه معادن روی، سیمان شرق، صنعتی نیرو محرکه و کربن ایران اختلاف معناداری بین مدل ARMA و مدل‌های غیرخطی وجود نداشت. در مورد ۱۵ شرکت باقیمانده مدل‌های غیر خطی توانایی بالاتری را در پیش‌بینی بازده نسبت به ARMA داشتند.

۲- آیا به‌کارگیری حجم معاملات به‌عنوان متغیر آستانه‌ای و انتقال در مدل‌های TAR و LSTAR، توانایی این مدل‌ها را در پیش‌بینی بازده افزایش می‌دهد؟

TAR و TAR (vol): مدل TAR (vol) عملکرد بهتری در پیش‌بینی بازده شرکت‌های پتروشیمی خارک، زامیاد، سیمان تهران، کف و نفت پارس داشته است. این در حالی است که

مدل TAR عملکرد بهتری در پیش‌بینی بازده شرکت موتوژن داشته است. در مورد سایر شرکت‌ها اختلاف معناداری بین پیش‌بینی این دو مدل وجود نداشت.

LSTAR و (vol) LSTAR: عملکرد مدل LSTAR در پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های ایران خودرو دیزل، پاکسان، پتروشیمی آبادان، صنعتی نیرومحرکه و موتوژن بهتر از LSTAR(vol) بوده است. در مورد سایر شرکت‌ها اختلاف معناداری بین پیش‌بینی این دو مدل وجود نداشت.

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به مقایسه‌های صورت گرفته در قسمت قبل، نتایج پژوهش نشان می‌دهد، مدل‌های غیر خطی داده‌های بازده سهام شرکت‌ها را پیش‌بینی کرده و از دقت و اعتبار کافی نیز برخوردار هستند. با توجه به نتایج آزمون دایبلد و ماریانو در مورد ۱۵ شرکت مدل‌های غیرخطی توانستند خطای کمتری در پیش‌بینی داشته باشند؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدل‌های غیرخطی نسبت به مدل خطی ARMA از دقت و توان بالاتری در پیش‌بینی برخوردار هستند. اما در مورد نوع مدل غیر خطی مطلوب نتیجه واحدی به‌دست نیامد. علاوه‌بر این مقایسه‌ها نشان می‌دهند که به‌کار گیری حجم معاملات به‌عنوان متغیر آستانه‌ای و انتقال در مدل‌های TAR و LSTAR، توانایی این مدل‌ها را در پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌ها افزایش نمی‌دهد. همچنین بر اساس جدول ۵، از آنجاکه تمامی ضرایب قسمت خطی مدل LSATR(vol) مثبت هستند، می‌توان نتیجه گرفت در رژیم پایینی یعنی حالتی‌که $(v_{t-d} \le c)$ باشد، رفتار بازده سهام برای تمامی شرکت‌ها به جز سیمان فارس و خوزستان با مومنتوم سازگار است. این نتیجه سازگار با پژوهش‌های کمپل و همکارانش [۹]، کنراد و نیدن [۱۰]، دتر و همکارانش [۱۱]، برینان و همکارانش [۸]، ونگ و چین [۲۰] و مک‌میلان [۱۶] است. ضرایب خودتوضیح در قسمت غیرخطی مدل نیز برای اکثر شرکت‌ها به جز موتوژن ، زامیاد، سرماآفرین و سیمان فارس و خوزستان منفی هستند. مقایسه این ضرایب با ضرایب قسمت خطی نشان می‌دهد که رفتار بازده در رژیم بالایی $(v_{t-d} > c)$ به‌صورت تصادفی است. فقط در مورد شرکت سیمان سپاهان می‌توان گفت که رفتار بازده در رژیم بالایی، رفتار بازگشتی قوی است.

با توجه به پژوهش حاضر، برای انجام پژوهش‌های آتی پیشنهادهای زیر ارایه می‌شود:

۱- می‌توان با وارد کردن متغیرهای کلان اقتصادی و مالی تأثیرگذار بر بازده سهام، به مدل‌ها پژوهش دیگری انجام داد.

۲- از مدل‌های غیرخطی گفته شده می‌توان برای پیش‌بینی متغیرهای دیگر اقتصادی نیز استفاده کرد. برای مثال، پیش‌بینی قیمت طلا، نرخ دلار، شاخص بازار ، نرخ تورم، نرخ سود بانکی و....

منابع

۱- والتر اندرس (۱۳۸۶). اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، جلد دوم، ترجمه دکتر مهدی صادقی و سعید شوال پور، تهران: انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).

۲- راعی رضا، چاوشی کاظم (۱۳۸۲). پیش‌بینی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی و مدل چند عاملی، تحقیقات مالی، سال پنجم؛ ۱۵:۹۷-۱۲۰ .

۳- فدایی‌نژاد محمد اسماعیل، صادقی محسن (۱۳۸۵). بررسی سودمندی استراتژی‌های مومنتوم و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، پیام مدیریت؛ ۱۷ و ۱۸؛۷ -۳۱.

۴- نمازی محمد، کیامهر محمدمهدی (۱۳۸۶). پیش‌بینی بازده روزانه سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی، تحقیقات مالی ۲۴، پاییز و زمستان ۸۶: ۱۱۵ -۱۳۴.

۵- سینایی حسنعلی، مرتضوی سیدا...، تیموری اصل یاسر(۱۳۸۴). پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی سال دوازدهم؛ ۴۱: ۵۳ - ۸۹ .

1. Barberis N, Shleifer A, Vishny R (1998). A model of investor sentiment. Journal of Financial Economics; 49: 307-343.
2. Blume L, Easley D, O Hara M (1994). Market statistics and technical analysis: The role of volume. Journal of Finance, 49, 153-181.
3. Brennan M, Chordia T, SubrahmanyammA (1998). Alternative factor specification, security characteristics and the cross section of expected stock returns. Journal of Financial Economics; 40: 345-373.
4. Campbell J, Grossman S, Wang J (1993). Trading volume and serial correlation in stock return. Quarterly Journal of Economics; 108: 905-939.
5. Conrad J, Hameed A, Niden C (1994). Volume and autocovariances in short horizon individual security returns, Journal of Finance; 40: 1305-1329.
6. Datar V, Naik N, Radcliffe R (1998). Liquidity and asset returns: An alternative test. Journal of Financial Markets; 1: 203-220.

7. Diebold, Francis X, Mariano, S Roberto (1995). Comparing Predictive Accuracy, Journal of Business & Economic Statistics; 13(3).

8. Hong H, Stein J.C (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. Journal of Finance; 54: 2143-2184.

9. Jegadeesh N, Titman S (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency, Journal of Finance; 48: 65-91.

10. Khim-Sen Liew, Kian- Ping Lim & Chee- Keong Choong (2003). On the forecastability of Asean- 5 stock market returns using Time series models, working paper.

11. Mc Millan, D.G (2007). Nonlinear forecasting of stock returns: Does volume help. International Journal of forecasting; 23: 115-126.

12. Mc Millan D.G (2003). Nonlinear predictability of UK stock market returns. Oxford Bulletin of Economics and Statistics; 65: 557-573.

13. Nektarios Aslanidis (YE), Denise R.Osborn & Marianne Sesier. (2002). Smooth transition regression models in UK stock returns, working paper.

14. Shleifer A. Vishny R (1997). Limits of Arbitrage, Journal of Finance; 52: 35-55.

15. Wang C, Chin S (2004). Profitability of return and volume based investment strategies in China s stock market. Pacific – Basin Finance Journal; 12: 541-564.

16. Wu-Jen Chuang, Liang-Yuh Ou-Yang, Wen-Chen Lo (2009). Nonlinear market dynamics between stock returns and trading volume: Emprical evidences from Asian stock markets, working paper.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی