فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال نهم، شماره بیست و نهم
بهار ۱۳۹۵

کشف دستکاری قیمت سهام با استفاده از تحلیل ممیزی خطی و تحلیل ممیزی درجه دوم

محمدحسین پوست‌فروش[۱]
علیرضا ناصر صدرآبادی[۲]
محمود معین‌الدین[۳]

تاریخ دریافت: ۹۳/۵/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۰/۱

چکیده

در این مقاله از مدل تحلیل ممیزی (DA)[۱] برای تعیین احتمال دستکاری قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران استفاده‌شده است. در این مطالعه، ابتدا با استفاده از روش غربالگری، نمونه‌ای به حجم ۳۴۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب و اطلاعات مربوط به شاخص‌های قیمت و بازده نقدی (TEDPIX)، قیمت پایانی، نوسان قیمت پایانی و حجم معاملات در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ گردآوری گردید. سپس با بکارگیری آزمون وابستگی دیرش و آزمون ضرایب کشیدگی و چولگی و با استفاده از متغیر قیمت و بازده نقدی، شرکت‌های منتخب به دودسته دستکاری قیمت شده و دستکاری قیمت نشده تقسیم شدند. سپس با بررسی نمودار روند تغییرات شاخص قیمت و بازده نقدی و حجم معاملات در مورد شرکت‌های دستکاری قیمت شده و با استفاده از الگوی «هالی»[۲]، تاریخ شروع دستکاری قیمت تعیین گردید. در گام بعدی، با استفاده از تحلیل ممیزی یعنی تابع ممیزی خطی (LDF)[۳] و تابع تحلیل ممیزی درجه دوم (QDF)[۴] و با استفاده از متغیرهای قیمت پایانی، نوسان قیمت پایانی و حجم معاملات و با استفاده از اطلاعات یک سال قبل از شروع دستکاری قیمت سهام برای شرکت‌های دستکاری قیمت شده و اطلاعات چهارساله برای شرکت‌های دستکاری قیمت نشده، مدل‌هایی برای پیش‌بینی دستکاری قیمت سهام طراحی گردید. در پایان قدرت پیش‌بینی مدل‌ها با استفاده از داده‌های گروه آزمایش موردبررسی قرار گرفت. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، قدرت پیش‌بینی مدل تحلیل ممیزی خطی ۵۶ درصد و قدرت پیش‌بینی مدل تحلیل ممیزی درجه دوم ۷۳ درصد است.

واژه‌های کلیدی: دستکاری قیمت بازار[۵]، تحلیل ممیزی خطی، تحلیل ممیزی درجه دوم.

۱- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد ، m.poustfroush@gmail.com
۲- استادیار دانشگاه یزد (نویسنده عهده دار مکاتبات)، alireza_naser@yazd.ac.ir
۳- استادیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد، mahmoudmoein@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

بیشتر موارد دستکاری قیمت برای حوزه خریدوفروش سهام و شرکای آن زیان‌بخش است. دستکاری قیمت‌های بازار به کشف قیمت واقعی زیان می‌رساند و قیمت منصفانه اوراق بهادار را نادرست جلوه می‌دهد. قیمت‌های تحریف‌شده، سرمایه‌گذار را مجبور به انتقال به بازارهای کارآمدتر می‌کند. این امر به شرکت‌ها انگیزه اضافی می‌دهد تا اوراق بهادارشان را در بازارهای دیگری که مقررات بهتر و نظارت مؤثرتری دارند منتشر کنند. ازاین‌رو، روش‌های شناخت و شیوه‌های برطرف کردن دستکاری قیمت سهام منافع بزرگی را برای پژوهشگران، تنظیم‌کننده‌ها و مبادله گران بازار حاصل می‌کند.

در سال ۲۰۰۶، افشاء تخطی از قانون خرید و فروش به وسیله شرکت «لیودور»[۶]، یکی از بزرگترین شرکت‌های خریدوفروش اینترنتی ژاپنی، موجب اضطراب و ترس ناگهانی از فروش و معامله در بازار شد و به‌سرعت به اوراق بهادار شرکت‌های دیگر با فنّاوری پیشرفته مانند توشیبا و کانون سرایت پیدا کرد و بازار معاملات سهام توکیو را مجبور کرد که در ابتدا خریدوفروش سهام را موقتاً تعطیل کند تا از سقوط وسیع بازار جلوگیری کند (تایم، ۲۰۰۶).

موارد مشهور در بازار هند مربوط به سال‌های ۱۹۹۲ و ۲۰۰۱ است (باسو و دلال، ۲۰۰۹). در سال ۱۹۹۲، «هارشاد متا»[۷] در تبانی با بانک‌های هند، مؤسسات بازرگانی، کارگزاران اوراق بهادار، بانک‌های خارجی و شرکت‌های تعاونی یک بازار پررونق کاذب را هماهنگ کرد که با یک فروپاشی پایان یافت. در یک رخداد باورنکردنی در تاریخ، یک مجموعه متفاوت از بانک‌ها، کارگزاران سهام، سرمایه‌گذاران خارجی و شرکت‌ها از کارهای «کتان پارخ»[۸] با نتایجی که اگر بزرگ‌تر نبود حداقل با تقلب قبلی مساوی بود چشم‌پوشی کردند و موجب فروپاشی بازار سرمایه هند شدند.

در موقعیت‌هایی که محیط برای فعالیت دستکاری کننده‌های قیمت مساعد است طراحی یک سیستم باکفایت پایش بازار ضروری به نظر می‌رسد. پایش مؤثر بازار به مبادله سهام، متناوب بودن مقاصد خریدوفروش و تنظیم ساختارهای جایگزینی در بازار سرمایه کمک می‌کند. سیستم پایش به اجرای مناسب اقدامات پیشگیرانه و اصلاحی برای جلوگیری از سوءاستفاده، دستکاری قیمت‌ها یا شیوه‌های خریدوفروش غیرقانونی که می‌تواند به بازار زیان بزند کمک می‌کند.

این مقاله کوشش می‌کند تا یک مدل مناسب برای کشف دستکاری قیمت سهام معرفی کند؛ بنابراین در ابتدا با استفاده از آزمون‌های وابستگی دیرش و آزمون ضرایب کشیدگی و چولگی به بررسی وجود بازدهی غیرعادی (تفاوت معنی‌دار بین بازدهی واقعی و بازدهی مورد انتظار) در سهام شرکت‌های موردمطالعه برای دستیابی به طبقه‌بندی شرکت‌ها به دودسته دستکاری قیمت شده و دستکاری قیمت نشده پرداخته می‌شود. شرکت‌هایی که روند نوسانات قیمت آن‌ها تصادفی نبوده و قیمت سهام آن‌ها در مقطع زمانی موردمطالعه دارای خودهمبستگی باقیمت‌های گذشته باشد و از طرفی بازدهی غیرعادی آن‌ها معنی‌دار باشد، دلیل بر انجام دستکاری قیمت در سهام آن‌ها خواهد بود. در گام بعدی، دو مدل تحلیل ممیزی خطی و تحلیل ممیزی درجه دوم برای پیش‌بینی دستکاری قیمت طراحی می‌شود. در برازش مدل‌ها برای شرکت‌های دستکاری قیمت شده از داده‌های یک سال قبل از

Archive of SID
www.SID.ir

بروز دستکاری قیمت (تغییر ناگهانی قیمت سهام شرکت در بازار) در بازه زمانی مطالعه (سال‌های ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۱) و برای شرکت‌های دستکاری قیمت نشده از داده‌های چهارساله موردمطالعه (۱۳۸۸ لغایت ۱۳۹۱) استفاده‌شده است متغیرهای مستقل در این دو مدل میانگین قیمت پایانی، میانگین نوسان قیمت پایانی و میانگین حجم معاملات در بازه زمانی موردمطالعه و متغیر وابسته متغیر دو ارزشی دستکاری قیمت (صفر برای شرکت‌های دستکاری قیمت شده و یک برای شرکت‌های دستکاری قیمت نشده) است. الگوی مفهومی به‌کاررفته برای پیش‌بینی دستکاری قیمت مدل تحلیل ممیزی خطی و مدل تحلیل ممیزی درجه دوم است.

تکنیک‌های آماری مانند تحلیل ممیزی خطی، رگرسیون لجستیک و غیره به‌وسیله محققین با مطرح کردن مدل‌های جدید و کارآمد برای کشف تقلب‌های مالی ازجمله دستکاری قیمت بکار رفته‌اند. یکی از عمومی‌ترین مدل‌ها برای کشف دستکاری قیمت و تقلب‌ها تابع تحلیل ممیزی خطی است. بااین‌وجود، قبل از استفاده از تابع طبقه‌بندی خطی، ضروری است که بررسی شود آیا فرضیات به‌طور صحیح وضع‌شده‌اند و همچنین آیا داده‌ها در فرضیات وضع‌شده صدق می‌کنند. اگر فرضیات معتبر نباشند، آنگاه استفاده از تابع به استنتاج نادرست منجر خواهد شد.

درباره دست یافتن به هدف تعیین‌شده در این مقاله، این پژوهش به سه قسمت هرکدام با اهداف خودش تقسیم‌شده است. اولین هدف استفاده از تابع ممیزی خطی برای طبقه‌بندی سهام بدون بررسی معتبر بودن فرضیات استفاده‌شده در مدل است. هدف دوم بررسی دو فرضیه به این صورت است که اول داده‌ها باید از یک توزیع نرمال چندمتغیره[9] پیروی کنند و ماتریس واریانس کوواریانس[10] دو گروه باید مساوی باشد و دوم معتبر بودن داده‌های بازار خرید و فروش سهام است؛ بنابراین، در صورتی که این فرضیات رد شوند از یک تکنیک که برای داده‌ها با ماتریس واریانس کوواریانس نامساوی مناسب‌تر است استفاده می‌شود که تابع ممیزی درجه دوم (QDF) است (گانادسیکان و کترینگ، ۱۹۷۲). این تابع نیاز ندارد که ماتریس واریانس کوواریانس یکسان داشته باشد. بالاخره، آخرین هدف مقایسه و مقابله نتایج دو مدل برای بررسی و تعیین اثرات استفاده از یک مدل QDF بجای یک مدل LDF در مواردی که فرضیات تشکیل‌دهنده نقض می‌شوند است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

یکی از مشکلاتی که متصدیان بازارهای مالی جهان با آن روبه‌رو هستند، تغییر در واقعیت بازار توسط سودجویان است. این افراد با انجام معاملات صوری باعث تغییر کاذب قیمت‌ها می‌شوند و یا صف‌های خریدوفروش را با سفارش‌های کاذب دستخوش تغییر می‌کنند که اصطلاحاً به آن دستکاری قیمت گفته می‌شود و هدف از آن، فریب سرمایه‌گذاران است. توسل به یک سری اقدامات مانند معاملات صوری، سفارش چینی در یک حجم مشخص، افزایش قیمت سهام یک شرکت خاص با ایجاد شایعه و جمع‌آوری سهام در قیمت پایین برای به دست آوردن سود را می‌توان ازجمله مصادیق بارز افعال مادی جرم اعلام کرد.

دستکاری قیمت‌ها، معمولاً در بازارهای ناکارا رخ می‌دهد. به این‌گونه که گروه یا عده‌ای خاص با

Archive of SID
www.SID.ir

دخالت در میزان عرضه و تقاضای موجود در بازار سبب بر هم زدن تعادل واقعی شده و موجبات افزایش یا کاهش قیمت سهام را به وجود می‌آورند. این امر سبب می‌شود تا ریسک سرمایه‌گذاری سهام‌داران خُرد که توانایی تأثیرگذاری در چنین بازی را ندارند افزایش یابد و در مقابل گروه تأثیرگذار هرروز قدرتمندتر شده و روزبه‌روز ریسک خود را کاهش و سرمایه خود را افزایش دهند.

تنظیم بازار از طریق مداخله انسانی تنها از طریق مشاهده چشمی داده‌های بازار زیاد تأثیرگذار نیست. در یک بازار تنظیم‌شده، افزایش تعداد شرکت‌هایی که سهام آن‌ها معامله می‌شود، چندلایگی را توسعه می‌دهد و همچنین تعدد شرکای سرمایه‌گذاری و بورس‌بازی‌ها را در پی دارد. این مسئله به‌نوبهٔ خود به توسعه حجم خریدوفروش و چند پارگی نقدینگی کمک می‌کند. همه این موارد قبول فناوری انقلابی و استفاده از مدل‌های آماری توسعه‌یافته را برای کنترل بازار سرمایه الزامی می‌سازد. از سیستم پایش بازار انتظار می‌رود تا فعالیت خریدوفروش سهام را بر اساس مدل‌های ریاضی که داده‌های قیمت سهام را آنالیز می‌کند به‌دقت بررسی کند و وضعیت‌های نابهنجار را تعیین کند. این کار به آماده کردن یک محیط خریدوفروش منصفانه با ایجاد یک سیستم بازدارنده قوی برای دستکاری بالقوه قیمت‌ها کمک می‌کند.

با رشد و توسعهٔ شبکه‌ها و ابزارهای ارتباطی و گسترش انواع ابزارهای نوین مالی در سطح بازارهای مالی از یک‌سو و تدوین قوانین و سازوکارهای ضد دستکاری اوراق بهادار از سوی دیگر، باعث شده است که روش‌های دستکاری اوراق بهادار نیز اشکال نوینی به خود بگیرد و اغلب شناسایی آن بسیار مشکل و پرهزینه باشد. رشد و توسعهٔ شبکه‌های ارتباطی نوین ضمن تسریع انتشار اطلاعات در سطح وسیع و گسترده، هزینهٔ آن راهم پایین آورده و باعث شده است که ماهیت دستکاری و راهبردهای دستکاری کنندگان قیمت نیز از نوع سنتی و کلاسیک آن متفاوت باشد. (فلاح شمسی و تیموری شندی، ۱۳۸۴)

یکی از مهم‌ترین روش‌های انجام چنین جرائمی، دستکاری بر مبنای اطلاعات است. در این روش دستکاری‌کننده به‌وسیلهٔ انتشار اطلاعات گمراه‌کننده یا شایعات بی‌پایه و اساس قیمت سهام را تغییر می‌دهد. در این شیوه، عده‌ای از سرمایه‌گذاران با هماهنگی با یکدیگر سهام یک شرکت را مدنظر قرار داده و آن را خریداری می‌کنند و پس‌ازآن با انتشار شایعات مثبت پیرامون سهام شرکت مذکور قیمت آن را بالابرده و با فروش آن سهام کسب سود می‌کنند. به‌طورکلی این اطلاعات مبنای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران برای معاملات اوراق بهادار خواهد بود اما متأسفانه برخی از شرکت‌های بورس از شفافیت اطلاعاتی برخوردار نبوده و ضوابط را رعایت نمی‌کنند. این قبیل شرکت‌ها هدف خوبی برای دستکاری قیمت هستند.

روش دیگر دستکاری قیمت بر مبنای معاملات به وجود می‌آید. افراد با استفاده از گروه معامله‌گران سرشناس یک خرید گسترده انجام می‌دهند و با این کار قیمت‌ها را افزایش داده و وقتی قیمت‌ها به بالاترین حد رسید با فروش عمده سهام، سود بالایی کسب می‌کنند. در این روش دستکاری‌کننده قیمت، پس از خرید، سعی بر آن دارد تا تقاضای خرید سهام شرکت را با دستکاری بالا ببرد و در پی این اقدام قیمت سهام بالا رفته و سود سرشاری را عاید خود کند.

Archive of SID
www.SID.ir

روش دیگر دستکاری قیمت دستکاری بر مبنای عمل نامیده می‌شود. اعمالی به‌غیراز معاملات را که ارزش واقعی یا ارزش درک شده دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار داده و تغییر دهد، دستکاری بر مبنای عمل می‌نامند. (مریک و نارایان، ۲۰۰۵)

قربانی و باقری (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان «دستکاری بازار اوراق بهادار» به بررسی جنبه‌های حقوقی دستکاری قیمت‌ها پرداخته‌اند. آن‌ها بیان می‌کنند که هرچند دستکاری بازار در قوانین جزایی سابق ایران نیز جرم قلمداد شده بود، ولی ناتوانی در اعمال آن‌ها سبب شد قانون‌گذار در سال ۱۳۸۴ با تصویب قانون بازار اوراق بهادار، دستکاری بازار اوراق بهادار را دوباره جرم قلمداد کند. از دیدگاه آن‌ها، در تدوین مقررات کیفری قانون ازجمله بند ۳ مادهٔ ۴۶ از یک سیاست کیفری واحد و مشخص پیروی نشده است و شرایط تحقق جرائم موضوع قانون به‌صورت دقیق تعریف‌نشده‌اند؛ همچنین عنصر روانی جرم به‌صورت واضح و روشن تعیین نشده است که وجود این ابهامات در قانون می‌تواند سبب اختلاف رویه محاکم در اجرای قانون و به‌تبع آن کاهش بازدارندگی مقررات کیفری شود.

میرفیض فلاح شمس و حمیدرضا کردلوئی (۱۳۹۱) پژوهشی با عنوان «آزمون مدل‌های لاجیت و شبکه عصبی مصنوعی جهت پیش‌بینی دستکاری قیمت در بورس اوراق بهادار تهران» انجام داده‌اند. در این پژوهش نخست از طریق آزمون‌های تسلسل، کشیدگی و آزمون وابستگی دیرش، نمونه انتخاب شده به دودسته دستکاری‌شده و دستکاری نشده تقسیم‌شده است. در گام بعدی با بررسی روند بازدهی تجمعی و حجم معاملات شرکت‌های دستکاری شده، تاریخ شروع دستکاری قیمت تعیین‌شده است؛ سپس از طریق مدل‌های لاجیت و شبکه عصبی مصنوعی و با استفاده از اطلاعات مربوط به‌اندازه شرکت، شفافیت اطلاعات، نسبت P/E و نقد شوندگی سهام یک سال قبل از دستکاری قیمت آن‌ها، مدلی برای پیش‌بینی دستکاری قیمت سهام شرکت‌ها طراحی‌شده است. در پایان نیز قدرت پیش‌بینی مدل‌ها با استفاده از داده‌های گروه آزمایش مورد آزمون قرارگرفته است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که قدرت پیش‌بینی مدل لاجیت برای گروه آزمایش ۹۲/۱ درصد و در مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی ۹۴/۱ درصد بوده است.

میرفیض فلاح شمس و دیگران (۱۳۹۱) در پژوهشی تحت عنوان «بررسی دستکاری قیمت‌ها در بورس تهران با استفاده از مدل ماشین بردار پشتیبان» انجام داده‌اند. در این پژوهش در ابتدا با استفاده از آزمون وابستگی دیرش و از میان ۳۷۹ شرکت، ۹۵ مورد به‌عنوان شرکت‌های دستکاری قیمت شده شناسایی‌شده است. سپس دقت پیش‌بینی مدل ماشین بردار پشتیبان، در دستکاری قیمت‌ها در بازار سرمایه بررسی‌شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که این مدل ۸۱ درصد از دستکاری قیمت‌ها را به‌درستی پیش‌بینی می‌نماید.

میرفیض فلاح شمس و دیگران (۱۳۹۱) در پژوهشی تحت عنوان «بررسی و تعیین عوامل کشف و پیش‌بینی تشکیل حباب تصنعی قیمتی» از مدل تحلیل ممیزی چندگانه برای تخمین حباب قیمت در بورس اوراق بهادار استفاده کرده‌اند و برای پیش‌بینی حباب قیمت از متغیرهای اندازه شرکت، ترکیب سهامداری، نسبت P/E، شفافیت اطلاعات و سرعت نقد شوندگی استفاده نموده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد قدرت پیش‌بینی مدل تحلیل ممیزی چندگانه برای گروه آزمایش ۹۰/۲ درصد بوده است.

Archive of SID
www.SID.ir

میرفیض فلاح شمس و عظیم زارع (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان «بررسی عوامل تأثیرگذار در بروز حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. در این تحقیق از روش رگرسیون لاجیت باینری و شبکه عصبی مصنوعی برای پیش‌بینی حباب قیمت استفاده‌شده است و برای پیش‌بینی حباب قیمت از متغیرهای اندازه شرکت، ترکیب سهامداری، نسبت P/E، شفافیت اطلاعات و سرعت نقد شوندگی استفاده‌شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین تمامی متغیرهای مستقل انتخاب‌شده و حباب قیمت رابطه معنی‌داری وجود دارد و مدل شبکه عصبی به دلیل خطای کمتر در پیش‌بینی به‌عنوان مدل دقیق‌تر شناسایی‌شده است.

بلک (۱۹۷۱)، یک بازار نقد شونده را به‌صورت یک بازار مستمر که مبالغ بزرگ سهام می‌تواند بدون درنگ خریداری یا فروخته شود، تعریف می‌کند. بعلاوه او اضافه می‌کند که یک بازار کارآمد بازاری است که مبالغ کوچک سهام می‌توانند در یک قیمت خیلی نزدیک به قیمت جاری بازار خریداری یا فروخته شود و مبالغ بزرگ سهام می‌تواند بیش از دوره زمانی تمدیدشده باقیمت‌هایی که به‌طور متوسط خیلی نزدیک به قیمت‌های جاری بازار هستند خریداری یا فروخته شوند، به شرطی که اطلاعات اضافی بااهمیت درباره اوراق بهادار وجود نداشته باشد. او همچنین توضیح داد که سرمایه‌گذار می‌تواند بلوک‌های بزرگ را با صرف یا با تنزیل وابسته به‌اندازه بلوک بخرد یا بفروشد.

آرفین و رحمان (۲۰۱۱)، فرضیه بازار کارآمد را برای بورس سهام داکا (DSE) در دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۰۳ آزمایش کردند. آن‌ها مدل بازده اضافی بازار را برای تأیید اینکه بورس سهام داکا شکل نیمه کارآمد نیست بکار بردند. بعلاوه آن‌ها مدل ARIMA و شبکه عصبی را برای آزمایش شکل ناکارآمد بازار استفاده کردند و استنتاج کردند که بورس سهام داکا کارآمد نیست.

تیسائویی و آلوئی (۲۰۱۱)، پویایی جریان اطلاعات میان سهام بازگشتی و حجم خریدوفروش را در بورس سهام تونس (TSE) بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها مشخص کرد که شواهد قوی درباره رابطه تأخیر در میانگین بازگشتی و واریانس حجم در سهام عمده تونس وجود دارد. این مسئله، نشان می‌دهد که جریان اطلاعات در بورس سهام تونس از یک دنباله به‌جای یک فرآیند همزمان مشخص‌کننده عدم قبول فرضیات متضمن کارایی پیروی می‌کند. این مقاله و مقاله قبلی (مقاله آرفین و رحمان) باهم نشان می‌دهند که احتمال آنکه بازار همیشه کارآمد نباشد وجود دارد و احتمال اینکه یک فرد در داخل شرکت با اطلاعات بیشتر می‌تواند قیمت‌های بازار را دستکاری کند، وجود دارد.

کیل و ویسوانتان (۲۰۰۸)، پیشنهاد می‌کنند که یک استراتژی خریدوفروش نباید به‌صورت دستکاری قیمت شده غیرقانونی طبقه‌بندی شود، مگر اینکه نیت متخلف تحلیل بردن همزمان صحت قیمت و نقد شوندگی بازار باشد. ازاین‌رو قیمت و حجم که از شاخص‌های کلیدی برای تعیین دستکاری بالقوه قیمت‌های بازار هستند به‌عنوان متغیرهای اصلی در نظر گرفته می‌شوند.

یک بازار انحصار موقتی از طریق خرید کلی می‌تواند گرفتار هر یک از سه نوع دستکاری قیمت‌ها شود. آلن و دیگران (۲۰۰۶)، آن‌ها بازار انحصار موقتی از طریق خرید کلی را در دوره تاریخی «روبر- بارون» مطالعه کردند. یکی از کلیدهای مشاهده آن‌ها این است که قیمت یک سهام، اغلب

Archive of SID
www.SID.ir

اوقات بدون همراه بودن با جهش بزرگ قیمت در نزدیکی زمان انحصار موقتی، گرایش به گسسته بودن دارد. آن‌ها همچنین تفسیر کردند که یک بازار انحصار موقتی از طریق خرید کلی همراه با دستکاری در قیمت سهام بازار فرسایش معنی‌دار در نقد شوندگی، افزایش حجم بازار، اثر قیمتی ناسازگار روی سایر دارایی‌ها و میل به ممانعت از کارایی دارد.

کامرتون فورد و پاتنینز (۲۰۰۹)، یک نمونه واقعی از دستکاری قیمت سهام در پایان روز را بکار بردند تا از روی مشاهده و تجربه، تأثیر دستکاری قیمت‌ها را روی بدهی‌ها و حقوق صاحبان سهام اثبات کنند. آن‌ها نشان دادند که سهام بازگشتی، انتشار سهام، اندازه تجارت، فعالیت خریدوفروش در پایان روز و بازگشت چشمگیر قیمت به دنبال افزایش قیمت صبح برای دستکاری قیمت سهام است. آن‌ها یک شاخص برای اندازه‌گیری احتمال و شدت دستکاری برای قیمت سهام در پایان روز ایجاد کردند و تخمین صحت طبقه‌بندی آن را به دست آوردند.

اگروال و وو (۲۰۰۶)، بر اساس داده‌های بازار آمریکا اثبات کردند که دستکاری قیمت، حجم سهام را افزایش می‌دهد. آن‌ها نشان دادند که قیمت سهام در طی دوره زمانی دستکاری قیمت سهام بالا می‌رود و سپس مسیر معکوس را به دوره قبل از دستکاری قیمت طی می‌کند. همچنین آن‌ها خاطرنشان کردند که در بعضی موارد، قیمت‌ها و نقدینگی وقتی‌که دستکاری کننده قیمت می‌فروشد نسبت به وقتی‌که می‌خرد بالاتر می‌روند. این نشان می‌دهد که تغییرات در قیمت، حجم و نوسان پارامترهای بحرانی هستند که ردگیری آن‌ها دستکاری قیمت‌ها را آشکار می‌کند.

در پژوهش هانسون و اُپرا (۲۰۰۶) تأثیر دستکاری قیمت در بازارهای آتی و پیش‌بینی ارزیابی می‌شود و نوع رفتار کسانی که می‌خواهند تصمیم‌گیری‌های عمومی را منحرف کنند موردمطالعه قرار می‌گیرد؛ برای این اشخاص یک آستانه ریسک وجود دارد که حاضرند در صورت بازخورد عواقب این عمل بپذیرند و به تعریف آن می‌پردازند.

جارو (۱۹۹۲)، وجود استراتژی‌های دستکاری قیمت در بازار را درجایی که سوداگران بزرگ حضور دارند بررسی و اثبات کرد. او همچنین بیان کرد که در بازار اوراق بهادار مشتقه، اگر این بازارها توسط یک گروه از سهامداران عمده کنترل شود می‌تواند در احتمال دستکاری قیمت درزمینهٔ حقوق صاحبان سهام بازار تأثیر بگذارد.

گاگانیس و دیگران (۲۰۱۰)، در ابتدا ۹ نسبت مالی را که در تحلیل ممیزی و شبکه‌های عصبی برای طبقه‌بندی شرکت‌ها به دو گروه به نام شرکت‌هایی که در وضعیت هدایت به ورشکستگی قریب‌الوقوع هستند و شرکت‌هایی که در این وضعیت نیستند، شناسایی کردند. شرکت‌های تحت مطالعه همگی شرکت‌های فعال در کشور یونان بودند. سپس آن‌ها دو متغیر اضافی دیگر به نام تشخیص حسابرسان و اندازه حسابرسی را برای سنجش شرکت‌های مشابه برای اهداف فوق اضافه کردند. پژوهش مشخص کرد که بعد از واردکردن دو متغیر مجازی صحت سطوح مدل افزایش یافت.

شینو تاکایاما (۲۰۱۰)، برای مقابله با یک بازار تحت دستکاری قرارگرفته، راهبردی پویا را پیشنهاد می‌کند. این راهبرد پویا به‌گونه‌ای است که معاملات مختلف را در دوره‌های زمانی مختلف موردسنجش قرار می‌دهد و نتیجه‌گیری می‌کند. وی با انتخاب سهام خاص در این نوع بازار حرکت می‌کند.

Archive of SID
www.SID.ir

آگوت و دیگران (۲۰۰۹)، روش‌هایی را برای کشف دستکاری قیمت در بورس سهام استانبول بر اساس تفاوت میان سهام دستکاری‌شده و متوسط بازگشتی روزانه، متوسط تغییرات روزانه در حجم خریدوفروش و متوسط نوسان روزانه در دوره‌های زمانی قبل از دستکاری، زمان دستکاری و بعد از زمان دستکاری قیمت توسعه دادند. داده‌های بکار رفته برای امتحان صحت طبقه‌بندی، حساسیت و ویژگی آماری برای شبکه هوش مصنوعی (ANN)[11] و ماشین بردار پشتیبان (SVM)[12] بودند. نتایج با نتایج تحلیل ممیزی و رگرسیون لجستیک برای پیدا کردن صحت طبقه‌بندی‌شان مقایسه شدند.

پونیامورتی و توپان یک مدل بر اساس تحلیل ممیزی برای طبقه‌بندی یک سهم به‌صورت دستکاری‌شده یا دستکاری نشده را ارائه داده‌اند، آن‌ها از تابع تحلیل ممیزی درجه دوم (QDF) استفاده کرده‌اند تا احتمال دستکاری قیمت سهام را مطالعه کنند. آن‌ها بیان می‌کنند که پژوهشگرانی که تحلیل ممیزی را برای استفاده‌های مشابه بکار برده‌اند از توابع خطی بدون اعتبارسنجی فرضیاتی که مدل را تشکیل می‌دهند، استفاده کرده‌اند. آن‌ها توابع خطی را با داده‌های بازار سرمایه هند آزمایش کردند و نتیجه گرفتند که داده‌ها از پیش‌فرض‌هایی که کاربرد طبقه توابع خطی را کنترل می‌کنند پیروی نمی‌کنند. این امر موجب استفاده آن‌ها از توابع QDF برای طبقه‌بندی سهام به دوطبقه قیمت دستکاری‌شده و قیمت دستکاری نشده گردید. این‌یک تکنیک مناسب‌تر برای مواردی که داده‌ها از پیش‌فرض‌های توابع خطی مطابقت نمی‌کنند است (پونیامورتی و توپان، ۲۰۱۲).

۳- مدل‌های پژوهش و نحوه اجرا و اندازه‌گیری متغیرهای آن

۳-۱- آزمون وابستگی دیرش[13]

این مدل توسط گرانت مک کوئین و استیون تورلی (۱۹۹۴)، برای کشف حباب قیمت توسعه داده‌شده است.

برخلاف خصوصیات تابع چگالی احتمال که روی احتمالات غیرشرطی تمرکز دارد، تابع مخاطره خصوصیات داده‌ها را برحسب ضرایب احتمال مشروط توصیف می‌کند. انتخاب میان خصوصیات مخاطره و احتمال به پرسش‌های تحقیق بستگی دارد.

آزمون وابستگی دیرش برای قضاوت منطقی درباره حباب بازار سهام، یعنی احتمال اینکه ادامه یک سلسله بازده به طول سلسله وابسته است را مطرح می‌کند؛ بنابراین ویژگی‌های تابع مخاطره برای این مورد مناسب است. یک علت دیگر برای استفاده از ویژگی‌های تابع مخاطره فقدان شکل بسته چند پارامتری تابع احتمال گسسته است.

تابع مخاطره لگاریتم درستنمایی به شکل زیر تعریف می‌شود:

معادله ۱

$$L(\theta|S_T) = \sum_{i=1}^{\infty} N_i \, Lnh_i + M_i \, Ln\,(1-h_i) + Q_i \, Ln\,(1-h_i)$$

که M_i تعداد سلسله‌های کامل و Q_i تعداد سلسله‌های جزئی با طول بزرگ‌تر از i می‌باشند. جملات شامل P_l و Q_i در توابع لگاریتم درستنمایی فوق برای ترکیب اطلاعات در سلسله‌های جزئی اضافه‌شده‌اند و در نمونه‌های بزرگ می‌توان آن‌ها را نادیده گرفت.

برای اجرای آزمون وابستگی دیرش یک‌شکل تابعی برای تابع مخاطره باید انتخاب شود. تابع لگاریتم لجستیک به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

Archive of SID
www.SID.ir

معادله ۲: $h(t_i) = \frac{1}{1+e^{-(\propto + \beta \ln(i))}}$

تابع لاجیت محدوده بیکران $\propto + \beta \ln(i)$ را به بازه (0, 1) از احتمال مشروط پایان یک سلسله، یعنی h_i تبدیل می‌کند. فرض صفر عدم وجود حباب، دلالت بر احتمال اینکه پایان یک سلسله مستقل از بازدهی‌های قبلی و یا اینکه بازدهی‌های غیرعادی مثبت و منفی تصادفی هستند دارد. در جملات مدل، فرض صفر عدم وجود وابستگی دیرش $\beta = 0$ (ثابت نرخ مخاطره یا تابع چگالی هندسی) است. فرض مقابل (β منفی) به‌احتمال اینکه پایان سلسله مثبت باید با طول سلسله یا شیب کمتر پارامتر کاهش یابد اشاره می‌کند (کاهش نرخ تابع مخاطره). آزمون با جایگذاری معادله ۲ در معادله ۱ و ماکزیمم کردن تابع لگاریتم درستنمایی نسبت به α و β انجام می‌شود. آزمون ریشه درستنمایی $\beta = 0$ توزیع کای– دو با یک درجه آزادی دارد. در تابع لاجیت، متغیر مستقل لگاریتم طول سلسله جاری و متغیر وابسته اگر سلسله پایان پذیرد مقدار یک می‌گیرد و اگر سلسله در پریود بعدی پایان نپذیرد، مقدار صفر می‌گیرد.

در این مدل تابع مخاطره نمونه که به‌صورت $h_i = N_i/(M_i + N_i)$ تعریف می‌شود احتمال شرطی اینکه یک سلسله در i پایان می‌پذیرد با این فرض که آن آخرین i است را نشان می‌دهد. N_i تعداد سلسله با طول i و M_i تعداد سلسله با طول بزرگ‌تر از i است.

در این آزمون، معنی‌داری ضریب β در تخمین تابع مخاطره مورد آزمون قرار می‌گیرد. جهت انجام این آزمون از آزمون والد استفاده می‌شود. فرض صفر در این آزمون β=۱ یا به‌عبارت‌دیگر β=0 –۱ است. اگر سطح معنی‌داری (P-VALUE) کمتر از ۵ درصد باشد فرض صفر مبنی بر اینکه β برابر با یک است رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که دستکاری قیمت در قیمت سهام شرکت مورد بررسی انجام‌شده است.

۳-۲- ضرایب کشیدگی و چولگی

روش دیگر برای تشخیص احتمال بروز دستکاری قیمت‌ها، بررسی ضرایب کشیدگی و چولگی سری بازدهی‌های آن‌ها هست.

۳-۲-۱- ضریب کشیدگی[۱۴]

کشیدگی یا همواری توزیع سری را اندازه‌گیری می‌کند و با فرمول زیر محاسبه می‌شود:

معادله ۳: $K = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\frac{y_i - \bar{y}}{\hat{\sigma}})^4$

که $\hat{\sigma}$ بر مبنای برآورد کننده اُریب واریانس هست و با فرمول زیر محاسبه می‌شود:

معادله ۴: $\hat{\sigma} = s\sqrt{\frac{N-1}{N}}$

۳-۲-۲- ضریب چولگی[۱۵]

چولگی یک معیار از تقارن توزیع سری حول میانگینش هست و با فرمول زیر محاسبه می‌شود:

معادله ۵: $S = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\frac{y_i - \bar{y}}{\hat{\sigma}})^3$

که $\hat{\sigma}$ یک برآورد کننده برای انحراف معیار استاندارد بر اساس برآورد کننده اُریب واریانس است و با فرمول زیر محاسبه می‌شود:

معادله ۶: $\hat{\sigma} = s\sqrt{\frac{N-1}{N}}$

مقادیر بحرانی ضریب چولگی توزیع نرمال برابر صفر و ضریب کشیدگی آن برابر ۳ است.

اگر بازدهی روزانه شرکت‌های بورس اوراق بهادار در قلمرو زمانی تحقیق به‌طور معنی‌داری از ضریب کشیدگی کمتر از نرمال و چولگی بیشتر از

Archive of SID
www.SID.ir

نرمال برخوردار باشد، امکان بروز دستکاری قیمت وجود خواهد داشت.

۳-۳- تحلیل ممیزی خطی

مورد ۱: هدف اول این پژوهش محاسبه نتایج برای طبقه‌بندی یک مجموعه از سهام به‌صورت دستکاری‌شده و دستکاری نشده بر اساس مدل LDF بدون اثبات صحت فرضیات استفاده‌شده در تابع است. تابع به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L_i(y) + C_i'y + C_{i0} = C_{i1}y_1 + C_{i2}y_2 + C_{i3}y_3 + \cdots + C_{ip}y_p + C_{i0}$$ معادله ۷:

که:

$$c_i' = \bar{y}_i' s_{pl}^{-1}$$ معادله ۸:

$$c_{i0} = -\frac{1}{2}\bar{y}_i' s_{pl}^{-1}\bar{y}_i$$ معادله ۹:

که مقادیر c_i' و c_{i0} برای هر k گروه محاسبه می‌شوند و y_1 تا y_p متغیرهای مستقل هستند؛ بنابراین می‌توان مقدار $L_i(y)$ را برای $i = 1, 2, \ldots, k$ پیدا کرد. 'y' به گروهی که $L_i(y)$ ماکزیمم است اختصاص می‌یابد.

مورد ۲: هدف بعدی امتحان معتبر بودن صحت فرضیات استفاده‌شده در مدل LDF برای داده‌های بازار سهام است. فرضیات اصلی استفاده‌شده در مدل LDF به‌صورت زیر می‌باشند:

۱- متغیرهای مستقل در این مدل از توزیع نرمال چندمتغیره پیروی می‌کنند.

۲- ماتریس واریانس کوواریانس محاسبه‌شده برای هر گروه مشابه است.

اگر نشان داده شود که داده‌ها نرمال چندمتغیره هستند، آنگاه نیاز است تا اعتبارسنجی شود، اگرچه ماتریس واریانس کوواریانس مساوی باشد یا نباشد. اگر مشاهده شود که ماتریس واریانس کوواریانس مساوی نیست، از مدل QDF برای طبقه‌بندی سهام به دو گروه استفاده می‌شود. مدل QDF یک مدل بهتر برای مجموعه داده‌های نرمال چندمتغیره با داشتن مقادیر متفاوت واریانس کوواریانس است (رنچر، ۲۰۰۲).

۳-۳-۱- امتحان نرمال چندمتغیره بودن

برای آزمون نرمال چندمتغیره بودن از آزمون کلموگروف-اسمیرنف[۱۶] استفاده می‌شود. آماره آزمون کلموگروف-اسمیرنف تعدیل‌یافته به‌صورت زیر است:

$$D = D_n\left(\sqrt{W_n^*} - 0.01 + \frac{0.85}{\sqrt{W_n^*}}\right)$$ معادله ۱۰:

مقدار p-value بر اساس جدول زیر محاسبه می‌شود. اگر مقدار D بین احتمال دو سطح باشد آنگاه از روش درون‌یابی خطی برای محاسبه p-value استفاده می‌شود. اگر مقدار D کمتر از کوچک‌ترین مقدار بحرانی در جدول باشد، آنگاه p-value ≥ 0.15 و اگر D بیشتر از بزرگ‌ترین مقدار بحرانی در جدول باشد آنگاه p-value ≤ 0.01

جدول ۱- احتمال بالای دنباله و مقادیر متناظر ناحیه بحرانی برای آزمون کلموگروف- اسمیرنف برای توزیع نرمال و توزیع لگانرمال

p-value	0.15	0.10	0.05	0.025	0.01
D	0.775	0.819	0.895	0.995	1.035

Archive of SID
www.SID.ir

۳-۳-۲- محاسبه ماتریس واریانس کوواریانس

بر مبنای نتایج فوق، اگر استنتاج شود که نمونه‌های مستقل از اندازه n_1،n_2، ...،n_k یک توزیع نرمال چندمتغیره را شکل می‌دهند، می‌توان دومین فرضیه را امتحان کرد. دومین فرضیه توضیح می‌داد که ماتریس واریانس کوواریانس محاسبه‌شده برای هر گروه باید مشابه باشد. برای جمعیت k متغیره، شکل عمومی فرض صفر بیان می‌کند، ماتریس واریانس کوواریانس برای هر k گروه باید یکسان باشد. این فرض به‌صورت زیر نشان داده‌شده است:

H_0: ماتریس واریانس کوواریانس گروه اول = ماتریس واریانس کوواریانس گروه دوم = ... = ماتریس واریانس کوواریانس گروهkام

برای امتحان اینکه فرض صفر برقرار است، از آزمون ام باکس[17] استفاده می‌شود (باکس، ۱۹۴۹؛ باکس ۱۹۵۰).

مرحله اول در این فرآیند محاسبه مقدار M است:

معادله ۱۱:
$$M = \frac{\left[|S_1|^{\frac{v_1}{2}}|S_2|^{\frac{v_2}{2}}\dots|S_k|^{\frac{v_k}{2}}\right]}{|S_{pl}|^{\sum i\frac{v_i}{2}}}$$

که:

$$v_i = n_i - 1$$

S_i = ماتریس واریانس کوواریانس iمین نمونه

K = شماره گروه نمونه

S_{pl} = ماتریس واریانس کوواریانس نمونه ادغام‌شده

معادله ۱۲:
$$S_{pl} = \frac{\sum_{i=1}^{k} v_i \times S_i}{\sum_{i=1}^{k} v_i}$$

وضعیت دیگری که باید برقرار شود این است که همه مقادیر v_i باید بزرگ‌تر از تعداد متغیرهای p باشند. به‌عبارت‌دیگر $|S_i| = 0$ برای برخی از مقادیر i و M باید صفر باشد.

بنابراین، اگر $S_1 = S_2 = \dots = S_k = S_{pl}$، آنگاه M=1. به همان اندازه که تفاوت میان S_1،S_2، ...،S_k اضافه شود M به صفر نزدیک خواهد شد.

(باکس، ۱۹۴۹؛ باکس ۱۹۵۰) تقریب $\chi 2$[18] و تقریب F[19] را برای توزیع M تخصیص داده است، هر دو این آزمون‌های تقریب به‌صورت آزمون ام باکس توصیه می‌شود.

آزمون ام باکس: معادله برای تعریف M را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

معادله ۱۳:
$$\ln M = \frac{1}{2}\left[\sum_i^k\{v_i \ln|S_i|\} - \{(\sum_i^k v_i)\ln|S_{pl}|\}\right]$$

آزمون تقریب *χ2*: تقریب کای-دو از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

معادله ۱۴:
$$c_1 = \left[\sum_{i=1}^{k}\frac{1}{v_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^{k} v_i}\right]\left[\frac{2p^2+3p-1}{6(p+1)(k-1)}\right]$$

که p تعداد متغیرها است، آنگاه

معادله ۱۵:
$$U = -2(1-c_1) \times (\ln M) \cong \chi^2\left[\frac{1}{2}(k-1)p(p+1)\right]$$

اگر $u > \chi^2_{a,df}$ فرض صفر رد می‌شود.

درجه آزادی تقریب کای-دو بر اساس فرمول زیر محاسبه می‌شود:

معادله ۱۶:
$$\frac{1}{2}p\,(p+1)$$

آزمون تقریب *F*: برای آزمون تقریب F مقدار c_1 محاسبه‌شده در $\chi 2$ بکار می‌رود. علاوه بر این مقادیر c_2،a_1،a_2،b_1 و b_2 را با استفاده از فرمول‌های داده‌شده زیر محاسبه می‌شود:

معادله ۱۷:
$$c_2 = \frac{(p-1)(p+2)}{6(k-1)}\left[\sum_{i=1}^{k}\frac{1}{v_i^2} - \frac{1}{(\sum_{i=1}^{k} v_i)^2}\right]$$

معادله ۱۸:
$$a_1 = \frac{1}{2}(k-1)\,p\,(p+1)$$

معادله ۱۹:
$$a_2 = \frac{(a_1+2)}{\mathrm{mod}(c_2 - {c_1}^2)}$$

Archive of SID

www.SID.ir

معادله ۲۰: $b_1 = \frac{\left(1-c_1-\frac{2}{a_2}\right)}{a_1}$

معادله ۲۱: $b_2 = \frac{\left(1-c_1-\frac{2}{a_2}\right)}{a_2}$

اگر $c_2 > c_1^2$

معادله ۲۲: $F = -2 \times b_1 \times \ln M \cong F_{a,(a_1,a_2)}$

اگر $c_2 < c_1^2$

معادله ۲۳: $F = -\frac{2 \times a_2 \times b_2 \times \ln M}{[a_1(1+2 \times b_2 \times \ln M)]} \cong F_{a,(a_1,a_2)}$

از موارد بالا هرکدام که قابل‌اجرا است وابسته به مقادیر c_1 و c_2، اگر $F > F_a$، فرض صفر رد می‌شود.

اگر بتوان فرض صفر را که مقرر می‌کرد ماتریس واریانس کوواریانس برای دو گروه باید مشابه باشد را رد کرد، آنگاه استنتاج می‌شود که برای داده‌های داده شده نمی‌توان از مدل LDF استفاده کرد؛ در چنین مواردی می‌توان از تابع مربع فاصله تعمیم‌یافته که QDF نامیده می‌شود استفاده کرد (رنچر، ۲۰۰۲).

۳-۴- تحلیل ممیزی درجه دوم

مدل QDF به باقی نگه‌داشتن بهینه‌سازی در مواردی که ماتریس واریانس کوواریانس گروه‌های مختلف مساوی نیست، کمک می‌کند. تابع زیر برای طبقه‌بندی به‌وسیله تخصیص y به گروهی که مقدار $L_i(y)$ ماکزیمم است استفاده می‌شود:

$$L_i(y) = L_n P_i - 0.5 \ln|S_i| - 0.5(y-\overline{y_i})' S_i^{-1}(y-\overline{y_i})$$

معادله ۲۴:

که P_i احتمالات پیشین است.

برای داده‌هایی که نرمال‌سازی شده است و ماتریس واریانس کوواریانس مساوی دارند، فرض می‌شود که احتمالات پیشین P_1، P_2، ...، P_n باشند. برای اینکه مدل QDF بر اساس ماتریس کوواریانس بکار برده شود، برای هر گروه k، تعداد مشاهدات n(تعداد متغیرها) باید بزرگ‌تر از P باشد، برای اینکه معکوس ماتریس کوواریانس باید موجود باشد.

۳-۵- ماتریس درهم‌ریختگی[۲۰]

بعد از طبقه‌بندی سهام به دو گروه بر اساس مدل LDF و QDF به مقایسه صحت پیش‌بینی و محدوده خطا پرداخته می‌شود و اگر روش مناسب بکار نگرفته شده باشد باید مرحله‌به‌مرحله به جلو رفت. تخمین صحت طبقه‌بندی نتایج به‌دست‌آمده از توابع LDF و QDF با استفاده از جدول طبقه‌بندی نادرست یا ماتریس درهم‌ریختگی محاسبه می‌شود.

در این پژوهش از روش توزیع مجدد برای تخمین طبقه‌بندی نادرست استفاده‌شده است. نسبت طبقه‌بندی نادرست که بعد از توزیع مجدد به‌دست‌آمده است در جدول طبقه‌بندی نادرست یا ماتریس درهم‌ریختگی در جدول ۲ جدول‌بندی شده است.

جدول ۲ – جدول طبقه‌بندی نادرست

		Predicted Groups		
		Group 0	*Group 1*	*Total*
Actual Groups	Group 0	X_1	X_2	$\Sigma X = X_1 + X_2$
	Group 1	Y_2	Y_1	$\Sigma Y = Y_1 + Y_2$
	Total	$X_1 + Y_2$	$X_2 + Y_1$	$\Sigma X + \Sigma Y$

Archive of SID
www.SID.ir

۳-۶- روش آماری و تجزیه و تحلیل داده‌ها

(هالی، ۱۹۹۳)، با بررسی روند شرکت‌های دستکاری‌شده طی سال‌های ۱۹۲۷ تا ۱۹۹۲ در بورس‌های لندن و نیویورک دریافت که الگوی رفتاری دستکاری قیمت در بیشتر موارد مشابه است. بر اساس نظر وی، دستکاری قیمت یک سهم در بورس اوراق بهادار را می‌توان به چهار مرحله تقسیم کرد:

۱) مرحلهٔ تشکیل ائتلاف بین دستکاری کنندگان و تبانی آن‌ها برای ایجاد تقاضای کاذب در بازار
۲) افزایش شدید و مستمر قیمت سهم به دلیل افزایش تقاضا نسبت به عرضهٔ سهم در بازار
۳) خروج دستکاری کنندگان از بازار سهم با فروش یکجای سهم موردنظر به متقاضیان
۴) کاهش شدید تقاضا و حجم معاملات سهم موردنظر و درنتیجه سقوط قیمت سهم به پایین‌تر از قیمت قبل از دستکاری

برای برازش مدل هالی در بورس اوراق بهادار تهران به مشاهده روند قیمت سهام شرکت‌هایی که شایعات در مورد دستکاری قیمت آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران وجود داشته است پرداخته می‌شود. با مشاهده روند قیمت شرکت‌های مزبور استنباط می‌شود که الگوی دستکاری در بورس تهران نیز مشابه بورس‌های دیگر است.

برای طبقه‌بندی اولیه شرکت‌ها به دو گروه دستکاری قیمت شده و دستکاری قیمت نشده بر اساس مدل هالی از آزمون‌های آماری آزمون وابستگی دیرش و محاسبه ضرایب کشیدگی و چولگی استفاده‌شده است.

۴- روش‌شناسی پژوهش

روش مورداستفاده در این تحقیق، توصیفی- تحلیلی و از نوع پس رویدادی است.

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ هست. در این پژوهش با استفاده از روش فیلترینگ داده‌ها[۲۱] جامعه محدودشده و سپس نمونه برای پژوهش انتخاب گردید. برای این منظور شرکت‌هایی انتخاب شدند که حائز شرایط زیر بودند:

- قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس پذیرفته و تا پایان سال ۱۳۹۱ در بورس فعال بودند.
- طی دوره پژوهش، تغییر سال مالی نداشتند.
- وقفه معاملاتی بیش از ۶ ماه نداشتند.

با توجه به شرایط فوق نمونه‌ای به حجم ۳۴۵ برای آزمون فرضیات این پژوهش انتخاب شد.

روش‌های گردآوری اطلاعات در این پژوهش به دودسته کتابخانه‌ای و میدانی تقسیم می‌شود. برای جمع‌آوری اطلاعات مربوط به ادبیات موضوع و پیشینهٔ تحقیق از روش کتابخانه‌ای و در خصوص جمع‌آوری اطلاعات برای تأیید یا رد فرضیات پژوهش، از روش میدانی استفاده‌شده است. داده‌های موردنیاز برای پژوهش از سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران و لوح فشرده منتشرشده توسط سازمان بورس و همچنین از نرم‌افزار رهاورد نوین استخراج و استفاده‌شده است.

در این پژوهش، از متغیر شاخص قیمت و بازده نقدی (TEDPIX) برای انجام آزمون وابستگی دیرش و آزمون تسلسل و انجام طبقه‌بندی اولیه شرکت‌ها به دو گروه دستکاری قیمت شده و دستکاری قیمت نشده استفاده‌شده است. قیمت،

Archive of SID
www.SID.ir

حجم و نوسان متغیرهایی هستند که در مدل‌های تحلیل ممیزی خطی و تحلیل ممیزی درجه دوم استفاده‌شده‌اند.

۵ - فرضیات پژوهش

فرضیات مورداستفاده در این پژوهش عبارت‌اند از:

فرضیه ۱- تحلیل ممیزی خطی مدل مناسبی برای تشخیص دستکاری قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران است.

فرضیه ۲- تحلیل ممیزی درجه دوم مدل مناسبی برای تشخیص دستکاری قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران است.

فرضیه ۳- مدل تحلیل ممیزی درجه دوم مدل بهتری نسبت به مدل تحلیل ممیزی خطی برای سنجش دستکاری قیمت در بورس اوراق بهادار تهران است.

۶- نتایج پژوهش

۶-۱- آزمون وابستگی دیرش

در هنگام بروز دستکاری، قیمت از ارزش ذاتی آن فاصله می‌گیرد و بازدهی واقعی دارایی‌ها با بازده مورد انتظار آن‌ها متفاوت می‌شود. در زمان بروز دستکاری، بازده سهام با توجه به تقاضای کاذب افزایش‌یافته و پس از عرضه سهام موردنظر توسط دستکاری کنندگان، بازدهی به‌یک‌باره سقوط می‌کند. با توجه به این روند ابتدا بازده‌های مثبت روزانه اتفاق می‌افتد که به آن‌ها سلسله‌های مثبت بازدهی گفته می‌شود. سپس باعرضه سهام، بازدهی سقوط می‌کند که در این حالت، سلسله‌های منفی بازدهی اتفاق می‌افتد. با توجه به این آزمون، دستکاری زمانی اتفاق می‌افتد که سلسله‌های منفی پس از سلسله‌های مثبت رخ‌داده و به آن وابسته باشد.

برای انجام آزمون فوق داده‌های مربوط به شاخص قیمت و بازده نقدی شرکت‌های موردنظر در بازه زمانی پژوهش از لوح فشرده سازمان بورس اوراق بهادار استخراج و با استفاده از نرم‌افزار Eviews مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت. ابتدا از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای بررسی مانایی سری‌های زمانی استفاده شد. اگر سری‌های زمانی موردمطالعه مانا نباشند به دلیل بروز مشکل رگرسیون کاذب، امکان استفاده از مدل‌های خود توضیحی وجود ندارد. سپس با استفاده از روش باکس – جنکینز مدل خود توضیحی سری زمانی تخمین زده شد. نتایج بهره‌گیری از این روش نشان می‌دهد که مدل ARIMA(2,1,1) و یا به عبارتی مدلی که در آن دو وقفه بازدهی، یک‌مرتبه تفاضل گیری از متغیر قیمت و بازده نقدی برای حصول مانایی سری به همراه یک وقفه پسماند بهترین مدل به شمار می‌آید. سپس بازدهی‌های غیرعادی از طریق محاسبه پسماندهای مدل خود توضیحی محاسبه گردید.

در مرحله بعد از آزمون همبستگی سریالی در نرم‌افزار Eviews برای بررسی خودهمبستگی در پسماندها استفاده گردید. برای انجام این آزمون از آزمون «بروش – گادفیری» استفاده‌شده است. درصورتی‌که مقدار آماره به‌دست‌آمده از مقادیر بحرانی آماره F کمتر باشد، فرض وجود خودهمبستگی در پسماندها پذیرفته می‌شود و این بدین معنی است که مدل به‌صورت بهینه‌ای بازده غیرعادی را تخمین زده است.

پس از محاسبه پسماندها خروجی‌ها به نرم‌افزار اکسل منتقل و بازدهی‌های غیرعادی را به‌صورت سلسله‌های مثبت و منفی شمارش و از هم مجزا و نرخ تابع مخاطره را برای هر یک از سلسله‌ها محاسبه می‌کنیم. بازدهی‌های غیرعادی شمارش‌شده

Archive of SID
www.SID.ir

دوباره به نرم‌افزار Eviews منتقل و با استفاده از معادله لگاریتمی تابع مخاطره (معادله ۲) پارامترهای α و β محاسبه می‌شود. برای تعیین معنی‌داری ضریب β از آزمون «والد» استفاده می‌شود. فرض صفر در این آزمون β=۱ یا به‌عبارت‌دیگر β-1=0 است. اگر سطح معنی‌داری (P-VALUE) کمتر از ۵ درصد باشد فرض صفر مبنی بر اینکه β برابر با یک است رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که دستکاری قیمت در قیمت سهام شرکت موردبررسی انجام‌شده است.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از انجام این آزمون تعداد ۲۳۹ شرکت در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت شده و ۱۰۶ شرکت در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت نشده قرار گرفت.

۶-۲- آزمون ضرایب کشیدگی و چولگی

برای انجام این آزمون از آماره «جارکو – برا»[۲۲] در نرم‌افزار Eviews استفاده گردید. اگر بازدهی روزانه شرکت‌های بورس در قلمرو زمانی تحقیق به‌طور معنی‌داری از ضریب کشیدگی کمتر از نرمال و چولگی بیشتر از نرمال برخوردار باشند، امکان بروز دستکاری قیمت در سهام شرکت مذکور وجود دارد. با توجه به سطح معنی‌داری آماره «جارکو – برا» نرمال بودن توزیع سری زمانی مشخص می‌شود. درصورتی‌که مقدار p-value آماره مذکور بزرگ‌تر از ۰۵/. باشد شرکت در زمره شرکت‌های دستکاری قیمت شده طبقه‌بندی و در غیر این صورت در زمره شرکت‌های دستکاری قیمت نشده طبقه‌بندی می‌شود.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از انجام این آزمون تعداد ۲۹۳ شرکت در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت شده و ۵۲ شرکت در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت نشده قرار گرفت.

۶-۳- طبقه‌بندی اولیه شرکت‌ها

پس از انجام آزمون‌های فوق برای تقسیم‌بندی نهایی شرکت‌ها، تعداد ۱۸۲ شرکت که در هر دو آزمون فوق در گروه دستکاری قیمت شده‌ها قرارگرفته بودند در طبقه دستکاری قیمت شده‌ها و تعداد ۱۶۳ شرکت که حداقل دریکی از دو آزمون فوق در گروه دستکاری قیمت نشده قرا گرفته بودند در طبقه دستکاری قیمت نشده‌ها قرار گرفتند.

سپس در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت شده با بررسی نمودار روند بازدهی و حجم معاملات شرکت‌های دستکاری‌شده و بر اساس الگوی «هالی» زمان شروع دستکاری مشخص گردید.

در آخرین مرحله مقادیر متغیرهای موردبررسی در مدل‌های تحقیق (متغیرهای قیمت، حجم و نوسان) برای هر شرکت برای شرکت‌های دستکاری قیمت شده در طول دوره یک‌ساله قبل از تاریخ شروع دستکاری و برای شرکت‌های دستکاری قیمت نشده در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۸ لغایت ۱۳۹۱ از نرم‌افزار رهاورد نوین استخراج و در فایل اکسل گردآوری و میانگین متغیرهای مذکور محاسبه گردید.

۶-۴- آزمون تحلیل ممیزی خطی

هدف آنالیز ممیزی، مینیمم کردن واریانس درون گروه‌ها و ماکزیمم کردن واریانس بین گروه‌ها است. برای دستیابی به این هدف، دو مجموعه از اوراق بهادار X_1 و X_2 مشخص‌شده است. X_1 از یک مجموعه از اوراق بهادار دستکاری‌شده و X_2 از یک

Archive of SID
www.SID.ir

مجموعه از اوراق بهادار دستکاری نشده تشکیل‌شده است.

مورد ۱- معادله عمومی $L_i(y)$ برای دو گروه به‌صورت زیر ساده‌شده است:

معادله ۲۵

$$L_1(y) = C_1'y + C_{10} = C_{11}y_1 + C_{12}y_2 + C_{13}y_3 + C_{10}$$

معادله ۲۶

$$L_2(y) = C_2'y + C_{20} = C_{21}y_1 + C_{22}y_2 + C_{23}y_3 + C_{20}$$

که y_1، y_2 و y_3 قیمت، حجم و نوسان را بیان می‌کنند. مقدار $L_i(y)$ برای $i = 1, 2$ محاسبه می‌شود. y به گروهی تخصیص می‌یابد که در مورد آن $L_i(y)$ ماکزیمم است. اگر تابع قادر باشد تا به‌طور صحیح مشاهدات را طبقه‌بندی کند به‌صورت «درست» علامت‌گذاری خواهد شد، در غیر این صورت اگر طبقه‌بندی نادرست باشد، به‌صورت «نادرست» علامت‌گذاری خواهد شد.

برای انجام این آزمون از نرم‌افزار splus استفاده شد. برای گروه دستکاری قیمت شده متغیرهای میانگین قیمت پایانی، میانگین نوسان قیمت پایانی و میانگین حجم معاملات در بازه زمانی یک سال قبل از شروع دستکاری قیمت و برای گروه دستکاری قیمت نشده متغیرهای میانگین قیمت پایانی، میانگین نوسان قیمت پایانی و میانگین حجم معاملات در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۸ لغایت ۱۳۹۱ در نظر گرفته شد.

با توجه به مقادیر خروجی نرم‌افزار، C_{10} و C_{20} با مقادیر ۱/۰۲۰۹۵۷- و ۱/۳۱۷۶۱۳- محاسبه‌شده‌اند. برای گروه دستکاری قیمت شده، C_{11} برابر با ۰/۰۰۰۱۸۴۱ و C_{12} برابر با ۰/۰۰۰۵۸۱- و C_{13} برابر با ۰/۰۰۰۰۰۰۱ و برای گروه دستکاری قیمت نشده‌ها C_{21} برابر با ۰/۰۰۰۲۴۸۲ و C_{22} برابر با ۰/۰۰۰۶۴۶۰۵- و C_{23} برابر با ۰/۰۰۰۰۰۰۲ است.

نتایج با جانشین کردن ثابت‌ها و مقادیر y محاسبه‌شده است.

نتایج نهایی طبقه‌بندی بر اساس مدل فوق در جدول شماره ۳ آورده شده است:

جدول ۳ – نتایج طبقه‌بندی تابع ممیزی خطی

	دستکاری قیمت شده	دستکاری قیمت نشده	خطا	خطای پسین
دستکاری قیمت شده	۱۳۷	۴۵	۰/۲۴۷۲۵۲۷	۰/۲۶۱۵۸۹۷
دستکاری قیمت نشده	۹۷	۶۶	۰/۵۹۵۰۹۲۰	۰/۶۲۵۴۴۴۰
جمع	-	-	۰/۴۲۱۱۷۲۴	۰/۴۴۳۵۱۶۸

بر اساس جدول فوق از مجموع ۱۸۲ شرکت دستکاری قیمت شده ۱۳۷ شرکت توسط مدل تحلیل ممیزی خطی به‌صورت «درست» و ۴۵ شرکت به‌صورت «نادرست» طبقه‌بندی‌شده است. از مجموع ۱۶۳ شرکت دستکاری قیمت نشده ۶۶ شرکت به صورت «درست» و ۹۷ شرکت به‌صورت «نادرست» طبقه‌بندی‌شده است.

جدول طبقه‌بندی نادرست برای ماتریس در هم ریختگی مدل LDF به‌صورت زیر است:

جدول ۴- ماتریس درهم‌ریختگی – تابع ممیزی خطی

	خطای طبقه‌بندی
دستکاری قیمت شده	۰/۲۶۶۶۶۴۸
دستکاری قیمت نشده	۰/۶۲۰۳۲۶۳
جمع	۰/۴۴۳۴۹۵۶

Archive of SID

www.SID.ir

بر اساس جدول فوق خطای طبقه‌بندی در گروه دستکاری قیمت شده‌ها ۲۷ درصد (خطای نوع اول) و در گروه دستکاری قیمت نشده‌ها ۶۲ درصد (خطای نوع دوم) و درمجموع خطای پیش‌بینی مدل ۴۴ درصد است.

مورد ۲- برای آزمون اینکه آیا داده‌ها نرمال چندمتغیره هستند یا خیر از آزمون کلموگروف – اسمیرنف در نرم‌افزار splus استفاده گردید. نتایج در جدول ذیل گردآوری‌شده است:

جدول ۵- آزمون نرمال بودن متغیرها (آزمون کلوموگرف-اسمیرنف)

	آماره	احتمال
قیمت	۰/۲۰۲۳۵۰۸	۳e-۰۰۷
نوسان	۰/۲۶۷۵۷۴۹	۳e-۰۰۷
حجم	۰/۱۸۲۹۱۳۹	۳e-۰۰۷

یک‌بار دیگر برای احراز نرمال بودن نیاز است تا آزمون شود که آیا ماتریس واریانس کوواریانس دو گروه مساوی است؟ بنابراین، مقادیر کوواریانس گروه دستکاری قیمت شده و گروه دستکاری قیمت نشده را باید محاسبه نمود. نظر به اینکه دو گروه به نام‌های دستکاری‌شده و دستکاری نشده وجود دارد فرضیات می‌تواند به‌صورت فرضیات زیر کاهش یابد:

H0 : ماتریس کوواریانس گروه دستکاری قیمت شده و گروه دستکاری قیمت نشده مساوی است.

H1: ماتریس کوواریانس گروه دستکاری قیمت شده و گروه دستکاری قیمت نشده مساوی نیست.

خروجی نرم‌افزار splus با فرض همگن بودن واریانس‌ها به‌صورت جدول زیر است:

جدول ۶- ماتریس کوواریانس با فرض همگن بودن واریانس‌ها

	قیمت	نوسان	حجم
قیمت	۱۸۵۷۲۱۳۱	۱۸۳۳۶	-۷۵۲۴۷۰۷۲۴
نوسان	-	۸۴۶	۶۵۷۶۷۲۱
حجم	-	-	۸۴۱۲۳۰۶۸۵۹۲۹۷

همچنین خروجی آزمون ام-باکس در جدول شماره ۷ آورده شده است.

جدول ۷- آزمون همگن بودن کوواریانس‌ها (آزمون ام -باکس)

	آماره	درجه آزادی	احتمال
ام باکس	۲۵۰/۳۵۶۷	۶	۰
ام باکس تعدیل‌یافته	۲۴۷/۹۷۴۷	۶	۰

نتایج آزمون تقریب $\chi 2$ در جدول زیر آورده شده است:

جدول ۸- مقادیر آزمون تقریب کای-دو همبستگی کانونی

	همبستگی کانونی	نسبت درستنمایی	آماره کای-دو	درجه آزادی	احتمال
dim1	۰/۱۷۴۹۰۷۷	۰/۹۶۹۴۰۷۳	۱۰/۶۱۰۵۵	۳	۰/۰۱۴۰۲۹۴

نتیجه: ما فرض صفر را رد می‌کنیم و فرض H_1 را می‌پذیریم:

H1: ماتریس واریانس کوواریانس گروه دستکاری قیمت شده و گروه دستکاری قیمت نشده مساوی نیست.

نتایج آزمون تقریب F در جدول زیر گردآوری‌شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۹ – مقادیر آزمون تقریب F

(آزمون تساوی میانگین‌ها (گروه متغیرها: دستکاری قیمت شده))

	آماره‌ها	F	درجه آزادی اول	درجه آزادی دوم	احتمال
لامبدای ویلکس	۰/۹۶۹۴۱	۳/۵۸۷۱	۳	۳۴۱	۰/۰۱۴۰۳
اثر پیلای	۰/۰۳۰۵۹	۳/۵۸۷۱	۳	۳۴۱	۰/۰۱۴۰۳
اثر هتلینگ-لاولی	۰/۰۳۱۵۶	۳/۵۸۷۱	۳	۳۴۱	۰/۰۱۴۰۳
بزرگ‌ترین ریشه «روی»	۰/۰۳۱۵۶	۳/۵۸۷۱	۳	۳۴۱	۰/۰۱۴۰۳

نتیجه: ازآنجایی‌که مقدار محاسبه‌شده بزرگ‌تر از مقدار F جدول است فرض صفر را رد می‌شود و فرض مقابل که به‌صورت زیر است پذیرفته می‌شود:

H1: ماتریس واریانس کوواریانس گروه دستکاری قیمت شده و گروه دستکاری قیمت نشده مساوی نیست

با توجه به نتایج آزمون تقریب $\chi 2$ و تقریب F فرض صفر را رد می‌شود، یعنی ماتریس واریانس – کوواریانس هر دو مساوی نیست.

نتایج آزمون فرضیه ۱- با توجه به سطح معنی‌داری آزمون ام- باکس، می‌توان نتیجه گرفت که ماتریس واریانس- کوواریانس هر دو گروه مشابه نیست. ازاین‌رو می‌توان استنتاج کرد که LDF نمی‌تواند مدل مناسبی برای طبقه‌بندی داده‌های بازار سهام فوق به سهام دستکاری‌شده و دستکاری نشده باشد و بنابراین فرضیه اول پژوهش رد می شود.

۶-۵- آزمون تحلیل ممیزی درجه دوم

همان‌گونه که قبلاً بیان گردید، این‌یک نوع از آنالیز ممیزی است که به‌وسیله فرضیاتی که استفاده از LDF را محدود می‌کنند مُقیّد نشده است. تابع ممیزی درجه دوم به‌صورت زیر است:

معادله ۲۷

$$L_i(y) = L_n P_i - 0.5 \ln|S_i| - 0.5(y-\overline{y_i})' S_i^{-1}(y-\overline{y_i})$$

در معادله فوق، از ماتریس واریانس کوواریانس نمونه S_1 و S_2 برای هر یک از دو گروه به نام‌های دستکاری‌شده و دستکاری نشده استفاده می‌شود تا معادله درجه دوم $L_1(y)$ و $L_2(y)$ شکل بگیرد. سپس مقادیر y از هر دو گروه جایگزین می‌شود. مقادیر نتیجه شده به‌صورت زیر است. احتمال اولیه P_i برای هر مشاهده با مقدار ۰/۵ تعیین‌شده است. چون‌که احتمال مساوی فرض شده است، $L_n P_i$ می‌تواند از معادله بالا خارج شود. نتایج دو معادله به‌صورت زیر است:

معادله ۲۸

$$L_1(y) = 0.5 \ln|S_1| - 0.5(y-\overline{y_1})' S_1^{-1}(y-\overline{y_1})$$

و معادله ۲۹

$$L_2(y) = 0.5 \ln|S_2| - 0.5(y-\overline{y_2})' S_2^{-1}(y-\overline{y_2})$$

اینجا y یک آرایه شامل داده‌های قیمت، حجم و نوسان سهام را نشان می‌دهد. مقدار $L_i(y)$ برای $i = 1, 2$ محاسبه‌شده است. اگر تابع قادر باشد تا به‌طور صحیح مشاهدات را طبقه‌بندی کند آنگاه آن به‌صورت «درست» طبقه‌بندی خواهد شد، در غیر این صورت اگر طبقه‌بندی نادرست باشد، آن به‌صورت «نادرست» طبقه‌بندی خواهد شد. نتایج آزمون فوق در جداول ۱۰ الی ۱۳ گردآوری‌شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۱۰- ماتریس کوواریانس با فرض ناهمگن بودن واریانس‌ها

گروه: دستکاری قیمت شده

	حجم	نوسان	قیمت
قیمت	-۴۴۳۴۷۰۸۳۵	۲۴۷۷۳	۱۴۹۷۱۲۶۶
نوسان	۱۰۴۵۲۲۱	۱۲۵۵	-
میانگین	۱۷۱۶۴۲۴۳۸۷۸۷۷	-	-

گروه: دستکاری قیمت نشده

	حجم	نوسان	قیمت
قیمت	-۱/۰۹۷۷۱۱e+۰۰۹	۱۱۱۴۵	۲۲۵۹۵۳۲۰
نوسان	۱/۲۷۵۶۹۸e+۰۰۷	۳۸۹	-
میانگین	۱/۵۸۹۳۵۱e+۰۱۳	-	-

جدول ۱۱- مقادیر ثابت معادله‌ها

دستکاری قیمت نشده	دستکاری قیمت شده
-۲۷/۸۰۴۵۹	-۲۷/۰۷۶۳۸

جدول ۱۲ - مقادیر ضرایب معادله درجه دوم

گروه: دستکاری قیمت شده

	حجم	نوسان	قیمت
قیمت	-۹/۴۲۱۷۰۰e-۰۱۲	۰/۰۰۰۰۰۰۶۹۵۴	-۳/۴۸۲۷۰۰e-۰۰۸
نوسان	۴/۳۰۸۷۹۴e-۰۱۰	-۰/۰۰۰۴۱۲۵۳۷۲	-
میانگین	-۲/۹۴۰۰۰۰e-۰۱۳	-	-

گروه: دستکاری قیمت نشده

	حجم	نوسان	قیمت
قیمت	-۲/۱۳۶۰۰e-۰۱۲	۰/۰۰۰۰۰۰۷۱۷	-۲/۲۵۸۶۱e-۰۰۸
نوسان	۱/۱۲۷۷۵e-۰۰۹	-۰/۰۰۱۳۴۳۲۹۸	-
میانگین	-۳/۳۰۰۰۰e-۰۱۴	-	-

نتایج پیش‌بینی مدل در جدول زیر گردآوری‌شده است:

جدول ۱۳- نتایج طبقه‌بندی تابع ممیزی درجه دوم

	خطای پسین	خطا	دستکاری قیمت نشده	دستکاری قیمت شده
دستکاری قیمت شده	-۰/۲۲۸۶۳۵۸	۰/۱۰۴۳۹۵۶	۱۹	۱۶۳
دستکاری قیمت نشده	۰/۷۷۳۸۱۰۵	۰/۸۰۹۸۱۶۰	۳۱	۱۳۲
کلی	۰/۲۷۲۵۸۷۶	۰/۴۵۷۱۰۵۸	-	-

با توجه به نتایج جدول فوق از مجموع ۱۸۲ شرکت دستکاری قیمت شده ۱۶۳ شرکت توسط مدل تحلیل ممیزی درجه دوم به‌صورت «درست» و ۱۹ شرکت به‌صورت «نادرست» طبقه‌بندی‌شده است. از مجموع ۱۶۳ شرکت دستکاری قیمت نشده ۳۱ شرکت به‌صورت «درست» و ۱۳۲ شرکت به‌صورت «نادرست» طبقه‌بندی‌شده است.

یک‌بار دیگر با استفاده از نتایج به‌دست‌آمده، می‌توان یک جدول طبقه‌بندی نادرست برای نتایج فوق تنظیم کرد. ماتریس درهم‌ریختگی آنالیز ممیزی درجه دوم در جدول ۱۴ نشان داده‌شده است.

جدول ۱۴ - ماتریس درهم‌ریختگی - تابع ممیزی درجه دوم

	خطای طبقه‌بندی
دستکاری قیمت شده	-۰/۲۲۳۱۵۸۰
دستکاری قیمت نشده	۰/۷۶۹۲۳۳۳
کلی	۰/۲۷۳۰۳۷۷

بر اساس جدول فوق خطای طبقه‌بندی در گروه دستکاری قیمت شده‌ها ۲۲ درصد (خطای نوع اول) و در گروه دستکاری قیمت نشده‌ها ۷۷ درصد

Archive of SID

www.SID.ir

(خطای نوع دوم) و درمجموع خطای پیش‌بینی مدل ۲۷ درصد است.

نتایج آزمون فرضیه ۲- با توجه به خطای طبقه‌بندی مدل می‌توان نتیجه گرفت که مدل تحلیل ممیزی درجه دوم مدل مناسبی برای پیش‌بینی دستکاری قیمت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران است و بنابراین فرضیه دوم پژوهش تأیید می‌شود.

۶-۶- مقایسه نتایج آزمون‌های تحلیل ممیزی درجه دوم

در مقایسه نتایج LDF و QDF می‌توان استنتاج کرد که برای داده‌های ارائه‌شده، نتایج به‌دست‌آمده با استفاده از تابع دومی به‌مراتب بهتر از نتایج به دست آمده از تابع اولی است؛

جدول ۱۵- جدول مقایسه خطای کل دو مدل

مدل	خطای کل طبقه‌بندی (درصد)
تحلیل ممیزی خطی	۴۴
تحلیل ممیزی درجه دوم	۲۷

نتایج آزمون فرضیه ۳- با توجه به خطای مدل‌ها می‌توان مقرر نمود که مدل QDF پیش‌بینی بهتری برای طبقه‌بندی سهام به دوطبقه دستکاری‌شده و دستکاری نشده فراهم می‌کند.

۷- نتیجه‌گیری و بحث

با مرور ادبیات پژوهش مشاهده می‌شود که اکثر پژوهشگرانی که از آنالیز ممیزی برای طبقه‌بندی سهام به دوطبقه دستکاری قیمت شده و دستکاری قیمت نشده استفاده کردند از گزینه عمومی‌تر تابع ممیزی خطی استفاده کرده‌اند. مشکل در به‌کارگیری این مدل این است که برای اینکه مدل، داده‌ها را به‌طور موفقیت‌آمیز به دو گروه طبقه‌بندی کند لازم است که داده‌ها توزیع نرمال داشته باشند و ماتریس واریانس کوواریانس بین دو مجموعه باید مشابه باشد.

در مدل LDF با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از مجموع ۱۸۲ شرکت دستکاری قیمت شده ۱۳۷ شرکت توسط مدل تحلیل ممیزی خطی به‌صورت «درست» و ۴۵ شرکت به‌صورت «نادرست» طبقه‌بندی‌شده است. از مجموع ۱۶۳ شرکت دستکاری قیمت نشده ۶۶ شرکت به‌صورت «درست» و ۹۷ شرکت به‌صورت «نادرست» طبقه‌بندی‌شده است.

قدرت پیش‌بینی مدل در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت شده ۷۵ درصد و خطای پیش‌بینی در این گروه ۲۵ درصد و در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت نشده قدرت پیش‌بینی مدل ۴۰/۵ درصد و خطای پیش‌بینی در این گروه ۵۹/۵ درصد است. درمجموع خطای طبقه‌بندی استفاده از مدل LDF در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت شده ۲۶/۶ درصد و در گروه دستکاری قیمت نشده ۶۲ درصد و درمجموع خطای طبقه‌بندی ۴۴ درصد هست.

در این پژوهش به‌طور موفقیت‌آمیز نشان داده شد که برای جامعه موردمطالعه، داده‌های بازار نه توزیع نرمال دارند و نه دو مجموعه داده‌ها شامل اوراق بهادار دستکاری‌شده و دستکاری نشده ماتریس واریانس کوواریانس مشابه دارند؛ بنابراین، از مدل QDF که یک نوع از آنالیز ممیزی است که محدود به دو محدودیت مدل LDF نیست استفاده شد.

در مدل QDF از مجموع ۱۸۲ شرکت دستکاری قیمت شده ۱۶۳ شرکت توسط مدل تحلیل ممیزی

Archive of SID
www.SID.ir

درجه دوم به صورت «درست» و ۱۹ شرکت به‌صورت «نادرست» طبقه‌بندی‌شده است. از مجموع ۱۶۳ شرکت دستکاری قیمت نشده ۳۱ شرکت به صورت «درست» و ۱۳۲ شرکت به صورت «نادرست» طبقه‌بندی‌شده است.

قدرت پیش‌بینی مدل در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت شده ۸۹/۵ درصد و خطای پیش‌بینی در این گروه ۱۰/۵ درصد و در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت نشده قدرت پیش‌بینی مدل ۱۹ درصد و خطای پیش‌بینی ۸۱ درصد است. درمجموع خطای طبقه‌بندی استفاده از مدل QDF در گروه شرکت‌های دستکاری قیمت شده ۲۲/۸ درصد و در گروه دستکاری قیمت نشده ۷۲ درصد و درمجموع خطای طبقه‌بندی ۲۷ درصد است.

همچنین نشان داده شد که استفاده از مدل LDF برای داده‌های فوق به خطای بیشتر در طبقه‌بندی داده‌ها به دستکاری‌شده و دستکاری نشده منتهی می‌شود. خطای طبقه‌بندی استفاده از مدل LDF، ۴۴ درصد است که در حدود ۱۷ درصد بیشتر است.

بنابراین می‌توان استنتاج کرد که مدل QDF یک پیش‌بینی بهتر در مقایسه با مدل LDF فراهم می‌کند.

در مطالعات بعدی، مدل می‌تواند با استفاده از یک مجموعه متفاوت از شرکت‌ها بررسی شود. همچنین می‌توان بعضی از متغیرهای اضافی دیگر را شناسایی کرد که شاید بتوان خطای طبقه‌بندی نادرست را کاهش داد و پیش‌بینی بهتری ارائه کرد.

همچنین پیشنهاد می‌شود از الگوریتم‌های فراگیری ماشین[۲۳] مانند ماشین بردار پشتیبان و شبکه هوش مصنوعی برای کشف اینکه آیا می‌توان درصد خطای طبقه‌بندی نادرست را کاهش داد استفاده شود. در ضمن پیشنهاد می‌شود از یک مطالعه تطبیقی روی مدل‌های مختلف برای کمک به شناسایی مدل با بهترین صحت پیش‌بینی انجام شود.

فهرست منابع

* فلاح شمس، میرفیض، تیموری شندی علی، (۱۳۸۴)، «طراحی الگوی پیش‌بینی دستکاری قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه پژوهشی دانشگاه امام صادق (ع)، شماره ۲۷، صص ۱۴۶-۱۱۵.
* فلاح شمس، میرفیض، کردلوئی حمیدرضا، (۱۳۹۱)، «آزمون مدل‌های لاجیت و شبکه عصبی مصنوعی جهت پیش‌بینی دستکاری قیمت در بورس اوراق بهادار تهران»، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۷، صص ۶۹-۳۷.
* فلاح شمس، میرفیض، کردلوئی حمیدرضا، رشنو مهدی، (۱۳۹۰)، «بررسی دستکاری قیمت‌ها در بورس تهران با استفاده از مدل ماشین بردار پشتیان»، مجله تحقیقات مالی، دوره ۱۴، شماره ۱، صص ۸۴-۶۹.
* فلاح شمس، میرفیض، زارع عظیم، (۱۳۹۲)، «بررسی عوامل تأثیرگذار در بروز حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۲۱، بهار ۱۳۹۲، سال ششم، صص ۹۱-۷۳.
* فلاح شمس، میرفیض و دیگران، (۱۳۹۱)، «بررسی و تعیین عوامل کشف و پیش‌بینی تشکیل حباب تصنعی قیمتی»، فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، سال اول، شماره اول، بهار ۱۳۹۱، صص ۱۲۴-۹۹.

Archive of SID
www.SID.ir

* قربانی مجید، باقری عباس، (۱۳۸۹)، «دستکاری بازار اوراق بهادار»، فصلنامه پژوهش حقوق، سال دوازدهم، شماره ۲۹، تابستان ۱۳۸۹، صص ۳۰۱-۳۲۶.
* Aggarwal R, Wu G. 2006. Stock market manipulations. The Journal of Business, Vol. 79, 4: 1915–1954.
* Allen, F. Litov, L. and Mei, J. (2006) 'Large investors, price manipulation, and limits to arbitrage: an anatomy of market corners', Western Finance Association, Annual Meetings, 18–21 June, Portland, Oregon.
* Arefin, J. and Rahman, R.M. (2011) 'Testing different forms of efficiency for Dhaka stock exchange', International Journal of Financial Services Management, Vol. 5, No. 1, pp.1–20.
* Basu, D. and Dalal, S. Mehtra, H. and Parekh, K. (2009) the Scam, 3rd ed. Ken Source Information Services Pvt. Ltd.
* Black, F. (1971) 'Towards a fully automated exchange, Part I', Financial Analysts Journal, Vol. 27, pp.29–34.
* Box, G.E.P. (1949) 'A general distribution theory for a class of likelihood criteria', Biometrika, Vol. 36, pp.317–346.
* Box, G.E.P. (1950) 'Problems in the analysis of growth and linear curves', Biometrics, Vol. 6, pp.362–389.
* Comerton-Forde, C. and Putnins, T.J. (2009) 'Measuring closing price manipulation', Journal of Financial Intermediation, Vol. 20, pp.135–158.
* Gaganis, C. Sochos, P. and Zopounidis, C. (2010) Bankruptcy prediction using auditor size and auditor opinion', International Journal of Financial Services Management, Vol. 4, No. 3, pp.220–238.
* Gnanadesikan, R. and Kettenring, J.R. (1972) 'Robust estimates, residuals, and outlier detection with multi response data', Biometrics, Vol. 28, pp.81–124.
* Hanson R. opera, R. (2006) Information aggregation and manipulation in an experimental market. Journal of economic behavior and organization 60449-459.
* Holley, D. 'Market manipulation—the focus on prevention', Commonwealth Law Bulletin, 19:4, 1927-1931, DOI: 10.1080/03050718.1993.9986338
* Jarrow, R. (1992) 'Market manipulation, bubbles, corners, and short squeezes', Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 27, No. 3, pp.311–336.
* Kyle, A. and Viswanathan, S. (2008) 'How to define illegal price manipulation', American Economic Review, Vol. 98, No. 2, pp.274–279.
* McQueen, G. and Thorley, S. 'Bubbles, Stock Returns, and Duration Dependence', The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 29, No. 3 (Sep. 1994), pp.379-401.
* Merrick, John J. Narayan Y. Naik, and Pradeep K. Yadav. 2005. Strategic trading behavior and price distortion in a manipulated market: Anatomy of a squeeze. Journal of Financial Economics77:171–218.
* Ogut, H. Doganay, M. and Aktaş, R. (2009) 'Detecting stock-price manipulation in an emerging market: the case of Turkey', Expert Systems with Applications, Vol. 36, No. 9, pp.11944–11949.
* Punniyamoorthy M, Thoppan JJ. 2012. Detection of stock price manipulation using quadratic discriminant analysis, Int. J. Financial Services Management, Vol. 5, No. 4, pp.369–388.
* Rencher, A.C. (2002) Methods of Multivariate Analysis, 2nd ed. John Wiley & Sons, Inc. Publication. SEBI Adjudication Orders (2011), Available online at: http://www.sebi.gov.in/Index.jsp?contentDisp=SAT (accessed on 20 July 2011).
* Takayama Shino Ann. (2010) A dynamic strategy of the informed trader. Finance 6:287–294.
* TIME (2006) the Livedoor Scandal: Tribe versus Tribe. Available online at: http://www.time.com/time/world/article/0, 8599, 1151722, 00.html (accessed on 1 May 2011).
* Tissaoui, K. and Aloui, C. (2011) 'Information flow between stock return and trading volume: the Tunisian stock market', International Journal of Financial Services Management, Vol. 5, No. 1, pp.52–82.

Archive of SID

www.SID.ir

یادداشت‌ها

1. Discriminant Analysis
2. Holley
3. Linear Discriminant Analysis
4. Quadratic Discriminant Analysis
5. Market Price Manipulation
6. Livedoor
7. Harshad Mehta
8. Ketan Parekh
9. Multivariate Normal Distribution
10. Variance Covariance Matrix
11. Artifical Neural Network
12. Support Virtual Machine
13. Duration Dependence Test
14. Kurtosis Coefficient
15. Skewness Coefficient
16. Kolmogorov-Smirnov Test
17. Box's M Test
18. Chi-Square Approximation
19. F Approximation
20. Confusion Matrix
21. Data Filtering
22. Jarque-Bera
23. Machine Learning Algorithm

Archive of SID

www.SID.ir