چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۱۰ ـ تابستان ۱۳۹۴
ص‌ص ۴۵ ـ ۲۹

بررسی دقت مدل تصحیح خطای برداری (VECM) در پیش‌بینی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران

سید جلال صادقی شریف*، الهام خلیلی**

چکیده

تحقیق حاضر با هدف بررسی دقت مدل تصحیح خطای برداری با استفاده از متغیرهای درون‌زا از قبیل بازدهی، نسبت قیمت به ارزش دفتری هر سهم، بازده حقوق صاحبان سهام، نقدشوندگی، نسبت بازده نقدی، حاشیهٔ سود عملیاتی و فروش به‌ازای هر سهم و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل تولید ناخالص داخلی، قیمت نفت، قیمت جهانی طلا، شاخص بورس اوراق بهادار تهران و قیمت جهانی محصول نهایی شرکت، انجام شده است. در این تحقیق داده‌ها به‌صورت فصلی و برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ و با استفاده از روش تصحیح خطای برداری، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند.
نتایج آزمون هم‌جمعی نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهاست. درنتیجه امکان استفاده از مدل تصحیح خطای برداری فراهم می‌گردد. مقدار آمارهٔ F حاصل از تخمین مدل حاکی از معناداری مدل می‌باشد. سپس نتایج حاصل از بررسی معناداری پیش‌بینی انجام شده به روش مک کراکن نشان می‌دهد که در دوسوم از نمونه‌ها پیش‌بینی با مدل تصحیح خطای برداری دارای میانگین مجذور خطای کمتری نسبت به میانگین تاریخی می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: تصحیح خطای برداری؛ پایایی؛ هم‌جمعی؛ علّیت؛ بازده.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۰۲/۱۷، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۲/۰۵/۱۳

* استادیار، دانشگاه شهید بهشتی.
** کارشناس ارشد، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول).
E-mail: e_khalili2003@yahoo.com

۱. مقدمه

پیش‌بینی بازده سهام یکی از دغدغه‌های اصلی سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه می‌باشد. زیرا به این وسیله می‌توانند در سطح مشخصی از ریسک به بازدهی بیشتری دست یابند. سال‌های متمادی است که پژوهش‌گران و تحلیل‌گران حوزهٔ مالی در جستجوی یافتن عوامل مؤثر بر بازدهی سهام و تلاش برای پیش‌بینی بازدهی هستند. زیرا با شناسایی این عوامل، سرمایه‌گذاران تصمیم بهینه گرفته و سرمایه‌های خود را در سهامی که بیشترین سود را برایشان خواهد داشت، متمرکز می‌نمایند. در این میان، استفاده از روش‌هایی برای پیش‌بینی وضعیت آینده اهمیت خاصی پیدا می‌کند. در این راه، روش‌هایی قابلیت ماندگاری و کاربردی مناسب دارند که دارای کمترین خطای ممکن در پیش‌بینی باشند.

سازمان بورس و اوراق بهادار در هر کشوری یکی از مهم‌ترین نهادهای مالی و اقتصادی آن کشور است و هرچه پیش‌تر می‌رویم، دانش سرمایه‌گذاران در زمینهٔ سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار افزایش می‌یابد. علاوه بر آن هر روز شاهد تعداد بیشتر سرمایه‌گذاران هستیم که بازار بورس را برای سرمایه‌گذاری مناسب می‌دانند. در هر نوع سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذار به‌دنبال کسب بازده از سرمایه‌گذاری است و سعی دارد که از مقدار آتی بازده سهام شرکت‌ها اطلاعاتی کسب کند. از این‌رو پیش‌بینی قیمت سهام و بازدهی آن به یکی از دغدغه‌های آنها تبدیل شده است.

عوامل متعددی بر عملکرد بازار سهام تأثیر گذار است. در این میان می‌توان به متغیرهای کلان اقتصادی، وضعیت صنعت و وضعیت شرکت اشاره نمود. یک تحلیل‌گر می‌تواند از طریق تجزیه و تحلیل شاخص‌های بازار و سایر معیارهای اقتصادی، به ارتباطی پایدار بین شاخص‌های مختلف و فرصت‌های متعدد بخش‌های اقتصادی پی برد و چنین ارتباطی برای پیش‌بینی و تجزیه‌وتحلیل سودمند است.

در این تحقیق سعی شده است که با استفاده از یکسری فاکتورها به‌عنوان متغیرهای درون‌زا و یکسری فاکتورهای کلان اقتصادی به‌عنوان متغیرهای برون‌زا و با استفاده از مدل اقتصادسنجی تصحیح خطای برداری، دقت این مدل در پیش‌بینی بازدهی سهام بررسی شود.

سپس خطای پیش‌بینی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری با خطای میانگین تاریخی بازده مقایسه می‌گردد تا دقت این مدل بررسی شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

تحقیقات مختلفی در زمینهٔ بررسی عوامل متعدد تأثیر گذار بر بازدهی اعم از عوامل بنیادی، غیربنیادی و متغیرهای کلان اقتصادی صورت گرفته است. که ازجمله می‌توان به بررسی تأثیر

ریسک سیستماتیک (β)، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BV/MV)، حجم مبادلات سهام، نسبت P/E، تغییرات درآمد هر سهم، تغییرات بازده حقوق صاحبان سهام، نقدشوندگی، حجم پول، تورم، تولید ناخالص داخلی و ... بر روی بازدهی اشاره نمود.

برای مثال، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ توسط راس[1] (۱۹۷۶) چن و همکاران[2] (۱۹۸۶) برای تشریح تأثیر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازده‌های سهام در بازارهای سرمایهٔ کشورهای آمریکا، مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌های آنان نشان داد که تولیدات صنعتی، تغییرات در صرف ریسک و تغییرات در ساختار دوره‌ای[3]، رابطهٔ مثبتی با بازده‌های مورد انتظار سهام داشتند. این درحالی بود که رابطهٔ نرخ تورم پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده با بازده‌های سهام مورد انتظار، به‌طور معناداری منفی است [۶،۱۷].

پون و تیلور[4] (۱۹۹۱)، مشابه تحقیق چن و همکاران (۱۹۸۶) را در بازار انگلستان انجام دادند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده‌های سهام در انگلستان اثر ندارد. این نتیجه‌گیری برخلاف یافته‌های چن در بازار سهام آمریکا بود. پون و تیلور معتقدند دلیل نتیجه‌گیری متفاوت آنان این است که یا عامل‌های کلان اقتصادی دیگر بر بازده‌های سهام انگلستان اثرگذار بوده‌اند و یا اینکه روش تحقیق استفاده شده توسط چن و همکاران ناکارآمد بوده است [۱۶].

تحقیقات دیگری نیز در زمینهٔ ارتباط درآمد هر سهم یا بازده حقوق صاحبان سهام با بازده سهام صورت گرفته است تا ارتباط تغییرات درآمد هر سهم و تغییرات بازده حقوق صاحبان سهام با تغییرات بازده سهام را بررسی کند. تحقیقات نشان داد که تغییرات بازده حقوق صاحبان سهام با تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران همبستگی دارد. باربی[5]، موخرجی[6] و راینز[7] (۱۹۹۶) مطالعه‌ای را در بازار بورس آمریکا به‌منظور ارزیابی رابطهٔ بین برخی نسبت‌های مالی مثل نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام، اندازه، اهرم مالی و بازدهی سهام در دورهٔ ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۱ انجام دادند. نتایج بیانگر این بود که نسبت ارزش دفتری به قیمت قوی‌ترین قدرت توضیحی در رابطه با بازده سهام را دارد [۴].

کاستا جونیر[8] و نوس[9] (۲۰۰۸)، مطالعاتی را بر روی شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار برزیل در دورهٔ ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۶ با هدف آزمون قدرت توضیحی بتا، اندازه (ارزش بازار)، نسبت

1. Ross
2. Chen et al
3. Term Structure
4. Poon and Taylor
5. Barbee
6. Mukherji
7. Raines
8. Costa Junior
9. Neves

قیمت به درآمد، نسبت ارزش دفتری به قیمت و بازده سهام انجام دادند. این تحقیق نشان داد که ارزش بازار و نسبت قیمت به درآمد به‌طور منفی با بازده سهام رابطه دارند. همچنین رابطهٔ مثبتی بین نسبت ارزش دفتری به قیمت و بازده سهام و همچنین بتا و بازده سهام وجود داشت [۸].

تمام این مطالعات نشان می‌دهد که فرضیهٔ پایه در تجزیه‌وتحلیل بنیادی این است که بنیان مالی و اقتصادی شرکت بر روی بازده شرکت تأثیر دارد.

الگوهای سری زمانی که اغلب برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت مورد استفاده قرار می‌گیرند، سعی می‌کنند تا رفتار یک متغیر را براساس مقادیر گذشته آن متغیر (و احتمالاً مقادیر گذشته سایر متغیرهایی که مایلیم آنها را نیز پیش‌بینی می‌کنیم) توضیح دهند. این الگوها قادرند این امکان را فراهم آورند که حتی در مواردی که الگوی اقتصادی زیر ساختی نامشخص است پیش‌بینی دقیقی از متغیر مورد نظر ارائه کنند. الگوهای سری زمانی که تنها مقادیر فعلی یک متغیر را به مقادیر گذشته آن ومقادیر خطای حال و گذشته ارتباط می‌دهند، الگوهای سری زمانی تک متغیری[1] نامیده می‌شوند. الگوهایی که سعی می‌کنند تا رفتار یک متغیر را براساس مقادیر گذشته آن متغیر و تعدادی متغیرهای مختلف دیگر به‌صورت همزمان توضیح دهند، الگوهای سری زمانی چندمتغیره نامیده می‌شود. مدل تصحیح خطای برداری از این جمله می‌باشد [۳:۷].

فیلیپس در مقالاتی که در سال‌های ۱۹۵۴ و ۱۹۵۷ منتشر ساخت، مدل تصحیح خطای برداری را برای اولین بار به ادبیات اقتصادی معرفی کرد. ویژگی‌های منحصربه‌فرد مدل‌های تصحیح خطای برداری در تعیین روابط بلندمدت بین متغیرهای درون‌زا و توانایی آن در ربط‌دادن روابط تعادلی بلندمدت متغیرها بر تغییرات پویای کوتاه‌مدت آنها، باعث شده است که این مدل‌ها در دههٔ ۱۹۹۰ به‌سرعت رشد تکاملی خود را تجربه کنند.

مایاسمای و که[2] (۲۰۰۰) در قالب داده‌های سری زمانی و همچنین تحلیل هم‌جمعی چندمتغیرهٔ جوهانسن در مدل تصحیح خطای برداری، رابطهٔ بلندمدت بین شاخص بازار سهام سنگاپور و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. آنان دریافتند که بین تغییرات در شاخص‌های بازار سهام سنگاپور با تغییرات در سطح قیمت‌ها، عرضهٔ پول، نرخ بهرهٔ کوتاه‌مدت و بلندمدت و نرخ‌های ارز، یک رابطهٔ هم‌جمعی وجود دارد [۱۲].

کریستوفرگان و همکاران[3] (۲۰۰۶)، اثرات متقابل بین شاخص سهام نیوزلند و یک مجموعهٔ هفت‌گانه از متغیرهای کلان اقتصادی را با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی آزمون کردند. نتایج آزمون هم‌جمعی جوهانسن نشان داد که بین شاخص قیمت سهم نیوزلند و متغیرهای اقتصادی مورد آزمون، یک رابطهٔ بلندمدت وجود دارد [۷].

1. Univariate time series models
2. Mayasmai and Koh
3. Christopher Gan et al.

گلنور مراد اوغلو و کیویلسیم متین[1] (۱۹۹۶)، جاکوب مدسن[2] (۲۰۰۲) و کان و شن[3] (۱۹۹۹) نیز به بررسی رابطهٔ بازده، قیمت سهام و شاخص بورس اوراق بهادار با متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از آزمون علیت، آزمون هم‌جمعی و روش جوهانسون در مدل تصحیح خطای برداری پرداختند [۱۰،۱۱،۱۵].

امید پورحیدری و حمید پهلوان (۱۳۸۷) با استفاده از مدل تصحیح خطا (VECM) به بررسی تأثیر سه متغیر اقتصادی حجم پول، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی بر بازدهی بورس اوراق بهادار ایران پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که ارتباط بین تورم و بازدهی بورس طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۴ ارتباطی مثبت و معنادار است. همچنین ارتباط معناداری بین متغیرهای حجم پول و تولید ناخالص دخلی و بازدهی بورس اوراق بهادار وجود ندارد [۱].

۳. فرضیهٔ تحقیق

مدل تصحیح خطای برداری قادر به پیش‌بینی بازده سهام می‌باشد.

٤. روش‌شناسی

این تحقیق به بررسی دقت مدل تصحیح خطای برداری در پیش‌بینی بازده سهام در بورس اوراق بهادار می‌پردازد. این پژوهش از نوع پژوهش‌های شبه تجربی است که بر مبنای اطلاعات گذشته صورت گرفته است. داده‌های پژوهش از سایت رسمی سازمان بورس و اوراق بهادار و بانک مرکزی استخراج شده است. بدین‌منظور، قبل از مدل‌سازی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری می‌بایست اعتبار آماری این مدل بررسی گردد.

به‌منظور بررسی اعتبار مدل تصحیح خطای برداری باید پایایی و وجود روابط هم‌جمعی بین متغیرهای درون‌زا بررسی گردد.

به‌کارگیری روش‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی پایا است که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا[4] باشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌تواند ضریب تعیین R^2 به‌دست آمده آن بسیار بالا باشد و موجب شود تا محقق به استنباط‌های غلطی درمورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانیده شود [۳:۱].

1. Gulnur, Muradoglu and Kivilcim, Matin
2. Jakoob Mudsen
3. Kwon and Shin
4. Non-Stationary

اساس این آزمون بر این منطق استوار است که وقتی در یک فرآیند خودرگرسیونی درجهٔ اول ($y_t = \rho y_{t-1} + u_t$)، $\rho = 1$ باشد، در آن‌صورت سری y_t پایاست. بنابراین در این قسمت فرضیهٔ زیر آزمون می‌شود [۳:۳۴]:

$H_0: \rho = 1$
$H_1: \rho \neq 1$

بدین منظور از روش دیکی فولر تعمیم‌یافته برای آزمون فرضیهٔ فوق استفاده می‌شود. در این روش اگر قدر مطلق آمارهٔ آزمون تعمیم یافته دیکی فولر[1] بزرگتر از قدر مطلق مقدار بحرانی آن باشد، آنگاه H_0 رد می‌شود و نتیجه‌گیری می‌شود که متغیر پایا بوده و از ریشهٔ واحد برخوردار نمی‌باشد. به بیان دیگر، داده‌ها در طول زمان ثابت بوده و تابع زمان نیستند [۳:۴۰].

از سوی دیگر وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرها مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطای برداری را فراهم می‌آورد. مفهوم اقتصادی هم‌جمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هرچند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی بوده باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به‌خوبی دنبال می‌کنند به‌گونه‌ای که تفاضل بین آنها با ثبات است. بنابراین مفهوم هم‌جمعی تداعی‌کنندهٔ وجود یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به‌سمت آن حرکت می‌کند. وجود هماهنگی در حرکت بین سری‌های زمانی ایدهٔ اساسی هم‌جمعی است. این هماهنگی مبیّن آن است که احتمالاً یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین آنها وجود دارد [۳:۷۶].

در راستای بررسی و تعیین روابط تعادلی بلندمدت بین چند متغیر اقتصادی سری زمانی، از روش جوهانسن (۱۹۸۸) که مبتنی بر روش برآورد حداکثر درست‌نمائی (MLE) است، استفاده می‌شود. در عمل وقتی K متغیر در یک الگو وجود داشته باشند، می‌تواند به تعداد K-۱ بردار هم‌جمعی مستقل خطی وجود داشته باشد. روش حداکثرنمایی جوهانسن برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی به این صورت است که ابتدا به کمک رگرسیون رتبهٔ تقلیل یافته[2]، k تعداد ریشه‌های مشخصهٔ ماتریس ضرایب الگو خود توضیح برداری ($\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \cdots \hat{\lambda}_k$) را برآورد کرده و بردارهای مشخصهٔ مرتبط با آن ($\hat{c}_1$ و ... و $\hat{c}_k$) را به‌دست می‌آوریم. مقدار r عدد از این بردارها چنان ترکیبات خطی‌ای هستند که روابط پایائی را ارائه می‌کنند و k-r عدد دیگر روابط ناپایا هستند. از آنجا که λ_iهایی که در ارتباط با روابط ناپایا قرار می‌گیرند برابر صفراند، $\hat{C} =$

1. Augmented Dickey-Fuller Test
2. Reduced rank regression

آزمون فرضیه صفر در رابطه با اینکه حداکثر r بردار هم‌جمعی وجود دارد منجر به آزمون درمورد λ_iها بر اساس $\hat{\lambda}_i$های بر آورد شده به‌صورت زیر می‌شود [۳]:

$$H_0: \lambda_i = 0 \qquad i = r+1 \text{ و} \dots \text{ و} k$$

این فرضیه عنوان می‌کند که تنها r مقدار ویژه[1] اولیهٔ مخالف صفر هستند و بقیه برابر صفراند. اکنون می‌توان این قید را برای مقادیر مختلف $r = 0$ و1 و ... و$k-1$ بر الگو اعمال کرد و آنگاه نسبت لگاریتم تابع حداکثر درست‌نمایی الگوی مقید به الگوی غیرمقید را محاسبه کرد تا آمارهٔ آزمون نسبت درست‌نمایی[2] (که در این حالت غیر استاندارد است) به‌دست آید. این آمارهٔ آزمون که به آمارهٔ آزمون اثر[3] شهرت یافته به‌صورت زیر است [۳:۱۳۷]:

$$\lambda_{trace} = -2Log(Q) = -n \sum_{i=r+1}^{k} Log(1-\hat{\lambda}_i) \qquad r = 0 \text{ و} 1 \text{ و} 2 \text{ و} \dots \text{ و} k-1$$

که در آن Q عبارت از نسبت تابع حداکثر درست‌نمایی مقید به تابع حداکثر درست‌نمایی غیرمقید است.

آمارهٔ آزمون اثر (λ_{trace}) به‌گونه‌ای تنظیم شده است که وقتی هیچ بردار هم‌جمعی در بین متغیرهای الگو وجود ندارد کمیت صفر را ارائه کند.

هنگامی H_0 پذیرفته می‌شود که کمیت آمارهٔ آزمون λ_{trace} از مقدار بحرانی ارائه شده توسط جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) کمتر باشد.

آزمون دیگری که وجود دارد، براین اساس است که بزرگ‌ترین کمیتی از $\hat{\lambda}_r$ که از نظر آماری معنادار است را پیدا کنیم. آمارهٔ این آزمون که به آمارهٔ حداکثر مقدار ویژه[4] معروف است به‌صورت زیر است [۳:۱۳۸]:

$$\lambda_{max} = -n\log(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad \text{و} \qquad r = 0,1,\dots,k-1$$

1. Eigenvalue
2. Likelihood Ratio test
3. Trace
4. Maximal eigenvalue

آمارهٔ فوق وجود r بردار هم‌جمعی را در برابر فرضیهٔ مقابل وجود r + 1 بردار هم‌جمعی مورد آزمون قرار می‌دهد. اگر کمّیت محاسبه شده λ_{max} از مقدار بحرانی آن بیشتر باشد، فرضیهٔ صفر وجود r بردار هم‌جمعی در برابر فرضیهٔ مقابل وجود r + 1 بردار هم‌جمعی رد می‌شود. هنگامی وجود r بردار هم‌جمعی پذیرفته می‌شود که کمّیت آمارهٔ آزمون از مقدار بحرانی آن کوچک‌تر باشد [۳:۱۳۸].

مدل تصحیح خطای برداری. وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار است. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECM) آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. از آنچه تاکنون بحث شد روشن است که وقتی دو متغیر Xt و Yt هم‌جمع‌اند یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین آنها وجود دارد. البته در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. در این صورت می‌توان جملهٔ خطای رابطهٔ زیر را به‌عنوان "خطای تعادل" تلقی کرد.

$$y_t = \beta x_t + u_t$$
$$u_t = y_t - \beta x_t$$

اکنون می‌توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت y_t با مقدار تعادلی بلندمدت آن را مورد استفاده قرار داد . برای این منظور می‌توان الگویی به‌صورت زیر تنظیم کرد.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

که در آن $\hat{u}_{t-1}$ جملهٔ خطای برآورد رگرسیون $y_t = \beta x_t + u_t$ با یک وقفهٔ زمانی است. یک چنین الگویی به الگوی تصحیح خطا (ECM) معروف است . که در آن تغییرات در y_t به خطای تعادل دورهٔ قبل ارتباط داده شده است. وقتی x_t و y_t که هر دو جمعی از مرتبهٔ یک I(۱) هستند (یعنی با یکبار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند)، هم‌جمع باشند، u_t در رابطه $y_t = \beta x_t + u_t$ جمعی از مرتبه صفر I (۰) یعنی پایا خواهد بود. از آنجا که Δx_t و Δy_t هم پایا هستند، متغیرهای الگوی ECM رابطهٔ فوق همگی I (۰) هستند. درنتیجه می‌توان این الگو را بدون هراس از به‌دست آوردن یک رگرسیون کاذب به روش OLS برآورد کرد و از آماره‌های F و t در آزمون الگو بهره جست [۳:۱۰۰].

مطالب فوق بر یک استراتژی مدل‌سازی دو مرحله‌ای به‌صورت زیر دلالت دارد:
مرحلهٔ اول: ابتدا پارامترهای مربوط به الگوی بلندمدت را با استفاده از آمار مربوط به سطح متغیرها برآورد کرده و سپس فرضیه صفر مبنی برعدم وجود همجمعی بین متغیرهای الگو آزمون می‌شود. به این ترتیب مجموعه‌ای از متغیرها که با هم هم‌جمع هستند، به‌دست خواهد آمد و درنتیجه یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت را ارائه می‌کنند.
مرحلهٔ دوم: جملهٔ تصحیح خطا (ECT) که همان جملهٔ خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت ($\hat{u}_t$) است، را به‌عنوان یک متغیر توضیح دهنده در الگوی ECM مورد استفاده قرار داده و مقدار آن برآورد می‌گردد. سپس با انجام آزمون‌های لازم ساختار پویائی کوتاه‌مدت آن مشخص می‌گردد. ضریب ECT سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد. و انتظار می‌رود که از نظر علامتی منفی باشد [۳:۱۰۱].

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، این روش بسیار ساده و کم هزینه است. اما در عین حال اشکالاتی هم دارد. هرچند برآوردکننده‌های OLS رگرسیون هم‌جمعی فوق سازگارند، اما این توزیع‌ها نرمال نیستند و شدیداً به سایر الگوهای پارامترها وابسته‌اند. به‌علاوه تورش برآورده‌کننده‌ها در نمونه‌های کوچک می‌تواند قابل توجه باشد. بنابراین ممکن است استنتاج‌های آماری گمراه‌کننده باشند و درنتیجه درمورد متغیرهایی که باید در الگو وارد شوند و قیدهایی که باید اعمال شوند تصمیم‌گیری غلطی انجام گیرد. در مرحلهٔ دوم نیز تورش برآوردکننده‌ها ممکن است به جملهٔ تصحیح خطا انتقال یابد و پارامترهای الگوی کوتاه‌مدت را تحت تأثیر قرار دهد [۳:۱۰۱].
الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) به‌صورت زیر می‌باشد [۳:۱۱۷].

$$\Delta Y_t = B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + B_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} + \Pi Y_{t-p} + U_t$$

که در آن:

$$B_i = -(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_i) \quad \text{و} \quad i = 1,2,\ldots,P-1$$
$$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_P)$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. در واقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است. بنابراین جملهٔ $\beta' Y_{t-p}$ ملحوظ دررابطهٔ تصحیح خطای برداری معادل جملهٔ تصحیح خطا (ECT) در الگوی تک‌معادله‌ای $u_t = y_t - \beta x_t$ است، با این تفاوت که حداکثر دارای k-1 بردار مستقل است.

نکته‌ای که وجود دارد این است که اگر مثلاً تعداد وقفه‌های الگو را یک در نظر بگیریم، در سمت راست معادلات سیستم تنها می‌تواند جزء جملات تصحیح خطا وجود داشته باشد و وقفهٔ تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها ظاهر نخواهند شد.

نکتهٔ دیگر اینکه درمورد تعداد رابطهٔ تعادلی بلندمدت باید تعداد هم‌جمعی در بین k متغیر درون‌زای یک الگو مورد بررسی قرار بگیرد.

در مورد تعداد وقفه‌ها، به‌منظور انتخاب تعداد مناسب وقفه‌ها، شاخص اطلاعات آکائیک (AIC) تعریف می‌شود [۵]. مدل با چندین وقفه آزمون می‌شود و آن تعداد وقفه که AIC مدل را کمینهٔ کند انتخاب می‌گردد.

که در آن $\hat{\sigma}^2$ واریانس تخمین‌زده شده از باقیمانده‌هاست. K مجموع تعداد پارامترهای تخمین زده است و T اندازهٔ نمونه است [۲].

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$$

جامعهٔ آماری. قلمرو مکانی تحقیق حاضر شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. انتخاب شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان قلمرو مکانی به این دلیل بوده است که دسترسی به اطلاعات این شرکت‌ها ساده‌تر و به‌دلیل رعایت ضوابط یکسان، داده‌های همگن‌تری خواهند داشت. ضمناً، تنها مکانی است که عرضهٔ سهام در آن صورت می‌گیرد.

برای انتخاب نمونه بدین صورت که ابتدا لیستی از شرکت‌هایی که قیمت جهانی کالای نهایی آنها قابل دریافت از منابع رسمی بود، مدنظر قرار گرفت. در این میان می‌توان به شرکت‌های پتروشیمی، کانه‌های فلزی و فلزات اساسی، قند و شکر، غذایی به جز قند و شکر، فرآورده‌های نفتی و سیمانی اشاره نمود.

از میان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس، شرکت‌هایی که قیمت جهانی کالای نهایی آنها قابل دریافت از منابع رسمی بود، مدنظر قرار گرفت و سپس شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بانک‌ها، شرکت‌های دارای وقفهٔ معاملاتی بیش از سه ماه و شرکت‌های فاقد سابقهٔ معاملاتی حداقل سه ماه قبل از شروع قلمرو زمانی تحقیق، حذف شدند و درنهایت ۲۰ شرکت برای آزمون فرضیه باقی ماند.

قلمرو تحقیق. قلمرو موضوعی: این تحقیق به بررسی کاربرد مدل تصحیح خطای برداری در پیش‌بینی بازده سهام می‌پردازد.
قلمرو زمانی: قلمرو زمانی تحقیق حاضر دوره‌ای ده ساله از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا انتهای سال ۱۳۸۹ می‌باشد. داده‌های بازهٔ زمانی ۱۳۸۰ تا فصل دوم سال ۱۳۸۹ به‌عنوان داده‌های تخمین[1] و فصل سوم و چهارم سال ۱۳۸۹ به‌عنوان داه های پیش‌بینی[2] به‌کار می‌روند.

۵. تحلیل داده‌ها

نتایج آزمون پایایی. نتایج حاصل از آزمون ریشهٔ واحد، حاکی از این بود که تمام متغیرهای درون‌زا و برون‌زا در ۲۰ شرکت نمونه، در سطح اولین تفاضل و دومین تفاضل پایا بودند.

تعداد وقفه‌های بهینه. در تمام نمونه‌ها تعداد وقفه‌ای که شاخص آکائیک را کمینه می‌کند، ۳ می‌باشد.

آزمون هم‌جمعی. تعداد هم‌جمعی از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسن و با استفاده از آمارهٔ آزمون اثر (λ_{trace}) یا آمارهٔ آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{max})، تعیین می‌گردد. بدین منظور آزمون هم‌جمعی در نرم‌افزار Eviews اجرا می‌گردد. نتایج به‌دست آمده به‌شرح جدول صفحهٔ بعد می‌باشد:

جدول ۱. نتیجهٔ آزمون هم‌جمعی

	مس باهنر	نفت بهران	نفت پارس	کالسیمین	نورد آلومینیوم	مارگارین	صنعتی بهشهر	پتروشیمی شازند	پتروشیمی فارابی	پتروشیمی آبادان
λ_{trace}	۵	۶	۵	۴	۵	۴	۵	۶	۵	۴
λ_{max}	۵	۵	۵	۴	۵	۴	۵	۴	۵	۴
	پتروشیمی خارک	سیمان ارومیه	سیمان سپاهان	سیمان شرق	سیمان صوفیان	سیمان کرمان	قند شیرین	قند نقش جهان	لبنیات پاک	سرب و روی ایران
λ_{trace}	۵	۴	۵	۵	۶	۴	۴	۴	۵	۵
λ_{max}	۳	۴	۴	۳	۵	۴	۲	۳	۴	۵

1. Estimation Sample
2. Forecasting Sample

آزمون فرضیه. به منظور آزمون فرضیه از مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. سرمایه‌گذاران همواره به‌دنبال پیش‌بینی بازده هستند. بنابراین روشی که بتواند با کمترین خطا این پیش‌بینی را انجام دهد، جذابیت زیادی پیدا می‌کند. ما در این تحقیق با استفاده از مدل تخمین‌زده شده به روش تصحیح خطای برداری و با استفاده از داده‌های استخراج شده از صورت‌های مالی و داده‌های کلان اقتصادی، به پیش‌بینی بازدهی در دو فصل سوم و چهارم سال ۱۳۸۹ پرداخته‌ایم و سپس این نتایج را با واقعیت مقایسه نموده تا بتوانیم دقت این مدل را ارزیابی کنیم.

در ادامه برای اختصار، مدل تصحیح خطای برداری ۵ شرکت از ۲۰ شرکت نمونه آورده شده است:

ـ مس باهنر

$$R=-۵۵/۲۸۷۸۵ +۱/۸۰۹۳۹۶\ DY_{t-1} -۲/۶۰۲۴۵۳\ DY_{t-2} -۱/۵۷۵۸۵۵\ GL_{t-1} -۰/۱۵۲۵۳۳\ GL_{t-2} -۴/۲۹۶۸۵۰\ OM_{t-1} -۲/۲۱۰۱۴۴\ OM_{t-2} +۲/۰۹۳۷۱۲\ P/B_{t-1} -۱/۶۳۴۶۲۱\ P/B_{t-2} +۰/۸۷۱۱۹۱\ R_{t-1} +۰/۴۴۳۲۸۲\ R_{t-2} +۲/۹۱۱۵۷۲\ ROE_{t-1} +۳/۱۶۸۶۱۸\ ROE_{t-2} -۰/۰۱۳۷۰۸\ SPS_{t-1} -۰/۰۰۸۹۳۵\ SPS_{t-2} +۰/۰۰۱۱۶۶\ GDP_t -۰/۲۰۰۴۷۴\ GOLD_t +۱/۴۶۴۷۷۱\ INDEX_t -۱/۶۵۱۴۲۰ OIL_t +۰/۰۲۷۶۰۴\ COPPER_t +۱۲۶/۳۹۴۲\ DUM$$

ـ نفت بهران

$$R=۷۲/۲۰۳۳۱ +۳/۶۵۲۴۹۱\ DY_{t-1} +۳/۳۶۶۶۹۳\ DY_{t-2} -۰/۱۰۲۹۱۲\ GL_{t-1} +۰/۰۳۴۲۷۵\ GL_{t-2} +۲/۴۷۶۳۱۳\ OM_{t-1} +۱/۲۲۱۷۱۵\ OM_{t-2} +۰/۷۳۱۸۸۴\ P/B_{t-1} +۱/۸۳۳۱۱۳\ P/B_{t-2} -۰/۲۶۳۸۴۸\ R_{t-1} -۰/۳۱۵۰۳۹\ R_{t-2} -۰/۶۶۱۹۳۹\ ROE_{t-1} -۰/۶۰۸۳۵۵\ ROE_{t-2} -۰/۰۰۳۹۱۰\ SPS_{t-1} -۰/۰۰۲۸۵۲\ SPS_{t-2} -۰/۰۰۰۸۱۹\ GDP_t +۰/۰۵۳۷۸۹\ GOLD_t +۰/۳۷۲۸۷۹\ INDEX_t -۰/۴۷۷۹۰۵\ OIL_t +۰/۰۰۰۰۰۴۱۵ PARRAFIN_t$$

ـ صنعتی بهشهر

$$R=-۲۲/۱۰۴۰۲ +۰/۹۳۷۶۷۱\ DY_{t-1} +۰/۷۳۱۶۳۴\ DY_{t-2} +۱/۲۵۴۸۴۷\ GL_{t-1} +۰/۸۸۰۰۳۳\ GL_{t-2} -۰/۹۱۳۷۹۴\ OM_{t-1} -۵/۷۶۰۷۰۶\ OM_{t-2} +۲۵/۰۵۶۴۴\ P/B_{t-1} +۵۶/۷۸۲۰۴\ P/B_{t-2} +۲/۳۳۹۶۱۸\ R_{t-1} +۰/۶۱۱۶۱۴\ R_{t-2} -۲/۰۴۹۱۹۴\ ROE_{t-1} -۱/۱۴۷۰۲۹\ ROE_{t-2} -۰/۰۰۱۱۹۷\ SPS_{t-1} -۰/۰۰۱۵۶۶\ SPS_{t-2} +۰/۰۰۰۵۲۳\ GDP_t -۰/۰۳۳۵۳۲\ GOLD_t -۱/۸۸۷۵۷۷\ INDEX_t +۰/۳۶۸۳۰۷\ OIL_t -۰/۲۴۲۷۶\ OilP_t +۲۴/۱۳۵۹۲ DUM$$

ـ پتروشیمی شازند

$$R=-۱۰/۱۳۷۱۲ -۱/۰۰۸۸۲۱\ DY_{t-1} +۰/۲۱۰۵۷۱\ DY_{t-2} -۲/۴۳۹۶۸۹\ GL_{t-1} -۰/۶۲۸۴۱۸\ GL_{t-2} +۲/۱۱۴۳۴۷\ OM_{t-1} +۱/۸۱۴۵۴۲\ OM_{t-2} +۱۱/۵۸۷۵۳\ P/B_{t-1} +۸/۲۸۹۷۳۷\ P/B_{t-2} -۰/۳۲۹۸۷۲\ R_{t-1} -۰/۵۳۳۲۵۱\ R_{t-2} -۰/۵۹۶۴۲۲\ ROE_{t-1} -۱/۰۶۸۶۲۱\ ROE_{t-2} -۰/۰۰۴۵۷۹\ SPS_{t-1} -۰/۰۰۱۱۰۲\ SPS_{t-2} -۰/۰۲۶۱۸۱ ETHYLENE_t +۰/۰۰۰۶۱۴\ GDP_t -۰/۰۱۸۵۵۶\ GOLD_t -۰/۶۱۷۶۵۲\ INDEX_t -۰/۲۷۵۶۹۱\ OIL_t$$

ـ سیمان کرمان

$R=$۱۹/۴۳۱۲۷ -۵/۷۶۵۹۰۰ DY_{t-1} -۰/۰۰۳۶۵۷ DY_{t-2} +۱/۱۸۶۸۶۹ GL_{t-1}+ ۰/۱۰۸۰۴۵ GL_{t-2}+۲/۲۵۸۳۴۱ OM_{t-1}+۲/۱۲۶۰۹۶ OM_{t-2} -۳/۲۲۵۱۹۸ P/B_{t-1} -۱/۸۳۰۵۷۸ P/B_{t-2} -۰/۲۰۷۶۵۷ R_{t-1} -۰/۲۴۱۵۷۱ R_{t-2}+۰/۲۷۹۴۳۶ ROE_{t-1}+۰/۱۳۶۰۴۸ ROE_{t-2} +۰/۰۱۴۵۲۴ SPS_{t-1} +۰/۰۰۲۵۱۷ SPS_{t-2} - ۰/۰۰۰۰۲۳۲ $CEMENT_t$ +۰/۰۰۰۳۳۶ GDP_t -۰/۰۸۵۳۳۷ $GOLD_t$ +۰/۲۱۵۵۸۰ $INDEX_t$ +۰/۱۲۸۳۲۰ OIL_t

نتایج پیش‌بینی بازده با استفاده از مدل‌های تخمین‌زده شده، به‌شرح جدول زیر می‌باشد:

جدول ۲. نتایج پیش‌بینی بازده

نام شرکت	۱۳۸۹Q۳		۱۳۸۹Q٤	
	مقدار واقعی	مقدار پیش‌بینی	مقدار واقعی	مقدار پیش‌بینی
مس باهنر	−۱۹/۳۴	−۱۲/۷۵	۱۲/۳۳	۱۳/۳۱
نفت بهران	−۲۵/۱۳	−۲۵/۰۸	۲۰/۸۳	۳۲/۵۹
نفت پارس	−۸/۹۱	−۷/۸۴	−۴/۷۱	۲۲/۶۳
کالسیمین	−۱/۸۷	−۳/۵۱	۴۲/۲۷	۴۳/۳۷
نورد آلومینیوم	−۷/۹۷	−۸/۵۱	−۳۰/۳۲	−۲۵/۰۱۷
مارگارین	−۱۷/۷۳	−۱۲/۵۴	۲۳/۷۲	۶/۸۶
صنعتی بهشهر	−۷/۸۲	−۳۱/۹۶	۱۶/۵۱	۱۶/۹۵
پتروشیمی شازند	۱/۶۶	۴/۸۰۲	۱۹/۸۱	۲۰/۴۰۱
پتروشیمی فارابی	۲۱,۸۴	۲۸/۶۴	−۱۶/۶۱	۳۸/۳۸
پتروشیمی آبادان	−۷,۷۰۴	−۱۴/۷۸	۴۰/۶۱	۲۲/۲۵
پتروشیمی خارک	۱۳/۳۱	۲۴/۲۰۲	۳۰/۶۳	۳۳/۳۱
سیمان ارومیه	−۱۱/۵۳	−۵۳/۲۴	−۲/۱۳	−۴/۴۰۹
سیمان سپاهان	−۳۸/۶۹	−۳۵/۳۲	۱/۸۴	۸/۶۱
سیمان شرق	−۲۰/۱۱	−۱۶/۲۹	−۲۰/۲۹	−۴۸/۷۹
سیمان صوفیان	−۵/۰۵	−۶/۱۳	−۱۸/۷۷	−۱۴/۲۷
سیمان کرمان	−۱۱/۱۲	−۳۲/۳۴	۰/۰۵۷	۱۵/۷۷۵
قند شیرین خراسان	−۳۹/۵۸	−۲۹/۵۳	۷۶/۴۶	۳۶/۷۷
قند نقش جهان	−۴/۷۲	−۵/۶۰	۱۵/۹۱	۳۶/۳۶
لبنیات پاک	۹/۳۳	۵۱/۸۷	−۲۲/۳۳	۲۵/۹۶
ملی سرب و روی ایران	−۲۹/۳۰	−۳۱/۴۸	۵۹/۲۰	۶۳/۸۱

نتایج حاصل از ارزیابی عملکرد پیش‌بینی. در این بخش آزمون می‌گردد که آیا میانگین مجذور خطای پیش‌بینی به روش تصحیح خطای برداری کمتر از میانگین مجذور خطای تاریخی می‌باشد.

$$\begin{cases} H_0: & MSE_p \geq MSE_M \\ H_1: & MSE_p < MSE_M \end{cases}$$

به‌منظور ارزیابی دقت این مدل و ارزیابی عملکرد آن در پیش‌بینی بازدهی از آزمون MSE-F مک‌کراکن استفاده شده است که در آن میانگین مجذور خطای پیش‌بینی به روش تصحیح خطای برداری با میانگین مجذور خطای تاریخی مقایسه شده و معناداری آن آزمون می‌گردد. آمارهٔ F مک-کراکن به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$F = \frac{1}{T - S_0}\left(\frac{MSE_M - MSE_P}{MSE_P}\right)$$

در جدول صفحه بعد خلاصهٔ نتایج آزمون این فرضیه ارائه شده است:

جدول ۳. خلاصهٔ نتایج حاصل از ارزیابی عملکرد پیش‌بینی

نام شرکت	آمارهٔ F	تأیید/ عدم تأیید فرض صفر	سطح معناداری
مس باهنر	۲۵/۵۷۳	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
نفت بهران	۱۸/۰۱۰	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
نفت پارس	۱/۳۲۰	تأیید فرض صفر	٪۵
کالسیمین	۵۶۱/۲۰۵	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
نورد آلومینیوم	۹۴/۱۳۵	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
مارگارین	۳/۴۳۸	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
صنعتی بهشهر	۰/۸۹۹	تأیید فرض صفر	٪۵
پتروشیمی شازند	۴۲/۳۰۸	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
پتروشیمی فارابی	۱/۵۲۵	تأیید فرض صفر	٪۵
پتروشیمی آبادان	۴/۹۳۸	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
پتروشیمی خارک	۵/۱۲۸	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
سیمان ارومیه	۱/۴۱۴	تأیید فرض صفر	٪۵
سیمان سپاهان	۶۷/۰۳۰	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
سیمان شرق	۱/۷۴۳	عدم تأیید فرض صفر	٪۱۰
سیمان صوفیان	۷۷/۰۵۶	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
سیمان کرمان	۰/۹۲۵	تأیید فرض صفر	٪۵
قند شیرین خراسان	۶/۵۸۳	عدم تأیید فرض صفر	٪۵
قند نقش جهان	۰/۴۲۷	تأیید فرض صفر	٪۵
لبنیات پاک	۱/۵۶۹	تأیید فرض صفر	٪۵
ملی سرب و روی ایران	۳۱/۱۶۷۳	عدم تأیید فرض صفر	٪۵

جدول شمارهٔ ۳، آمارهٔ آزمون و سطح معناداری را برای این آزمون ارائه می‌دهد. در دو سوم از نمونه‌ها، فرضیهٔ صفر در سطح اطمینان ۹۰٪ و ۹۵٪ تأیید نمی‌گردد. یعنی مدل تصحیح خطای برداری با میانگین مجذور خطای کمتری نسبت به میانگین تاریخی پیش‌بینی نموده است.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاران همواره به‌دنبال پیش‌بینی بازده هستند. بنابراین روشی که بتواند با کمترین خطا این پیش‌بینی را انجام دهد، جذابیت زیادی پیدا می‌کند. در این تحقیق با استفاده از مدل تخمین‌زده شده به روش تصحیح خطای برداری و با استفاده از داده‌های استخراج شده از صورت‌های مالی و داده‌های کلان اقتصادی، به پیش‌بینی بازدهی در دو فصل سوم و چهارم سال ۱۳۸۹ پرداخته شده است.

بررسی معناداری میانگین مجذور خطای پیش‌بینی مدل تصحیح خطای برداری در مقایسه با میانگین مجذور خطای تاریخی با استفاده آمارهٔ F مک کراکن حاکی از آن است که در دوسوم از نمونه‌ها مدل تصحیح خطای برداری دارای میانگین مجذور خطای کمتری می‌باشد و بهتر از میانگین تاریخی عمل نموده است.

محدودیت‌های تحقیق. محققین اکثر اوقات در حین انجام تحقیق و همچنین برای ارائه و بیان نتایج حاصل از تحقیق خود با محدودیت‌هایی مواجه می‌شوند. در این تحقیق نیز به نظر می‌رسد محدودیت‌هایی به‌شرح ذیل وجود داشته باشد که توجه به آنها هنگام به‌کارگیری و تعمیم نتایج حاصل ضروری به نظر می‌رسد.

ـ بسته بودن نماد شرکت‌ها برای فواصل طولانی‌مدت باعث شد تا تعداد شرکت‌های موردمطالعه در هر نمونه کم شود و این موضوع نیز در روایی آزمون‌ها تأثیر بسزایی دارد.

ـ عدم دارا بودن نقدشوندگی کافی بسیاری از شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران به‌گونه‌ای که باعث نبود داده‌های معاملاتی کافی برای این شرکت‌ها می‌شود.

پیشنهادها برای استفاده‌کنندگان از این تحقیق. موضوع این تحقیق مورد علاقهٔ شرکت‌کنندگان در بازار سرمایه، بخصوص سرمایه‌گذاران و تحلیلگران بوده و باعث می‌شود تا بتوانند با استفاده از این روش به پیش‌بینی بازده سهام برای تمرکز سرمایهٔ خود در سهم هایی با بازده بیشتر بپردازند.

از آنجایی که نتایج به‌دست آمده از تحقیق با توجه به محدودیت‌ها و دیگر عوامل دخیل در تحقیق که قابل‌کنترل محقق نمی‌باشد، به‌صورت مطلق درست نیست، لذا این نکته قابل اهمیت است که استفاده‌کنندگان از نتایج تحقیق باید آن را مدنظر قرار دهند. در کشور ما تحقیقات

چندانی درمورد استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی در پیش‌بینی در بورس اوراق بهادار صورت نگرفته است.

با توجه به عدم انجام تحقیقات جامع در این خصوص، پیشنهادهایی برای انجام تحقیقات بعدی در این خصوص ارایه می‌گردد. برخی از مباحث برای انجام تحقیقات آتی به‌شرح زیر می‌باشند:

ـ کاربرد مدل‌های سری زمانی و به‌خصوص مدل تصحیح خطای برداری در پیش‌بینی اجزای صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران.

ـ پیش‌بینی بازده با استفاده از سایر مدل‌های اقتصاد سنجی و مقایسه میانگین مجذور خطای آنها با یکدیگر.

منابع

۱. پورحیدری، امید و پهلوان، حمید (۱۳۸۷). بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی بورس اوراق بهادار، *فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال اول، شماره ۱*، ۹۹-۷۱.

۲. دامودار، گجراتی (۱۳۸۵)، *مبانی اقتصاد سنجی*، جلد دوم، چاپ چهارم، ترجمه حمید ابریشمی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

۳. نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی*. دانشگاه شهید بهشتی. انتشارات رسا.

4. Barbee JR., Mukherji, S. and Raines,G.A (1996). Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size? *Financial analysts Journal, 52(2),* 56-60.

5. Brooks (2008). Chris. Introductory Econometrics for finance. Cambridge: Cambridge University Press.

6. Chen N.F., R. Roll and S.A (1986). Ross. Economic Forces and the Stock Market, *Journal of Business, 59(3),* 383-403.

7. Christopher gan and et.al (2006). macroeconomic variables and stock market interactions: new Zeland evidence, *the journal of investment management and financial innovation.,* 89-101.

8. Costa JR., Neves, M.B.E (2008). variveis fundamentalistas e retornos das acoes. In: Mercado de Capitais: analise empirica no Brasil. Sao Paulo: Atlas.

9. Johansen, S. and Juselius, K (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics ans Statistics, 52,* 169-210.

10. Kwon, C.S. and T.S. Shin (1999). Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns // *Global Finance Journal, 10(1),* 71-81.

11. Madsen, B. Jakob. (2002). Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered. *Applied Financial Economics, 12,* 565-574.

12. Maysami, R.C. and T.S. Koh A (2000). Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market, *International Review of Economics and Finance, 9,* 79-96.

13. Medeiros, Otavio and Junior, Jose Bonifacio and Van Doornik, Bernardus, (2011). Simulating Fundamental Analysis of Firm Using A VECX Model. Universidade de Brasília (UnB). Working paper series. Available at http://ssrn.com/ Date Posted.

14. Mukherjee and Naka (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model, *Journal of Financial Research, 18(2),* 223-237.

15. Muradoglu, Yaz Gulnur, & Metin, Kivilcim. (1996). Efficiency of the Turkish Stock Exchange with Respect to Monetary Variables: A Cointegration Analysis. *European Journal of Operational Research, 90,* 566-576.

16. Poon, S and S.J. Taylor (1991). Macroeconomic Factors and the UK Stock Market, *Journal of Business and Accounting, 18(5),* 619-636.

17. Ross, S.A (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory, 13(3),* 341-360.