

بررسی اثر تقدم-تا خر در بازده پرتفویهای کوچک و بزرگ در بورس اوراق

بهادار تهران^۱

شقایق رضایی^۲ و محمدابراهیم آقا بابائی^۴

چکیده

در بازارهای نوظهور و ناکارآمد، تغییرات قیمتی مستقل و تصادفی نیستند و روند و الگوی خاصی در رفتار قیمت‌ها وجود دارد. یکی از الگوهای که ضمن ناکارآمدی بازار می‌تواند مورد بررسی قرار بگیرد، اثر تقدم-تاخر است. این اثر بدین معناست که بازده سهام شرکت‌های کوچک با تأخیر دنباله‌روی بازده سهام شرکت‌های بزرگ هستند. در صورت وجود این اثر، با دنباله‌روی از استراتژی خریدبرندگان و فروش‌بازندگان می‌توان سودی بیشتر از حالت عادی به دست آورد. این پژوهش به بررسی وجود اثر تقدم-تاخر در بازار سرمایه ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۵ پرداخته است. نتایج روش خودهمبستگی متقاطع نشان‌دهنده وجود اثر تقدم-تاخر در کوتاه‌مدت است. تحلیل پروفایل‌های پایدار و تجزیه واریانس تعمیم‌یافته نشان دادند که بعد از سه هفته تمام شوک‌ها جذب می‌شوند، اما روند منظمی در جذب شوک بیشتر توسط سبد بزرگ‌تر وجود ندارد. نتایج رویکرد مبتنی بر هم‌جمعی نیز حاکی از وجود اثر تقدم-تاخر در بلندمدت است. میزان دقت مدل تصحیح خطا برای پیش‌بینی قیمت سبد با معیار ریشه میانگین مربعات خطا آزمون شده است. هرچند به نظر می‌رسد مدل تصحیح خطا پیش‌بینی بهتری ارائه دهد، اما مطابق آزمون رتبه علامت‌دار ویلکاکسن، یکسان بودن مقدار ریشه میانگین مربعات خطا رد نشده و اختلاف معناداری بین این دو مقدار در حالتی که عبارت خطا در مدل لحاظ شده و در حالتی که عبارت خطا در مدل لحاظ نشده، وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: سبد سهام، اثر تقدم-تاخر، هم‌جمعی، تصحیح خطا، تابع عکس‌العمل آنی

طبقه‌بندی موضوعی: G10, G11, G12

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.17777.1522

۲. مقاله مستخرج از پایان‌نامه است.

۳. کارشناس ارشد مهندسی مالی دانشگاه خوارزمی، نویسنده مسئول، Email: shaghayegh.rezaei.1@gmail.com

۴. استادیار گروه مدیریت مالی و مهندسی مالی دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، Email: m.aghbabaei@khu.ac.ir

مقدمه

در بازارهای کارای اطلاعاتی، قیمت سهام انعکاس دهنده‌ی تمام اطلاعات موجود در بازار است و با استفاده از اطلاعات گذشته تقریباً غیرممکن است که بتوان سودی به‌غیر از سود قابل کسب در حالت عادی به دست آورد (دراکوس و همکاران^۱، ۲۰۱۵). این در حالی است که در بازارهای نوظهور و نسبتاً ناکارآمد، بازده سهام به‌صورت نرمال توزیع نشده‌اند و با یکدیگر همبستگی متوالی بالایی دارند. در این بازارها می‌توان برخی الگوهای خاصی در رفتار قیمت‌ها مشاهده نمود. یکی از الگوهای شناخته‌شده، اثر تقدم-تاخر است.

اثر تقدم-تاخر بیان می‌کند که بازده سهام شرکت‌های کوچک با تأخیر دنباله‌روی بازده سهام شرکت‌های بزرگ هستند و با توجه به این ویژگی‌ها، وجود چنین الگویی بین سهام کوچک و بزرگ باعث رد فرضیه بازار کارا می‌شود. اثر تقدم-تاخر از این نظر اهمیت می‌یابد که با شناسایی آن می‌توان به سودهای بالاتر از حالت عادی دست پیدا کرد و مدیر سبد می‌تواند از یک استراتژی استفاده کند که تغییرات یک گروه سهام را توسط گروه‌های دیگر پیش‌بینی کند. در واقع، می‌تواند استراتژی خرید برندگان و فروش بازندگان^۲ را دنبال کند تا سودی بیشتر از حالت عادی به دست آورد (شاه^۳ و همکاران، ۲۰۱۱). وو و شافر^۴ (۲۰۰۷) در پژوهش خود از اثر تقدم-تاخر به‌عنوان یک انحراف و بی‌قاعدگی در بازار یاد کردند. آن‌ها بیان کردند که خودهمبستگی‌ها و دیگر اثرات تقدم-تاخر در بازده سهام مثال‌هایی از انحرافات آشکار فرضیه بازار کارا می‌باشند.

پژوهش‌های زیادی در رابطه با دلیل به وجود آمدن چنین پدیده‌ای در بازار سهام انجام شده است، مانند فیشر^۵ (۱۹۶۶) که بیان می‌کرد معاملات ناهمسان^۶ باعث خودهمبستگی بین بازده سهام می‌شود، همچنین چن^۷ (۱۹۹۳) و بادریئات و همکاران^۸ (۱۹۹۵) که سرمایه‌گذاران نهادی را به‌عنوان عاملی توضیح‌دهنده برای اثر تقدم-تاخر دانستند. این پژوهش به بررسی وجود اثر تقدم-تا

-
1. Drakus et al
 2. Buy-winners and Sell-losers
 3. Shah et al.
 4. Wu & Shafer
 5. Fisher
 6. non-synchronous trading
 7. Chan
 8. Badrinath et al

خر بین بازده سبدهای کوچک و بزرگ در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در بخش بعدی مقاله، مبانی نظری و مختصری از پژوهش‌های صورت پذیرفته در این حوزه ارائه می‌شود. بخش سوم به روش پژوهش مورداستفاده اختصاص یافته است. در بخش چهارم وجود اثر تقدم-تا خر در بورس اوراق بهادار تهران با دو رویکرد کوتاه‌مدت بررسی می‌شود. در این بخش برای تحلیل کوتاه‌مدت از روش ساختار همبستگی متقاطع و مدل خود رگرسیون برداری استفاده شده است. بخش پنجم نیز به وجود اثر تقدم-تا خر در بلندمدت با استفاده از رویکرد تصحیح خطا و هم‌چنین دقت این مدل برای پیش‌بینی بازده‌ها با معیار ریشه میانگین مربع خطا و آزمون رتبه علامت‌دار ویلکاکسن اختصاص یافته است. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و توصیه کاربردی ارائه شده است.

مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش منابع ایجاد اثر تقدم-تا خر

پیش‌بینی پذیری قیمت دارایی‌ها و به تبع آن بازده آن‌ها یکی از قدیمی‌ترین سؤالات در اقتصاد مالی است. پاسخ به این سؤال موضوعات بسیار مختلفی از جمله رابطه تقدم-تا خر را نیز دربر می‌گیرد. اثر تقدم-تا خر بیانگر حالتی است که متغیر پیشرو با مقدار متغیر پس‌رو در زمان‌های بعدی، همبستگی متقاطع دارد. ساختار تقدم-تا خر نوعی همبستگی تأخیری نامتقارن بین سهام شرکت‌های بزرگ و کوچک است که حالت خاصی از سرریز دارایی‌ها می‌باشد. اگرچه شدت و بزرگی اثر تقدم-تا خر قابل‌سنجش است، ولی منابع ایجاد آن جای بحث دارد. بحث بر سر وجود اثر تقدم-تا خر بین بازده سهام ابتدا در مطالعات فیشر (۱۹۶۶) عنوان شد که بیان می‌کرد معاملات ناهمسان باعث خودهمبستگی بین بازده سهام می‌شود. اثر مالکیت نهادی، عامل اندازه و دسترسی اطلاعات نیز به‌عنوان عوامل ایجادکننده اثر تقدم-تا خر بیان شدند. چن (۱۹۹۳) بیان کرد با توجه به اینکه سرمایه‌گذاران نهادی بر سهام بزرگ تمرکز دارند، یعنی دسترسی اطلاعات و عامل اندازه توضیح‌دهنده اثر تقدم-تا خر هستند. البته بادرینات و همکاران (۱۹۹۵) با نقدی بر نظرات چن، نشان دادند که اثر تقدم-تا خر بیشتر از مالکیت نهادی تأثیر می‌پذیرد تا عامل اندازه، زیرا چنین سهم‌هایی بیشتر توسط تحلیلگران و یا سرمایه‌گذاران نهادی دنبال می‌شوند و در نتیجه نقد شوندگی بیشتری دارند.

-
1. non-synchronous trading
 2. institutional ownership

هو^۱ (۲۰۰۱) انتشار آهسته اطلاعات مشترک^۲ بین شرکت‌ها را به‌عنوان یکی از عوامل ایجاد اثر تقدم-تاخر در کوتاه‌مدت بررسی کرد و نشان داد که اثر تقدم-تاخر عمدتاً به دلیل تعدیل آهسته قیمت سهام به اخبار منفی ایجاد می‌شود. لو و مک کینلی^۳ (۱۹۹۰) و کهن و همکاران^۴ (۱۹۸۶) معاملات کوچک^۵ را به‌عنوان عامل به وجود آورنده اثر تقدم-تاخر معرفی کردند زیرا در حالت عادی معاملات سهام کوچک کمتر^۶ است و سهم‌های کوچک وقتی معامله می‌شوند که قیمت سهام بزرگ در حال تطبیق با اطلاعات جدید هستند و این منجر به تأخیر پاسخ بازار نسبت به تعدیل قیمت‌های سهام کوچک می‌شود، بنابراین سهام بزرگ سهام کوچک را پیش می‌برد.

بحث بر سر دلیل به وجود آمدن این اثر، همواره در متون مالی رفتاری عنوان شده است. هرچند دلایل متعددی برای این اثر مطرح شده است، اما چند پدیده، بیشترین مطالعات را در توضیح این اثر به خود اختصاص داده‌اند که در ادامه به صورت مختصر بیان شده است:

الف- معاملات ناهمسان: زمانی و همکاران (۱۳۸۹) به نقل از تسای^۷ (۲۰۰۲) شرح دادند که سهام‌های مختلف در زمان‌های متفاوت معامله می‌شوند. اگر دو سهم با بازده‌های مستقل وجود داشته باشد که یکی کمتر از دیگری معامله شود و درست یک روز قبل از زمان پایان معاملات خبری در بازار منتشر شود که در کل بازار مؤثر است، به احتمال زیاد این خبر در سهامی که کمتر معامله می‌شود به دلیل عدم معامله آن سهم، منعکس نمی‌شود که باعث بروز نوعی همبستگی متقاطع غیرواقعی بین قیمت پایانی دو سهم می‌شود.

ب- معاملات کم حجم: معاملات کم حجم، معاملات در روزهایی است که سهام زیادی برای فروش عرضه نمی‌شود. معاملات کم حجم بیشتر در بازارهای نوظهور پدید می‌آید و از انجام معاملات در قیمت‌هایی که در داده‌ها نمایش داده می‌شوند، جلوگیری می‌کند. معاملات کم حجم باعث نوعی همبستگی سریالی می‌شود (پاتیراواسام و ایدریرینگ^۸ (۲۰۱۱). مطالعات لو و مک کینلی (۱۹۹۰) نشان داد که معاملات کم حجم نمی‌توانند به‌طور کامل اثر تقدم-تاخر را شرح دهند.

-
1. Hou
 2. slow diffusion of common information
 3. Lo & Mackinlay
 4. Cohen et al
 5. thin trading
 6. thinner
 - 7 . Tsay
 - 8 . Pathirawasam & Idirisinghe

ج- فرضیه انتشار آهسته اطلاعات: فرضیه انتشار آهسته اطلاعات توضیح قانع کننده تری نسبت به سایر دلایل سنتی نظیر معاملات ناهمسان، معاملات کم حجم، عامل اندازه، عامل نقد شوندگی و غیره، در ایجاد اثر تقدم-تا خر بازده دارایی ارائه می دهد (شاه و همکاران، ۲۰۱۱). عدم توانایی انسانی منجر به اطلاعات تأخیری از بخشی به بخش دیگر بازار می شود و باعث می شود که سهام و یا سبدهایی که از حیث سرمایه گذار کمبود دارند و یا اینکه اطلاعات کمتری راجع به فعالیت های اقتصادی با خود به همراه دارند، نسبت به اطلاعات منتشر شده از منابع دیگر، با یک تأخیر عکس العمل نشان دهند.

د- اثر سرمایه گذاران نهادی: بادرینات و همکاران (۱۹۹۵) با ذکر اینکه بازده گذشته سهام سهامداران نهادی با بازده فعلی سهام سهامداران غیر نهادی همبستگی دارد، نشان دادند که بازده سبد سهامی که سطوح بالاتری از مالکیت نهادی را دارا می باشد، بازده سبد سهامی که دارای مالکیت نهادی کمتر می باشد را پیش می برد. سهامداران نهادی اطلاعات دارند و سهام های بزرگ را تحلیل می کنند، اما سهامداران غیر نهادی فاقد اطلاعات می باشند در نتیجه به طور طبیعی سهام بزرگ توانایی بیشتری برای پیش بردن سهام کوچک دارد.

و- فرضیه عکس العمل بیش از حد بازار: فرضیه عکس العمل بیش از حد بازار بیان می کند که تغییرات بازار سهام بر اثر خوش بینی و یا بدبینی بیش از حد سرمایه گذاران به وجود می آید. وقتی گروهی از سرمایه گذاران به شدت خوش بین می شوند شروع به خرید می کنند؛ بقیه سرمایه گذاران که کاملاً قانع نشده اند، به آرامی و به تدریج به این صف می پیوندند. چنین صف هایی منجر به ایجاد الگوهای در تغییرات قیمت سهام می شود و در نتیجه آن ها را پیش بینی پذیر می کند. حامیان این نظریه ورنر و همکاران^۱ (۱۹۸۵)، شفرین و استاتمن^۲ (۱۹۸۵)، لمن^۳ (۱۹۹۰) و پوتربا و سامرز^۴ (۱۹۸۸) هستند. اگرچه لو و مک کینلی (۱۹۹۰) بحث کردند که این فرضیه همچنان تا رسیدن به یک تئوری کامل فاصله دارد.

پیشینه پژوهش

لو و مک کینلی (۱۹۹۰) با استفاده از داده های هفتگی بورس نیویورک به یک رابطه تقدم-تا خر مهم بین بازده سبدهای بزرگ و بازده سبدهای کوچک دست یافتند و با استفاده از تحلیل

-
1. Werner et al
 2. Shefrin & Statman
 3. Lehmann
 4. Poterba & Summers

خودهمبستگی متقاطع نشان دادند که بازده‌های سهام‌هایی با ارزش بازار بیشتر سوق‌دهنده و بازده سهام با ارزش بازار کمتر، دنبال کننده هستند.

چنگ و همکاران^۱ (۱۹۹۹) با استفاده از رویکرد خودهمبستگی متقاطع، وجود اثر تقدم-تاخر را در بازارهای آسیایی بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند، بازده‌های ماهانه سبدهای سهام کوچک با بازده تأخیری سبد سهام بزرگ همبستگی دارند. کنگ و همکاران^۲ (۲۰۰۲) با بررسی بازار سهام چین نشان دادند که ساختار تقدم-تاخر، حالت بسیار خاصی است که در آن شرکت‌های مؤخر شرکت‌های مقدم را در جریانی خلاف حالت عادی دنبال می‌کنند. پشاکویل و تئوبالد^۳ (۲۰۰۴) در بازار هند، با استفاده از خودهمبستگی متقاطع رابطه تقدم-تاخر کوتاه‌مدت رابین سبدهای با ارزش بازار کوچک و سبدهای با ارزش بازار بزرگ به دست آوردند. آلتای^۴ (۲۰۰۴) نیز با رویکردی مشابه رویکرد چنگ، شواهدی را مبنی بر وجود رابطه تقدم-تاخر در بازار سهام ترکیه و آلمان یافت و با استفاده از بازده‌های روزانه خودهمبستگی متقاطع را بررسی کرد. با تحلیل اثرات اطلاعات خاص سبد و اطلاعات بازار بر روی بازده سبدها نشان داد که رابطه تقدم-تاخر با مبحث اطلاعات بازار در بازده سبدهای بزرگ تأخیری گره‌خورده است. هم‌چنین دریافت که در عکس‌العمل بازده سبد کوچک (بزرگ) نسبت به بازده تأخیری سبد بزرگ (کوچک) یک عدم تقارن مستقیم وجود دارد.

کارماکار^۵ (۲۰۱۰) رابطه پویا و رابطه علت معلولی بین سهام بزرگ و کوچک را با استفاده از داده‌های روزانه شاخص‌های بورس به دست آورد و با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری به همراه تجزیه واریانس و رویکرد تابع عکس‌العمل، نشان داد که از سبد سهام بزرگ به سهام کوچک سرایت بازده به‌صورت قابل توجهی وجود دارد. جاج و رینچارون^۶ (۲۰۱۴) در پژوهشی رابطه تقدم-تاخر رابین بازار نقدی و بازار آتی تابند بررسی کردند و نتیجه گرفتند تغییرهای تأخیری در قیمت‌های نقدی منجر به تغییراتی در قیمت‌های آتی می‌شود. آن‌ها نشان دادند که بهترین پیش‌بینی کننده، مدل تصحیح خطا است و هم‌چنین ساخت استراتژی معاملاتی مبنی بر این مدل، حتی بعد از

-
1. Chang et al
 2. Kang et al
 3. Poshakwale & Theobald
 4. Altay
 5. Karmakar
 6. Judge & Reancharoen

احتساب هزینه‌های تراکنشی، عملکرد بهتر از بازار را به دست می‌دهد. چایی^۱ (۲۰۱۴) در بازار تایوان، باهدف پیش‌بینی بازده سهام اثر تقدم-تا خر را بررسی کرد. نتایج پژوهش وی نشان داد که در داده‌های با تکرار بالا، شاخص با نقد شوندگی بالاتر شاخص با نقد شوندگی کمتر را پیش می‌برد. در نتیجه اثر تقدم-تا خر منجر به پیش‌بینی بازار سهام تایوان می‌شود. دراکوس (۲۰۱۵) با تشکیل سبدهای اندازه-مرتب در بازار آتن، اثر تقدم-تا خر بین بازده‌های سبدهای کوچک و بزرگ را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بررسی کرد و نتیجه گرفت که این اثر هم در بلندمدت هم در کوتاه‌مدت وجود دارد.

پژوهش‌های داخلی بسیار معدودی در این حوزه صورت پذیرفته است. زمانی و همکاران (۱۳۸۹) سرایت بازده و سرایت تلاطم بین سه شاخص اندازه-مرتب در بورس تهران را با استفاده از مدل VAR-BEKK بررسی و نشان دادند بازده روزانه شاخص شرکت‌های کوچک‌تر، با تأخیر دنباله‌روی بازده روزانه شاخص شرکت‌های بزرگ‌تر هستند، اما این ویژگی در بازده‌های ماهانه و فصلی دیده نمی‌شود. هم‌چنین هیچ‌گونه سرایتی بین نوسان شاخص‌ها مشاهده نمی‌شود. وجود محدودیت دامنه نوسان قیمت‌ها و قانون حجم‌مبنا در دوره مورد مطالعه می‌تواند مهم‌ترین دلیل مشاهده این پدیده باشد.

یحیی زاده فر و لرستانی (۱۳۹۲) نیز سودآوری میان‌مدت استراتژی‌های شتاب و معکوس را با توجه به حجم معامله بررسی کردند و سهام را به سه دسته با حجم معامله بالا، متوسط و پایین تقسیم کرده و بر اساس مدل جگادیش و تیتمن، نسبت بازده اضافی به سه عامل ریسک مقطعی، اثر تقدم-تا خر و الگوی سری زمانی را بررسی نمودند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در حجم معاملاتی متوسط، بازده شتاب توسط ریسک مقطعی و اثر تقدم-تا خر تبیین می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است و از نظر ماهیت روش پژوهش همبستگی می‌باشد. نمونه مورد نظر شامل داده قیمت‌های هفتگی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۵ می‌شود.

1. Chaibi
2. Jegadeesh & Titman

داده‌ها و نحوه ایجاد سبد دارایی‌ها

شرکت‌هایی با ویژگی‌های زیر داخل نمونه قرار گرفته‌اند:

- ۱- حقوق صاحبان سهام مثبت باشد.
 - ۲- سال مالی شرکت پایان اسفند هر سال باشد.
 - ۳- نماد بیش از ۶۰ روز متوالی بسته نباشد.
 - ۴- حداقل یک سال از زمان ورود شرکت به بورس گذشته باشد.
- با اعمال این محدودیت‌ها به ۳۰۶ مشاهده در طول ۶ سال نمونه‌گیری رسیدیم. برای هر سال شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار سال قبلشان رتبه‌بندی شده و در ۵ سبد اندازه-مرتبه قرار گرفتند. در پایان هر سال سبدها به‌روز شده و پذیرش‌های جدید نیز در نظر گرفته شده است، یعنی سبدها در پایان هر سال متوازن‌سازی می‌شوند تا هر شرکتی که به‌تازگی در بورس پذیرفته شده است را دربر بگیرند. ارزش بازار هر شرکت از حاصل ضرب قیمت سهام شرکت در آخر سال در تعداد کل سهم‌های منتشرشده در آخر سال به دست می‌آید. همچنین بازده‌های کل با فرض سرمایه‌گذاری مجدد تمام سودهای تقسیمی محاسبه می‌شوند و هرگونه تغییرات ارزش بازار نیز محاسبه می‌شود.

اثر تقدم-تاخر در کوتاه‌مدت: مدل‌های همبستگی متقاطع و خود رگرسیون برداری

برای بررسی وجود اثر تقدم-تاخر، در این پژوهش در رویکرد کوتاه‌مدت از دو روش یعنی رویکرد همبستگی متقاطع و مدل خود رگرسیون برداری (VAR) استفاده شده است. ساختار همبستگی متقاطع ابتدا توسط لو و مکینلی (۱۹۹۰) به کار گرفته شده. در این مقاله نیز برای بررسی اثر بازده تأخیری سبد سهام بزرگ بر بازده هم‌زمان سبد سهام کوچک به کار برده می‌شود. علاوه بر روش همبستگی متقاطع، از مدل خود رگرسیون برداری نیز برای وجود این اثر در کوتاه‌مدت استفاده شده است. مدل خود رگرسیون برداری چارچوب مناسبی برای مدل‌سازی توأم ارتباطات پویای کوتاه‌مدت بین سبدهای تکی دارد، هم‌چنین در این مدل هر متغیر درون‌زای سیستم به‌عنوان تابعی از تمام مقادیر تأخیری همه متغیرهای درون‌زای سیستم مدل می‌شود. در تحلیل مدل خود رگرسیون برداری از تجزیه واریانس و توابع واکنش استفاده می‌شود و توجه کمتری به

معیارهایی مانند معنی دار بودن ضرایب می شود. مدل های خود رگرسیون برداری در حالت کلی با مرتبه p VAR(p) به شکل معادله (۱) هستند:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

که بردار A_0 بردار $m \times 1$ و بردار A_t بردار $m \times m$ است. بردار x_t یعنی بردار بازده های h سبد در زمان t به صورت $x_t = (R_{1,t}, \dots, R_{n,t})$ تعریف می شود. فرض می شود که خود رگرسیون برداری k ام به صورت معادله (۲) تعریف شود:

$$x_t = \sum_{i=1}^k \Phi_i x_{t-i} + \Psi w_t + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

که بردار متغیرهای توضیحی w_t بردار عبارت خطای مدل است. با توجه به معیار اطلاعاتی آکائیک و شوارتز^۱ مرتبه مناسب برای خود رگرسیون برداری محاسبه می شود. فرض می شود که ریشه های معادله $|I_5 - \sum_{i=1}^k \Phi_i Z^i| = 0$ همگی خارج دایره واحد می افتند که نشان می دهد x_t دهد x_t کواریان کواریانسی معادله (۲) شکل MA ناهمی مدل (۳) را دارد:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} + G w_t b \quad (3)$$

با توجه به این که تفسیر مدل خود رگرسیون برداری دشوار می باشد، برای به دست آوردن روابط پویای بین سبدهای تکی از معادله (۳) که تابع عکس العمل آتی تعمیم یافته است استفاده می شود. در واقع تابع عکس العمل آتی اثر شوک انحراف معیار را بر روی عبارت خطا بررسی می کند. مزیت تحلیل عکس العمل آتی تعمیم یافته به خصوص در مورد این پژوهش، این است که نسبت به رویکرد عکس العمل، متعامل است که با امکان وجود همبستگی بالا بین بازده سبدها، در صورت وجود همبستگی همزمان بین شوک ها، نسبت به متغیرهای درونی خود رگرسیون برداری حساس نیست. ماتریس ضرایب A_i نیز از معادله (۴) به دست می آیند:

$$i = 1, 2, \dots, A_i \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_k A_{i-k} \quad (4)$$

1. Akaike and Schwartz
2. generalized impulse response function

در ادامه از روش پسران و پسران^۱ (۱۹۹۷) و پسران و شین^۲ (۱۹۹۶) برای تخمین توابع عکس‌العمل استفاده می‌شود. سپس از پرفایل‌های پایدار^۳ و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی^۴ اطلاعاتی راجع به روابط پویای سبدهای تکی به دست می‌آید. تجزیه واریانس اطلاعاتی راجع به اهمیت نسبی هر شوک تصادفی نسبت به متغیرهای خود رگرسیون برداری می‌دهد. در این پژوهش سبدهای بزرگ باید شوک‌ها را سریع‌تر جذب کنند درحالی‌که عکس‌العمل بیش‌ازحد باید در سبدهای کوچک رخ دهد. عکس‌العمل بیش‌ازحد نیز این‌گونه تعبیر می‌شود که مقدار واریانس خطای پیش‌بینی در تأخیر t باید بزرگ‌تر از این مقدار در تأخیر $t-1$ و $t+1$ باشد ($1 < t$).

اثر تقدم-تاخر در بلندمدت: رویکرد هم‌جمعی و مدل تصحیح خطا

برای بررسی وجود اثر تقدم-تاخر در بلندمدت از رویکرد مبتنی بر هم‌جمعی و به‌صورت خاص مدل تصحیح خطا استفاده شده است. کاناس و کور تاس (۲۰۰۵) رویکرد کوتاه‌مدت مبتنی بر همبستگی لو و مک کینلی (۱۹۹۰) را به رویکرد بلندمدت مبتنی بر هم‌جمعی توسعه دادند. همبستگی متقاطع آماره‌ای است که صرفاً روابط کوتاه‌مدت را اندازه‌گیری می‌کند و قادر به شناسایی روندهای تصادفی معمول در بلندمدت نیست؛ اما هم‌جمعی برخلاف همبستگی، این امکان را به ما می‌دهد و به همین دلیل از این رویکرد استفاده می‌شود. قاعده عمومی این است که ترکیب خطی متغیرهای نامانا، نامانا خواهد بود و درجه انباشتگی آن برابر با بزرگ‌ترین درجه انباشتگی متغیرهای موردنظر می‌باشد؛ اما استثناً این قاعده عمومی، مفهوم هم‌جمعی می‌باشد که به‌طور کلی نشان می‌دهد که متغیرهای نامانا ممکن است دارای یک رابطه واقعی (نه کاذب) باشند. در صورتی که اثر تقدم-تاخر وجود داشته باشد، می‌توان معادله رگرسیونی را با در نظر گرفتن قیمت سبد سهام کوچک به‌عنوان متغیر وابسته همراه باقیمت سبد سهام بزرگ و عبارت عاملی مشترک مدل و عبارت توزیعی نامانا، فرمول کرد. در نتیجه اگر عبارت وابسته^۵ به‌اندازه کافی کوچک و عامل مشترک به‌اندازه کافی بزرگ باشد، آنگاه بین قیمت‌های دو سبد یک رگرسیون وجود دارد؛ در نتیجه هم‌جمعی بین قیمت فعلی سبد سهام کوچک و قیمت متأخر سبد سهام بزرگ، تنها وقتی در نظر گرفته می‌شود که

-
1. Pesaran and Pesaran
 2. Pesaran and Shine
 3. persistence profiles
 4. forecast error variance decomposition
 5. idiosyncratic term

یک رابطه تقدم-تا خر بلندمدت بین قیمت سبدهای اندازه-مرتب وجود داشته باشد. مدل (۵) را در نظر می‌گیریم:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t \quad (5)$$

اگر متغیرهای X_{it} و Y_t ها $I(1)$ باش در صورت u_t ممکن است مانا باشد. مانا بودن u_t بیانگر این است که معادله بالا یک رابطه تعادلی (تعادلی) بین X_{it} و Y_t ها را توصیف می‌کند. بنابراین، برای آزمون هم‌جمع، ابتدا مدل (۵) را برآورد کرده: سپس e_t را حساب می‌کنیم. با داشتن e_t می‌توان آزمون ریشه واحد را برای e_t انجام داد:

$$\Delta e_t = \theta e_{t-1} + v_t \quad (6)$$

اگر e_t ریشه واحد نداشته باشد، نشان می‌دهد که مانا است و این دلالت بر وجود رابطه تعادلی (هم‌جمع) بین X_{it} و Y_t ها دارد. برای کاربردی عملی از این اثر تعادلی بلندمدت و تعیین سرعت رسیدن از تعادل کوتاه‌مدت به پیش‌بینی قیمت سهام از مدل تصحیح خطا استفاده می‌شود. به این صورت که ابتدا قابلیت پیش‌بینی مدل تصحیح خطا آزمون می‌شود. معادله (۷) مدل تصحیح خطا می‌باشد:

$$\Delta x_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-1} + \delta e_{t-1} + u_t \quad (7)$$

که Δy_{t-1} و e_{t-1} بازده‌های سبد و عبارت تصحیح خطای متأخر است که از رابطه هم‌جمع به دست آمده است. هم‌چنین مقدار ضریب عبارت خطا δ باید منفی و از نظر آماری معنادار باشد. y یصلاح عدم تعادل در زمان $t-1$ در زمان t تغییر می‌کند. در واقع، فرض بر این است که تعادل به صورت آنی برقرار نمی‌شود و نیاز به گذشت زمان دارد. اگر e_{t-1} انحراف از تعادل در زمان قبلی باشد، واکنش y_t به آن برابر با $\alpha_2 e_{t-1}$ می‌باشد که α_2 ضریب تصحیح خطا یا تصحیح تعادل نام دارد. تغییرات y_t در t به صورت معادله (۸) است:

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

که ε_t عبارت خطا می باشد. مدل تصحیح خطا را مدل تصحیح تعادل نیز می نامند. ابتدا باید توجه داشته باشیم که معادله بالا، رابطه کوتاه مدت بین تغییرات X و Y . لذا 1 ضریبی است که تغییرات Y در زمان t را با تغییرات X در همان زمان مرتبط می سازد، اما بخشی از تغییرات Y ناشی از عدم تعادل در دوره های زمانی قبلی است. جمله تصحیح خطا یعنی $t-1$ با 1 وقفه ظاهر می شود. پس تغییرات Y ناشی از تغییرات X و تصحیح خطا یا تصحیح عدم تعادل است.

بررسی قابلیت پیش بینی خارج از نمونه

برای بررسی قابلیت پیش بینی خارج از نمونه دوره آتی از مدل های تصحیح خطا، معیار ریشه میانگین مربع خطا و آزمون رتبه علامت دار ویلکاکسن استفاده شده است. آزمون رتبه علامت دار ویلکاکسن که توسط دایبلد و ماریانو^۱ (۱۹۹۵) ارائه شد، آزمون آماری نا پارامتری مقایسه دو گروه وابسته است که مشابه آزمون t نمونه های وابسته می باشد. در آزمون ویلکاکسون الزامی در مورد نوع توزیع متغیر مورد نظر وجود ندارد، اما مقادیر متغیر مورد نظر باید پیوستگی داشته و مقیاس آن از نوع ترتیبی باشد. به عبارت دیگر اجرای این آزمون برای متغیرهایی که دارای مقوله های محدودی هستند امکان پذیر نیست.

تجزیه تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها

ماتریس خودهمبستگی متقاطع بازده سبدها

برای تحلیل و مدل سازی، در هر سال کلیه شرکت ها بر اساس اندازه مرتب شده و در ۵ سبد با تعداد مساوی دسته بندی شده اند، به گونه ای که سبد ۱ کوچک ترین سهم ها و سبد ۵ بزرگ ترین سهم ها را شامل می شود؛ در هر سبد نیز وزن سهم ها یکسان می باشد. در هر سال لیست شرکت ها به روز شده و سبدها مجدد تشکیل می شود. نتایج خودهمبستگی متقاطع سبدهای اندازه - مرتب در جدول ۱ ارائه شده است. همان گونه که ملاحظه می شود، مقادیر خودهمبستگی های پایین قطر اصلی در جدول ۱ غالباً بیشتر از مقادیر خودهمبستگی در بالای قطر اصلی است. این مسئله بیان گر این است که مقدار خودهمبستگی بین بازده هفته گذشته سبد بزرگ و بازده هفته فعلی سبد کوچک بیشتر از مقدار خودهمبستگی بین بازده هفته فعلی سبد بزرگ و بازده هفته گذشته سبد کوچک

1. Diebold and Mariano

است، یعنی بازده تأخیری سبدهای بزرگ تأثیر بیشتری بر روی بازده فعلی سبدهای کوچک دارند. برای مثال در وقفه اول، خودهمبستگی مرتبه اول بین بازده هفته گذشته سبد ۵ و بازده این هفته سبد ۱ برابر با ۰,۳۱ است در حالی که مقدار خودهمبستگی بین بازده هفته گذشته سبد ۱ و هفته فعلی سبد ۵ برابر با ۰,۱۴ است.

جدول ۱. ماتریس‌های خودهمبستگی بازده سبدها

		هفته فعلی				
		سبد ۱	سبد ۲	سبد ۳	سبد ۴	سبد ۵
سبد ۱	۱	۰,۶۱۰۱	۰,۶۱۰۱	۰,۶۵۰۳	۰,۶۳۶۱	۰,۵۲۸
سبد ۲	۰,۶۱۰۱	۱	۰,۷۹۷	۰,۷۷۶۵	۰,۷۶۶۱	۰,۶۳۶۲
سبد ۳ هفته فعلی	۰,۶۵۰۳	۰,۷۹۷	۱	۰,۷۹۶۱	۰,۷۶۶۱	۰,۶۶۶۱
سبد ۴	۰,۶۳۶۱	۰,۷۷۶۵	۰,۷۹۶۱	۱	۰,۷۵	۰,۷۵
سبد ۵	۰,۵۲۸	۰,۶۳۶۲	۰,۶۶۶۱	۰,۷۵	۱	۱
سبد ۱	۰,۴۳۸۴	۰,۳۴۸۱	۰,۳۶۸۵	۰,۲۷۸۳	۰,۱۴۴۶	۰,۱۴۴۶
سبد ۲	۰,۴۴۲۹	۰,۳۹۰۹	۰,۴۶۳۱	*۰,۴۱۱۰	۰,۲۵۳۹	۰,۲۵۳۹
سبد ۳ وقفه ۱	۰,۴۵۸	۰,۴۰۹۱	۰,۴۵۰۸	۰,۴۳۱۳	۰,۲۵۷۴	۰,۲۵۷۴
سبد ۴	۰,۴۵۶۷	*۰,۳۸۱۱	۰,۴۵۳۸	۰,۳۹۲۹	۰,۲۳۹۴	۰,۲۳۹۴
سبد ۵	۰,۳۱۱۲	۰,۲۹۹۸	۰,۳۱۶۲	۰,۳۱۵۳	۰,۲۳۸۸	۰,۲۳۸۸
سبد ۱	۰,۳۳۸۳	۰,۲۰۹۷	۰,۱۸۴۶	۰,۱۸۸۴	۰,۱۲۰۸	۰,۱۲۰۸
سبد ۲	۰,۳۱۵۹	۰,۳۲۲۴	۰,۳۰۴۴	*۰,۲۵۷۲	*۰,۱۶۶۴	*۰,۱۶۶۴
سبد ۳ وقفه ۲	۰,۳۷۲۸	۰,۲۵۰۳	۰,۲۶۴۴	۰,۲۵۶۶	۰,۱۸۷۵	۰,۱۸۷۵
سبد ۴	۰,۳۲۵	*۰,۲۳۳۷	۰,۲۶۱۱	۰,۲۰۷۶	۰,۱۲۳۳	۰,۱۲۳۳
سبد ۵	۰,۲۴۵۵	*۰,۱۵۱۳	۰,۲۰۶۱	۰,۱۴۱۱	۰,۰۷۳۴	۰,۰۷۳۴

از جدول ۱ می‌توان این ادعا مبنی بر تأیید وجود اثر تقدم-تاخر در کوتاه‌مدت بین سبدهای کوچک و بزرگ در بورس اوراق بهادار تهران را مورد تأیید قرار دارد. یافته‌های میلز و جوردانو^۱ (۲۰۰۰) نیز الگوی خاصی در وقفه مرتبه اول و وقفه مرتبه دوم همبستگی‌ها را تأیید نمودند. همچنین نتایج با مطالعات قبلی لو و مک کینلی (۱۹۹۰)، کنگ و همکاران (۲۰۰۲)، کورسی و همکاران^۲ (۲۰۰۲) و آلتای (۲۰۰۴) همسو می‌باشد.

نتایج مدل خود رگرسیون برداری

برای تحلیل این اثر در کوتاه‌مدت، از مدل خود رگرسیون برداری نیز استفاده شده است. با توجه به محاسبات معیار اطلاعاتی آکائیک، این معیار در وقفه سوم حداقل خود را کسب نموده است، از این رو مدل‌سازی با وقفه سوم انجام شده است. جدول ۲ نتایج تخمین مدل خود رگرسیون برداری را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، همه رگرسیون‌ها معنا دارند و فرض صفر بودن هم‌زمان همه متغیرها رد می‌شود.

جدول ۲. تخمین ضرایب مدل خود رگرسیون برداری بازده سبدها

متغیر	سبد ۱	سبد ۲	سبد ۳	سبد ۴	سبد ۵
سبد ۱ (-۱)	۰.۱۴۲۰۷۴	۰.۰۸۱۳۳	۰.۰۷۹۵۵	-۰.۰۷۵۶۵۳	-۰.۱۱۶۹۲۴
	[۱.۹۸۵۸۳]*	[۱.۱۳۲۹۵]	[۱.۰۰۵۸۶]	[۰.۹۲۳۰۱]	[۱.۴۰۵۰۲]
سبد ۱ (-۲)	۰.۱۱۸۳۲۱	۰.۰۰۲۱۶۲	-۰.۰۸۱۰۲۵	-۰.۱۱۹۴۵	۰.۰۲۳۴۵۳
	[۱.۶۸۲۰۷]	[۰.۰۲۸۲۷]	[۱.۰۴۲۰۰]	[۰.۱۴۸۲۲]	[۰.۲۸۶۶۴]
سبد ۲ (-۱)	۰.۰۸۹۰۹۳	۰.۱۳۲۹۹۸	۰.۲۳۷۰۴۴	۰.۱۶۸۴۲۹	۰.۱۱۳۹۳۹
	[۱.۰۳۱۴۳]	[۱.۴۱۶۰۸]	[۲.۴۸۲۵۳]	[۱.۷۰۲۰۲]	[۱.۱۳۴۰۲]
سبد ۲ (-۲)	-۰.۰۷۰۳۳۳	۰.۲۸۲۵۰۳	۰.۱۶۸۶۰۷	۰.۰۹۰۷۲۸	۰.۰۵۰۶۸۸

1. Mills & Jordanov

2. Curci et al

[۰.۵۰۳۰۲]	[۰.۹۱۴۱۶]	[۱.۷۶۰۶۴]	[۲.۹۹۹۱۴]	[۰.۸۱۱۸۷]	
۰.۰۹۹۷۱۳	۰.۲۴۱۷۷۳	۰.۱۱۲۹۰۴	۰.۱۳۱۹۱۶	۰.۱۱۰۴۶۹	سید ۳ (-۱)
[۰.۹۴۳۷۷]	[۲.۳۲۳۳۹]	[۱.۱۲۴۴۵]	[۱.۳۳۵۶۹]	[۱.۲۱۶۲۰]	
۰.۱۷۳۳۲۲	۰.۱۰۲۹۳۱	-۰.۰۵۶۴۶۲	-۰.۰۶۲۷۶۶	۰.۱۴۸۳۰۶	سید ۳ (-۲)
[۱.۶۶۸۷۵]	[۱.۰۰۶۲۰]	[۰.۵۷۲۰۱]	[۰.۶۴۶۴۸]	[۱.۶۶۰۸۹]	
-۰.۰۱۸۶۵۸	۰.۰۷۲۶۳۶	۰.۱۹۸۸۸۹	۰.۰۶۵۶۱۶	۰.۱۹۱۴۶۴	سید ۴ (-۱)
[۰.۱۷۱۴۵]	[۰.۶۷۷۵۹]	[۱.۹۲۳۱۲]	[۰.۶۴۵۰۴]	[۲.۰۴۶۵۰]	
-۰.۰۶۰۷۱۳	-۰.۰۷۳۲۹۱	-۰.۰۲۰۳۴۷	-۰.۰۵۹۴۸۳	-۰.۰۲۸۱۰۵	سید ۴ (-۲)
[۰.۵۵۶۱۸]	[۰.۶۸۱۶۸]	[۰.۱۹۶۱۳]	[۰.۵۸۲۹۳]	[۰.۲۹۹۴۸]	
۰.۱۴۸۳۹۴	۰.۰۱۸۲۷۳	-۰.۱۱۵۴۹۸	۰.۰۰۲۵۷۶	-۰.۰۸۵۶۸۹	سید ۵ (-۱)
[۱.۶۸۵۲۸]	[۰.۲۱۰۷۰]	[۱.۳۸۰۲۲]	[۰.۰۳۱۳۰]	[۱.۱۳۱۹۵]	
-۰.۱۰۳۱۳۸	-۰.۰۶۲۲۳۷	۰.۰۳۸۵۴۷	-۰.۰۶۷۱۸	-۰.۰۰۷۳۵	سید ۵ (-۲)
[۱.۱۸۸۴۴]	[۰.۷۲۸۱۳]	[۰.۴۶۷۳۷]	[۰.۸۲۸۱۱]	[۰.۰۹۸۵۱]	
۰.۰۰۱۱۲۲	۰.۰۰۲۰۱۲	۰.۰۰۴۰۰۳	۰.۰۰۳۶۴۷	۰.۰۰۳۶۶۴	عرض از مبدأ
[۰.۶۹۸۸۷]	[۱.۲۷۱۹۴]	[۲.۶۲۳۰۴]	[۲.۴۳۰۰۷]	[۲.۶۵۴۵۲]	
۰.۱۰۰۱۳۹	۰.۲۱۱۵۶۷	۰.۲۶۱۲۳۶	۰.۲۱۵۶۷۹	۰.۲۹۰۶۶۵	R ^۲
۰.۰۶۹۴۲۷	۰.۱۸۴۶۵۸	۰.۲۳۶۰۲۳	۰.۱۸۸۹۱۱	۰.۲۶۶۴۵۶	R ^۲ تعدیل شده
۳.۲۶۰۶۰۱	۷.۸۶۳۳۰۵	۱۰.۳۶۰۸۵	۸.۰۵۷۱۶۱	۱۲.۰۰۰۶۳	آماره F
۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	احتمال

* اعداد داخل [] مقدار آماره t می باشد.

برای رعایت اختصار، صرفاً به تحلیل مقادیر پروفایل پایدار (لی و پسران^۱، ۱۹۹۳) و تجزیه خطای پیش‌بینی بازده سبدها پرداخته شده است. در مدل موردنظر، در صورتی اثر تقدم-تاخر وجود خواهد داشت که سبد بزرگ شوک‌ها را نسبت به سبد کوچک سریع‌تر جذب کند.

جدول ۳. مقدار پروفایل‌های پایدار

افق زمانی	سبد				
	۱	۲	۳	۴	۵
۰	۱	۱	۱	۱	۱
۱	۰.۶۱۶۲۶	۰.۰۳۰۴۹۱	۰.۰۲۷۶۹۹	۰.۰۴۷۴۳۹	۰.۲۲۹۱۸
۲	۰.۰۳۱۰۵۷	۰.۰۰۹۷۹۳	۰.۰۳۴۲۶۸	۰.۰۳۶۵۳۷	۰.۱۲۳۶۷
۳	۰.۰۱۰۳۵۸	۰.۰۲۴۴۳۷	۰.۰۰۸۸۰۱	۰.۰۲۷۷۶۶	۰.۱۲۸۵۷
۴	۰.۰۰۳۲۴۲	۰.۰۰۳۶۹۸	۰.۰۰۱۷۱۶	۰.۰۰۴۸۰۳	۰.۰۶۸۸۵۹

مقدار پروفایل‌های پایدار نشان می‌دهد که شوک‌ها بعد از یک هفته جذب شده‌اند، یعنی باگذشت یک هفته مقدار پروفایل پایدار برای سبد ۱ از ۱ به ۰.۶۱، برای سبد ۲ از ۱ به ۰.۳۹، برای سبد ۳ از ۱ به ۰.۲۷، برای سبد ۴ از ۱ به ۰.۴۷ و برای سبد ۵ نیز از مقدار ۱ به ۰.۲۲ رسیده است. مقادیر نشان می‌دهد که روندی برای جذب شوک‌ها وجود ندارد، یعنی در هفته اول یا هفته‌های بعد مقدار عددی برای سبد ۴ و سبد ۵ که سبدهای بزرگ نمونه هستند لزوماً از همه سبدها کوچک‌تر نیست. این بدین معنی است که جذب شوک بالاتر توسط سبد بزرگ اتفاق نیفتاده است.

مقدار تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بازده سبدها در جدول ۴ نشان داده شده است. با توجه به مقدار تجزیه واریانس طی ۴ هفته، مشاهده می‌شود که بعد از هفته سوم مقدار تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی به‌ندرت تغییر کرده است و تمام شوک‌ها تا حدود ۳ هفته جذب شده‌اند. برای سبد ۵ حدود ۲۲٪ (کمترین مقدار) واریانس خطای پیش‌بینی توسط تکانه سبد ۱ توضیح داده شده و ۵۳٪ (بیشترین مقدار) آن توسط سبد ۴ توضیح داده شده است.

از این مشاهدات نتیجه گرفته می‌شود که به‌جز سبد ۱، هرچه سبدها در اندازه به هم نزدیک‌تر بوده‌اند، بیشترین میزان واریانس خطای پیش‌بینی توسط تکانه دیگری را توضیح داده‌اند.

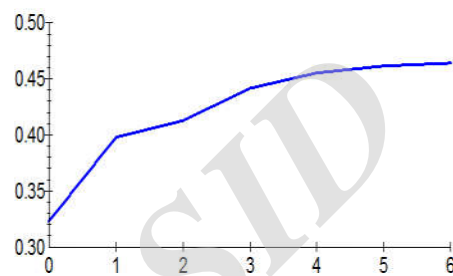
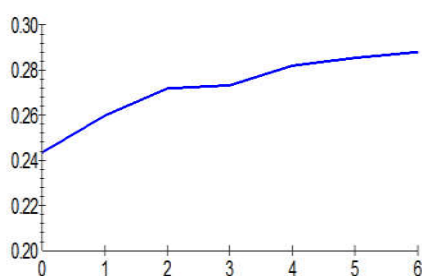
1. Lee and Pesaran

جدول ۴. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته بازده سبدها

سبدها	سبدها	سبدها	سبدها	سبدها	سبدها	افق زمانی
۰.۲۴۳۵۲	۰.۳۲۲۹۱	۰.۳۲۳۶۸	۰.۲۸۰۶	۱		۰
۰.۲۵۹۸	۰.۳۹۸۰۵	۰.۳۹۸۰۸	۰.۳۵۱۸۶	۰.۹۳۲۴۶		۱
۰.۲۷۱۸۵	۰.۴۱۲۷۶	۰.۴۳۸۱۱	۰.۳۷۴۳۲	۰.۹۰۸۵۹	سبدها ۱	۲
۰.۲۷۳۳۲	۰.۴۴۱۶۱	۰.۴۷۵۱۸	۰.۴۱۷۳۳	۰.۸۶۱۰۲		۳
۰.۲۸۱۹۶	۰.۴۵۵۳۱	۰.۴۹۱۶۱	۰.۴۳۵۵۶	۰.۸۴۵۹		۴
۰.۳۷۲۷۴	۰.۵۴۷۸۱	۰.۵۷۲۷۶	۱	۰.۲۸۰۶		۰
۰.۳۸۴۸۵	۰.۵۶۹۱۶	۰.۶۰۸۰۱	۰.۹۷۸۲۵	۰.۳۱۲۲۵		۱
۰.۳۶۵۷۶	۰.۵۵۱۶۶	۰.۵۹۵۷۱	۰.۹۷۴۲۳	۰.۳۰۸۴۲	سبدها ۲	۲
۰.۳۶۷۹۵	۰.۵۵۳۵۱	۰.۶۰۷۷۴	۰.۹۶۶۵۲	۰.۳۱۸۶۱		۳
۰.۳۶۷۸۲	۰.۵۵۶۴۲	۰.۶۰۹۷۸	۰.۹۶۵۲۷	۰.۳۲۳۸۳		۴
۰.۴۲۸۷۸	۰.۵۶۷۶۳	۱	۰.۵۷۲۷۶	۰.۳۲۳۶۸		۰
۰.۴۱۱۷۲	۰.۶۰۵۱۸	۰.۹۴۹۵۸	۰.۶۳۱۲۳	۰.۳۴۷۲۷		۱
۰.۴۱۰۸۱	۰.۶۰۵	۰.۹۲۸۰۷	۰.۶۵۷۵۵	۰.۳۳۹۰۱	سبدها ۳	۲
۰.۴۲۰۶۷	۰.۶۱۳۳	۰.۹۲۰۵۱	۰.۶۶۲۶۳	۰.۳۴۹۰۵		۳
۰.۴۲۱۳۵	۰.۶۱۳۸۹	۰.۹۱۷۹	۰.۶۶۸۴۵	۰.۳۵۰۲۸		۴
۰.۵۲۴۸۵	۱	۰.۵۶۷۶۳	۰.۵۴۷۸۱	۰.۳۲۲۹۱		۰
۰.۵۱۵۸۸	۰.۹۴۶۵۹	۰.۶۱۵۹	۰.۵۹۳۸۴	۰.۳۰۳۷۳		۱
۰.۴۹۹	۰.۹۱۸۸	۰.۶۲۶۲۳	۰.۶۰۶۹	۰.۳۰۳۱۲	سبدها ۴	۲
۰.۵۰۶۰۱	۰.۹۱۲۰۱	۰.۶۲۹۱۹	۰.۶۰۳۶۱	۰.۳۱۹۹۴		۳
۰.۵۰۸۱۱	۰.۹۰۹۶۳	۰.۶۳۱۱۹	۰.۶۰۸۶۹	۰.۳۲۱۶۱		۴
۱	۰.۵۲۴۸۵	۰.۴۲۸۷۸	۰.۳۷۲۷۴	۰.۲۴۳۵۲		۰
۰.۹۷۴۸	۰.۵۲۲۵۹	۰.۴۴۲۵۷	۰.۳۹۲۶	۰.۲۲۹۸۷		۱
۰.۹۵۵۹	۰.۵۱۴۹۱	۰.۴۴۷۵۹	۰.۳۹۵۵	۰.۲۲۶۱۸	سبدها ۵	۲
۰.۹۳۶۰۷	۰.۵۲۹۹۲	۰.۴۵۴۸۲	۰.۳۹۵۹۲	۰.۲۴۱۶۵		۳
۰.۹۳۱۳۸	۰.۵۳۴۲	۰.۴۵۸۸۴	۰.۴۰۲۶	۰.۲۴۲۸۲		۴

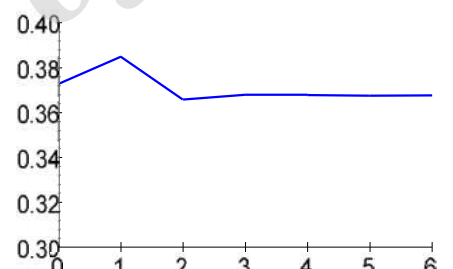
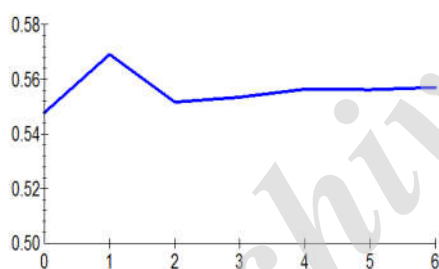
در مدل موردنظر عکس‌العمل بیش‌ازحد باید در سبدها کوچک رخ دهد. با توجه به شکل (۱) و (۲) به دنبال شوک واردشده بر سبدها، عکس‌العمل بیش‌ازحد در سبدها ۱ اتفاق نیفتاده است. این الگو در مقدار واریانس خطای سبدها ۱ در اثر شوک‌های وارد بر سبدها ۴ نیز مشاهده می‌شود. سبدها ۲ را نیز

به عنوان دومین سبد کوچک بررسی می کنیم. مطابق شکل ۳ و ۴ عکس العمل بیش از حد در این سبد رخ داده است، یعنی مقدار تجزیه واریانس تا دوره اول افزایش یافته و سپس کاهش یافته است، پس مقدار تجزیه واریانس در دوره t از دوره $t-1$ و $t+1$ بیشتر است.



شکل ۱. عکس العمل بیش از حد سبد ۱ در اثر شوک وارد شده بر سبد ۴

شکل ۲. عکس العمل بیش از حد سبد ۱ در اثر شوک وارد شده بر سبد ۵



شکل ۳. عکس العمل بیش از حد سبد ۲ در اثر شوک وارد شده بر سبد ۵

شکل ۴. عکس العمل بیش از حد سبد ۲ در اثر شوک وارد شده بر سبد ۴

در این شیوه، شاهد وجود اثر تقدم-تاخر میان سبد ۲ با سبدهای ۴ و ۵ هستیم. نتایج این شیوه در برخی موارد با نتیجه حاصل شده از شیوه همبستگی متقاطع متفاوت است. این یافته‌ها با مطالعات میلز و جوردانو (۲۰۰۰) در بازار سرمایه انگلستان و جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) در بازار سرمایه ایالات متحده همسو می باشد.

نتایج رویکرد هم جمعی

برای بررسی اثر تقدم-تا خر در بلندمدت، از دو شیوه هم جمعی و تصحیح خطا استفاده شده است. با توجه به وزن یکسان همه سهم‌ها در هر سبد، میانگین قیمت سهم‌های تشکیل دهنده هر سبد به عنوان شاخص قیمت سبد در نظر گرفته شده است. در این بخش از شاخص قیمت هفتگی سبدهای سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ استفاده شده است. در جدول ۵ نتایج آزمون ریشه واحد برای شاخص قیمت سبدها ارائه شده است:

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد شاخص قیمت سبدها

نتیجه آزمون ADF	ADF	مقدار بحرانی جدول در سطوح خطا			متغیر
		۱۰٪	۵٪	۱٪	
در سطح نامانا-I(1)	-۰,۴۵	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷	قیمت سبد ۱
در سطح نامانا-I(1)	-۰,۰۱	-۳,۴۵	۲,۸۷	-۲,۵۷	قیمت سبد ۲
در سطح نامانا-I(1)	-۰,۱۷	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷	قیمت سبد ۳
در سطح نامانا-I(1)	-۰,۴۹	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷	قیمت سبد ۴
در سطح نامانا-I(1)	-۰,۸۳	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷	قیمت سبد ۵

با توجه به جدول ۵ مشاهده می‌شود که مقدار آماره دیکی فولر تعمیم یافته برای قیمت سبدها در ناحیه رد H_0 قرار نمی‌گیرد، یعنی نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، حاکی از آن است که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد نمی‌شود و متغیر قیمت هفتگی سبدها نامانا می‌باشند.

با وجود نامانایی شاخص قیمت سبدها، مدل (۵) برای هر متغیر مستقل و متغیر وابسته تخمین زده شده است، X_t برابر با متغیر وابسته، یعنی متغیرهای قیمت سبد ۱ و قیمت سبد ۲ و Y_t متغیر مستقل، یعنی متغیرهای قیمت سبد ۴ و قیمت سبد ۵ هستند. در این قسمت از روش انگل-گرانجر دو مرحله‌ای استفاده می‌شود. مرحله اول تحت عنوان رابطه هم جمعی با تخمین مدل و به دست آوردن سری عبارات خطا ε و بررسی مانایی آن‌ها انجام می‌شود. نتایج طبق جدول ۶ حاصل شده است.

با توجه به مقادیر جدول ۶، مقدار آماره دیکی فولر تعمیم یافته برای عبارت‌های خطا در ناحیه رد فرض صفر قرار نمی‌گیرند و مقدار عبارت خطای به دست آمده برای هر مدل مانا است. پس نتیجه می‌گیریم که با وجود عدم مانایی متغیر قیمت‌های سبد، عبارت‌های خطا مانا شدند و قیمت‌ها، یعنی

متغیرهای X و Y در بلندمدت با یکدیگر رابطه تعادلی دارند. در نتیجه رابطه هم جمعی برقرار است، پس اثر تقدم-تاخر در بلندمدت وجود دارد.

جدول ۶. نتایج آزمون ریشه واحد سری عبارت خطا

نتیجه آزمون ADF	ADF	مقدار بحرانی جدول در سطوح خطا			متغیر وابسته	متغیر مستقل	عبارت خطا
		۱۰٪	۵٪	۱٪			
در سطح مانا-I(0)	(۰,۰) -۱۶,۷	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷	قیمت سبب ۴	قیمت سبب ۱	ε ₁
در سطح مانا-I(0)	(۰,۰) -۹,۷۲	-۳,۴۵	۲,۸۷	-۲,۵۷	قیمت سبب ۵	قیمت سبب ۱	ε ₂
در سطح مانا-I(0)	(۰,۰) -۱۶,۰۰	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷	قیمت سبب ۴	قیمت سبب ۲	ε ₃
در سطح مانا-I(0)	(۰,۰) -۱۵,۸۶	-۳,۴۵	-۲,۸۷	-۲,۵۷	قیمت سبب ۵	قیمت سبب ۲	ε ₄

مدل سازی تصحیح خطا

همان طور که اشاره شد برای تخمین مدل تصحیح خطا از روش انگل-گرانجر دومرحله‌ای استفاده می‌شود، مرحله اول تحت عنوان رابطه هم جمعی در قسمت قبل انجام شد. مانایی عبارات خطا شرایط لازم برای انجام مرحله دوم را فراهم می‌کند. حال به کمک عبارات خطای مرحله قبل مدل تصحیح خطا را تخمین می‌زنیم. نتایج برآورد مدل (۷) در جدول ۷ ارائه شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، ضرایب عبارت تصحیح خطا منفی و معنادارند. منفی بودن ضرایب تصحیح خطا امکان استفاده از مدل تصحیح خطا برای پیش‌بینی خارج از نمونه را فراهم می‌کند. نتایج حاصل از جدول ۷ برای مدلی که رابطه بین سبب ۱ و سبب ۴ را نشان می‌دهد، ضریب تصحیح خطا برابر با ۰,۸- است که بیانگر این مسئله است که در هر دوره حدود ۸۰ درصد از عدم تعادل در رابطه قیمت سهام دوره بعد تعدیل می‌شود.

جدول ۷. نتایج مدل تصحیح خطا برای داده‌های قیمت سال ۱۳۹۰-۱۳۹۴

Δy_{t-2}	Δy_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-1}	ECT _{t-1}	عرض از مبدأ	متغیر مستقل	متغیر وابسته
۰,۰۱۴(۰,۰۲)	۰,۰۷۱(۰,۰۲۱)	-۰,۰۴(۰,۰۸)	۰,۸۸(۴,۲۳)	-۸,۰(-۳,۶۶)	۰,۲۴(۰,۰۷)	سبب ۴	سبب ۱
۰,۶۰(-۱,۷)	۰,۰۷۸(۲,۴)	۰,۰۲(۰,۲۲)	۰,۹۸(۳,۴۶)	-۰,۸۶(-۲,۹۷)	-۰,۱۸(-۰,۰۴۹)	سبب ۵	سبب ۱
-۰,۰۶(-۲,۳)	۰,۱۶(۰,۰۸۳)	-۰,۰۸۵(۰,۰۸۷)	۰,۹۹(۲,۵۸)	-۰,۸۹(-۲,۳۰۴)	-۳۵,۰(-۰,۰۵)	سبب ۴	سبب ۲
-۰,۰۲(۰,۰۸)	۰,۱۰(۱,۳۶)	-۰,۰۵۸(-۰,۶۴)	۱,۰۲۴(۲,۶)	-۰,۹۵(-۲,۴۹)	-۰,۰۵۶(-۰,۰۷)	سبب ۵	سبب ۲

پیش‌بینی خارج از نمونه در مدل تصحیح خطا

پس از تخمین مدل با داده‌های سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴، برای بررسی عملکرد پیش‌بینی مدل تصحیح خطا از داده‌های سال ۱۳۹۵ استفاده شده است. برای این منظور، مدل تصحیح خطا برای هر متغیر وابسته در دو حالت، یعنی با عبارت خطا و بدون عبارت خطا را محاسبه نموده و معیار ریشه میانگین مربعات خطا برای هر مدل برآورد شده است. نتایج محاسبه شده، در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸. پیش‌بینی خارج از نمونه بازده سبدهای کوچک با داده‌های قیمت سال ۱۳۹۵

آزمون رتبه علامت ویلکاکسن	RMSE مدلی که ECT لحاظ نشده	RMSE ^۱ مدلی که ECT لحاظ شده	متغیر مستقل	متغیر وابسته
۰,۹۴	۶۱,۴۲	۵۹,۰۲۳	سبب ۴	سبب ۱
۰,۹۰۷	۶۱,۰۹۷	۵۹,۱۶	سبب ۵	سبب ۱
۰,۹۰۷	۸۸,۹۰	۸۳,۵۱	سبب ۴	سبب ۲
۰,۸۰۶	۸۸,۱۱	۸۷,۵۷	سبب ۵	سبب ۲

مدلی را که سبب ۱ متغیر وابسته و سبب ۴ متغیر مستقل است را در نظر داریم. با توجه به جدول ۸ مشاهده می‌شود که مقدار معیار ریشه میانگین مربعات خطا برای حالتی که عبارت تصحیح خطا لحاظ شده برابر با ۵۹,۰۲۳ است که کمتر از حالتی است که عبارت تصحیح خطا لحاظ نشده، یعنی

1. root mean square error

مقدار ۶۱,۴۲ است. برای سه مدل دیگر نیز معیار ریشه میانگین مربعات خطا در تمام حالاتی که عبارت تصحیح خطا لحاظ شده کمتر از حالتی است که عبارت خطا لحاظ نشده است. با توجه به معیار ریشه میانگین مربعات خطا، به نظر می‌رسد مدلی که عبارت تصحیح خطا در آن لحاظ شده است، پیش‌بینی خارج از نمونه دقیق‌تری از مدلی که اثر تقدم-تاخر در آن لحاظ نشده ارائه می‌دهد. برای اطمینان بیشتر T از آزمون رتبه علامت‌دار ویلکاکسن برای مقایسه دو مقدار معیار ریشه میانگین مربعات خطا استفاده شده است. فرض صفر آزمون ویلکاکسن مبنی بر این است که دو مقدار معیار ریشه میانگین مربعات خطا از نظر آماری تفاوت معناداری از صفر ندارند، یا مقدار معیار ریشه میانگین مربعات خطاها با هم برابرند. برای مدل سبد ۱ و سبد ۴، مقدار p-value برابر با ۰,۹۴۸ شده است که از سطح معناداری ۰,۰۵ بزرگ‌تر است در نتیجه فرض صفر رد نمی‌شود؛ یعنی معیار ریشه میانگین مربعات خطا برای دو حالت با عبارت خطا و بدون عبارت خطا اختلافی با یکدیگر ندارند. برای سبد ۱ و سبد ۵ مقدار آماره برابر با ۰,۹۰ و برای سبد ۲ و سبد ۴ برابر با ۹۰,۰ و برای سبد ۲ و سبد ۵ نیز مقدار ۰,۸۰۶ به دست آمده است که در تمامی حالت‌ها فرض صفر رد نمی‌شود. نتایج آزمون ویلکاکسن بیان می‌کند که اختلاف معناداری بین دو مدل با عبارت تصحیح خطا و بدون عبارت تصحیح خطا وجود ندارد و عبارت تصحیح خطا لزوماً منجر به پیش‌بینی دقیق‌تر نمی‌شود.

نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش بررسی اثر تقدم-تاخر در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ است. همان‌طور که نورخان تر اشاره شد، پژوهش‌های داخلی بسیار معدودی در این حوزه صورت گرفته است که هیچ‌کدام در راستای هدف مشتری با پژوهش حاضر نبوده‌اند؛ مانند زمانی و همکاران (۱۳۸۹) که سرایت بازده و سرایت تلاطم بین سه شاخص اندازه-مرتب در بورس تهران را با استفاده از مدل VAR-BEKK بررسی و نشان دادند بازده روزانه شاخص شرکت‌های کوچک‌تر، با تأخیر دنباله‌روی بازده روزانه شاخص شرکت‌های بزرگ‌تر هستند، همچنین در تحقیقی دیگر از یحیی زاده فر و لرستانی (۱۳۹۲) که سودآوری میان‌مدت استراتژی‌های شتاب و معکوس را با توجه به حجم معامله بررسی کردند، سهام را به سه دسته با حجم معامله بالا، متوسط و پایین تقسیم کرده و بر اساس مدل جگادیش و تیمن، نسبت بازده اضافی به سه عامل ریسک مقطعی، اثر تقدم-تاخر و الگوی سری زمانی را بررسی نمودند و نتایج پژوهش

نشان داد که در حجم معاملاتی متوسط، بازده شتاب توسط ریسک مقطعی و اثر تقدم-تا خر تبیین می‌شود. درحالی‌که پژوهش حاضر به تأثیر تغییرات بازده پرتفویهای بزرگ بر بازده پرتفویهای کوچک در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأکید دارد و به دنبال بررسی رابطه میان این تغییرات است.

نتایج این پژوهش نشان داد که تحلیل همبستگی متقاطع در کوتاه‌مدت اثر تقدم-تا خر را نشان می‌دهد و می‌توان نتیجه گرفت که همبستگی بین بازده‌های تأخیری تک دوره‌ای سبد بزرگ و بازده فعلی سبد کوچک (کوچک‌ترین سبد)، بزرگ‌تر از همبستگی بین بازده هفته قبل سبد کوچک و بازده فعلی سبد بزرگ است. در واقع سبد بزرگ سبد کوچک را پیش می‌برد.

با توجه به اینکه سبد بزرگ باید شوک‌ها را سریع‌تر جذب کند و عکس‌العمل بیش‌ازحد نیز باید در سبد کوچک رخ دهد، نتایج پروفایل‌های پایدار و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته نشان می‌دهند که شوک‌ها بعد از یک هفته جذب شده‌اند، اما روندی برای جذب شوک‌ها وجود ندارد؛ یعنی سبد بزرگ‌تر لزوماً مقدار بالاتری از شوک را جذب نکرده است. نتایج معادله خود رگرسیون برداری جزئیات بیشتر و دقیق‌تری را نسبت به رویکرد تحلیل همبستگی متقاطع ارائه می‌دهد.

نتایج مدل‌سازی با رویکردهای هم‌جمعی و تصحیح خطا نیز حاکی از آن است که این اثر در بلندمدت نیز وجود دارد. هرچند مقدار معیار ریشه میانگین مربعات خطا برای حالتی که جز تصحیح خطا (ECT) لحاظ شده است کمتر از حالتی است که جز تصحیح خطا لحاظ نشده است، اما نتایج آزمون رتبه علامت‌دار ویلکاکسن نشان داد که اختلاف معناداری بین دو مدل با عبارت تصحیح خطا و بدون عبارت تصحیح خطا وجود ندارد.

بر اساس نتایج حاصل از این پژوهش، با تشکیل سبدهای سرمایه‌ای از سهام شرکت‌های بزرگ و رصد تغییرات بازده آن‌ها به‌عنوان راهبر، می‌توان سود غیر نرمال کسب نمود. زمان طلایی برای تصمیم‌گیری‌های کوتاه‌مدت، یک هفته و نهایتاً تا سه هفته می‌باشد. برای افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، می‌توان با مبنا قرار دادن سبدهای سهامی بزرگ برای بررسی روند تغییرات قیمتی این سبدها، اقدامات لازم برای سبد سهام‌های کوچک در آینده را پیش‌بینی کرد، زیرا هم‌جمعی معنی دیگر اثر تقدم-تا خر در بلندمدت می‌باشد، پس با بررسی روند تغییر سهام بزرگ در بلندمدت می‌توان تصمیمات دقیق‌تری راجع به آینده سبد سهام کوچک گرفت.

منابع

- زمانی، شیوا، سوری، داوود، ثنایی اعلم، محسن. (۱۳۸۹). بررسی وجود سرایت بین سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل دینامیک چندمتغیره. مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۹۳.
- یحیی زاده فر، محمود، لرستانی، سعیده. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر حجم معامله بر بازدهی استراتژی‌های شتاب و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های تجربی و حسابداری. شماره ۲.
- Altay, E. (2006). "Autocorrelation in capital markets: Feedback trading in Istanbul Stock Exchange". *Journal of Financial Management and Analysis*. 19(2).
- Badrinath, S. Kale, J. and Noe, T. (1995). "Of shepherds, sheep and the cross correlations in equity returns". *Rev. Financ. Stud.* 8.
- Chaibi, L. F. (2014). "The lead-lag effect on the predictability of returns: the case of Taiwan market". *Global Journal of Management and Business Research*. 14.
- Chan, K. C. (1993). "Imperfect information and cross-autocorrelation among stock prices". *J. Finance*. 48.
- Chang, E. C. McQueen, G. R. and Pinegar, J. M. (1999). "Cross-autocorrelation in Asian stock markets". *Pacific-Basian Finance Journal*. 7.
- Cohen, K. S. Maier, R. Shwartz, D. and Whitecombe. (1986). "The microstructure of securities markets". Englewood Cliffs, Nj: Prentice Hall.
- De Bondt, Werner, F. M. and Thaler, R. H. (1985). "Does the stock market overreact? The Journal of Finance. 40(3).
- Drakos, A. A. Diamandis, P. F. and Kouretas, G. P. (2015). "Information diffusion and the lead-lag relationship between small and large size portfolios: evidence from Emerging market". *International Journal of Economics and Finance*. 7(11).
- Drakos, A. A. (2015). "Does the relationship between small and large portfolios' returns confirm the lead-lag effect? Evidence from the Athens Stock exchange". *Research in International Business and Finance*. 36.
- Diebold, F. and Mariano, R. (1995). "Comparing Predictive Accuracy". *Journal of Business & Economic Statistics*. 3(13).
- Fisher, F. M. (1966). "The identification problem in econometrics". *The American Journal of agricultural economics*. 48.
- Curci, R. Grieb, T. and Reyes, M. G. (2002). "Mean and volatility transmission for Latin American equity markets", *Studies in Economics and Finance*. 20(2).

- Hou, K. (2001). "Information diffusion and asymmetric cross-autocorrelations in stock returns". Dissertation and Job Market Paper.
- Judge, A. and Reancharoen, T. (2014). "An empirical examination of the lead-lag relationship between spot and futures markets Evidence from Thailand". *Pacific-Basin Finance Journal*. 29.
- Jegadeesh, N. and Titman, Sh. (1995). "Overreaction, delayed reaction and contrarian profits". *Review of Financial Studies*. 8 (4).
- Kanas, A. and Kouretas, G. P. (2005). "A cointegration approach to the lead-lag effect among size-sorted equity portfolios". *International Review of Economics and Finance*. 14.
- Kang, J. Liu, M. and Ni, X. (2002). "Contrarian and momentum strategies in the China stock market: 1993-2000". *Pacific-Basin Finance Journal*. 10.
- Karmakar, M. (2010). "Information transmission between small and large stocks in the National Stock Exchange in India: an empirical study". *Q. Rev. Econ. Finance*. 50.
- Lee, C. K. and Pesaran, M. H. (1993). "Persistence profiles and business cycle fluctuations in a disaggregated model of U.K. output growth". *Ricerche Economiche*. 47(3).
- Lehmann, B. N. (1990). "Fads, Martingales, and Market Efficiency". *The Quarterly Journal of Economics*. 105(1).
- Lo, A. and Mackinlay, C. (1990). "When are contrarian profits due to stock market overreaction? *Rev. Finance. Stud.* 3.
- Mills, T. C. and Jordanov, J. V. (2000). "Lead-lag patterns between small and large size portfolios in the London stock exchange". *Applied Financial Economics*. 11.
- Pathirawasam, Ch. and Idirisinghe, I. M. S. K. (2011). "Market efficiency, thin trading and non-linear behavior: Emerging market evidence from Sri Lanka". *E + M: Ekonomie a Management*. 11(3).
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1996). "Cointegration and speed of convergence to equilibrium". *Journal of Econometrics*. 1-2 (71).
- Pesaran, B. and Pesaran, M. H. (1997). "The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run". *The Economic Journal*. (107)
- Poshakwale, S. and Theobald, M. (2004). "Market capitalization, cross-correlations, the lead/lag structure and microstructure effects in the Indian stock market". *Int. Fin. Markets, Inst. And Money*. 14.
- Poterba, J. M. and Summers, L. H. (1988). "Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications". NBER Working Paper No. 2343.
- Shah, A. Munir, A. Khan, S. and Abbas, Z. (2011). "Do industries predict the stock market due to slow diffusion of information? *African Journal of Business Management*. 5(34).

- Shefrin, H. and Statman, M. (1985). "The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence". *The Journal of Finance*. 40(3).
- Tsay, R. S. (2002). "Analysis of Financial Time Series". John Wiley & Sons.
- Wu, w. and Shafer, G. (2007). "A study of autocorrelations and lead-lag effects using game-theoretic efficient-market hypothesis". *Probability and Finance: Wiley*.
- Yahyazadehfar, M. and Lorestani, S. (2013). "Trading volume and return from contrarian and momentum strategies in Tehran stock exchange". *Journal of Empirical Research in Accounting*. 2(2). 33-48. (in Persian)
- Zamani, Sh. Souri, D. and SanaeiAlam, Mohsen. (2011). "A dynamic investigation to indexes spillovers in Tehran stock exchange using a multivariate dynamic model". *Journal of Economic Research*. 93. (in Persian)

Archive of SID