راهبرد مدیریت مالی
سال ششم، شماره بیست و یکم
تابستان ۱۳۹۷
صص ۱۳۰-۱۰۵

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۱/۲۸
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۰۳/۲۳

بررسی اثر تقدم-تا خر در بازده پرتفوهای کوچک و بزرگ در بورس اوراق بهادار تهران [۱] [۲]

شقایق رضایی [۳] و محمدابراهیم آقا بابائی [٤]

چکیده

در بازارهای نوظهور و ناکارآمد، تغییرات قیمتی مستقل و تصادفی نیستند و روند و الگوی خاصی در رفتار قیمت‌ها وجود دارد. یکی از الگوهایی که ضمن ناکارآمدی بازار می‌تواند موردبررسی 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-تا خر در بازار سرمایه ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۵ پرداخته است. نتایج روش خودهمبستگی متقاطع نشان‌دهنده وجود اثر تقدم-تا خر 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 هم جمعی نیز حاکی از وجود اثر تقدم-تا خر 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.

واژه های کلیدی: سبد سهام، اثر تقدم-تا خر، هم جمعی، 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، Emial:shaghayegh.rezaei.1@gmail.com
٤. استادیار گروه مدیریت مالی و مهندسی مالی دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، Email:m.aghababaei@khu.ac.ir

مقدمه

در بازارهای کارای اطلاعاتی، قیمت سهام انعکاس‌دهنده‌ی تمام اطلاعات موجود در بازار است و با استفاده از اطلاعات گذشته تقریباً غیرممکن است که بتوان سودی به‌غیراز سود قابل کسب در حالت عادی به دست آورد (دراکوس و همکاران[1] ، 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-تا خر است.

اثر تقدم-تا خر 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-تا خر 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. درواقع، می‌تواند استراتژی خرید برندگان و فروش بازندگان[2] را دنبال کند تا سودی بیشتر از حالت عادی به دست آورد (شاه[3] و همکاران، ۲۰۱۱). وو و شافر[4] (۲۰۰۷) در پژوهش خود از اثر تقدم-تا خر به‌عنوان یک انحراف و بی‌قاعدگی در بازار یادکردند. آن‌ها بیان کردند که خودهمبستگی‌ها و دیگر اثرات تقدم-تا خر 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 انجام‌شده است، مانند فیشر[5] (۱۹۶۶) که بیان می‌کرد معاملات ناهمسان[6] باعث خودهمبستگی بین بازده سهام می‌شود، همچنین چن[7] (۱۹۹۳) و بادرینات و همکاران[8] (۱۹۹۵) که سرمایه‌گذاران نهادی را به‌عنوان عاملی توضیح‌دهنده برای اثر تقدم-تا خر 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 اختصاص‌یافته 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 استفاده‌شده 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 اختصاص‌یافته است. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و توصیه کاربردی ارائه‌شده است.

مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

منابع ایجاد اثر تقدم-تا خر

پیش‌بینی پذیری قیمت دارایی‌ها و به‌تبع آن بازده آن‌ها یکی از قدیمی‌ترین سؤالات در اقتصاد مالی است. پاسخ به این سؤال موضوعات بسیار مختلفی ازجمله 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[1] باعث خودهمبستگی بین بازده سهام می‌شود. اثر مالکیت نهادی[2] 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 درنتیجه نقد شوندگی بیشتری دارند.

---

1. non-synchronous trading
2. institutional ownership

هو[1] (۲۰۰۱) انتشار آهسته اطلاعات مشترک[2] بین شرکت‌ها را به‌عنوان یکی از عوامل ایجاد اثر تقدم-تا خر در کوتاه‌مدت بررسی کرد و نشان داد که اثر تقدم-تا خر عمدتاً به دلیل تعدیل آهسته قیمت سهام به اخبار منفی ایجاد می‌شود. لو و مک کینلی[3] (۱۹۹۰) و کهن و همکاران[4] (۱۹۸۶) معاملات کوچک[5] را به‌عنوان عامل به وجود آورنده اثر تقدم-تا خر معرفی کردند زیرا در حالت عادی معاملات سهام کوچک کمتر[6] 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 عنوان‌شده است. هرچند دلایل متعددی برای این اثر مطرح‌شده است، اما چند پدیده، بیشترین مطالعات را در توضیح این اثر به خود اختصاص داده‌اند که در ادامه به‌صورت مختصر بیان‌شده است:

الف- معاملات ناهمسان: زمانی و همکاران (۱۳۸۹) به نقل از تسای[7] (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، به‌احتمال‌زیاد 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 کم‌حجم: معاملات کم‌حجم، معاملات در روزهایی است که سهام زیادی برای فروش عرضه نمی‌شود. معاملات کم‌حجم بیشتر در بازارهای نوظهور پدید می‌آید و از انجام معاملات در قیمت‌هایی که در داده‌ها نمایش داده می‌شوند، جلوگیری می‌کند. معاملات کم‌حجم باعث نوعی همبستگی سریالی می‌شود (پاتیراواسام و ایدریسینگ[8] ۲۰۱۱). مطالعات لو و مک کینلی (۱۹۹۰) نشان داد که معاملات کم‌حجم نمی‌توانند به‌طور کامل اثر تقدم-تا خر 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 قانع‌کننده‌تری نسبت به سایر دلایل سنتی نظیر معاملات ناهمسان، معاملات کم‌حجم، عامل اندازه، عامل نقد شوندگی و غیره، در ایجاد اثر تقدم-تا خر بازده دارایی ارائه می‌دهد (شاه و همکاران، ۲۰۱۱). عدم توانایی انسانی منجر به اطلاعات تأخیری از بخشی به بخش دیگر بازار می‌شود و باعث می‌شود که سهام و یا سبدهایی که از حیث سرمایه‌گذار کمبود دارند و یا اینکه اطلاعات کمتری راجع به فعالیت‌های اقتصادی با خود به همراه دارند، نسبت به اطلاعات منتشرشده از منابع دیگر، با یک تأخیر عکس‌العمل نشان دهند.

د- اثر سرمایه‌گذاران 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 می‌باشد، بازده سبد سهامی که دارای مالکیت نهادی کمتر می‌باشد را پیش می‌برد. سهامداران نهادی اطلاعات دارند و سهام‌های بزرگ را تحلیل می‌کنند، اما سهامداران غیر نهادی فاقد اطلاعات می‌باشند درنتیجه به‌طور طبیعی سهام بزرگ توانایی بیشتری برای پیش بردن سهام کوچک دارد.

و- فرضیه عکس‌العمل بیش‌ازحد بازار: فرضیه عکس‌العمل بیش‌ازحد بازار بیان می‌کند که تغییرات بازار سهام براثر خوش‌بینی و یا بدبینی بیش‌ازحد سرمایه‌گذاران به وجود می‌آید. وقتی گروهی از سرمایه‌گذاران به‌شدت خوش‌بین می‌شوند شروع به خرید می‌کنند؛ بقیه سرمایه‌گذاران که کاملاً قانع نشده‌اند، به‌آرامی و به‌تدریج به این صف می‌پیوندند. چنین صف‌هایی منجر به ایجاد الگوهایی در تغییرات قیمت سهام می‌شود و درنتیجه آن‌ها را پیش‌بینی پذیر می‌کند. حامیان این نظریه ورنر و همکاران[1] (۱۹۸۵)، شفرین و استاتمن[2] (۱۹۸۵)، لمن[3] (۱۹۹۰) و پوتربا و سامرز[4](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 داده‌های 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 باارزش بازار بیشتر سوق‌دهنده و بازده سهام باارزش بازار کمتر، دنبال کننده هستند.

چنگ و همکاران[1] (۱۹۹۹) با استفاده از رویکرد خودهمبستگی متقاطع، وجود اثر تقدم-تا خر 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[2] (۲۰۰۲) با بررسی بازار سهام چین نشان دادند که ساختار تقدم-تا خر، حالت بسیار خاصی است که در آن شرکت‌های مؤخر شرکت‌های مقدم را در جریانی خلاف حالت عادی دنبال می‌کنند. پشاکویل و تئوبالد[3] (۲۰۰۴) در بازار هند، با استفاده از خودهمبستگی متقاطع رابطه تقدم-تا خر کوتاه‌مدت رابین سبدهای باارزش بازار کوچک و سبدهای باارزش بازار بزرگ به دست آوردند. آلتای[4] (۲۰۰۴) نیز با رویکردی مشابه رویکرد چنگ، شواهدی را مبنی بر وجود رابطه تقدم-تا خر 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-تا خر 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[5] (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 قابل‌توجهی وجود دارد. جاج و رینچارون[6] (۲۰۱۴) در پژوهشی رابطه تقدم-تا خر رابین بازار نقدی و بازار آتی تایلند 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. چایبی[1] (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. درنتیجه 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 موردمطالعه 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[2] 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 ازلحاظ هدف کاربردی است و ازنظر ماهیت روش پژوهش همبستگی می‌باشد. نمونه موردنظر 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 قرارگرفته‌اند:

۱- حقوق صاحبان سهام مثبت باشد.

۲- سال مالی شرکت پایان اسفند هرسال 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 هرسال شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار سال قبلشان رتبه‌بندی شده و در ۵ سبد اندازه-مرتب قرار گرفتند. در پایان هرسال سبدها به‌روز شده و پذیرش‌های جدید نیز در نظر گرفته‌شده است، یعنی سبدها در پایان هرسال متوازن‌سازی می‌شوند تا هر شرکتی که به‌تازگی در بورس پذیرفته‌شده است را دربر بگیرند. ارزش بازار هر شرکت از حاصل‌ضرب 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-تا خر، در این پژوهش در رویکرد کوتاه‌مدت از دو روش یعنی رویکرد همبستگی متقاطع و مدل خود رگرسیون برداری (VAR[1]) استفاده‌شده است. ساختار همبستگی متقاطع ابتدا توسط لو و مکینلی (۱۹۹۰) به کار گرفته‌شده. در این مقاله نیز برای بررسی اثر بازده تأخیری سبد سهام بزرگ بر بازده هم‌زمان سبد سهام کوچک به‌کاربرده می‌شود.

علاوه بر روش همبستگی متقاطع، از مدل خود رگرسیون برداری نیز برای وجود این اثر در کوتاه‌مدت استفاده‌شده 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

---

1. Vector autoregressive model

معیارهایی مانند معنی‌دار بودن ضرایب می‌شود. مدل‌های خود رگرسیون برداری در حالت کلی با مرتبه p ((VAR(p به شکل معادله (۱) هستند:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + u_t \qquad (۱)$$

که A_0 بردار m*1 و A_t بردار m*m است. بردار xt یعنی بردار بازده‌های ۵ سبد در زمان t به‌صورت $x_t=(R_{1,t},\ldots,R_{n,t})$ تعریف می‌شود. فرض می‌شود که خود رگرسیون برداری k ام به‌صورت معادله (۲) تعریف شود:

$$x_t = \sum_{i=1}^{k} \Phi_i x_{t-i} + \Psi w_t + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \ldots, T \qquad (۲)$$

که w_t بردار متغیرهای توضیحی و ε_t بردار عبارت خطای مدل است. با توجه به معیار اطلاعاتی آکائیک و شوارتز[1] مرتبه مناسب برای خود رگرسیون برداری محاسبه می شود. فرض می شود که ریشه های معادله $\left|I_5 - \sum_{i=1}^{k} \Phi_i z^i\right| = 0$ همگی خا همگییز دایره واحد می‌افتند که نشان می‌دهد x_t دهد xt کواریان کواریانسی معادله (۲) شکل MA نا هی مدل (۳) را دارد:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} + G w_t b \qquad (۳)$$

با توجه به این که تفسیر مدل خود رگرسیون برداری دشوار می‌باشد، برای به دست‌آورن روابط پویای بین سبدهای تکی از معادله (۳) که تابع عکس‌العمل آنی تعمیم‌یافته است استفاده می‌شود. درواقع تابع عکس‌العمل آنی اثر شوک انحراف معیار را بر روی عبارت خطا بررسی می کند. مزیت تحلیل عکس‌العمل آنی تعمیم‌یافته به‌خصوص در مورد این پژوهش، این است که نسبت به رویکرد عکس‌العمل، متعامد است که با امکان وجود همبستگی بالا بین بازده سبدها، در صورت وجود همبستگی هم‌زمان بین شوک‌ها، نسبت به متغیرهای درونی خود رگرسیون برداری حساس نیست. ماتریس ضرایب A_i نیز از معادله (۴) به دست می آیند:

$$i= 1,2,\ldots A_i \; \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \cdots + \Phi_k A_{i-k} \qquad (۴)$$

---

1. Akaike and Schwartz
2. generalized impulse response function

در ادامه از روش پسران و پسران[1] (۱۹۹۷) و پسران و شین[2] (۱۹۹۶) برای تخمین توابع عکس‌العمل استفاده می‌شود. سپس از پرفایل‌های پایدار[3] و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی[4] 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 (t>۱).

اثر تقدم-تا خر در بلندمدت: رویکرد هم جمعی و مدل تصحیح خطا

برای بررسی وجود اثر تقدم-تا خر در بلندمدت از رویکرد مبتنی بر هم جمعی و به‌صورت خاص مدل تصحیح خطا استفاده‌شده است. کاناس و کور تاس (۲۰۰۵) رویکرد کوتاه‌مدت مبتنی بر همبستگی لو و مک کینلی (۱۹۹۰) را به رویکرد بلندمدت مبتنی بر هم جمعی توسعه دادند. همبستگی متقاطع آماره‌ای است که صرفاً روابط کوتاه‌مدت را اندازه‌گیری می‌کند و قادر به شناسایی روندهای تصادفی معمول در بلندمدت نیست؛ اما هم جمعی 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 استثنا این قاعده عمومی، مفهوم هم جمعی می‌باشد که به‌طورکلی نشان می‌دهد که متغیرهای نامانا ممکن است دارای یک رابطه واقعی (نه کاذب) باشند. درصورتی‌که اثر تقدم-تا خر 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. درنتیجه اگر عبارت وابسته[5] به‌اندازه کافی کوچک و عامل مشترک به‌اندازه کافی بزرگ باشد، آنگاه بین قیمت‌های دو سبد یک رگرسیون وجود دارد؛ درنتیجه هم جمعی 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. forcast 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 می گیریم:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + u_t \qquad (۵)$$

اگر متغیرهای Y_t و X_{it} ها $I(1)$ باش درا صورت u_t ممکن است مانا باشد. مانا بودن u_t بیانگر این است که معادله بالا یک رابطه تعادلی(تعادلی () بین Y_t و X_{it} ها را توصیف می کند. بنابراین، برای آزمون هم جمعی، ابتدا مدل (۵) را برآورد کرده:

سپس e_t را حساب می کنیم. با داشتن e_t می‌توان آزمون ریشه واحد را برای e_t انجام داد:

$$\Delta e_t = \theta e_{t-1} + v_t \qquad (۶)$$

اگر e_t ریشه واحد نداشته باشد، نشان می‌دهد که مانا است و این دلالت بر وجود رابطه تعادلی (هم جمعی) بین Y_t X_{it}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:

$$\Delta x_t = c + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \Delta y_{t-1} + \delta ect_{t-1} + u_t \qquad (۷)$$

که Δy_{t-1} و t بازده‌های سبد و ect_{t-1} عبارت تصحیح خطای متأخر است که از رابطه هم جمعی به‌دست‌آمده است. هم‌چنین مقدار ضریب عبارت خطا δ باید منفی و ازنظر آماری معنادار باشد. y یصلاح عدم تعادل در زمان t-1 در زمان t تغییر می کند. درواقع، فرض بر این است که تعادل به‌صورت 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 به‌صورت معادله (۸) است:

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

که ε_t عبارت خطا می‌باشد. مدل تصحیح خطا را مدل تصحیح تعادل نیز می‌نامند. ابتدا باید توجه داشته باشیم که معادله بالا، رابطه کوتاه‌مدت بین تغییرات x و y . لذا $_1$ ضریبی است که تغییرات y در زمان t را با تغییرات x در همان زمان مرتبط می‌سازد، اما بخشی از تغییرات y ناشی از عدم تعادل در دوره‌های زمانی قبلی است. جمله تصحیح خطا یعنی $t-1$ با ۱ وقفه ظاهر می‌شود. پس تغییرات y ناشی از تغییرات x و تصحیح خطا یا تصحیح عدم تعادل است.

بررسی قابلیت پیش‌بینی خارج از نمونه

برای بررسی قابلیت پیش‌بینی خارج از نمونه دوره آتی از مدل‌های تصحیح خطا، معیار ریشه میانگین مربع خطا و آزمون رتبه علامت‌دار ویلکاکسن استفاده‌شده است. آزمون رتبه علامت‌دار ویلکاکسن که توسط دایبلد و ماریانو[1] (۱۹۹۵) ارائه شد، آزمون آماری نا پارامتری مقایسه دو گروه وابسته است که مشابه آزمون t نمونه‌های وابسته می‌باشد. در آزمون ویلکاکسون الزامی در مورد نوع توزیع متغیر موردنظر وجود ندارد، اما مقادیر متغیر موردنظر باید پیوستگی داشته و مقیاس آن از نوع ترتیبی باشد. به‌عبارت‌دیگر اجرای این آزمون برای متغیرهایی که دارای مقوله‌های محدودی هستند امکان‌پذیر نیست.

تجزیه تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

ماتریس خودهمبستگی متقاطع بازده سبدها

برای تحلیل و مدل‌سازی، در هرسال کلیه شرکت‌ها بر اساس اندازه مرتب‌شده و در ۵ سبد با تعداد مساوی دسته‌بندی‌شده‌اند، به‌گونه‌ای که سبد ۱ کوچک‌ترین سهم‌ها و سبد ۵ بزرگ‌ترین سهم‌ها را شامل می‌شود؛ در هر سبد نیز وزن سهم‌ها یکسان می‌باشد. در هرسال لیست شرکت‌ها به‌روز شده و سبدها مجدد تشکیل می‌شود. نتایج خودهمبستگی متقاطع سبدهای اندازه- مرتب در جدول ۱ ارائه‌شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، مقادیر خودهمبستگی‌های پایین قطر اصلی در جدول ۱ غالباً بیشتر از مقادیر خودهمبستگی در بالای قطر اصلی است. این مسئله بیان‌گر 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 درحالی‌که 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 ٤	سبد ٥
سبد ۱	۱	۰,٦۱۰۱	۰,٦٥۰۳	۰,٦۳٦۱	۰,٥۲۸
سبد ۲	۰,٦۱۰۱	۱	۰,۷۹۷	۰,۷۷٦٥	۰,٦۳٦۲
سبد ۳ هفته فعلی	۰,٦٥۰۳	۰,۷۹۷	۱	۰,۷۹٦۱	۰,٦٦٦۱
سبد ٤	۰,٦۳٦۱	۰,۷۷٦٥	۰,۷۹٦۱	۱	۰,۷٥
سبد ٥	۰,٥۲۸	٦۳٦۲	۰,٦٦٦۱	۰,۷٥	۱
سبد ۱	۰,٤۳۸٤	۰,۳٤۸۱	۰,۳٦۸٥	۰,۲۷۸۳	۰,۱٤٤٦
سبد ۲	۰,٤٤۲۹	۰,۳۹۰۹	۰,٤٦۳۱	❊۰,٤۱۱۰	۰,۲٥۳۹
سبد ۳ وقفه ۱	۰,٤٥۸	۰,٤۰۹۱	۰,٤٥۰۸	۰,٤۳۱۳	۰,۲٥۷٤
سبد ٤	۰,٤٥٦۷	❊۰,۳۸۱۱	۰,٤٥۳۸	۰,۳۹۲۹	۰,۲۳۹٤
سبد ٥	۰,۳۱۱۲	۰,۲۹۹۸	۰,۳۱٦۲	۰,۳۱٥۳	۰,۲۳۸۸
سبد ۱	۰,۳۳۸۳	۰,۲۰۹۷	۰,۱۸٤٦	۰,۱۸۸٤	۰,۱۲۰۸
سبد ۲	۰,۳۱٥۹	۰,۳۲۲٤	۰,۳۰٤٤	❊۰,۲٥۷۲	❊۰,۱٦٦٤
سبد ۳ وقفه ۲	۰,۳۷۲۸	۰,۲٥۰۳	۰,۲٦٤٤	۰,۲٥٦٦	۰,۱۸۷٥
سبد ٤	۰,۳۲٥	❊۰,۲۳۳۷	۰,۲٦۱۱	۰,۲۰۷٦	۰,۱۲۳۳
سبد ٥	۰,۲٤٥٥	❊۰,۱٥۱۳	۰,۲۰٦۱	۰,۱٤۱۱	۰,۰۷۳٤

از جدول ۱ می‌توان این ادعا مبنی بر تأیید وجود اثر تقدم-تا خر در کوتاه‌مدت بین سبدهای کوچک و بزرگ در بورس اوراق بهادار تهران را مورد تأیید قرار دارد. یافته‌های میلز و جوردانو[1] (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)، کو رسی و همکاران[2] (۲۰۰۲) و آلتای (۲۰۰۴) همسو می‌باشد.

نتایج مدل خود رگرسیون برداری

برای تحلیل این اثر در کوتاه‌مدت، از مدل خود رگرسیون برداری نیز استفاده‌شده است. با توجه به محاسبات معیار اطلاعاتی آکائیک، این معیار در وقفه سوم حداقل خود را کسب نموده است، ازاین‌رو مدل‌سازی با وقفه سوم انجام‌شده است. جدول ۲ نتایج تخمین مدل خود رگرسیون برداری را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، همه رگرسیون‌ها معنادارند 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 ٤	سبد ٥
سبد ۱ (-۱)	۰.۱۴۲۰۷۴ [۱.۹۸۵۸۳]*	۰.۰۸۸۱۳۳ [۱.۱۳۲۹۵]	۰.۰۷۹۵۵ [۱.۰۰۵۸۶]	-۰.۰۷۵۶۵۳ [۰.۹۲۳۰۱]	-۰.۱۱۶۹۲۴ [۱.۴۰۵۰۲]
سبد ۱ (-۲)	۰.۱۱۸۳۲۱ [۱.۶۸۲۰۷]	۰.۰۰۲۱۶۲ [۰.۰۲۸۲۷]	-۰.۰۸۱۰۲۵ [۱.۰۴۲۰۰]	۰.۰۱۱۹۴۵ [۰.۱۴۸۲۲]	۰.۰۲۳۴۵۳ [۰.۲۸۶۶۴]
سبد ۲ (-۱)	۰.۰۸۹۰۹۳ [۱.۰۳۱۴۳]	۰.۱۳۲۹۹۸ [۱.۴۱۶۰۸]	۰.۲۳۷۰۴۴ [۲.۴۸۲۵۳]	۰.۱۶۸۴۲۹ [۱.۷۰۲۰۲]	۰.۱۱۳۹۳۹ [۱.۱۳۴۰۲]
سبد ۲ (-۲)	-۰.۰۷۰۳۳۳	۰.۲۸۲۵۰۳	۰.۱۶۸۶۰۷	۰.۰۹۰۷۲۸	۰.۰۵۰۶۸۸

1. Mills & Jordanov
2. Curci et al

	[۰.۸۱۱۸۷]	[۲.۹۹۹۱۴]	[۱.۷۶۰۶۴]	[۰.۹۱۴۱۶]	[۰.۵۰۳۰۲]
سبد ۳ (۱-)	۰.۱۱۰۴۶۹ [۱.۲۱۶۲۰]	۰.۱۳۱۹۱۶ [۱.۳۳۵۶۹]	۰.۱۱۲۹۰۴ [۱.۱۲۴۴۵]	۰.۲۴۱۷۷۳ [۲.۳۲۳۳۹]	۰.۰۹۹۷۱۳ [۰.۹۴۳۷۷]
سبد ۳ (۲-)	۰.۱۴۸۳۰۶ [۱.۶۶۰۸۹]	-۰.۰۶۲۷۶۶ [۰.۶۴۶۴۸]	-۰.۰۵۶۴۶۲ [۰.۵۷۲۰۱]	۰.۱۰۲۹۳۱ [۱.۰۰۶۲۰]	۰.۱۷۳۳۲۲ [۱.۶۶۸۷۵]
سبد ٤ (۱-)	۰.۱۹۱۴۶۴ [۲.۰۴۶۵۰]	۰.۰۶۵۶۱۶ [۰.۶۴۵۰۴]	۰.۱۹۸۸۸۹ [۱.۹۲۳۱۲]	۰.۰۷۲۶۲۶ [۰.۶۷۷۵۹]	-۰.۰۱۸۶۵۸ [۰.۱۷۱۴۵]
سبد ٤ (۲-)	-۰.۰۲۸۱۰۵ [۰.۲۹۹۴۸]	-۰.۰۵۹۴۸۳ [۰.۵۸۲۹۳]	-۰.۰۲۰۳۴۷ [۰.۱۹۶۱۳]	-۰.۰۷۳۲۹۱ [۰.۶۸۱۶۸]	-۰.۰۶۰۷۱۳ [۰.۵۵۶۱۸]
سبد ۵ (۱-)	-۰.۰۸۵۶۸۹ [۱.۱۳۱۹۵]	۰.۰۰۲۵۷۶ [۰.۰۳۱۳۰]	-۰.۱۱۵۴۹۸ [۱.۳۸۰۲۲]	۰.۰۱۸۲۷۳ [۰.۲۱۰۷۰]	۰.۱۴۸۳۹۴ [۱.۶۸۵۲۸]
سبد ۵ (۲-)	-۰.۰۰۷۳۵ [۰.۰۹۸۵۱]	-۰.۰۶۷۱۸ [۰.۸۲۸۱۱]	۰.۰۳۸۵۴۷ [۰.۴۶۷۳۷]	-۰.۰۶۲۲۳۷ [۰.۷۲۸۱۳]	-۰.۱۰۳۱۳۸ [۱.۱۸۸۴۴]
عرض از مبدأ	۰.۰۰۳۶۶۴ [۲.۶۵۴۵۲]	۰.۰۰۳۶۴۷ [۲.۴۳۰۰۷]	۰.۰۰۴۰۰۳ [۲.۶۲۳۰۴]	۰.۰۰۲۰۱۲ [۱.۲۷۱۹۴]	۰.۰۰۱۱۲۲ [۰.۶۹۸۸۷]
R^2	۰.۲۹۰۶۶۵	۰.۲۱۵۶۷۹	۰.۲۶۱۲۳۶	۰.۲۱۱۵۶۷	۰.۱۰۰۱۳۹
R^2 تعدیل‌شده	۰.۲۶۶۴۵۶	۰.۱۸۸۹۱۱	۰.۲۳۶۰۲۳	۰.۱۸۴۶۵۸	۰.۰۶۹۴۲۷
آماره F	۱۲.۰۰۶۳	۸.۰۵۷۱۶۱	۱۰.۳۶۰۸۵	۷.۸۶۲۳۰۵	۳.۲۶۰۶۰۱
احتمال	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰

*اعداد داخل [] مقدار آماره t می‌باشد.

برای رعایت اختصار، صرفاً به تحلیل مقادیر پروفایل پایدار (لی و پسران[1] ، ۱۹۹۳) و تجزیه خطای پیش‌بینی بازده سبدها پرداخته‌شده است. در مدل موردنظر، در صورتی اثر تقدم-تا خر 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 جذب‌شده‌اند، یعنی باگذشت یک هفته مقدار پروفایل پایدار برای سبد ۱ از ۱ به ۰,۶۱، برای سبد ۲ از ۱ به ۰,۰۳۹، برای سبد ۳ از ۱ به ۰,۰۲۷، برای سبد ۴ از ۱ به ۰,۰۴۷ 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 داده‌شده 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 جذب‌شده‌اند. برای سبد ۵ حدود ۲۲٪ (کمترین مقدار) واریانس خطای پیش‌بینی توسط تکانه سبد ۱ توضیح داده‌شده و ۵۳٪ (بیشترین مقدار) آن توسط سبد ۴ توضیح داده‌شده 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.

---

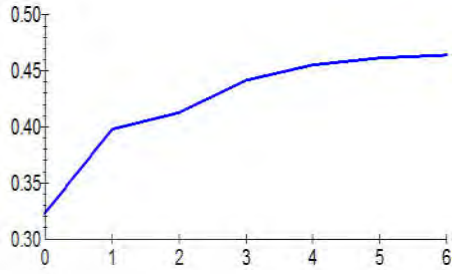
1. Lee and Pesaran

جدول ٤. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته بازده سبدها

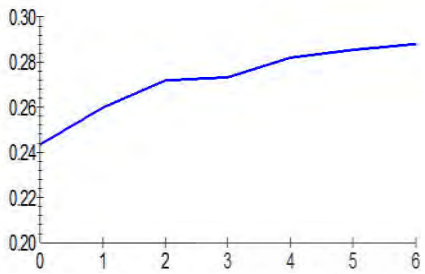
افق زمانی	سبد	سبد ۱	سبد ۲	سبد ۳	سبد ٤	سبد ٥
۰		۱	۰.۲۸۰۶	۰.۳۲۳۶۸	۰.۳۲۲۹۱	۰.۲۴۳۵۲
۱		۰.۹۳۲۴۶	۰.۳۵۱۸۶	۰.۳۹۸۰۸	۰.۳۹۸۰۵	۰.۲۵۹۸
۲	سبد ۱	۰.۹۰۸۵۹	۰.۳۷۴۳۲	۰.۴۳۸۱۱	۰.۴۱۲۷۶	۰.۲۷۱۸۵
۳		۰.۸۶۱۰۲	۰.۴۱۷۳۳	۰.۴۷۵۱۸	۰.۴۴۱۶۱	۰.۲۷۳۳۲
۴		۰.۸۴۵۹	۰.۴۳۵۵۶	۰.۴۹۱۶۱	۰.۴۵۵۳۱	۰.۲۸۱۹۶
۰		۰.۲۸۰۶	۱	۰.۵۷۲۷۶	۰.۵۴۷۸۱	۰.۳۷۲۷۴
۱		۰.۳۱۲۲۵	۰.۹۷۸۲۵	۰.۶۰۸۰۱	۰.۵۶۹۱۶	۰.۳۸۴۸۵
۲	سبد ۲	۰.۳۰۸۴۲	۰.۹۷۴۲۳	۰.۵۹۵۷۱	۰.۵۵۱۶۶	۰.۳۶۵۷۶
۳		۰.۳۱۸۶۱	۰.۹۶۶۵۲	۰.۶۰۷۷۴	۰.۵۵۳۵۱	۰.۳۶۷۹۵
۴		۰.۳۲۳۸۳	۰.۹۶۵۲۷	۰.۶۰۹۷۸	۰.۵۵۶۴۲	۰.۳۶۷۸۲
۰		۰.۳۲۳۶۸	۰.۵۷۲۷۶	۱	۰.۵۶۷۶۳	۰.۴۲۸۷۸
۱		۰.۳۴۷۲۷	۰.۶۳۱۲۳	۰.۹۴۹۵۸	۰.۶۰۵۱۸	۰.۴۱۱۷۲
۲	سبد ۳	۰.۳۳۹۰۱	۰.۶۵۷۵۵	۰.۹۲۸۰۷	۰.۶۰۵	۰.۴۱۰۸۱
۳		۰.۳۴۹۰۵	۰.۶۶۲۶۳	۰.۹۲۰۵۱	۰.۶۱۳۳	۰.۴۲۰۶۷
۴		۰.۳۵۰۲۸	۰.۶۶۸۴۵	۰.۹۱۷۹	۰.۶۱۳۸۹	۰.۴۲۱۳۵
۰		۰.۳۲۲۹۱	۰.۵۴۷۸۱	۰.۵۶۷۶۳	۱	۰.۵۲۴۸۵
۱		۰.۳۰۳۷۳	۰.۵۹۳۸۴	۰.۶۱۵۹	۰.۹۴۶۵۹	۰.۵۱۵۸۸
۲	سبد ٤	۰.۳۰۳۱۲	۰.۶۰۶۹	۰.۶۲۶۲۳	۰.۹۱۸۸	۰.۴۹۹
۳		۰.۳۱۹۹۴	۰.۶۰۳۶۱	۰.۶۲۹۱۹	۰.۹۱۲۰۱	۰.۵۰۶۰۱
۴		۰.۳۲۱۶۱	۰.۶۰۸۶۹	۰.۶۳۱۱۹	۰.۹۰۹۶۳	۰.۵۰۸۱۱
۰		۰.۲۴۳۵۲	۰.۳۷۲۷۴	۰.۴۲۸۷۸	۰.۵۲۴۸۵	۱
۱		۰.۲۲۹۸۷	۰.۳۹۲۶	۰.۴۴۲۵۷	۰.۵۲۲۵۹	۰.۹۷۴۸
۲	سبد ٥	۰.۲۲۶۱۸	۰.۳۹۵۵	۰.۴۴۷۵۹	۰.۵۱۴۹۱	۰.۹۵۵۹
۳		۰.۲۴۱۶۵	۰.۳۹۵۹۲	۰.۴۵۴۸۲	۰.۵۲۹۹۲	۰.۹۳۶۰۷
۴		۰.۲۴۲۸۲	۰.۴۰۲۶	۰.۴۵۸۸۴	۰.۵۳۴۲	۰.۹۳۱۳۸

در مدل موردنظر عکس‌العمل بیش‌ازحد باید در سبد کوچک رخ دهد. با توجه به شکل (۱) و (۲) به دنبال شوک واردشده بر سبد ۵، عکس‌العمل بیش‌ازحد در سبد ۱ اتفاق نیفتاده است. این الگو در مقدار واریانس خطای سبد ۱ در اثر شوک‌های وارد بر سبد ۴ نیز مشاهده می‌شود. سبد ۲ را نیز

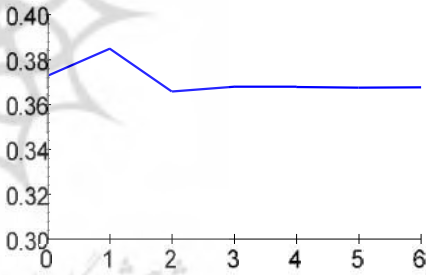
به‌عنوان دومین سبد کوچک بررسی می‌کنیم. مطابق شکل ۳ و ۴ عکس‌العمل بیش‌ازحد در این سبد رخ‌داده است، یعنی مقدار تجزیه واریانس تا دوره اول افزایش‌یافته و سپس کاهش‌یافته است، پس مقدار تجزیه واریانس در دوره t از دوره t-1 و t+1 بیشتر است.



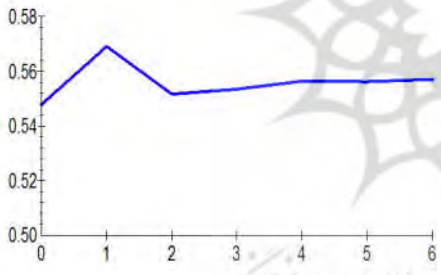
شکل ۱. عکس‌العمل بیش‌ازحد سبد ۱ در اثر شوک واردشده بر سبد ٤



شکل ۲. عکس‌العمل بیش‌ازحد سبد ۱ در اثر شوک واردشده بر سبد ۵



شکل ۳. عکس‌العمل بیش‌ازحد سبد ۲ در اثر شوک واردشده بر سبد ۵



شکل ٤. عکس‌العمل بیش‌ازحد سبد ۲ در اثر شوک واردشده بر سبد ٤

در این شیوه، شاهد وجود اثر تقدم-تا خر میان سبد ۲ با سبدهای ۴ و ۵ هستیم. نتایج این شیوه در برخی موارد با نتیجه حاصل‌شده 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 ایالات‌متحده همسو می‌باشد.

نتایج رویکرد هم جمعی

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

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد شاخص قیمت سبدها

متغیر	مقدار بحرانی جدول در سطوح خطا ۱٪ ۵٪ ۱۰٪			ADF	نتیجه آزمون ADF
قیمت سبد ۱	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,۴۵	-۰,۴۵	در سطح نامانا-I(1)
قیمت سبد ۲	-۲,۵۷	۲,۸۷	-۳,۴۵	-۰,۰۱	در سطح نامانا-I(1)
قیمت سبد ۳	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,۴۵	-۰,۱۷	در سطح نامانا-I(1)
قیمت سبد ٤	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,۴۵	-۰,۴۹	در سطح نامانا-I(1)
قیمت سبد ۵	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,۴۵	-۰,۸۳	در سطح نامانا-I(1)

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

باوجود نا مانایی شاخص قیمت سبدها، مدل (۵) برای هر متغیر مستقل و متغیر وابسته تخمین زده‌شده 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 دومرحله‌ای 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 حاصل‌شده است.

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

متغیرهای x و y در بلندمدت با یکدیگر رابطه تعادلی دارند. درنتیجه رابطه هم جمعی برقرار است، پس اثر تقدم-تا خر در بلندمدت وجود دارد.

جدول ٦. نتایج آزمون ریشه واحد سری عبارت خطا

عبارت خطا	متغیر مستقل	متغیر وابسته	مقدار بحرانی جدول در سطوح خطا ۱٪ ۵٪ ۱۰٪			ADF	نتیجه آزمون ADF
ε_1	قیمت سبد ۱	قیمت سبد ٤	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,٤٥	-۱٦,۷ (۰,۰)	در سطح مانا-I(0)
ε_2	قیمت سبد ۱	قیمت سبد ۵	-۲,۵۷	۲,۸۷	-۳,٤٥	-۹,۷۲ (۰,۰)	در سطح مانا-I(0)
ε_3	قیمت سبد ۲	قیمت سبد ٤	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,٤٥	-۱٦,۰۰ (۰,۰)	در سطح مانا-I(0)
ε_4	قیمت سبد ۲	قیمت سبد ۵	-۲,۵۷	-۲,۸۷	-۳,٤٥	-۱۵,۸٦ (۰,۰)	در سطح مانا-I(0)

مدل‌سازی تصحیح خطا

همان‌طور 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 ارائه‌شده است. همان‌گونه 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 سبد ۱ و سبد 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 ۱۳۹۰-۱۳۹٤

متغیر وابسته	متغیر مستقل	عرض از مبدأ	ECT_{t-1}	Δx_{t-1}	Δx_{t-2}	Δy_{t-1}	Δy_{t-2}
سبد ۱	سبد ٤	۰,۲٤ (۰,۰۷)	-۸.۰(-۳,٦٦)	۰,۸۸ (٤,۲۳)	-۰,۰٤(۰,۰۸)	۰,۰۷۱(۰,۰۲۱)	۰,۰۱٤(۰,۰۲)
سبد ۱	سبد ۵	-۰,۱۸(-۰,۰٤۹)	-۰,۸٦(-۲,۹۷)	۰,۹۸(۳,٤٦)	۰,۰۲(۰,۲۲)	۰,۰۷۸(۲,٤)	۰٦.۰(-۱,۷)
سبد ۲	سبد ٤	-۳۵.۰(-۰,۵)	-۰,۸۹(-۲,۳۰٤)	۰,۹۹(۲,۵۸)	-۰,۰۸۵(۰,۰۸۷)	۰,۱٦(۰,۰۸۳)	-۰,۰٦(-۲,۳)
سبد ۲	سبد ۵	-۰,۵٦(-۰,۰۷)	-۰,۹۵(-۲,٤۹)	۱,۰۲٤(۲,٦)	-۰,۵۸(-۰,٦٤)	۰,۱۰(۱,۳٦)	-۰,۰۲(۰,۰۸)

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 استفاده‌شده 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 محاسبه‌شده، در جدول ۸ ارائه‌شده است.

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

متغیر وابسته	متغیر مستقل	RMSE[1] مدلی که ECT لحاظ شده	RMSE مدلی که ECT لحاظ نشده	آزمون رتبه علامت ویلکاکسن
سبد ۱	سبد ٤	۵۹,۰۲۳	٦۱,٤۲	۰,۹٤
سبد ۱	سبد ۵	۵۹,۱٦	٦۱,۰۹۷	۰,۹۰۷
سبد ۲	سبد ٤	۸۳,۵۱	۸۸,۹۰	۰,۹۰۷
سبد ۲	سبد ۵	۸۷,۵۷	۸۸,۱۱	۰,۸۰٦

مدلی را که سبد ۱ متغیر وابسته و سبد 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 –تا خر در آن لحاظ نشده ارائه می‌دهد.

برای اطمینان بیشتر T از آزمون رتبه علامت‌دار ویلکاکسن برای مقایسه دو مقدار معیار ریشه میانگین مربعات خطا استفاده‌شده است. فرض صفر آزمون ویلکاکسن مبنی بر این است که دو مقدار معیار ریشه میانگین مربعات خطا ازنظر آماری تفاوت معناداری از صفر ندارند، یا مقدار معیار ریشه میانگین مربعات خطاها باهم 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 درنتیجه 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 ۵ نیز مقدار ۰,۸۰۶ به‌دست‌آمده 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–تا خر در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ 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 مشترکی 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 تیتمن، نسبت بازده اضافی به سه عامل ریسک مقطعی، اثر تقدم–تا خر 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 پرتفوهای بزرگ بر بازده پرتفوهای 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. درواقع 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 جذب‌شده‌اند، 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 هم جمعی 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 نهایت 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 هم جمعی 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-autocorelation 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)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی