تحقیقات مالی، دوره ۱۱، شماره ۲۷، بهار و تابستان ۱۳۸۸، از صفحه ۸۱ تا ۹۶

بررسی اثرات پیشرو– پسرو وابسته به اندازه و حجم معامله در بازده و نوسان سهام در بورس اوراق بهادار تهران

حسن قالیباف اصل[۱]، سمیه کلبری[۲]*

۱. استادیار دانشگاه الزهرا، ایران
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه الزهراء، ایران

(تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۸/۲/۲۸، تاریخ تصویب: ۱۳۸۸/۱۰/۲۶)

چکیده

این مطالعه الگوها و منابع خودهمبستگی مقطعی، در بازده و نوسان سهام را در بورس اوراق بهادار تهران از آغار سال ۱۳۸۲ تا پایان سال ۱۳۸۶ مورد مطالعه قرار می‌دهد. مدل به کار گرفته شده در این مطالعه، مدل اقتصاد سنجی GARCH است. اولاً نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد که با کنترل اندازه شرکت در شرایط رکود و در کوتاه‌مدت، بازده پرتفوی‌های با حجم معامله بالا بازده پرتفوی‌های با حجم معامله پایین را پیش‌بینی می‌کند. ثانیاً این مطالعه نشان می‌دهد که تسری نوسان بین بازده پرتفوی‌ها از پرتفوی‌های با حجم معامله پایین به سمت پرتفوی‌های با حجم معامله بالا است. این نتایج با یافته‌های بارتوسوز گبکا متناقض است.

واژه‌های کلیدی: خودهمبستگی مقطعی، اثرات پیشرو- پسرو، قابلیت پیش‌بینی بازده

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* نویسنده مسئول
Email: s_kolbari@yahoo.com

مقدمه

از اوایل قرن بیستم، اعتقاد گروهی از دست‌اندرکاران بازارهای اوراق بهادار، بر این بود که مطالعه تاریخی قیمت‌ها، حاوی اطلاعات مفیدی برای پیش‌بینی قیمت‌ها در آینده است؛ لذا، با به دست آوردن روند قیمت‌ها، الگوی تغییرات، شناخته می‌شود و این الگو به ما می‌گوید که هر چند وقت یک بار، روند خاصی رخ می‌دهد. معتقدین به این طرز تفکر را به دلیل این‌که بر نمودار تمرکز داشتند چارتیست نامیدند. به نظر این مکتب تحلیل بنیادی ضرورتی ندارد، حامیان آن براین باورند که تاریخ تکرار می‌شود. از دهه ۱۹۳۰ مطالعات دیگری که در نقطه مقابل این دیدگاه قرار داشت، آغاز شد. تمرکز اصلی این تحقیقات، روی تصادفی بودن رفتار قیمت‌ها بود و این‌که قیمت‌ها از روند خاصی پیروی نمی‌کنند. نتایج این مطالعات به صورت یک جریان فکری و نظری قوی وارد مباحث اقتصاد و سرمایه‌گذاری گردید و نظریه رفتار تصادفی قیمت‌ها شکل گرفت. مکتب گشت تصادفی، از طریق آزمون‌های تجربی به اثبات رساندند که تغییرات متوالی قیمت‌ها در دوره‌های کوتاه‌مدت همانند یک روز، یک هفته یا یک ماه، مستقل از یکدیگر است.

پس از دهه ۱۹۶۰ تحقیقات از شکل آماری مطالعه رفتار قیمت‌ها، به مسئله ویژگی‌های اقتصادی بازار سهام، موجب تغییرات تصادفی می‌شد، سوق پیدا کرد. این مسئله، موجب پیدایش نظریه بازار کارا شد. بنیادگرایان باور دارند که با تجزیه و تحلیل متغیرهای مالی و اقتصادی کلیدی، می‌توان ارزش واقعی سهم را برآورد نمود. براساس این نظریه هیچ کس نمی‌تواند در بلند مدت به طور سیستماتیک بیشتر از میزان ریسکش که متحمل شده است، بازده کسب کند. سپس کوهم مسئله ناهنجاری‌ها را بیان نمود که فرضیه بازار کارا را مورد چالش قرار داد. و در نهایت لو و مک‌کینلی با بررسی منابع سودهای استراتژی معکوس مبانی تئوریکی را برای رد فرضیه گشت تصادفی و وابسته بودن حرکت آتی قیمت‌ها با روندهای حرکتی گذشته به صورت مقطعی فراهم نمودند.

پرتال جامع علوم انسانی

اهمیت مسئله

تاثیر بازار اوراق بهادار در توسعه اقتصادی یک کشور امری بدیهی است. یکی از وظایف اساسی در این بازار، به جریان انداختن سرمایه‌ها و تخصیص مطلوب منابع می‌باشد. برای ترغیب سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی باید چاره‌جویی کرد و شرایطی را فراهم کرد که به سرمایه‌گذاران در آگاهی دادن درباره‌ی بازارهای مالی و تصمیم گیری آن‌ها کمک کند.

یک عامل بسیار مهم که تصمیمات سرمایه‌گذاران را تحت تاثیر قرار می‌دهد عامل بازده سرمایه‌گذاری می‌باشد. اگر بتوان بازده سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی کرد و مدل‌هایی برای آن ارایه داد در واقع شرایط مطمئن‌تری در بازده سرمایه ایجاد می‌شود که به امر گسترش سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی کمک خواهد کرد. از طرف دیگر اندازه‌گیری نوسان در بازارهای سهام برای تعیین هزینه سرمایه و برای ارزیابی سرمایه‌گذاری‌ها و تصمیمات اهرمی سرمایه‌گذاری از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا نوسان در بسیاری از موارد مترادف با ریسک می‌باشد و تغییرات قابل ملاحظه در نوسانات سهام اثرات منفی معنی‌داری را بر ریسک گریزی سرمایه‌گذاران خواهد داشت.

تحقیقات گسترده‌ای در زمینه تشریح رفتار بازده سهام عادی صورت گرفته است که حاصل این تحقیقات ارایه مدل‌هایی نظیر، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مدل‌های عاملی یا شاخصی، مدل آربیتراژ، تحلیل‌های فنی، تحلیل بنیادی و خودهمبستگی مقطعی در بازده پرتفوی‌ها می‌باشد.

بررسی ماهیت خودهمبستگی مقطعی دربازده پرتفوی‌ها در بازار کشورهای توسعه یافته مورد مطالعه قرارگرفته است و منابع و ماهیت آن در این بازارها مشخص شده است. در این تحقیق به دنبال این موضوع هستیم که با اتکا بر ادبیات خودهمبستگی مقطعی شواهد تجربی برای منابع و ساختار خودهمبستگی مقطعی در سهام موجود در بورس اوراق بهادار تهران ایجادکنیم تا ابزار تایید شده دیگری را جهت کمک به سرمایه‌گذاران و دیگر استفاده کننده‌گان برای اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری اقتصادی آنها ایجاد کنیم.

اهداف پژوهش

تحقیق حاضر بر آن است که منابع و الگوهای خودهمبستگی مقطعی در بازده و نوسان سهام که وابسته به حجم معاملهٔ پرتفوی‌ها می‌باشد را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قراردهد و در صورت وجود این پدیده از آن به عنوان معیاری مناسب در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری استفاده کند.

پیشینه پژوهش

ادبیات خودهمبستگی مقطعی اولین بار توسط لو و مک‌کینلی وارد ادبیات مالی شد. این دو محقق در مقاله خود که در سال ۱۹۹۹ انتشار یافت به این نتیجه رسیدند که بازده پرتفوی‌های بزرگ (شامل سهام شرکت‌هایی با سرمایه بالا) بازده پرتفوی‌های کوچک (سهام شرکت‌هایی که سرمایه کمی داشتند) را پیش‌بینی می‌نماید و این رابطه یک طرفه است[۱۹] و [۱۸]. این ساختار خودهمبستگی مقطعی نامتقارن به عنوان اثر پیشرو-پسرو وابسته به اندازه نامیده شد و به تعدیل کندتر سهام کوچک به اخبا منتشر شده در بازار نسبت داده شده است[۱۱، ۸، ۷، ۶، ۵، ۲].

این یافته‌ها با تردید نسبت به منابع و ماهیت خودهمبستگی مقطعی در مقابل خودهمبستگی بین بازده‌ها دنبال شد [۵]. از یک جنبه اعتقاد بر این بود که روابط پیشرو-پسرو بیان شده به وسیله لو و مک‌کینلی ساختگی است و بر اساس خودهمبستگی بین بازده‌ها قابل تشریح می‌باشد [۲۰، ۱۴، ۱۰، ۹، ۵]. به عبارت دیگر استقلال خودهمبستگی مقطعی تایید شد و ابعاد دیگر روابط پیشرو- پسرو، بجز اثر اندازه، مورد مطالعه قرار گرفت. برای مثال برینان (۱۹۹۳) به این نتیجه رسید که تعدادی از تحلیل‌گران سرمایه‌گذاری از سرعت تعدیل قیمت سهام به اخبار جاری تبعیت می‌کنند. بادریناف در سال ۱۹۹۵ به این نتیجه رسید که سطح مالکیت موسسه یک نقش اساسی در تبیین اثرات پیشرو- پسرو داشته باشد. بدان معنا که بازده سهامی که توسط معامله گران سازمانی (آگاه) نگه‌داری می‌شود بازده سهام معامله‌گران غیرسازمانی (ناآگاه) را پیش‌بینی می‌کند و این اثرات بعد از کنترل اثر اندازه وجود دارد. علاوه براین مطالعات چندی به این نتیجه دست یافتند که حجم معامله یک عنصر پیش‌بینی کننده برای بازده باشد [۲۲، ۱۶، ۱۵]. برای مثال چوریدا و اسوامیناتان (۲۰۰۰) به این نتیجه دست یافتند که پرتفوی‌های باحجم معامله بالا

بازده پرتفوی‌های با حجم معامله پایین را پیش‌بینی می‌کند (رهبری مبتنی بر حجم معامله). این دو محقق هم‌چنین نشان دادند که قابلیت پیش‌بینی اندازه و حجم معامله مستقل از یکدیگر هستند[۱۸]. علاوه براین دیسای و توکل (۲۰۰۱) نشان دادند که اثر اندازه قوی‌تر از اثر حجم معامله می‌باشد[۱۰]. مطالعات متعددی در این زمینه انجام شد که یافته‌های مشابه دیسای و توکل را در بر داشت [۲۱، ۱۴، ۱۲، ۱]. بارتوسوز گبکا در سال ۲۰۰۸ الگوها و منابع خودهمبستگی مقطعی را در بازده و نوسان سهام مورد مطالعه قرار داد و نشان داد که اندازه و حجم معامله قابلیت پیش‌بینی بازده را دارند و هم‌چنین تسری نوسان از پرتفوی‌های باحجم معامله بالا (اندازه بزرگ)به سمت پرتفوی‌های باحجم معامله پایین (اندازه کوچک) صورت می‌گیرد [۳]. تحقیق حاضر که در ادامه تحقیقات بحث شده در این فصل انجام می‌گیرد در نظر دارد تا به مانند مطالعات گذشته متغیرهای اندازه و حجم سهام معامله شده را به عنوان فاکتورهایی برای رتبه‌بندی سهام به کارگیرد و اثرات پیشرو- پسرو را با به کارگیری مدل گارچ و روشی که بارتوسوز گبکا برای بورس ورشو در نظر گرفت برای بورس ایران پیاده کند. برتری این تحقیق که در ادامه کار بارتوسوز گبکا صورت می‌پذیرد در این است که علاوه بر بررسی الگوهای خودهمبستگی مقطعی در بازده، این الگوها را در نوسان نیز مورد مطالعه قرار می‌دهد.

پرسش‌های پژوهش

تحقیق حاضر به دنبال پاسخگویی به سوالات زیر می‌باشد:

- آیا الگوهای خودهمبستگی مقطعی در بازده و نوسان سهام موجود می‌باشند؟
- آیا نسبت سهام مبادله شده خودهمبستگی مقطعی در بازده و نوسان را تشریح می‌نماید؟

فرضیات پژوهش

در این مطالعه با اتکا بر ادبیات خودهمبستگی مقطعی (اثرات پیشرو- پسرو) که توسط لو و مک‌کینلی وارد ادبیات مالی گردیده است به بررسی وجود یا عدم وجود این پدیده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. به همین منظور فرضیات زیر مطرح گردیده است:

- بازده سهام با حجم معامله بالا بازده سهام با حجم معامله پایین را پیش‌بینی می‌نماید.

- تسری نوسان در بازار از سهام با حجم معامله بالا به سمت سهام با حجم معامله پایین می‌باشد.

روش پژوهش و تجزیه وتحلیل اطلاعات

به منظور آزمون فرضیات اول (اثرات پیشرو–پسرو وابسته به حجم معامله در بازده) ابتدا دو پرتفوی A و B در نظرگرفته می‌شود و فرض می‌شود که بازده پرتفوی B بازده پرتفوی A راپیش‌بینی می‌نماید، و این رابطه نامتقارن است (یعنی بازده پرتفوی A قادر به پیش‌بینی بازده پرتفوی B نمی‌باشد). هم‌چنین برای آزمون فرضیات دوم مبنی بر بررسی اثر تسری نوسان از پرتفویB به A، یک فرایند سه مرحله‌ای طی می‌شود. ابتدا شوک‌هایی در بازده پرتفوی‌ها ایجاد می‌شود ($\mu_{A,t}$ و $\mu_{B,t}$) که پسماندهای حاصل از رگرس نمودن بازده هر پرتفوی بر بازده با وقفه خودش و هم‌چنین بر بازده با وقفه پرتفوی دیگر می‌باشند. بنابراین برای ایجاد پسماندها معادله زیر برای پرتفوی B و A به طور جداگانه برآورد گردید:

$$R_{J,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{J,i} R_{J,t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha'_{J,i} R_{J,t-i} D^{up} + \sum_{i=1}^{L} \beta_{k,i} R_{k,t-i} + \sum_{i=1}^{L} \beta'_{k,i} R_{k,t-i} D^{up} + \mu_{J,t} \quad (۱)$$

$$h_{J,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \mu_{J,t-1}^2 + \gamma_2 h_{J,t-1}$$

که در این معادله $R_{k,t-i}$ $(R_{J,t-i})$ بازده پرتفوی(B و K= A) B و J= A در زمان $t-i$، D^{up} متغیر مجازی است که در شرایط مثبت بازار (بازدهی مثبت شاخص بازار) مقدار یک و اگر شرایط بازار منفی باشد ارزش صفر اختیار می‌کند. عبارت‌های خطا به صورت یک فرایند $GARCH\,(1,1)$ با واریانس شرطی $h_{J,t}$ مدل‌مند شده‌اند. $\mu_{J,t}$ شوک‌های بازده را شامل می‌شود، یعنی بخشی از بازده $R_{J,t}$ که مستقل از خودهمبستگی و خودهمبستگی مقطعی است.

در مرحله بعد شوک‌های پرتفوی بازار، یعنی $\nu_{m,t}$، ایجاد شدکه پسماندهای حاصل از مدل $GARCH\,(1,1)$ زیر برای بازده پرتفوی بازار می‌باشد:

$$R_{m,t} = \sum_{i=1}^{5} R_{m,t-i} + \nu_{m,t} \quad (۲)$$

$$h_{m,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \nu_{m,t-1}^2 + \gamma_2 h_{m,t-1}$$

در مرحله بعدی، برای هر پرتفوی B و J= A مربع شوک‌های با وقفه پرتفوی دیگر (K=AوB)، یعنی $\mu_{k,t-1}^2$، که از برآورد معادله اول به دست آمده بود، و هم‌چنین مربع پسماندهای ایجاد شده حاصل از بازده بازار، یعنی، $\nu_{m,t-1}^2$، به عنوان متغیر توضیحی در

معادله واریانس شرطی قرارگرفت. این مربع بازده‌های پیش‌بینی نشده به عنوان شاخصی برای واریانس بازده‌های پیش‌بینی نشده پرتفوی K می‌باشند. در معادله واریانس نیز شرایط مثبت و منفی بازار ازهم تفکیک شدند و نهایتاً مدل زیر برای هر پرتفوی برآورد گردید:

$$R_{J,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_{J,i} R_{J,t-i} + \sum_{i=1}^{L} \alpha'_{J,i} R_{J,t-i} D^{up} + \sum_{i=1}^{L} \beta_{k,i} R_{k,t-i} + \sum_{i=1}^{L} \beta'_{k,i} R_{k,t-i} D^{up} + \mu_{J,t} \qquad (۳)$$

$$h_{J,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \mu^2_{J,t-1} + \gamma_2 h_{J,t-1} + \gamma_3 \mu^2_{J,k-1} + \gamma'_3 \mu^2_{J,k-1} D^{up} + \gamma_4 \nu^2_{m,t-1} + \gamma'_4 \nu^2_{m,t-1} D^{up})$$

بنابراین با فرض این‌که J= A و K=B باشد، پارامتر $\alpha_{A,i}$ خودهمبستگی پرتفوی A را با وقفه i، $\beta_{B,i}$ حساسیت بازده پرتفوی B بر پرتفوی A در وقفه i، و γ_3 بزرگی تسری نوسان از پرتفوی B به پرتفوی A را نشان می‌دهد.

اگر یک روابط پیشرو- پسرو بین بازده پرتفوی‌های B و A موجود باشد، انتظار می‌رود بعد از کنترل خودهمبستگی بین بازده‌های پرتفوی، بازده با وقفه پرتفوی B (پرتفوی با اندازه بزرگ و حجم معامله بالا) اثر بزرگ‌تری بر بازده جاری پرتفوی A (پرتفوی با اندازه کوچک و حجم معامله کم) نسبت به بازده با وقفه A بر بازده جاری پرتفوی B اعمال نماید. علاوه براین اگربعد از کنترل خودهمبستگی در نوسانات تسری نوسان از پرتفوی B به پرتفوی A وجود داشته باشد پارامترهای γ_3 (برای شرایطی که بازار منفی است) و $\gamma'_3 + \gamma_3$ (شرایط مثبت بازار) به طور معنی‌داری مخالف صفر خواهد بود. فرضیات مربوط تعیین تقارن یا عدم تقارن اثرات پیشرو-پسرو را به صورت زیر می‌توان بیان نمود:

- اثرات پیشرو- پسرو در بازده

اگر بازار روبه بالا باشد:
$$\begin{cases} H_0 : \sum_{i=1}^{L} (\beta_{B,i} + \beta'_{B,i}) = \sum_{i=1}^{L} (\beta_{A,i} + \beta'_{A,i}) \\ H_1 : \sum_{i=1}^{L} (\beta_{B,i} + \beta'_{B,i}) \neq \sum_{i=1}^{L} (\beta_{A,i} + \beta'_{A,i}) \end{cases}$$

اگر بازار روبه پایین باشد:
$$\begin{cases} H_0 : \sum_{i=1}^{L} \beta_{B,i} = \sum_{i=1}^{L} \beta_{A,i} \\ H_1 : \sum_{i=1}^{L} \beta_{B,i} \neq \sum_{i=1}^{L} \beta_{A,i} \end{cases}$$

- اثرات پیشرو- پسرو درنوسان

اگر بازار روبه بالا باشد:
$$\begin{cases} H_0 : \gamma_3 + \gamma'_3 = 0 \\ H_1 : \gamma_3 + \gamma'_3 \neq 0 \end{cases}$$

اگر بازار روبه پایین باشد: $\begin{cases} H_0 : \gamma_3 = 0 \\ H_1 : \gamma_3 \neq 0 \end{cases}$

برای آزمون فرضیات مربوط به اثرات پیشرو-پسرو در بازده در صورت معنی دار بودن ضریب حساسیت بازده وقفه دار پرتفوی با حجم معامله بالا نسبت به بازده جاری پرتفوی با حجم معامله پایین معنی دار باشد و ضریب حساسیت بازده وقفه دار پرتفوی باحجم معامله پایین نسبت به بازده جاری پرتفوی با حجم معامله بالا معنی دار نباشد می‌توان نتیجه گرفت که اثرات پیشرو- پسرو وجود دارد و این رابطه نامتقارن است و در صورت معنی‌داری هر دو ضریب حساسیت برای تعیین اثرات پیشرو-پسرو از آماره Z به صورت زیر استفاده خواهد شد:

$$Z = \frac{\theta_2 - \theta_1}{\sqrt{\sigma^2_{\theta_2} + \sigma^2_{\theta_1}}} \qquad (۴)$$

در این آماره $\sigma^2_{\theta_2}$ و $\sigma^2_{\theta_1}$ واریانس حاصل از برآورد پارامترهای θ_2 و θ_1 می‌باشند، اگر آماره محاسبه شده بزرگ‌تر از مقادیر جدول باشد فرض صفر رد می‌شود در غیر این صورت دلیلی برای رد فرض صفر وجود نخواهد داشت

روش گردآوری اطلاعات و داده‌های تحقیق

اطلاعات مورد استفاده این تحقیق از فایل‌های دریافتی از شرکت خدمات بورس اوراق بهادار و هم‌چنین سایت مدیریت پژوهش و فناوری اطلاعات جمع‌آوری گردید و با استفاده از نرم افزار اکسل این اطلاعات مرتب و محاسبات لازم صورت پذیرفت. سپس نرم افزار اقتصادسنجی ایویوز جهت انجام تخمین و آزمون‌های لازم استفاده گردید.

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری تحقیق حاضر کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از آغاز سال ۱۳۸۲ تا انتهای سال ۱۳۸۶ می‌باشد.

به منظور نمونه‌گیری ابتدا از بین شرکت‌های موجود در طی سال‌های مورد بررسی شرکت‌های سرمایه‌گذاری به دلیل شرایط خاص آن‌ها و هم‌چنین شرکت‌هایی که در طی سال‌های مورد بررسی زیان‌ده بودند حذف شدند. برای کنترل اثرات معاملات غیرهمزمان شرکت‌هایی که در خلال سال‌های مورد بررسی کم معامله بودند نیز در نمونه در نظرگرفته

نشدند. سپس از بین شرکت‌های باقیمانده برای هرسال شرکت‌هایی در نظرگرفته شدند که حداقل ۵۰٪ از روزهای معاملاتی سال مورد نظر مورد معامله قرارگرفته بودند.

در مرحله بعدی نمونه‌گیری، میانگین تعداد روزهای معاملاتی شرکت‌ها برای هر سال محاسبه شد و نهایتاً در هر سال شرکت‌هایی انتخاب شدند که تعداد روزهای معاملاتی آنها بیشتر از متوسط روزهای معاملاتی شرکت‌ها در سال مورد بررسی بود. بعداز این‌که شرکت‌ها به روش ذکر شده در بالا انتخاب شدند در گام بعدی دو گروه پرتفوی تشکیل شد.

به منظور کنترل اثرات اندازه و تحلیل اثرات پیشرو- پسرو وابسته به حجم معامله دو جفت پرتفوی تشکیل شد که هر جفت شامل دو پرتفوی با اندازه برابر و حجم معامله متفاوت بودند روش تشکیل پرتفوی‌ها به شرح زیر می‌باشد:

ابتدا شرکت‌ها برمبنای میانگین ارزش بازاری سال گذشته خود رتبه بندی شدند و سپس در دو پرتفوی با اندازه بزرگ و اندازه کوچک قرارگرفتند؛ در مرحله بعد شرکت‌های موجود در هریک از پرتفوی‌های مرتب شده براساس اندازه، بر مبنای میانگین درصد سهام مبادله شده سال گذشته خود رتبه بندی شدند و به دو پرتفوی با حجم معامله بالا و حجم معامله پایین تقسیم شدند. سهام موجود در هر جفت پرتفوی هر سال براساس معیارهای رتبه بندی و نمونه‌گیری تغییر می‌کند و هر سال سهام جدیدی را شامل می‌شود. اصطلاح به کارگرفته شده برای نامگذاری این پرتفوی‌ها در این مطالعه پرتفوی‌های اندازه–حجم می‌باشد.

روش اندازه‌گیری متغیرهای تحقیق

به منظور محاسبه بازده روزانه پرتفوی‌ها ابتدا بازده روزانه برای سهام موجود در پرتفوی مورد نظر براساس فرمول زیر محاسبه گردید:

$$r_{jt} = \ln(\frac{p_{jt}}{pjt-1}) \qquad (۵)$$

در این معادله، p_{jt}، قیمت سهم j ام در زمان t ام و p_{jt-1}، قیمت سهم j ام در زمان t-1 می‌باشد. سپس با دادن وزن برابر به تک تک سهام موجود در پرتفوی مورد نظر بازده پرتفوی از طریق فرمول زیر محاسبه شد:

$$r_p = 1/n \sum_{j=1}^{n} r_{jt} \qquad (۶)$$

لازم به ذکراست که در محاسبه بازده پرتفوی‌ها شرکت‌هایی که دو روز متوالی مورد معامله قرارنگرفته بودند در روز سوم در محاسبه پرتفوی حذف شدند.

برای اندازه‌گیری حجم معامله نسبت گردش مبادله سهام به کارگرفته شد که به صورت تعداد سهام معامله شده در یک روز معین به تعداد کل سهام شرکت مورد نظر تعریف می‌شود:

$$\tau_i = \frac{v_{it}}{N_i} \qquad (۷)$$

که در آن v_{it} تعداد سهام معامله شده شرکت i ام در روز t، و N_i تعداد کل سهام شرکت می‌باشد. برای رتبه بندی شرکت‌ها بر مبنای نسبت گردش معامله برای هر سال میانگین نسبت گردش معامله سال گذشته هریک از سهام به عنوان معیار رتبه بندی به کارگرفته شد.

متغیر به کارگرفته شده به عنوان معیار اندازه تک تک سهام در این پژوهش ارزش بازاری سهام تک تک شرکت‌ها می‌باشد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$s_{it} = p_{it} \times cap_i \qquad (۸)$$

که در آن p_{it} قیمت سهم شرکت i ام در روز t، و cap_i سرمایه شرکت می‌باشد. برای رتبه بندی شرکت‌ها بر مبنای اندازه نیز میانگین ارزش بازاری سال گذشته به عنوان مبنای رتبه بندی به کارگرفته شد.

بازده شاخص قیمت و بازده نقدی متغیر دیگری است که در این مطالعه به عنوان بازده بازار در نظر گرفته شده است. بازده بازار به صورت زیر محاسبه شد:

$$R_{mt} = \ln\left(\frac{TEDPIX_t}{TEDPIX_{t-1}}\right) \qquad (۹)$$

بازده محاسبه شده به این طریق در این مطالعه به عنوان متغیر مجازی در نظرگرفته می‌شود به این ترتیب که وقتی بازده بازار منفی باشد مقدار صفر و هرگاه بازده بازار مثبت باشد مقدار یک اختیار می‌کند.

$$dum = \begin{cases} 1 \, if \; R_{mt} \succ 0 \\ 0 \, if \; R_{mt} \prec 0 \end{cases} \qquad (۱۰)$$

توصیف آماری داده‌ها

برای انجام تجزیه وتحلیل و آزمون فرضیات، از اطلاعات مربوط به قیمت‌های روزانه سهام شرکت‌های موجود در نمونه و هم‌چنین اطلاعات روزانه شاخص قیمت و بازده نقدی در طی دوره‌ی مورد بررسی استفاده شد. برای محاسبه بازده روزانه از روش‌های مطرح شده در فصل گذشته استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که میانگین بازدهی شاخص قیمت و بازده نقدی در شرایط رونق بازار ۰/۰۲۳۳۴۵ و برای شرایط رکود مقدار آن ۰/۰۰۲۶۳۸- در طی دوره نمونه بوده است. تعداد مشاهدات بازده بازار ۷۲۷ بود که از این تعداد ۳۹۸ بازده مثبت و ۳۲۹ بازده منفی مشاهده شد. خلاصه ویژگی‌های آماری برای بازده بازار به شرح نگاره زیر می باشد:

نگاره ۱. خلاصه ویژگی‌های آماری داده‌ها برای بازده بازار

شرایط بازار	میانگین	انحراف معیار	شاخص چولگی	شاخص کشیدگی	سطح معنی‌داری آزمون جارک-برا
رونق	۰/۰۲۳۲۶	۰/۰۰۳۰۶	۱۳/۷۹۲۴۲	۲/۸۶۰۱۲۴	۰/۰۰۰۰۰۰
رکود	-۰/۰۰۲۶۳۸	۰/۰۰۲۹۹۲	۱۴/۹۹۶۴	-۲/۸۸۹۸۹۹	۰/۰۰۰۰۰۰

هم‌چنین بازده روزانه برای پرتفوی‌ها محاسبه شد خلاصه ویژگی‌ها برای پرتفوی‌های مفروض در نگاره (۲) ارایه شده است.

نگاره ۲. خلاصه ویژگی‌های آماری داده‌هابرای پرتفوی‌های مرتب شده براساس اندازه- حجم

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	شاخص چولگی	شاخص کشیدگی	سطح معنی‌داری آماره آزمون جارک- برا
R_{11}^{*}	۰/۰۰۰۴۸۸	۰/۰۰۴۶۵۱	۰/۳۱۹۱۳۷	۶/۳۷۲۳۴۷	۰/۰۰۰۰۰۰
R_{12}	۰/۰۰۰۴۹۲	۰/۰۰۵۷۵۱	-۰/۰۳۱۸۵۸	۶/۴۲۹۰۲۰	۰/۰۰۰۰۰۰
R_{21}	۰/۰۰۰۱۵	۰/۰۰۶۰۷۷	-/۰۲۴۳۱	۶/۱۰۰۴۰۱	۰/۰۰۰۰۰۰
R_{22}	-۰/۰۰۰۲۴۵	۰/۰۰۵۲۷۱	۰/۲۵۰۹۷۶	۵/۱۲۸۸۹۸	۰/۰۰۰۰۰۰

*R_{ij}: بازده پرتفوی در i امین سطح اندازه (i=1,2) و j امین سطح حجم (j=1,2) در درون هر سطح اندازه وقتی که 1 بیانگر کمترین حجم (اندازه)و 2 بیانگر بالاترین حجم (اندازه) می‌باشد.

مشاهده می‌شود که بیشترین بازدهی مربوط به پرتفوی با اندازه بزگ و حجم معامله پایین با میانگین بازدهی ۰/۰۰۰۱۵ و کمترین بازدهی مربوط به پرتفوی با اندازه بزرگ و حجم معامله بالا (۰/۰۰۰۲۴۵-) می‌باشد. براساس انحراف معیار نمونه‌ی بازدهی پرتفوی‌ها

مشاهده می‌شود که پرتفوی با اندازه بزرگ و حجم معامله پایین، بیشترین ریسک و پرتفوی با حجم معامله پایین و اندازه کوچک کمترین ریسک را دارد. بازده تمامی پرتفوی‌ها به جز R_{12} چولگی مثبت دارند، که مقدار آن برای R_{11} نسبت به بقیه شدیدتر است. بررسی معیار کشیدگی[1]، حاکی از این است که توزیع احتمال داده‌ها نسبت به توزیع نرمال کشیده‌تر و دنباله‌های آن‌ها اندکی از توزیع نرمال پهن‌تر است. مقدار این معیار برای R_{12} نسبت به بقیه بسیار بالاتر است. در نهایت،آزمون جارک- برا فرض نرمال بودن توزیع بازدهی پرتفوی‌ها را در تمامی موارد رد می‌کند.

آزمون فرضیات

فرضیه اول (اثرات پیشرو- پسرو وابسته به حجم معامله در بازده): بازده گذشته سهام با حجم معامله بالا بازده سهام با حجم معامله پایین راپیش‌بینی می‌نماید. نتایج حاصل از برآورد معادله میانگین شرطی که در نگاره (۳) برای پرتفوی‌های با اندازه بزرگ و کوچک ارایه شده است برای آزمون این فرضیه استفاده می‌شود. نتایج حاصل از رگرسیون پرتفوی‌های با حجم معامله پایین بر پرتفوی‌های با حجم معامله بالا (R_{11} بر R_{12}) در شرایط رکود و در کوتاه مدت نشان می‌دهدکه بین بازده وقفه‌دار پرتفوی با حجم معامله بالا و بازده جاری پرتفوی با حجم معامله پایین رابطه وجود دارد. بررسی ضرایب رگرسیون با متغیر وابسته R_{21} نیز نشان می‌دهد که بازده وقفه دار پرتفوی با حجم معامله بالا در کوتاه مدت و در شرایط رکود بازار قابلیت پیش‌بینی بازده جاری پرتفوی با حجم معامله پایین را دارد. بررسی نتایج حاصل از رگرس نمودن پرتفوی‌های با حجم معامله بالا بر پرتفوی‌های با حجم معامله پایین در هر دو سطح اندازه شواهدی از قابلیت پیش‌بینی بازده توسط بازده گذشته پرتفوی معامله پایین را نشان نداد. به طور کلی، نتایج حاکی از وجود اثرات پیشرو- پسرو وابسته به حجم در کوتاه مدت و یک طرفه بودن این اثرات است.

---

۱. معیارکرتسیس،که معیار کشیدگی نیز نامیده می‌شود،برای توزیع نرمال معادل ۳ است.هر چه این معیار برای یک توزیع بزرگ‌تر باشد،این توزیع دنباله‌های پهن‌تری نسبت به توزیع نرمال دارد این معیار برای نمونه با T مشاهده به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$K = \frac{\sum_{t=1}^{T}(r_t - \bar{r})^4}{(T-1)\sigma_r^4}$$

نگاره ۳. روابط پیشرو- پسرو وابسته به حجم معامله

پرتفوی	پرتفوی با اندازه کوچک		پرتفوی با اندازه بزرگ	
متغیر وابسته(J)	R_{11}	R_{12}	R_{21}	R_{22}
متغیر مستقل(J,K)	R_{11}وR_{12}	R_{11}وR_{12}	R_{21}وR_{22}	R_{21}وR_{22}
اثرات میانگین (شرایط رکود)				
خودهمبستگی (own-autocorrelation)				
$\alpha_{J,-1}$	۰/۵۵۸۱۰۵ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۰۵۴۳۶ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۰۹۶۶۷۲ (۰/۰۰۰۰)	۰/۵۹۹۹۰۹ (۰/۰۰۰۰)
$\sum_{i=-5}^{-1}\alpha_{J,i}$	*	*	*	۰/۰۳۰۹۱۹ (۰/۳۱۸۹)
خودهمبستگی مقطعی (cross-autocorrelation)				
$\beta_{k,-1}$	۰/۱۰۲۶۷۷ (۰/۰۰۰۰)	۰/۰۷۹۵۷۷ (۰/۰۴۸۶)	۰/۱۳۷۷۶۹ (۰/۰۰۰۱)	*
$\sum_{i=-5}^{-1}\beta_{k,i}$	*	*	*	*
Z-STAT			−۰/۴۸۹۶۴	
شرایط رونق				
خودهمبستگی (own-autocorrelation)				
$\alpha_{J,-1}+\alpha'_{J,-1}$	*	۰/۰۹۲۰۴۱ (۰/۰۶۶)	۰/۳۲۸۲ (۰/۰۶۵۹۵۸)	*
$\sum_{i=-5}^{-1}\alpha_J+\alpha'_J$	۰/۱۰۲۲۸ (۰/۰۱۶۹)	*	*	*
خودهمبستگی مقطعی (cross-autocorrelation)				
$\beta_{k,-1}+\beta'_{k,-1}$	*	*	*	*
$\sum_{i=-5}^{-1}\beta_k+\beta'_k$	*	*	*	*
اثرات واریانس				
γ_3	۰/۰۲۲۲۸۵ (۰/۱۵۸۹)	۰/۰۴۰۹۹۸ (۰/۰۴۱۳)	۰/۰۶۵۵۳۶۴ (۰/۰۵۰۳)	۰/۱۱۲۹۲ (۰/۰۱۱۴)
$\gamma_3+\gamma'_3$	۰/۰۱۵۷۶۲ (۰/۵۹۳۹)	۰/۰۰۵۷۵۴ (۰/۸۶۶۹۱)	−۰/۰۲۵۲۳ (۰/۴۷۲۱)	۰/۰۶۳۲۹ (۰/۶۲۵۱)
$Adj.R^2$	۰/۲۳۵۲۶	۰/۱۹۴۲۷۸	۰/۱۸۴۹۷۴	۰/۱۸۷۴۷۶
DW	۲/۰۵۲۴۹۷	۲/۱۰۲۳۲۸	۱/۹۸۳۷۵۵	۲/۰۵۹۵۵۹
Prob(F-STAT)	۰	۰	۰	۰
Prob (LM-test)	–	–	–	۰/۹۳۶۲۴۵
NOB	۷۱۲	۷۱۲	۶۷۲	۶۷۲

R_{KJ}: بازده پرتفوی در Kامین سطح اندازه (K=1,2)و J امین سطح حجمی (J=1,2) سطح اندازه می‌باشد.Z-STAT بیانگر آماره Z برای آزمون می باشد$Adj.R^2$ ضریب تعیین تعدیل شده ، DW آماره دوربین واتسن برای بررسی خودهمبستگی سریالی، آماره F معنی‌داری کلی رگرسیون، آماره LM آماره آزمون بروش و گودفری برای رفع خودهمبستگی سریالی را نشان می‌دهد. در نهایت NOB تعدادمشاهدات می‌باشد. ارزش مربوط به معنی‌داری ضرایب داخل پرانتز ذکر شده‌است. علامت * نشان دهنده ضرایبی است که به دلیل بی‌معنا بودن از تخمین مدل حذف گردیده‌اند.

با بررسی معنی‌داری پارامترهای $\gamma_3+\gamma'_3$ و γ_3در معادلات با متغیر وابسته پرتفوی با اندازه کوچک شواهدی از تسری نوسان از پرتفوی اندازه بزرگ به پرتفوی اندازه کوچک یافت نشد اما نتایج حاصل از رگرس نمودن بازده پرتفوی با اندازه بزرگ بر پرتفوی اندازه کوچک (R_{12} بر R_{11}) نشان می‌دهد که شوک‌های پرتفوی‌های کوچک

قابلیت پیش‌بینی واریانس شرطی بازده پیش‌بینی نشده پرتفوی‌های بزرگ را دارا می‌باشند. این رابطه برای شرایط منفی بازار معنی دار است. هم‌چنین نتیجه مشابهی برای معادله رگرسیون با متغیر وابسته R_{22} در شرایط رکود بازار یافت شد.

فرضیه دوم (اثرات پیشرو- پسرو وابسته به حجم معامله در نوسان پرتفوی): تسری نوسان در بازار از پرتفوی باحجم معامله بالا به سمت پرتفوی با حجم معامله پایین صورت می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد معادله واریانس شرطی که در نگاره (۳) برای پرتفوی‌های با حجم معامله بالا و پایین ارایه شده است برای آزمون این فرضیه مورد استفاده قرار می‌گیرد. معنی داری پارامتر γ_3 و $\gamma_3+\gamma'_3$ در معادله واریانس شرطی رگرسیون با متغیر وابسته R_{21} بیانگر تسری نوسان از پرتفوی با حجم معامله بالا به سمت پرتفوی با حجم معامله پایین در شرایط مثبت و منفی بازار می‌باشد .ضرایب حاصل از معادله واریانس شرطی که از رگرس نمودن R_{11} بر R_{12} حاصل شده است برای شرایط مثبت و منفی بازار معنی دار نیست اما نتایج حاصل از معادله رگرسیون با متغیر وابسته R_{12} نشان می‌دهد که شوک‌های پرتفوی باحجم معامله پایین واریانس شرطی بازده پیش‌بینی نشده پرتفوی با حجم معامله بالا را پیش‌بینی می‌نمایند که این نتیجه بر خلاف فرضیه بیان شده می‌باشد. هم‌چنین نتایج حاصل از معادله رگرسیون با متغیر وابسته R_{22} نشان می‌دهد که تسری نوسان از پرتفوی با حجم معامله پایین به پرتفوی با حجم معامله بالا صورت می‌گیرد.

یافته‌های تحقیق و نتایج

نتیجه کلی که از آزمون فرضیات بر می‌آید را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

شواهد حاصل از خودهمبستگی مقطعی در بازده و نوسان در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان یک بازار نوظهور در مقایسه با بازارهای توسعه یافته ضعیف‌تر می‌باشد. یکی از دلایل این پدیده را می‌توان به محدودیت‌های اعمال شده بر حرکت‌های روزانه قیمت در بورس اوراق بهادار تهران نسبت داد. اگرچه سیاست حد نوسان ریسک را کاهش می‌دهد و منجر به تثبیت قیمت‌های سهام می‌شود، اما مانع انعکاس کامل و سریع اطلاعات در قیمت‌ها و حجم معامله می‌شود. علاوه بر این نتایج حاصل از فرضیاتی که جهت تسری نوسان را مورد مطالعه قرار دادند نشان داد که سهام کوچک نسبت به سهام بزرگ نسبت به اخبار بد سریع‌تر واکنش نشان می‌دهند. براساس مطالعات لو و مک‌کینلی نیز که نشان دادند خودهمبستگی مقطعی مستقل از عکس‌العمل بیش از اندازه یک منبع مهم از

سودآوری استراتژی معکوس است و پنجاه درصد از سودهای این استراتژی با این الگو قابل توجیه است می‌توان گفت که هرگاه در شرایط رکود بازار استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس دنبال شود بایستی اثرات پیشرو- پسرو وابسته به حجم معامله به عنوان بخشی از سودهای حاصل از این استراتژی مورد توجه قرار گیرد. در نهایت اینکه با توجه به این‌که حجم معامله حاوی اطلاعات ارزشمندی در مورد بازده سهام است و با توجه به این‌که شواهد ضعیفی از خود همبستگی در بورس اوراق بهادار تهران یافت شد. می‌توان گفت بورس اوراق بهادار تهران حتی در سطح ضعیف نیز کارا نمی‌باشد.

پیشنهاداتی برای تحقیقات آتی

با توجه به این‌که دامنه نوسان در بازار بورس تهران در سه مر حله تغییر کرده است می‌توان اثرات پیشرو- پسرو را در دامنه‌های مختلف مورد بررسی قرار داد.

مطالعه حاضر تنها اثرات خودهمبستگی را برای شرایط رکود و رونق بازار مورد مطالعه قرار داده است در صورتی‌که به نظر می‌رسد اثرات تقویمی نیز در خودهمبستگی‌های مقطعی بین بازده‌ها اثرگذار باشند. بنابراین مطالعه‌ای مبنی بر بررسی خودهمبستگی‌های مقطعی با در نظر گر فتن اثرات تقویمی لازم است.

منابع

1. Altay E., (20030. "Cross-Autocorrelation between Small and Large CapPortfolios in the German and Turkish Stock Markets", Economics Working Paper Archive EconWPA, No.
2. Badrinath S. G., Kale J. R. and Noe T. H. (1995). "Of Shepherds, Sheep, and the Crossautocorrelations in Equity Returns".Review of Financial Studies 8, 401-430.
3. Bartosz G, (2008). "Volume-and Size-Related Lead-Lag Effects in Stock Returns and Volatility: An Empirical Investigation of the Warsaw Stock Exchange", International Review of Financial Analysis.
4. Bollerslev T., (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics 31, 307-327.
5. Boudoukh J., Richardson M. P. and Whitelaw R. F. (1994)." A Tale of Three Schools: Insights on Autocorrelations of Short-horizon Stock Returns". Review of Financial Studies 7, 539-573.
6. Brennan M. J., Subrahmanyam A. (1996). "Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns". Journal of Financial Economics 41, 341-364.

7. Brennan M. J., Jegadeesh N. and Swaminathan B., (1993). "Investment Analysis and the Adjustment of Stock Prices to Common Information". Review of Financial Studies 6, 799-824.
8. Brennan M. J., Chordia T. and Subrahmanyam A. (1998). "Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns". Journal of Financial Economics 49, 345-373.
9. Chordia T., Swaminathan B. (2000). "Trading Volume and Cross Autocorrelations in Stock Returns". Journal of Finance 55, 913-935.
10. Chordia T., Swaminathan B. (2004). "Incomplete Information, Trading Costs and Cross-Correlations in Stock Returns". Economic Notes 34, 145--181.
11. Conrad J., Gultekin M. and Kaul G. (1991). "Asymmetric Predictability of Conditional Variances". Review of Financial Studies 3, 597--622.
12. Desai A. S., Tavakkol A. (2001). "The Effect of Size and Turnover Volume on Cross-Autocorrelation of Equity Returns". Working Paper, Kansas State University.
13. Diebold F. X., Lopez J. A. (1995). "Modeling Volatility Dynamics". Federal Reserve Bank of New York Research Paper 9522.
14. Hameed A. (1997). "Time-Varying Factors and Cross-Autocorrelations in Short-Horizon Stock Returns'. Journal of Financial Research 20, 435-458.
15. Hameed A, Kusnadi,Y. (2003). " Stock Return Cross-Autocorrelations and Market Conditions in Japan", Journal of Finance.
16. Higgins E, Tavakkol A,. (2004)." The Impact of Weekly Time Period Choice on Volume and Size Cross-Autocorrelations". Quarterly Journal of Business, Vol. 24.
17. Kaul G. (1996). "Predictable Components in Stock Returns, in: Mandalla", G.S., Rao, C.R. (Eds.), Handbook of Statistics, Vol. 14. Elsevier Science, Amsterdam, pp 269--296.
18. Lo A. W., MacKinlay A. C. (1990). When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction? Review of Financial Studies 3, 175--205.
19. Lo A. W., Wang J., (20000. "Trading Volume: Definitions, Analysis, and Implications of Portfolio Theory". Review of Financial Studies 13, 257-300.
20. McQueen G., Pinegar M. and Thorley S. (1996). "Delayed Reaction to Good News and the Cross Autocorrelation, of Portfolio Returns". Journal of Finance 51, 889--920. Mech, T., 1993. Portfolio return autocorrelation. Journal of Financial Economics 34, 307-344.
21. Richardson T., Peterson D. R. (1999). "The Cross-Autocorrelation of Size-Based Portfolio Returns is not an Artifact of Portfolio Autocorrelation". Journal of Financial Research 22, 1-13.
22. Wen K., Hsinan H., Chwan Y. (2004). "Trading Volume and Cross-Autocorrelations of Stock Returns in Emerging Market"s: Evidence from the Taiwan Stock Market, Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, Vol. 7, No. 4.