



ارائه شده توسط:

سایت ترجمه فا

مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده

از نشریات معتبر

## رابطه متقابل و مقطعی ( cross-sectional ) میان هزینه های بازرگانی و اثرات

### پیش افت /پس افت در بازارهای سهام و بازارهای انتخابی

#### چکیده

تحقیقات تجربی قبلی در تعیین سوال در مورد اثرات پیش افت /پس افت میان بازارهای سهام و بازارهای انتخابی با شکست مواجه شده اند. این مطالعه رابطه میان تفاوت های متقابل و مقطعی را در هزینه های بازرگانی و اثرات پیش افت /پس افت در بازارهای سهام و بازارهای انتخابی بررسی می کند. داده های موجود برای این مطالعه شامل 19 شرکت هستند که در وقفه های پنج دقیقه ای در یک دوره ی دو ماهه نمونه گیری شده اند. در تطابق با فرضیه هزینه تجارت، نتایج رفتار راهبردی کننده بازار سهام کلی را نشان می دهند. اما به نظر می رسد که پیش افت مرتبط با هزینه های تجاری بازار انتخابی است. این مطالعه از چارچوب مدل تصحیح خطایی برای بررسی اثرات پیش افت /پس افت استفاده می کند. این روش اطلاعاتی در مورد فرایند برقراری تعادل طولانی مدت و همچنین تعاملات کوتاه مدت میان بازار سهام و بازار انتخابی ارائه می نماید. اطلاعات مرتبط با فرایند برقراری توازن طولانی مدت برای درک کلی اثرات پیش افت /پس افت مهم است و نمی تواند از مدل های سری زمانی داده های تفکیک شده تعیین شود. شرایط خاصی برای ارزیابی اثرات پیش افت /پس افت در سری های یکپارچه نیز ارائه شده است. یک مزیت این شرایط جدید توانایی آنها در شناسایی رفتار برجسته در حضور بازخورد است. تمام مدل ها با داده های نقل قول شده ارزیابی شده اند و برای حذف اثرات شبانه (Overnight). از اینرو نتایج، نتایج قوی ای هستند و این قدرت به دلیل اثرات محدود، شبانه و غیرتجاری بالقوه آنهاست. اما، در تعمیم نتایج با مطالعه ای که در مورد شرکت های محدودی در بازه ی زمانی دو ماهه انجام شد، باید هشدار داد.

واژگان کلیدی: بازارهای موازی، ریزساختار بازار، گزینه ها، یکپارچه، علیت گرنجر

## 1- مقدمه

Whaley و Ostdiek ، Fleming (1996) فرضیه هزینه بازرگانی را برای شرح اثرات پیش/پس افت در بازارهای مرتبط ارائه کرده اند. این فرضیه اظهار می دارد که بازارهایی که هزینه ی تجاری کمتری دارند، کشف قیمت در آن ها سریع تر است و از اینرو اثرات عمده و برجسته ای نشان می دهند. از طرف دیگر Amin و Lee (1994) و O'Hara، Easley و Srinvas (1998) اعلام می کنند که بازار انتخابی عمدتاً بازاری برای تجارت اطلاعاتی است. فرضیه ی آنها اشاره بر رفتار برجسته و راهبری کننده بازار انتخابی دارد. تحقیق تجربی در حوزه ی روابط پیش/پس افت میان شاخص های سهام و انحرافات شاخص معمولاً از هر دو فرضیه پشتیبانی می کند. بخصوص حاصل های اشتقاقی شاخص هزینه های تجاری کمتری دارند و به نظر می رسد که اطلاعات را سریع تر از شاخص متضمن بازتاب دهند. اما مدارک موجود از بازارهای سهام و انتخابی قاطعانه نبوده و بی نتیجه مانده اند. چندین محقق پیش افت های بازار سهام را پیدا کرده اند. دیگران پیش افت های بازار انتخابی را پیدا می کنند و حداقل یک مطالعه اظهار می دارد که اثرات پیش/پس افت میان بازارهای سهام و بازارهای انتخابی جعلی است. از اینرو تحقیق علاوه بر سازمان در حوزه ی اثرات پیش/پس افت در بازارهای سهام و انتخابی مفید خواهد بود. این مطالعه رفتار پیش/پس افت را بررسی می کند و علاوه بر آن را با تفاوت های متقابل-مقطعی در هزینه های تجاری مرتبط می کند. نتایج با فرضیه هزینه بازرگانی مطابق و سازگارند و علاوه بر آن به نظر می رسد که تجارت بازار سهام اطلاعات را به طور سریع تری بازتاب می دهد. اما به نظر می رسد که اثرات عمده مرتبط با هزینه های بازرگانی بازار انتخابی باشد. این مورد اظهار دارنده ی این است که فرضیه هزینه ی تجارت باید تغییر یابد. این تغییر در مورد هزینه های تجاری سطح میانگین بازار نیست، بلکه هزینه های تجاری سطح شرکت است که اثرات پیش/پس افت را تحریک می نماید.

## 2- خلاصه مقالات

Fleming, Osdiek و Whaley (1996) اظهار می دارند که به طور میانگین هزینه های تجارت در بازار سهام نسبت به بازار انتخابی پایین تر هستند. اگر فرضیه هزینه ی بازرگانی آن ها صحیح باشد، بنابراین رفتار راهبری کننده و عمده ی بازار سهام باید بارز باشد. اما مدارک تجربی در رابطه با اثرات پیش افت/پس افت در بازارهای سهام و انتخابی به وضوح با هم ترکیب شده اند. به عنوان مثال Manaster و Rendleman (1982) با نزدیک کردن قیمت های بازار انتخابی و بازار سهام دریافتند که بازارهای انتخابی یک روز زودتر از بازارهای سهام اطلاعات را منعکس می نمایند. Kumar و Shastri (1990) اظهار می دارند که Manaster و Rendleman در کنترل درست و به موقع اثرات اشتقاقی با شکست مواجه شده اند. با استفاده از زیرنمونه ای از سهام پرداخت شده ی نامنقسم آنها هیچ مدرکی در مورد اثرات راهبری کننده و برجسته ی بازار انتخابی در نزدیک کردن داده ها نیافتند. Bhattacharya (1987) در بازار شبانه اثرات برجسته ی بازار انتخابی را پیدا کرد، اما در بازار میان روز چنین اثرات برجسته ای نیافت. اما همانطور که Stephan و Whaley (1992) اظهار کرده اند، نه Bhattacharya (1987) و نه Manaster و Rendleman (1982) این امکان را نیازموده اند که بازار سهام بازار انتخابی را هدایت می کند.

برای ثبت پتانسیل موجود در رفتار برجسته و راهبری کننده بازار سهام یا بازار انتخابی Stephan و Whaley (1990) از تست های سببی شیوه (سبک) Sims (1972) در مورد قیمت های سهام عینی و تلویحی استفاده کرده اند. آنها مقادیر سهام تلویحی را با معکوس کردن فرمول قیمت زنی گزینه ی فراخوان امریکایی Roll (1977) تولید می کنند که امکان وجود دو سود سهام گسسته را برای هر گزینه فراهم می آورد. آنها با توجه به سری سهام عینی و تلویحی از تغییرات قیمت سهام عینی جاری در تغییرات قیمت سهام تلویحی پیش افت، هم عصر و به تعویق افتاده برگشتند. آنها با استفاده از داده های میان روز نمونه گیری شده در وقفه های پنج دقیقه ای، پیش افت بازار سهام پانزده دقیقه ای یافتند. Chan, Chung و Johnson (1993) اظهار می کنند که نتایج Stephan و Whaley (1990) بواسطه ی ساختار نشانه های بازرگانی در بازارهای سهام و

بازارهای منتخب تحریف شده اند. آنها تذکر می دهند که بر مبنایی درصدی حداقل اندازه ی نشانه برای بازرگانی انتخابی معمولاً بزرگتر از مورد موجود برای بازرگانی (تجارت) سهام است. از اینرو تغییر قیمت های اندک نمی تواند در قیمت های منتخب بازتاب داده شود. Chan, Chung و Johnson (1993) اظهار می کنند که داده های نقل قول شده از این تأثیر غیرتجاری متضرر نمی شود. با استفاده از مشخصه ی سری های زمانی مشابه با مشخصه ی Whaley و Stephan (1990) آنها پیش افت بازار سهام را در داده های بازرگانی تأیید می کنند، اما هیچ تأثیر برجسته ای در داده های اظهار شده نمی یابند. بر مبنای این نتایج آنها استنباط کرده اند که برجستگی داده های سهام در بازار میان روز نادرست و جعلی است.

Van Inwegen و Finucane (1995) از استفاده از تمام مدل های سری زمانی میان روز اسبق برای نمونه گیری داده ها در وقفه های زمانی ثابت انتقاد کرده اند. آنها هشدار می دهند که بسامدهای بازرگانی در میان روز متفاوتند. از اینرو هر وقفه ی نمونه گیری ثابتی می تواند برای دوره های بازرگانی سنگین و یا بسیار طولانی برای دوره های بازرگانی سبک خیلی کوتاه باشد. با استفاده از نمونه گیری زمان واقعی داده های ایراد شده که به بسامد بازرگانی حساس هستند، آنها دریافته اند که بازار سهام باز انتخابی را با حداقل چند ثانیه تا حداکثر 6 دقیقه رهبری می کند. آنها همچنین در مورد اثرات بازخورد بازار انتخابی در بازار سهام تذکر داده اند.

مشکلی که با مدل های سبکی Sims (1972) که توسط Whaley و Stephan (1990) و Chang, Johnson و Chung (1993) و Van Inwegen و Finucane (1995) ارائه شده وجود دارد این است که پارامتری کردن مدل رگرسیون مستلزم انتخاب اختیاری متغیر مستقل است. داده های بازار سهام باید در داده های بازار انتخابی برگشت داده شوند و یا بر عکس؟ در عمل محققان معمولاً هر دو امکان را مدلسازی می کنند. به هر حال نتایج رگرسیون به انتخاب متغیر وابسته حساس نخواهد بود. یک راه حل بالقوه برای این مشکل، خصوصاً اگر اثرات بازخوردی وجود داشته باشد، مدل رگرسیون اتوماتیک بردار چندمتغیره است که توسط Sims ارائه شده است (1980). مزیت مدل VAR این است که هم سری داده های سهام و هم سری داده

های انتخابی می توانند بطور بالقوه درونی باشند. از اینرو مدل VAR اثرات بازخورد را ثبت و ضبط می نماید و از مشکلات مرتبط با انتخاب اختیاری یک متغیر وابسته منفرد جلوگیری می کند. با استفاده از حجم به عنوان پراکسی برای نرخ ورود اطلاعات Antony (1988) از یک مدل VAR برای تست زمان بندی و جهت جریان های اطلاعاتی میان بازار سهام و بازار انتخابی بهره برده است. مشکلی که در این روش وجود دارد این است که ممکن است حجم بهترین پراکسی برای اطلاعات نباشد، خصوصاً وقتی داده های تغییر قیمت نیز در دسترس هستند. بعلاوه نتایج Stephan و Whaley (190)، Chan، Chung و Johnson (1993) و Finucane و Van Inwegen (1995) اظهار دارند که پویایی های پیش افت/پس افت ممکن است بسیار کوتاه مدت باشند. از اینرو ممکن نیست حجم روزانه تمام روندهای اطلاعاتی مرتبط میان بازارهای سهام و بازارهای انتخابی را به طور کامل ثبت و ضبط نمایند.

مشکلی که با تست های قبلی وجود دارد، نقصان در کنترل اثرات هم جمعی میان داده های بازار انتخابی و داده های بازار سهام است. بخصوص مدل های سببی سری های زمانی تک متغیره ای که قبلاً ذکر شده اند، همگی با داده های تفکیک شده ای ارزیابی شده اند. در سری های هم جمع شده ممکن است مدل های منحصرأ مبتنی بر داده های تفکیک شده به طور اشتباه اختصاص یافته باشند و اثر فرایند توازن طولانی مدت روی تغییرات قیمت جاری حذف شده است. مدل های تصحیح خطایی که به درستی اختصاص یافته باشند، هم تأثیرات پویایی توازن دراز مدت و هم تعاملات تغییر قیمت کوتاه مدت را ثبت و ضبط می کنند. Kim و Diltz (1996) مدل تصحیح خطایی برای بررسی روابط پیش افت/پس افت در داده های بازار سهام و انتخابی روزانه پیاده سازی کرده اند. آنها به پیش افت بازار انتخابی دو روزه دست یافتند. همانند مدل Antony (1988) Kim و Diltz (1996) روندهای اطلاعاتی میان روزی میان بازارهای سهام و بازارهای منتخب را حذف می کند. بنابراین مدل تصحیح خطای میان روزی تأثیرات پیش افت/پس افت در بازارهای سهام و منتخب به نظر می رسد که مناسب باشند. در نهایت هیچ یک از مطالعات قبلی رابطه ی بین هزینه های بازرگانی سطح

شرکت و تأثیرات پیش‌افت/پس‌افت را نیازموده‌اند. این مطالعه نیز شروع به کنترل این خلأ در مقالات تجربی کرده است.

### 3- داده‌ها

منابع داده‌ای اصلی برای این مطالعه پایگاه داده‌ی منتخب برکلی (BODB) و پایگاه داده‌ی TORQ هستند. BODB از نوارهای قابل‌بازیابی داده‌های بازار ارزی منتخب هیئت شیکاگو (CBOE) ساخته شده و حاوی داد و ستدهای زمانی و مواردی است که در سطح ارزی ثبت شده‌اند. پایگاه داده‌ی TORQ حاوی داد و ستدها، نقل قول‌ها، پردازش سفارش و اطلاعات ممیزی برای نمونه‌ی سهام لیست شده‌ی NYSE 144 در وقفه‌ی زمانی میان 1 نوامبر 1990 تا 31 ژانویه 1991 می‌باشد. از میان 144 سهام در پایگاه داده‌ی TORQ، 19 سهم گزینه‌های لیست شده‌ی CBOE را دارا هستند. در زمان مطالعه BODB ژانویه 1991 برای نویسنده قابل دسترسی نبوده است. همچنین در مورد اولین روز تجارت نمونه، داده‌ها از دست رفته‌اند و برای تبدیل داده‌های انتخابی داده‌های موقتی تلویحی مورد نیاز هستند. از این رو این مقاله متشکل از داده‌های 40 روز بازرگانی است که بین 2 نوامبر 1990 تا 31 دسامبر 1990 بوده که در مورد هر یک از 10 شرکت هم در پایگاه داده‌ی BODB و هم در پایگاه داده‌ی TORQ لیست شده‌اند.

برای هر شرکت سری‌های سهام عینی {S} از نقاط میانی مزایده/مطالبه مطالعه در وقفه‌های پنج دقیقه‌ای ایجاد شده‌اند، به همان صورت که در پایگاه داده‌ی TORQ نیز ثبت و ضبط گردیده‌اند. آخرین نقل قول از هر وقفه‌ی پنج دقیقه‌ای در نمونه استفاده شده است. اگر هیچ نقل قولی در یک وقفه ثبت نشده باشد، نقطه‌ی میانی از وقفه‌ی قبلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. هر سری بازار انتخابی شرکت به شیوه‌ی مشابهی ساخته شده است، اما رابطه‌ی میان مقادیر سهام و مقادیر انتخابی غیر خطی است.

از این رو برای تسهیل تحلیل، مقادیر انتخابی به مقادیر سهام تلویحی (i) با معکوس کردن فرمول قیمت زنی انتخابی شناخته شده ای تبدیل یافته اند. این مطالعه مدل قیمت زنی انتخابی دو جمله ای سهام را برای ایجاد هر ارزش سهام تلویحی معکوس می کند. هم Stephan و Whaley (1990) و هم Kim و Diltz (1996) با معکوس کردن فرمول قیمت زنی انتخابی ترکیبی Rolls (1977) قیمت های سهام تلویحی را مشخص کرده اند. یک مشکل فرمول قیمت زنی انتخابی ترکیبی این است که بطور دقیق در گزینه های سبک امریکایی تخمین زنی نمی کند. مزین مدل دو جمله ای این است که مقدار گزینه ی تمرینی جدید را در گزینه های سبک امریکایی مشارکت می دهد.

علاوه بر مقدار گزینه، زمان بلوغ و قیمت صریح، معکوس کردن مدل قیمت زنی انتخابی دو جمله ای مستلزم ارزیابی هایی برای نرخ عاری از ریسک، سهام مورد انتظار و تغییرپذیری سهام مورد انتظار است. این مطالعه از بلوغ مطابق با صورتحساب های مرسوم استفاده می کند که از مجله ی Wall Street ثبت و ضبط شده اند تا بتواند نرخ های عاری از ریسک تخمین زده شده را ایجاد نماید. پراکسی سهام واقعی برای سهام مورد انتظار نیز از مجله ی Wall Street بدست آمده است. موقتی بودن سهام مورد انتظار مستقیماً قابل مشاهده نیست. این مقاله از موارد منتخب نزدیک به روز برای ایجاد تغییرهای تلویحی استفاده می کند. مقادیر انتخابی مشاهده شده از سری های نزدیک، پولی مشتق شده اند. سری های نزدیک، پولی مکرراً داد و ستد دارند، و از این رو انتظار می رود که حاوی بیشترین اطلاعات باشند. برای جلوگیری به عمل آوردن از شوک های فرار بودن و تحریف های قیمت، مقادیر گزینه ی مشاهده شده حداقل باید یک هفته زمان برای رشد و بلوغ فرصت داشته باشند. پس از کار Chan، Chung و Johnson (1993) مقادیر منتخب مشاهده شده از نقاط میانی مزایده/مطالبه بدست آمدند، که در حذف اثرات غیربازرگانی بالقوه در داده های انتخابی کمک کننده هستند. در نهایت، برای اجتناب از مشاهدات محصور کننده ی نامتقارن، سری های سهام عینی و سهام تلویحی از 6/5 ساعتی ایجاد



شده اند که در آن هم NYSE و هم CBOE برای تجارت باز هستند. این مورد باعث ایجاد 78 مشاهده در هر روز یا 3120 مشاهده در هر سری می شود.

#### 4- آزمون و مدلسازی تصحیح خطا

##### 4-1. مدل تصحیح خطا

برای مستثنی کردن تاثیرات شبانه مدل به گونه ای طراحی شده است که مشاهدات آغازین نسبت مشاهدات روز قبل پس روی نکرده اند. بگذرید هر روز حاوی وقفه های  $j = 1, \dots, J$  باشد و  $J$  عنوان آخرین وقفه ی روز باشد. همچنین اجازه دهید مطالعه در  $t = 1, \dots, T$  روز انجام شود و  $T$  آخرین روز مطالعه باشد. بنابراین  $S_{tj}$ ، ژامین مقدار سهام عینی در روز  $t$  است و  $\Delta I_{tj}$  and  $\Delta S_{tj} = S_{tj} - S_{t,j-1} \cdot I_{tj}$  متغیر تفاوت دارای پس افت به علاوه یک متغیر سطوح دارای پیش افت باشد، تعداد کل پس افت ها در مدل با  $k = p+1$  پیش افت تعریف می شود. بنابراین، هر روز شامل  $J-K$  مشاهده ی مفید و کاربردی است. از این رو تعداد کل مشاهدات  $N = T \times (J-k)$  است. در نهایت  $Z_{tj}$  و  $\Delta Z_{tj}$  به صورت زیر تعریف می شوند:

$$Z_{tj} = \begin{bmatrix} S_{tj} \\ I_{tj} \end{bmatrix} \quad (1)$$

$$\Delta Z_{tj} = \begin{bmatrix} \Delta S_{tj} \\ \Delta I_{tj} \end{bmatrix} \quad (2)$$

برای  $K$  پس افت، می توان یک مدل VAR به صورت زیر نوشت:

$$\mathbf{Z}_{tj} = \mathbf{A}_1 \mathbf{Z}_{tj-1} + \dots + \mathbf{A}_k \mathbf{Z}_{tj-k} + \varepsilon_{tj} \quad (3)$$

که در آن هر  $\mathbf{A}_i$  ماتریسی با ابعاد  $(2 \times 2)$  از پارامترهاست و  $\varepsilon_{tj} \sim N(0, \Omega)$ . است. توجه داشته باشید که معادله (3) به شکل تنزل یافته است و در آن متغیر وابسته بر طبق مجموعه از پیش تعیین شده ای از پس رفت دهنده ها پسرفت می یابد. از بعد از ارائه ی مقاله Harris (1995) می توان معادله (3) را در قالب تصحیح خطا به صورت زیر باز نویسی کرد:

$$\Delta \mathbf{Z}_{tj} = \pi \mathbf{Z}_{tj-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{Z}_{tj-i} + \varepsilon_{tj} \quad (4)$$

$$\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_i), \quad i = 1, 2, \dots, k-1, \quad \text{and} \quad \pi = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_k).$$

در معادله (4)، ماتریس  $\pi$  حاوی اطلاعاتی در رابطه با رابطه ی موازنه طولانی مدت بین  $\{S_t\}$  and  $\{I_t\}$ <sup>3</sup> است و ماتریس های  $\Gamma_i$  حاوی اطلاعاتی در مورد تعاملات کوتاه مدت میان  $\{\Delta S_t\}$  and  $\{\Delta I_t\}$  هستند. از این رو هم ماتریس  $\pi$  و هم ماتریس  $\Gamma_i$  شامل اطلاعات مهمی راجع به پیش افت/پس افت هستند. رابطه ی موازنه ی بلند مدت بین  $\{S_t\}$  و  $\{I_t\}$  نیز می تواند حاوی مانعی باشد. برای مثال Johnson (1995) نشان داد که بدون از دست دادن اصل کلی، می توان حالتی در فضای هم جمعی با تعریف  $\mathbf{Z}_{tj-k}$  به صورت  $[\mathbf{S}_{tj-k} \quad \mathbf{I}_{tj-k} \quad 1]$  شامل نمود. متغیرهای مداخله ی مصنوعی نیز می توانند در مدل شامل شوند. بعنوان مثال اجازه دهید  $\mathbf{D}_{tj}$  برداری با ابعاد  $(d \times 1)$  از صفر و یک ها باشد، و  $\Psi$  برداری از پارامترها باشد. با این تنظیمات، مدل تصحیح خطا را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta Z_{tj} = \pi Z_{tj-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{tj-i} + \Psi D_{tj} + \varepsilon_{tj} \quad (5)$$

## 2-4- آزمودن هم جمعی

Johansen (1988) تکنیک تخمین شباهت ماکسیمم یک مرحله ای (MLE) را هم برای تست هم جمعی میان  $\{I_t\}$  و  $\{S_t\}$  و هم برای تخمین بردار هم جمع کننده پیشنهاد داد. از این رو این تکنیک می تواند اندکی موثرتر از روش Engle-گرنجر دو مرحله ای (1987) باشد که توسط Diltz و Kim (1996) مورد استفاده قرار می گرفت. با بازنویسی معادله به صورت زیر:

$$\Delta Z_{tj} + \pi Z_{tj-k} = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{tj-i} + \Psi D_{tj} + \varepsilon_{tj} \quad (6)$$

MLE به عنوان رگرسیون مرتبه تنزل یافته آغاز می شود. بخصوص اثرات کوتاه مدت از مدل با برگشت دادن جداگانه ی  $\Delta Z_{tj}$  و  $Z_{tj-k}$  در سمت راست معادله (6) و حفظ باقیمانده های این رگرسیون ها در ماتریس های باقیمانده ی  $R_{0n}$  و  $R_{1n}$  به ترتیب حذف می شوند.

در مورد سیستمی که دو سری درونی دارد، ماتریس های باقیمانده برای تشکیل ماتریس های لحظه چهار حاصله استفاده می شوند:

$$V_{ab} = N^{-1} \sum_{n=1}^N R_{an} R'_{bn} \quad a, b = 0, 1 \quad (7)$$

با تعیین  $\pi = \alpha \beta'$  ، johansen (1988) نشان داد که MLE ی بردار(های) هم جمعی در  $\beta$  با حل معادله زیر بدست آمده است:

$$\left| \lambda V_{11} - V_{10} V_{00}^{-1} V_{01} \right| = 0 \quad (8)$$

برای یافتن دو مقدار مشخصه و بردار مشخصه های متناظر آنها که در آن  $\hat{H} = (\hat{h}_1, \hat{h}_2)$  است. بردارهای

هم جمعی در  $\beta$ ،  $\Gamma$  عنصر اول در  $\hat{H}$  هستند که روابط ایستایی در سری های سطح ها ایجاد می کنند. در این

مورد،  $\Gamma$  مرتبه ی ماتریس  $\pi$  معادله (6) است و بواسطه ی تعداد عناصر غیر صفر در  $\hat{H}$  تعیین شده است.

Johansen دو تست نرخ شباهت برای تعیین رتبه ( $\pi$ ) پیشنهاد کرده است. فرضیه تهی که در اغلب بردارهای

هم جمع کننده  $\Gamma$  به شکل زیر است:

$$H_0 : \lambda_i = 0 \quad i = r + 1, 2 \quad (9)$$

آماره Trace،  $H_0$  را در مقابل فرضیه جایگزین معمول که در آن  $rank(\pi) \neq r$  است می آزماید. آماره

Trace به صورت زیر تعریف شده است:

$$\lambda_{\text{trace}} = -N \sum_{i=r+1}^2 \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

آماره  $\lambda\text{-max}$  فرضیه ی بردارهای هم جمعی را در مقابل جایگزین خاص  $r+1$  بردار هم جمعی می

آزماید. آماره  $\lambda\text{-max}$  به شکل زیر است:

$$\lambda\text{-max}(r, r+1) = -N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

مقادیر بحرانی برای آماره های تست در مقاله Osterwald-Lenum (1992) ارائه شده اند.

این نتایج آزمون به راحتی تفسیر شده اند. اگر  $r = \text{rank}(\pi) = 0$  باشد، بنابراین هیچ یک از تلفیق های

خطی  $\{S_t\}$  و  $\{I_t\}$  ایستا نیستند، و باید در تفاوت ها مدل VAR را ارزیابی کرد. اگر  $\text{rank}(\pi) = 2$  باشد،

بنابراین هم  $\{S_t\}$  و هم  $\{I_t\}$  ایستا هستند، و می توان مدل var را به درستی در سطوح ارزیابی کرد. اما اگر

$\text{rank}(\pi) = 1$  باشد، بنابراین تلفیق خطی  $h'Z_{ij}$  ایستا است و یک مدل تصحیح خطای بردار (VECM)

می تواند ارزیابی گردد. در مدلی که  $r = \text{rank}(\pi) = 1$  دارد و  $\{S_t\}$  و  $\{I_t\}$  متغیرهای درونی هستند، و

یک مانع در فضای هم جمعی وجود دارد،  $\hat{\beta} = \hat{h}_1 = (\hat{\beta}_s \hat{\beta}_I \hat{\mu})$  است، که در آن  $\hat{\beta}$  به گونه ای نرمال سازی

شده است که  $\hat{\beta}_s$  معادل یک باشد.

### 3-4- ارزیابی مدل تصحیح خطا

وقتی  $\hat{\beta}$  تخمین زده شده باشد، می توان آن را در معادله (5) جا کرد. پارامترهای باقیمانده می توانند با

استفاده از تکنیک های مربعات حداقل معمولی (OLS) تخمین زده شوند. توجه داشته باشید که چون ممدل

حاوی یک مجموعه ی معمولی از رگرسورهاست، هر معادله می تواند به طور مجزا بدون از دست دادن کارایی

تخمین زده شده و ارزیابی گردد. با بازنویسی (5) برای تفسیر راحت تر به معادله ی زیر دست می یابیم:

$$\begin{bmatrix} \Delta S_{tj} \\ \Delta I_{tj} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_s \\ \alpha_I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_s & \hat{\beta}_I & \hat{\mu} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{t,j-1} \\ I_{t,j-1} \\ 1 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \begin{bmatrix} \gamma_{11_i} & \gamma_{12_i} \\ \gamma_{21_i} & \gamma_{22_i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t,j-1} \\ \Delta I_{t,j-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Psi_s \\ \Psi_I \end{bmatrix} D_{tj} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{S_{tj}} \\ \varepsilon_{I_{tj}} \end{bmatrix} \quad (12)$$

سرعت  $\alpha_s$  و  $\alpha_I$  پارامترهای سازگاری نشان می دهند که چگونه هر بازار به شوک های وارد شده به فرایند

تعادل طولانی مدت پاسخ می دهند. بخصوص، بازار راهبری کننده باید پارامتر  $\alpha$  کوچکتری نشان دهد. یک

پارامتر  $\alpha$  معادل با صفر نشان دهنده ی بازاری است که هیچ عکس‌عملی نسبت به شوک‌ها ندارد. بعنوان

مثال، اگر  $\alpha_s = 0$  باشد، بنابراین تمام عکس‌عمل‌ها نسبت به شوک‌ها در بازار انتخابی رخ می‌دهند، که

نشانه ی قدرتمندی از رفتار رهبری کننده ی بازار سهام است. ضرایب انحراف پیش‌افت  $\gamma_{12_{k-1}}$

و  $\gamma_{21_{1, \dots, k-1}}$  نیز در ارزیابی اثرات پیش‌افت/پس‌افت مهم هستند. مقادیر قابل

توجه برای پارامترهای  $\gamma_{12_{ii}}$  اظهار دارنده ی این هستند که مشاهدات  $\Delta I_i$  دارای پیش‌افت روی مقادیر

جاری  $\Delta S$  تأثیر می‌گذارند.

#### 4-4- ارزیابی اثرات پیش‌افت/پس‌افت در مدل‌های تصحیح‌خطای بردار

Stephan و Whaley (1990)، Chun، Chang، و Johnson (1993)، van Inwegen و Finucane

(1995)، و Diltz و Kim (1996) به اهمیت ضرایب رگرسیون منحصر به فرد برای بررسی رفتار پیش

افت/پس‌افت تکیه داشتند. بعلاوه، هیچ یک از این نویسندگان در مورد آزمون‌های سببی رسمی رفتار پیش

افت/پس‌افت نتیجه ای نگرفتند. در عوض، آنها به تفسیر اقتصادی ضرایب تخمین زده شده تکیه داشتند. اما،

آزمون‌های سببی گرنجر رسمی می‌توانند دید‌هایی در رابطه با طبیعت رفتار پیش‌افت/پس‌افت در بازار سهام

و بازار انتخابی ایجاد کنند. بعنوان مثال، فرضیه ای را در نظر بگیرید که در آن داده‌های بازار سهام گرنجر

نیستند و این باعث می‌شود که داده‌های بازار انتخابی پذیرفته نشوند. بنابراین، اطلاعات بازار سهام جاری

مرتبط با پیش‌بینی قیمت‌های بازار انتخابی آینده هستند. در همین حال، فرضیه ای را در نظر بگیرید که در

آن داده‌های بازار انتخابی گرنجر نیستند بنابراین باعث می‌شوند که داده‌های بازار سهام در رد فرضیه با شکست

مواجه شوند. بنابراین، داده‌های بازار انتخابی در پیش‌بینی قیمت‌های بازار سهام کمکی نمی‌کند. در این مورد

فرضیه ای، به نظر می‌رسد که داده‌های بازار انتخابی مقادیر بازار انتخابی را پیش‌بینی کنند. در حالیکه داده

های بازار انتخابی نمی توانند مقادیر بازار سهام را پیش بینی نمایند. از اینرو، ممکن است بازار سهام بازار رهبری کننده ی اطلاعاتی را در نظر بگیرد، چون به نظر می رسد که اطلاعات را به طور سریعتری بازتاب می دهد. بطور طبیعی، سناریوی جایگزین رفتار رهبری بازار انتخابی نیز ممکن است.

اثرات بازخورد در صورتی رخ می دهد که هر بازار سبب گرنجر دیگر بازارها باشد. در این مورد تشخیص بازار رهبری کننده مشکل تر است چون تفسیرها در تعیین قدرت نسبی و دوره ی اثرات بازخورد تکیه دارند. بعنوان مثال، فرض کنید که داده های بازار سهام در پیش بینی قیمت های بازار انتخابی در آینده در چندین دوره کمک کند. در همین حال، فرض کنید که قیمت های بازار انتخابی در پیش بینی قیمت های بازار سهام تنها د یک یا چند دوره در آینده کمک کننده باشند. در این مورد، داده های بازار سهام ارزش پیش بینی را برای دوره ی زمانی طولانی تری نسبت به داده های بازار انتخابی حفظ می کنند. این می تواند نشانه ای از رفتار رهبری بازار سهام قابل قیاس تر امانا ضعیف تر باشد. مجدداً گفته می شود که رفتار رهبری بازار انتخابی ضعیف اما قابل ارزیابی نیز ممکن است.

Enders (1995، صفحه 371) در مورد فرمولاسیون صحیح تر فرضیه ی سبب گرنجر در مدل های تصحیح خطا بحث می کند. او اظهار می دارد که یک عکس العمل متغیر درونی به انحرافات قبلی از موازنه ی درازمدت مرتبط با موضوع سببی بودن گرنجر است. بخصوص انحرافات از موازنه ی طولانی مدت حاوی اطلاعات قبلی از هر دو بازار هستند و اگر اطلاعات قبلی مرتبط با پیش بینی قیمت های آینده باشند، مرتبط با تست های فرضیه در رابطه با سببی بودن گرنجر نیز هستند. بنابراین تست های فرضیه ی سببی بودن گرنجر باید شامل تست های اهمیت سرعت ضرایب تعدیل و همچنین ضرایب انحراف دارای پیش افت باشند. برای بنا نهادن تست های فرضیه ی رسمی بدون سببی بودن گرنجر ابتدا  $H_{0s}$  و  $H_{0l}$  را به صورت زیر تعریف می کنیم:

$$H_{0S} : \gamma 21_1 = \gamma 21_2 = \dots = \gamma 21_{k-1} = 0 \quad (13)$$

$$H_{0I} : \gamma 12_1 = \gamma 12_2 = \dots = \gamma 12_{k-1} = 0 \quad (14)$$

بنابراین،  $H_{0S}$  ( $H_{0I}$ ) فرض را بر این می گذارد که ضرایب انحراف  $\Delta S$  ( $\Delta I$ ) دارای پیش افت متفقاً

صفر هستند. همچنین  $H\alpha_S$  و  $H\alpha_I$  به صورت زیر تعریف شده است:

$$H\alpha_S : \alpha_S = 0 \text{ and } H\alpha_I : \alpha_I = 0 \quad (15)$$

بنابراین با در نظر گرفتن معادله (12)،

(16)  $\{S_t\}$  سبب گرنجر،  $\{I_t\}$  نیست اگر نه  $H_{0S}$  و نه  $H\alpha_I$  رد شوند، و

(17)  $\{I_t\}$  سبب گرنجر،  $\{S_t\}$  نیست اگر نه  $H_{0S}$  و نه  $H\alpha_I$  رد شوند.

رد کردن  $H_{0S}$  یا  $H\alpha_I$  اشاره بر این دارد که  $\{S_t\}$  سبب گرنجر،  $\{I_t\}$  است. به همین صورت کردن  $H_{0S}$

یا  $H\alpha_I$  اشاره بر این دارد که  $\{S_t\}$  سبب گرنجر،  $\{I_t\}$  است.

اگر هر دو فرضیه در مورد وجود هیچ گونه سببیت گرنجر رد شوند بنابراین بازخوردی وجود خواهد داشت. اما اثرات بازخورد الزاماً مانع یک تفسیر منطقی در مورد رفتار رهبری کننده نمی شوند. این مطالعه روش زیر را برای شناسایی رفتار پیش افت/پس افت در حضور بازخورد ارائه می نماید. فرض کنید که آزمون های سببیت گرنجر بازخوردی میان یک سری سهام عینی و یک سری سهام تلویحی پیدا می کنند. در این مورد، دو فرضیه جدید در رابطه با ضرایب انحراف دارای پس افت را برای دو پس افت از طریق k-1 در نظر بگیرید.



$$H_{0S_2} : \gamma 21_2 = \gamma 21_2 = \dots \gamma 21_{k-1} = 0 \quad (18)$$

$$H_{0I_2} : \gamma 12_2 = \gamma 12_3 = \dots \gamma 12_{k-1} = 0 \quad (19)$$

تست های  $H_{0S_2}$  این مورد را می آزمایند که آیا دو پس افت انحراف از طریق  $k-1$  به معادله  $\Delta I$  راه می یابند در حالیکه  $H_{0I_2}$  این مورد را می آزماید که آیا دو پس افت انحراف  $\Delta I$  از طریق  $k-1$  به معادله  $\Delta S$  وارد می شوند یا نه. رد کردن  $H_{0S_2}$  اظهار دارنده ی رابطه ای میان  $\Delta I_t$  و زیرمجموعه مشاهدات است، نشان دهنده ی این است که  $\Delta I_t$  حداقل به دو دوره زمانی برای بازتاب کامل اطلاعات از  $\Delta S$  نیاز دارد. پذیرش  $H_{0I_2}$  اظهار دارنده ی این است که  $\Delta S_t$  حداکثر به یک دوره ی زمانی برای بازتاب کامل اطلاعات بازار انتخابی نیاز دارد. بنابراین در این نمونه فرضی، بازخورد از بازار انتخابی در بازار سهام سریع تر از روندهای اطلاعاتی از بازار سهام در بازار انتخابی محو می گردند. از این رو علیرغم اثرات بازخورد، نمونه ی فرضی اظهار دارنده ی رفتار رهبری کننده ی بازار سهام است. اما، رهبری از سوی طبیعت ضعیف تر است که این به دلیل تشخیص بازخورد از بازار انتخابی در بازار سهام است.

در اصل، اهمیت مشترک هر زیرمجموعه ای از ضرایب انحراف را می توان آزمود. از اینرو، با توجه به اثرات بازخورد، هر یک از فرضیه های زیر می تواند به صورت زیر بنا نهاده شود:

$$H_{0S_j} : \gamma 12_j = \gamma 12_{j+1} = \dots \gamma 12_{k-1} = 0 \quad \text{for } j > 1 \quad (20)$$

$$H_{0I_j} : \gamma 21_j = \gamma 21_{j+1} = \dots \gamma 21_{k-1} = 0 \quad \text{for } j > 1 \quad (21)$$

برای هر مقدار  $j > 1$ ، می آزمایند که آیا  $j$  پس افت های انحرافی  $\Delta S$  در کل  $k-1$  به معادله  $\Delta I$   $H_{0S_j}$

وارد می شوند یا نه در حالیکه  $H_{0I_j}$  این مورد را می آزماید که  $j$  پس افت انحرافی  $\Delta I$  در کل  $k-1$  به معادله  $\Delta S$  راه می یابند یا خیر.

اگر بازخوردی وجود داشته باشد، هر دو سرعت ضرایب تعدیل می توانند بارز و قابل توجه باشند. به یاد آورید که بازار دارای پس افت به داشتن عکس العملی قوی تری نسبت به شوک ها تمایل دارد. از اینرو، نتیجه ای که در آن  $|\alpha_1| > |\alpha_S| > 0$  است، نیز با رفتار رهبری کننده ی بازار سهام ضعیف تر سازگار است و با آن مطابقت دارد. به همین صورت  $|\alpha_S| > |\alpha_1| > 0$  با رفتار رهبری کننده ی بازار انتخابی ضعیف مطابقت دارد. این شرایط این ایده را منعکس می کنند که بازار رهبر می تواند به عدم توازن در داده های سطوح عکس العمل نشان دهد. اما، پاسخ آن با تعدیل ها در بازار دارای پس افت چیره خواهد شد.

<b>Strong Stock Market Lead</b>	<b>Strong Option Market Lead</b>
Either $H_{OS}$ or $H_{O1}$ Rejects, and Neither $H_{Oj}$ or $H_{OS}$ Reject	Either $H_{OS}$ or $H_{O1}$ Rejects, and Neither $H_{OS}$ or $H_{O1}$ Reject
<b>Weak Stock Market Lead</b>	<b>Weak Option Market Lead</b>
$ \alpha_S  <  \alpha_1 $ $H_{OS}$ Rejects and $H_{Oj}$ Fails to Reject (for some $j > 1$ )	$ \alpha_1  <  \alpha_S $ $H_{O1}$ Rejects and $H_{OS}$ Fails to Reject (for some $j > 1$ )

جدول 1

## 5- نتیجه

### 5-1- آماره های هزینه بازرگانی توصیفی

این مطالعه رابطه ی میان هزینه های بازرگانی و اثرات پیش افت/پس افت را می آزماید. هزینه های بازرگانی را می توان با تعدادی از متغیرها ارزیابی کرد. Fleming ، Ostdiek ، Whaley (1996) دو مؤلفه ی هزینه های بازرگانی را در نظر گرفتند: نقدشوندگی بازار و بسامد بازرگانی. آنها بخصوص پاداش های مستقیم ایجاد کنندگان بازار را با و گسترش های مزایده/مطالبه ارزیابی کردند. چون این مطالعه سری های زمانی ایجاد شده

از نقاط میانی ایراد شده را تجزیه و تحلیل می کند، بسامدهای گفته شده نیز برای تکمیل اطلاعاتی ارائه شده اند. این مطالعه بسط های موثر را به عنوان مقیاس پراکسی اضافی پاداش مستقیم اضافه می کند، چون قیمت های تجاری واقعی می توانند در بسط های ایراد شده افت پیدا کنند. به دنبال کار Vijn (1990) و Lee و Ready (1991) بسط های کارآمد به عنوان مقادیر مطلق تفاوت میان قیمت تراکنش و نقاط میانی مزایده/طمالبه موجود ارزیاب شده اند.

جدول 2، پنل A آماره های توصیفی پنج پراکسی موجود برای هزینه های بازرگانی بازار سهام ر برای هر یک از 19 شرکت نمونه ارائه می کند. توجه داشته باشید که حجم روزانه در موارد بازرگانی شده ارزیابی شده است. بر حسب حجم و بسامدهای تجارت، نمونه سطح مقطع شرکت ها را نشان می دهد. در نقدشوندگی بالا، شرکت تلفن و تلگراف امریکایی ها 14946 بخش و 654 تجارت را در هر روز میانگین گیری کرده اند. در مقابل، شرکت با کمترین میزان نقدشوندگی، یعنی Diebold تنها 345 بخش و 18 تجارت را در هر روز میانگین گیری می کند. همانطور که انتظار می رود، بسط های کارآمد درصد میانگین کوچکتر از بسط های ذکر شده ی درصدی میانگین هستند، اما بسط های موثر ایراد شده و کارآمد مستقیماً با یکدیگر حرکت می کنند. در نهایت به نظر می رسد که بسط های ایراد شده و موثر درصدی میانگین با کاهش حجم افزایش می یابند. ماتریس همبستگی در پنل B از این مشاهدات پشتیبانی می کند.

Firm	Average Daily Volume	Average Trades Per Day	Average Quotes Per Day	Average % Effective Spreads	Average % Quoted Spreads
International Business Machines	12,940	503	509	0.08%	0.11%
General Electric	11,496	582	320	0.20%	0.31%
Boeing	8,995	285	199	0.21%	0.39%
American Telephone & Telegraph	14,946	654	96	0.33%	0.53%
Exxon	8,298	250	148	0.19%	0.33%
Federal Express	2,015	74	53	0.31%	0.67%
Waban	1,907	86	129	0.97%	1.79%
Schlumberger	4,666	167	157	0.22%	0.44%
Colgate-Palmolive	1,571	90	98	0.17%	0.32%
Tektronix	753	39	26	0.68%	1.29%
Hansen	3,860	84	83	0.60%	0.83%
Promus Companies	747	45	39	0.77%	1.59%
First Fidelity	909	48	42	0.54%	1.21%
Northern Telecom	1,916	44	80	0.39%	0.65%
Cyprus Minerals	815	48	35	0.60%	1.17%
Diebold	345	18	28	0.62%	0.89%
Readers' Digest	807	26	32	0.43%	0.92%
Premark International	464	33	32	0.79%	1.43%
Safeway	358	21	19	0.97%	1.82%

جدول 2 پانل الف

	Volume	Trades	Quotes	% Effective Spread	% Quoted Spread
Volume	1.0000 (0.0000)				
Trades	0.9732 (0.0000)	1.0000 (0.0000)			
Quotes	0.7530 (0.0024)	0.7276 (0.0055)	1.0000 (0.0000)		
% Effective Spreads	-0.6469 (0.0370)	-0.5922 (0.0905)	-0.6073 (0.0726)	1.0000 (0.0000)	
% Quoted Spreads	-0.6785 (0.0193)	-0.6145 (0.0649)	-0.6204 (0.0590)	0.9740 (0.0000)	1.0000 (0.0000)

جدول 2 پانل ب

جدول 3 آماره های توصیفی و ماتریس همبستگی مقیاس های متناظر هزینه های بازرگانی بازار انتخابی را ارائه می نماید. این آماره ها از تمام سری های live call و put option گلچین شده اند. بر مبنای نمونه، در بازار انتخابی، میانگین های ماشین های تجاری بین المللی دقیقاً 7821 برابر حجم و 6615 برابر بسیاری از موارد تجاری دیگر نظیر Safeway هستند. به هر حال، ماتریس همبستگی روابط مشابه با روابط یافته شده در بازار

سهام را نشان می دهد. بخصوص، مقیاس های نقدشوندگی بطرز مثبتی در میان خود همبستگی دارند. به همین صورت، مقیاس های گسترده نیز به طرز مثبتی همبسته اند. در نهایت، مقیاس های نقدشوندگی به طرز منفی مرتبط و همبسته با مقیاس های گسترده هستند. اما، وابستگی های میان نقدشوندگی بازار انتخابی و مقیاس های گسترده به نظر بارز و قابل توجه نمی رسند.

Firm	Average Daily Volume	Average Trades Per Day	Average Quotes Per Day	Average % Effective Spreads	Average % Quoted Spreads
International Business Machines	15,643	1,323.0	3,071	5.52%	6.09%
General Electric	3,047	258.6	855	10.07%	11.14%
Boeing	2,068	211.9	435	11.24%	11.72%
American Telephone & Telegraph	1,910	110.0	247	12.93%	13.41%
Exxon	868	59.1	357	11.98%	13.73%
Federal Express	603	58.9	247	13.93%	19.42%
Waban	158	14.5	118	17.00%	24.49%
Schlumberger	263	22.3	355	16.96%	11.97%
Colgate-Palmolive	152	11.2	330	15.90%	20.16%
Tektronix	62	5.6	138	14.57%	31.61%
Hansen	41	3.3	197	18.05%	18.14%
Promus Companies	18	2.6	239	19.06%	34.97%
First Fidelity	43	3.3	214	20.71%	41.46%
Northern Telecom	25	2.8	196	19.35%	38.43%
Cyprus Minerals	22	2.1	277	22.00%	20.91%
Diebold	19	1.8	84	20.32%	18.26%
Readers' Digest	17	0.6	131	15.75%	19.42%
Premark International	13	1.0	195	24.38%	32.80%
Safeway	2	0.2	131	49.42%	26.62%

جدول 3 پانل الف

	Volume	Trades	Quotes	% Effective Spread	% Quoted Spread
Volume	1.0000 (0.0000)				
Trades	0.9987 (0.0000)	1.0000 (0.0000)			
Quotes	0.9887 (0.0000)	0.9899 (0.0000)	1.0000 (0.0000)		
% Effective Spreads	-0.5181 (0.2130)	-0.5162 (0.2168)	-0.5062 (0.2373)	1.0000 (0.0000)	
% Quoted Spreads	-0.5057 (0.2383)	-0.5016 (0.2469)	-0.4877 (0.2769)	0.5787 (0.1087)	1.0000 (0.0000)

جدول 3 پانل ب

در مقایسه با مقیاس های بازار سهام، درصد بازار انتخابی ایراد شده و گستردگی های موثر بطرز یکنواختی بالاتر هستند. این نتایج بطور معمول هم با نتایج Fleming, Ostdiek و Whaley (1996) مطابقت دارند و هم با نتایج Vijn (1990) و اظهار دارنده ی این هستند که بر مبنای بسط ها (گسترش ها)، به نظر می رسد که هزینه های بازرگانی بازار انتخابی بالاتر باشند. مقایسه ی مقیاس های نقد شونددگی در کل بازار سهام و انتخابی اندکی مشکل تر است. اما، شایان ذکر است که بر حسب حجم، میانگین قراردادهای تجاری شرکت ماشین های تجاری بین المللی نسبت به بهره سهام مبادله شده بالاتر بوده است. در مورد دیگر شرکت هایی که در این مطالعه از آن ها نام برده شده، بهره سهام میانگین مبادله شده از میانگین قراردادهای منعقد شده انتخابی تجاوز می کند. به همین صورت، تعداد میانگین تجارت های انتخابی برای شرکت ماشین های تجاری بین المللی از تعداد میانگین سهام تجارت شده تجاوز می کند. در بسیاری از موارد، مقیاس های نقد شونددگی بازار سهام چندین برابر بیشتر از رقیب های بازار انتخابی آنها هستند. در حالی که به نظر می رسد که در مورد اغلب شرکت ها بازار سهام نقدشوندگی و روانی بیشتری دارد، سطوح مرتبط نقد شونددگی بازار سهام و بازار انتخابی در کل شرکت های با هم مطابقت ندارند. این مشاهده برای فرضیه هزینه بازرگانی تأثیرات مهمی در بر دارد. به خاطر دارید که Fleming, Ostdiek, Whaley (1996) در مورد پیش افت های بازار سهام بر مبنای مشاهدات اعلام کردند که میانگین هزینه های بازرگانی بازار سهام از میانگین هزینه های بازرگانی بازار انتخابی تجاوز می کند. اما در سطح شرکت، آماره ی توصیفی نشان دهنده ی این است که ممکن نیست نقد شونددگی بازار کاملاً پایین تر باشد. این مورد اظهار دارنده ی این است که رفتار پیش افت/پس افت می تواند بسته به نقد شونددگی بازار انتخابی شرکت بطور متقابل-مقطعی متفاوت و متغیر باشد. از اینرو، شرکتی نظیر شرکت ماشین های تجاری بین المللی با نقد شونددگی بازار انتخابی بسیار بالاتر و شرکت هایی نظیر General Electric and Boeing با نقد شونددگی بازار انتخابی نسبتاً بالاتر، ممکن است رفتارهای پیش افت/پس افت متفاوتی نسبت به شرکت هایی از خود نشان دهند که سطوح نقد شونددگی بازار انتخابی شان پایین تر است.

## 2-5- هم جمعی و نتایج آزمون پیش افت/پس افت

برای حفظ فضا، آماره های آزمون Trace و  $\lambda - max$  برای مقادیر مشخصه ی رگرسیون های رتبه ی تنزل یافته ی مقادیر سهام عینی و تلویحی ارائه نشده اند. اما، 17 شرکت از 19 شرکت فرضیه تهی  $H_0: \text{rank}(\pi) = 0$  یا در 0/05 سطح پایین تر را هم برای آماره ی Trace و هم برای آماره ی  $\lambda - max$  رد کردند. دو شرکت باقیمانده فرضیه  $H_0: \text{rank}(\pi) = 0$  را در 0/05 یا سطح پایین تر را تنها برای آماره ی Trace رد کردند. این نتایج مدرک قدرتمندی ارائه می نماید که برای تمام 19 شرکت، سری های  $\{S_i\}$  و حداقل حاوی یک بردار هم جمعی است. هجده شرکت در رد فرضیه  $H_0: \text{rank}(\pi) = 1$  حتی در سطح 0/10 با شکست مواجه شدند. این اظهار دارنده ی وجود حداکثر یک بردار هم جمعی برای این شرکت هاست و نشان می دهد که مدل تصحیح خطا باید با  $\beta$  محدود به یک بردار هم جمعی منفرد (نرمال شده) تخمین زده شده و ارزیابی شود. یک شرکت در دفاع از فرضیه ای که در آن  $\text{rank}(\pi)$  معادل 2 است،  $H_0: \text{rank}(\pi) = 1$  را رد کرد. در مورد این شرکت منفرد، یک مدل VAR در سطوح می تواند قابل قبول باشد. اما، هیچ عنصر غیرساکنی در مدل تصحیح خطا برای موردی که در آن  $\text{rank}(\pi)$  معادل 2 است، ارائه نشده است. از این رو برای سازگاری، تمام 19 شرکت با استفاده از مدل تصحیح خطای ارائه شده در معادله (12) ارزیابی شده اند.

مدل های تصحیح خطا تعداد تخمین های ضریب بیشتری تولید می کنند. اما،  $\alpha_s$  و سرعت  $\alpha_l$  ضرایب تعدیل و ضرایب انحراف به تعویق افتاده  $\gamma_{21i}$  و  $\gamma_{12i}$  در ارزیابی اثرات پیش افت/پس افت مهم و حیاتی هستند. جدول 4 هر سرعت تعدیل تخمینی شرکت و تخمین های cross-coefficient به تعویق افتاده را برای مدل های تصحیح خطای تخمین یافته با مقادیر سهام تلویحی انتخابی و عینی که در وقفه های

پنج دقیقه ای نمونه گیری شده اند، ارائه می نماید. تخمین های ضریب در مقایسه با مقادیر  $p$  متناظر ارائه شده در زیر هر ضریب برجسته اند. برای سازگاری، هر مدل با مجموع  $k=7$  پیش افت ارزیابی شده است، که پس ماندهایی ایجاد می کند که معمولاً عاری از همبستگی سریال قابل اندازه گیری هستند. اگر چه نشان داده نشده، آماره های R-square بالای 0/05 هستند و این نشان دهنده ی تناسب های قابل قبولی است. توجه داشته باشید که درجات آزادی در شرکت ها متفاوتند، چون برخی مدل ها مستلزم متغیرهای فعل و انفعال ساختگی هستند. همچنین جدول F-test های فرضیه های  $H_{0s}$  را ارائه می کند، نه  $H_{0I}$  و نه  $H_{0Ij}$  برای  $j=2,3$ . آماره های F-test در مقایسه با اهمیت متناظر زیر هر آماره برجسته و بارز هستند. بعنوان مثال، در

معادلات  $\Delta I$ ،  $F(6, \bullet)$ ،  $H_{0s} : \gamma_{12_1} = \dots = \gamma_{12_6} = 0$  را می آزماید. در

برخی موارد، ضرایب انحراف می توانند از نظر آماری مهم و قابل توجه باشند اما از نظر اقتصادی معنایی نداشته باشند. از اینرو، برای کمک به ارزیابی ارزش اقتصادی هر ضریب انحراف به تعویق افتاده ی معادله، جدول نیز مجموع بزرگی های هر ضریب انحراف به تعویق افتاده ی معادله را با هم جمع می کند. این مجموع ها زیر منتها درجه ی  $\sum \gamma_i$  ظاهر می شوند.

نتایج بدست آمده برای ماشین های تجاری بین المللی را در نظر بگیرید. در معادله  $H_{\alpha s}$ ،  $\Delta S_i$  به وضوح وقتی تخمین  $\alpha_s$  به میزان 0/016 مقدار  $p$  به میزان 0/22 پیدا می کند، نتایج را رد می کند. این مورد اظهار دارنده ی این است که قیمت های بازار سهام به شوک های قبلی در داده های سطوح مختلف واکنش نشان می دهند. به همین دلیل معادله  $F(6,2820)=16.834$  است که

$H_{0I} : \gamma_{21_1} = \dots = \gamma_{21_6} = 0$  را در یک سطح قابل توجه 0/00 رد می کند. همان معادله

$F(6, 2820)=16/834$  که  $H_{0I} : \gamma_{21_1} = \dots = \gamma_{21_6} = 0$  را در سطح مهمی از 0/00 رد می کند. طبق جدول

1، این نتایج از یک تقدم قوی در بازار سهام جلوگیری می کند. توجه داشته باشید که برای همان معادله،  $F(5,$



(2820 و  $F(4, 2820)$  به وضوح  $H_{012}$  و  $H_{013}$  را رد می‌کنند. از این رو، داده‌های ماشین‌آلات کسب و کار بین‌المللی هیچ مدرکی از رفتار پیشرو بازار سهام حتی به صورت ضعیف نیز ارائه نکرده است. معادله  $\Delta I$  نتایج مشابهی را تولید می‌کند. مخصوصاً، برآورد  $\alpha_1$  از 0/038 بسیار قابل توجه است و آزمون‌های  $F$  به وضوح  $H_{0S}$ ،  $H_{0S2}$  و  $H_{0S3}$  را رد می‌کنند. از این رو، هیچ مدرکی از رفتار پیشرو بازار سهام حتی به طور ضعیف وجود ندارد. برای مدت زمان پوشش داده شده و کوتاه مدت، سهام کسب و کار بین‌المللی ماشین‌آلات در معاملات شرطی پولی ظاهر شده است که به نظر می‌رسد توسط بازخورد تحت سلطه درآمده است. این نشان می‌دهد که معاملات سهام و شرطی، اطلاعات جدیدی را در حدود همان نرخ منعکس می‌کند.

بوئینگ و جنرال الکتریک نیز مدارکی از بازخورد بین بازارهای سهام و شرطی فراهم می‌کند. با این حال، قدرت و مدت زمان اطلاعات از سهام به بازار شرطی، رفتار ضعیف پیشرو بازار سهام را نشان می‌دهد. با نگاه اول به جنرال الکتریک، هر دو معادلات  $\Delta S$  و  $\Delta I$  آرقام مهم  $F(6, 2826)$  را دارند که هر دو  $H_{0I}$  و  $H_{0S}$  می‌توانند رد شوند. از این رو، بازار هم رفتار پیشروی قوی را نمایش می‌دهد. با این حال در معادله  $\Delta S$ ، ارقام  $F(5, 2826)$  و  $F(4, 2826)$  در رد فرضیه‌های  $H_{0I2}$  و  $H_{0I3}$  در سطوح 0/05 و 0/10 شکست می‌خورد. این مدارکی که نفوذ تأخیر عبور  $\Delta I$  در مقادیر فعلی  $\Delta S$  را فراهم می‌کند پس از یک دوره کاهش یافته و پس از دو دوره همگی از بین می‌روند. در مقابل، ارقام  $F(5, 2826)$  و  $F(4, 2826)$  در معادله  $\Delta I$  به راحتی هر دو  $H_{0S2}$  و  $H_{0S3}$  را رد می‌کند. این نشان می‌دهد که مقادیر  $\Delta S$  عقب‌مانده، مقادیر  $\Delta I$  فعلی را برای حداقل سه دوره تحت تأثیر قرار می‌دهد. توجه داشته باشید که ضریب  $\alpha S$  تخمین زده شده، اندازه بسیار کوچکتری نسبت به تخمین  $\alpha_1$  متناظر دارد. این نشان می‌دهد که بازار شرطی واکنش شدیدی به انحراف از تعادل دراز مدت دارد. بر اساس معیارهای جدول 1، این نتایج، تقدم ضعیف بازار سهام را برای جنرال الکتریک در طول این دوره نمونه‌ای نشان می‌دهد. توجه داشته باشید که اندازه‌های تخمین زده شده ضریب متقابل با این تفسیر سازگار می‌باشد. نتایج بوئینگ مشابه هستند. ارقام  $F(6, 2827)$  برای هر دو معادلات  $\Delta S$  و  $\Delta I$  مهم هستند که هیچ تقدم قوی اطلاعات را نشان نمی‌دهد. با این حال در جنرال الکتریک، آزمون‌های  $F(5, 2827)$  و  $F(4,$

(2827) نشان می‌دهند که گردش اطلاعات از بازار شرطی به بازار سهام جاری به سرعت از بین می‌روند. با این حال، گردش اطلاعات از سهام به بازار شرطی به نظر می‌رسد برای حداقل سه دوره قابل توجه است. در نهایت، برآوردهای  $\alpha$  پاسخ‌های بازار شرطی قوی‌تری را به سهام‌های غیر متعادل نشان می‌دهد. از این رو، با ضوابط جدول 1، بوئینگ نیز یک تقدم بازار سهام ضعیف را نشان داد. توجه داشته باشید که اندازه ضرایب متقابل تأخیری با این تفسیر سازگار هستند.

سپس با بررسی تلفن و تلگراف آمریکا، توجه داشته باشید که در معادله  $\Delta S$  هر دو  $H\alpha S$  و  $HOI$  موفق به رد سطوح مهم معمولی نشدند. در مقابل، در معادله  $\Delta I$ ،  $H\alpha I$  و  $HOS$  به راحتی رد می‌شوند. در این مورد، بازار شرطی مسئول اجرای طولانی متعادل‌سازی شوک‌ها است در حالی که بازار سهام این کار را نمی‌کند. علاوه بر این، آزمون‌های  $F$  گردش اطلاعات قوی از سهام به بازار شرطی را تشخیص می‌دهند اما هیچ گردش اطلاعاتی از شرطی به بازار سهام وجود ندارد. با ضوابط جدول 1، این نتایج رفتار پیشرو بازار سهام قوی را نشان می‌دهد. در واقع، همه شرکت‌های باقیمانده به جز هانسن می‌تواند به عنوان نمایش دهنده رفتار پیشرو بازار سهام قوی طبقه‌بندی شوند. فقط  $holdout$  و هانسن رفتار پیشرو ضعیف بازار سهام را نشان می‌دهند.

اگر چه در اینجا ارائه نشده است، زمانی که مدل‌های تصحیح خطا با داده سهام ضمنی تولید شده در کوتاه مدت تخمین زده می‌شد، پول در داده‌های شرطی قرار داشت. مخصوصاً، مقادیر ویژه از کاهش رگرسیون رتبه، سری-های سهام مشاهده شده و ضمنی کامل شده است و می‌تواند در چارچوب تصحیح خطا مدل شود. آزمون‌های  $F$  از مدل‌های تصحیح خطا هیچ رفتار پیشرویی را برای کسب و کار بین‌المللی ماشین‌آلات و رفتار ضعیف پیشرو بازار سهام برای بوئینگ و جنرال الکتریک نشان نمی‌دهد. از 16 شرکت باقیمانده، 13 تای آن‌ها رفتار پیشرو بازار سهام قوی را نشان می‌دهند و 3 تای آن‌ها رفتار پیشرو ضعیف بازار سهام را نمایش می‌دهند.

به طور کلی، مدل‌های تصحیح خطا در ادامه پیشنهاد می‌شوند. اول، هیچ مدرکی از وجود رفتار پیشرو بازار شرطی وجود ندارد. این نتیجه در تضاد با Diltz و کیم (1996) که تقدم‌های بازار شرطی را با استفاده از مدل-های تصحیح خطا برآورد شده با داده‌های روزانه پیدا کردند است. محتمل‌ترین توضیح پویایی اطلاعات مختلف

در شبانه‌روز است که مخالف مشاهده سری‌های زمانی روزانه است. همچنین نتایج با چان، چانگ، و جانسون (1993) که هیچ رفتار پیشرو بازار سهام در سری زمانی ساخته شده از نقاط میانی مرجع در تضاد هستند. به یاد بیاورید که چان، چانگ و جانسون (1993) رگرسیون مخلوط را تخمین زدند در حالی که این مطالعه به بررسی اثرات تقدم/تأخیر در سطح شرکت می‌پردازد. یک عامل ممیزی دوم ممکن است که این مدل‌های تصحیح خطا را در این مطالعه به طور خاص اجرای دراز مدت مکانیسم متعادل بین بازار سهام و شرطی می‌گیرد. در نهایت، نتایج با فلمینگ، Ostdiek و Whaley (1996) سازگار هستند که در این مطالعه درمی‌یابند که رفتار پیشرو بازار سهام به طور کلی غالب است. همچنین با مفهوم یک اثر هزینه معاملات فلمینگ، Ostdiek و Whaley (1996) سازگار است، نتایج نشان می‌دهند که روابط تقدم/تأخیر ممکن است با تغییر مقطعی در هزینه‌های معاملات بازار شرطی تحت تأثیر قرار داده شود. اگر چه این مطالعه به طور آماری ارتباط بین هزینه‌های معامله در بازار شرطی و اثرات تقدم/تأخیر را تست نکرده است، جالب است توجه داشته باشید که ماشین‌آلات کسب و کار بین‌المللی کمترین هزینه معاملات بازار شرطی و بالاترین درجه بازخورد را دارد. جنرال الکتریک و بوئینگ نیز کمترین هزینه معاملات بازار شریط را دارند در حالی که بازخورد مشخص شده است، تقدم‌های بازار سهام ضعیف قابل اندازه‌گیری هستند. تمام شرکت‌های باقیمانده، بالاترین هزینه‌های معامله در بازار شرطی را دارند و تقدم‌های بازار سهام قوی در حداقل یکی از مدل‌های تصحیح خطا است.

Firm	Dep Var	df	Cross-Coefficient and Significance at Lag:								$\sum \gamma_i$	F(6,*)	F(5,*)	F(4,*)
			$\alpha_i$	1	2	3	4	5	6					
International Business Machines	$\Delta S$	2820	<b>0.016</b>	<b>0.248</b>	<b>0.147</b>	<b>0.130</b>	<b>0.100</b>	<b>0.065</b>	<b>0.025</b>	0.715	<b>16.834</b>	<b>6.751</b>	<b>5.718</b>	
	$\delta I$	2820	0.022	0.000	0.000	0.000	0.000	0.011	0.218	0.638	0.000	0.000	0.000	
General Electric	$\Delta S$	2826	<b>0.038</b>	<b>0.256</b>	<b>0.179</b>	<b>0.095</b>	<b>0.057</b>	<b>0.033</b>	<b>0.018</b>	0.275	<b>12.283</b>	<b>5.715</b>	<b>2.314</b>	
	$\Delta I$	2826	0.000	0.000	0.000	0.006	0.095	0.294	0.491	1.012	0.000	0.000	0.055	
Boeing	$\Delta S$	2827	<b>0.018</b>	<b>0.131</b>	<b>0.033</b>	<b>-0.025</b>	<b>0.033</b>	<b>0.006</b>	<b>0.047</b>	0.266	<b>6.523</b>	<b>1.914</b>	<b>1.627</b>	
	$\Delta I$	2827	0.062	0.000	0.200	0.335	0.884	0.784	0.052	0.559	0.000	0.088	0.165	
American Telephone & Telegraph	$\Delta S$	2827	<b>0.047</b>	<b>0.330</b>	<b>0.235</b>	<b>0.154</b>	<b>0.144</b>	<b>0.077</b>	<b>0.072</b>	0.144	<b>30.611</b>	<b>16.204</b>	<b>10.168</b>	
	$\Delta I$	2827	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.005	0.004	0.559	0.000	0.000	0.000	
	$\Delta S$	2827	<b>0.005</b>	<b>0.154</b>	<b>0.047</b>	<b>0.004</b>	<b>-0.029</b>	<b>0.024</b>	<b>-0.008</b>	0.144	<b>7.887</b>	<b>1.658</b>	<b>0.952</b>	
	$\Delta I$	2827	0.378	0.000	0.060	0.872	0.736	0.281	0.651	0.559	0.000	0.141	0.432	
	$\Delta S$	2827	<b>0.026</b>	<b>0.285</b>	<b>0.136</b>	<b>0.096</b>	<b>0.029</b>	<b>0.002</b>	<b>-0.011</b>	0.144	<b>32.320</b>	<b>9.191</b>	<b>4.851</b>	
	$\Delta I$	2827	0.000	0.000	0.000	0.000	0.189	0.899	0.542	0.144	0.000	0.000	0.001	
	$\Delta S$	2827	<b>-0.006</b>	<b>0.009</b>	<b>0.024</b>	<b>-0.033</b>	<b>-0.039</b>	<b>-0.026</b>	<b>-0.013</b>	0.144	<b>1.757</b>	<b>1.511</b>	<b>1.912</b>	
	$\Delta I$	2827	0.36	0.592	0.163	0.059	0.051	0.119	0.403	0.484	0.104	0.183	0.106	
			0.000	0.000	0.000	0.002	0.059	0.474	0.434		0.000	0.001	0.020	



## 6. خلاصه

این مطالعه به بررسی رفتار تقدم/ تأخیر بین بازارهای سهام و شرطی با استفاده از مدل‌های تصحیح خطا پرداخته است که با توجه به بسته شدن غیرهمزمان، شبانه و اثرات غیرتجاری نیرومند تحریف می‌شوند. مدل‌های تصحیح خطا استفاده می‌شود که آنها برای اثرات هم انباشتگی بین داده‌های بازار سهام و شرطی کنترل می‌شوند و یک چارچوب علیت گرنجر که طبقه‌بندی رسمی رفتار تقدم/ تأخیر را اجازه می‌دهد ارائه می‌کند. این داده‌ها برای مطالعه 19 شرکت را در فواصل پنج دقیقه‌ای در طی یک دوره دو ماهه نمونه‌برداری کرده است. از این رو، چند اخطار باید در تعمیم نتایج به کار رود. با این وجود، یافته‌ها با فرضیه هزینه‌های معاملات فلمینگ، Ostdiek و Whaley (1996) سازگار است، به طوری که رفتار پیشرو بازار سهام به طور کلی غالب است. علاوه بر این، نتایج تنوع مقطعی در رفتار تقدم/ تأخیر را نشان می‌دهند که به نظر می‌رسد به هزینه‌های معاملات بازار شرطی مربوط می‌باشد. این نتایج صرف نظر از اینکه چه مدل‌هایی با مقادیر سهام ضمنی تولید شده از تماس یا داده‌ها شرطی قرار داده شده برآورد شده‌اند سازگار می‌باشد. به طور کلی، این نتایج با Diltz و کیم (1996) که تقدم‌های بازار شرطی را با استفاده از مدل‌های تصحیح خطا که با داده‌های روزانه تخمین زده بودند در تضاد هستند. این، پویایی اطلاعات مختلف را در معاملات روزانه در مقابل شبانه‌روزی نشان می‌دهد. این نتایج نیز با امین و لی (1994) و ایزلی، اوهارا و سرینواس (1998) در تضاد است که فرض کرده بودند بازار شرطی در درجه اول برای تجارت اطلاعاتی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در نهایت، این نتایج، یافته چان، چانگ و جانسون (1993) از یک تقدم بازار سهام جعلی را پشتیبانی نمی‌کند.

این مقاله، از سری مقالات ترجمه شده رایگان سایت ترجمه فا میباشد که با فرمت PDF در اختیار شما عزیزان قرار گرفته است. در صورت تمایل میتوانید با کلیک بر روی دکمه های زیر از سایر مقالات نیز استفاده نمایید:

لیست مقالات ترجمه شده ✓

لیست مقالات ترجمه شده رایگان ✓

لیست جدیدترین مقالات انگلیسی ISI ✓

سایت ترجمه فا ؛ مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده از نشریات معتبر خارجی