



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال نهم / شماره سی‌وسوم / بهار ۱۳۹۹

ارزیابی واکنش سرمایه‌گذاران با روش سرعت تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی در سطح صنایع در بورس تهران

بهناز طلوعی

دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد الکترونیکی

مهدی معدنچی زاج

استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد الکترونیکی نویسنده مسئول مکاتبات
madanchi@iauec.ac.ir

کیارش مهرانی

استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد پردیس

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۰۳ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۲/۱۹

چکیده

چگونگی واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات محیط اقتصادی، نقش کلیدی در تعیین میزان کارایی بازار سرمایه دارد. اگر این واکنش صحیح و سریع باشد، بازار سرمایه در شکل قوی کارایی است، در غیر این صورت، با هرگونه تاخیر و یا اختلال در واکنش سرمایه‌گذاران، از قدرت کارایی بازار کاسته می‌شود. در این پژوهش بیش واکنشی سرمایه‌گذاران با استفاده از روش ارزیابی سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی در بازه زمانی ۱۳۹۲/۱/۰۵ الی ۱۳۹۶/۰۳/۰۱ آزمون شده است. در این راستا سرعت تعدیل شاخص قیمت سهام ده صنعت منتخب بورس (کانی‌های فلزی، محصولات کاغذی، محصولات چرمی، فراورده‌های نفتی، منسوجات، محصولات دارویی، لاستیک، فلزات اساسی، خودرو و محصولات شیمیایی) بر مبنای چهار رویکرد مدل تعدیل جزئی آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷)، داموداران (۱۹۹۳)، نسبت‌های اتو کوواریانس و فرآیندهای ARMA تثوبالد و یالوپ (۲۰۰۱، ۲۰۰۲) محاسبه شد. بر اساس برآوردگر نسبت اتو-کوواریانس و رویکرد آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷) کم‌واکنشی در هیچ از صنایع منتخب مشاهده شد. روش ARMA نیز نشان داد در تمامی صنایع بجز صنعت خودرو وجود پدیده کم‌واکنشی مشاهده شده و در صنعت خودرو بیش واکنشی سرمایه‌گذاران وجود داشته است. بر اساس روش داموداران همه ۱۰ صنعت منتخب سرمایه‌گذاران بیش واکنشی داشتند. که بر اساس مطالعات مختلف نتایج روش داموداران از قابلیت اعتماد پایینی برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: بیش واکنشی، کم واکنشی، سرعت تعدیل قیمت سهام، کارایی بازار سهام.

۱- مقدمه

وجود اطلاعات کافی در بازار و انعکاس به‌موقع و سریع اطلاعات بر قیمت اوراق بهادار، ارتباط تنگاتنگی با کارایی بازار دارد. در چنین بازاری، اطلاعاتی که در بازار پخش می‌شود به سرعت بر قیمت تاثیر می‌گذارد و قیمت اوراق بهادار را به ارزش ذاتی آن نزدیک می‌کند (جوانمرد و همکار، ۱۳۹۴). تحقیقات تجربی گذشته در حوزه حسابداری و مالی شواهدی را در حمایت از فرضیه بازار کارا فراهم می‌نماید. با این وجود این تحقیقات مدارک قوی و مستدلی در مورد نابهنجاری‌های بازار سهام وجود دارد که به نظر می‌رسد در مقابل فرضیه بازار کارا قرار می‌گیرد (هادی، ۲۰۰۶). اگر بازار کارا باشد، می‌توان بیان نمود اطلاعات مربوط سریعاً و به‌طور کامل در بازار منتشر می‌شوند و در نتیجه سیستم قیمت‌ها درست عمل می‌کند و وجوه نقد و پس‌اندازها به سمت فعالیت‌های سودآور هدایت خواهند شد. بنابراین بورس اوراق بهادار کارا می‌تواند به تخصیص بهینه منابع منجر شود (فاما، ۱۹۷۰). بررسی نحوه واکنش بازار سهام در برابر اطلاعات جدید در چند دهه اخیر رواج بسیاری یافته است. وجود پدیده‌های بیش واکنشی و کم واکنشی در بازارهای مالی نشان از فقدان کارایی کامل بازار دارد. چگونگی واکنش سرمایه‌گذاران در مقابل اطلاعات دریافتی، نقش اصلی در تعیین میزان کارایی بازار اوراق بهادار دارد. اگر واکنش سرمایه‌گذاران صحیح و سریع باشد، بازار اوراق بهادار به سمت کارایی میل می‌کند، در غیر اینصورت، یعنی وجود هرگونه تاخیر و یا اختلال در واکنش سرمایه‌گذاران، فاصله از بازار کارا بیشتر می‌شود. سرمایه‌گذاران با توجه به قرار گرفتن در شرایط احساسی، امکان واکنش متناسب نداشته و وجود حالت‌های خاص رفتاری پس از انتشار اخبار جدید، در تحقیقات تایید شده است. هنگامی که اخباری در مورد شرکتی منتشر می‌شود و میزان تغییرات قیمت سهام آن شرکت در پاسخ به آن خبر ناچیز است، کم‌واکنشی^۱ رخ داده و به عکس، هنگامی که اخباری منتشر می‌شود و میزان تغییرات قیمت در پاسخ به آن خبر بیش از حد است، بیش‌واکنشی^۲ اتفاق افتاده است (سعیدی و فرهانیان، ۱۳۹۰). روش‌های مختلفی برای ارزیابی بیش واکنشی و کم واکنشی پیشنهاد شده است. یکی از این روش‌ها، استفاده از روش اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت اوراق بهادار است. سرعت تعدیل قیمت سهام، مدت زمانی است که طول می‌کشد تا اطلاعات در قیمت سهام منعکس گردد و قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی خود برسد (نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۴). با توجه به اهمیت این موضوع، مطالعه‌ی حاضر به ارزیابی رویکردهای سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی سهام در بورس تهران می‌پردازد.

۲- پیشینه پژوهش

تحلیل‌ها نشان می‌دهد که اوراق بهادار اغلب چرخه‌هایی از کم‌واکنشی و بیش‌واکنشی را در نتیجه پردازش اطلاعات سرمایه‌گذاران تجربه می‌کنند. به‌طور کلی میزان بیش‌واکنشی یا کم‌واکنشی بستگی به این دارد که چه طور سرمایه‌گذاران، اصول (اطلاعات) اولیه را درک کنند؛ اگر این اصول به راحتی توسط بسیاری از افراد قابل درک باشد هر دو واکنش (بیش‌واکنشی و کم‌واکنشی) نهایی کوچک خواهد بود (تورسکی و کاهنمان^۳، ۱۹۸۲). یکی از رویکردهای ارزیابی بیش واکنشی و کم‌واکنشی به قیمت سهام

سنجش سرعت تعدیل قیمت سهام است. این سرعت نشان‌دهنده‌ی مدت زمانی است که طول می‌کشد تا اطلاعات سهام کاملاً در قیمت منعکس شود و در نتیجه قیمت سهام برابر با ارزش ذاتی آن شود. در واقع سرعت تعدیل قیمت دارایی‌ها به سوی ارزش ذاتی شان، معیارهای مستقیم درجه بیش واکنشی و کم واکنشی در بازارهای مالی را ارائه می‌کند (تئوبالد و یالوپ، ۲۰۰۴). نیکو مرام وهمکاران (۱۳۹۴) رویکردهای مطالعات سرعت تعدیل قیمت را می‌توان به دو دسته کلی طبقه‌بندی نمودند:

- رویکرد اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت در رسیدن به ارزش ذاتی اوراق بهادار^۴
- رویکرد اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت اوراق بهادار در واکنش به اطلاعات^۵ شامل:
 - سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات عمومی بازار^۶
 - سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات خاص شرکتی^۷

در ارتباط با سرعت تعدیل قیمت در رسیدن به ارزش ذاتی اوراق بهادار مدل‌های مختلفی توسعه یافته‌اند که مبتنی بر توابع خود همبستگی بوده که سرعت اطلاعات جدیدی را که در قیمت هر سهم انفرادی یا سبد سهام منعکس شده را اندازه‌گیری می‌کنند. در این مقاله مدل‌های اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت در رسیدن به ارزش ذاتی اوراق بهادار مورد بررسی قرار گرفته است. در ادامه به برخی از مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود:

۱) مدل بلک (۱۹۸۶): در این مدل اختلاف بین ارزش ذاتی و قیمت معاملاتی را به عامل اخلاص نسبت داده شده است:

$$p_t = v_t + u_t$$

در معادله فوق، P قیمت سهام، V ارزش ذاتی سهام، U عبارت اخلاص و t زمان را نشان می‌دهد. در این معادله، عبارت اخلاص سبب دور شدن قیمت مشاهده شده سهام از ارزش ذاتی آن شده که از رفتار سرمایه گذاران شامل رفتار معامله‌کنندگان نامطلع و رفتار معامله‌کنندگان مبتنی بر اخبار جدید ناشی می‌شود. در این صورت، واریانس بازده مشاهده شده که از رفتار سرمایه گذاران نشأت گرفته به دو بخش، شامل واریانس ارزش ذاتی که ناشی از ارزیابی ناهمگن معامله‌کنندگان بوده و واریانس ناشی از رفتار غیر منطقی تقسیم می‌شود (خانی و فراهانی، ۱۳۸۷). مدل بلک ساده‌ای بوده لیکن بر اساس نتایج پژوهش آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷) برآورد پارامترهای توزیع ارزش بازده صرفاً با استفاده از بازده‌های مشاهده شده می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای در برداشته باشد.

۲) مدل تعدیل جزئی آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷): این مدل بر مبنای مدل بلک ارائه شده است. بر اساس این مدل تفاوت بین قیمت در زمان‌های متفاوت یکی به دلیل تغییر ارزش ذاتی و دیگری خطاهای قیمت‌گذاری بوده که این دو اثر بوسیله یک مدل تعدیل جزئی همراه با اخلاص شناسایی می‌شود:

$$p_t - p_{t-1} = \pi(v_t - p_{t-1}) + u_t; \quad \Delta V_t = \mu + e_t$$

که در آن p_t ؛ لگاریتم طبیعی قیمت سهام در زمان t ؛ v_t ؛ لگاریتم طبیعی ارزش ذاتی در زمان t ؛ u_t ؛ جز اخلال در زمان t ؛ Δv_t ؛ تفاوت ارزش ذاتی زمان t از ارزش ذاتی زمان $t-1$ ؛ μ ؛ متوسط ارزش ذاتی سهام با گام تصادفی است، e_t ؛ جز اخلال الگو در زمان t ؛ π ؛ سرعت تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی سهام است. عبارت u_t باعث می‌شود که قیمت مشاهده شده سهام از ارزش ذاتی آن دور شود. فاکتور u_t ناشی از دو منبع اصلی، شامل رفتار سرمایه‌گذاران و مکانیسم بازار می‌باشد. رفتار سرمایه‌گذاران شامل رفتار معامله‌گران نامطلع به دلیل نیاز به نقدینگی و معامله‌گران مبتنی بر اخبار جدید می‌باشد. مکانیسم انجام مبادلات که توسط آن قیمت-گذاری سهام در بازار انجام می‌شود شامل ورود تصادفی سفارشات خرید و فروش به بازار، وضعیت موقت موجودی کارگزاران، پیوسته نبودن قیمت‌های سهام و نوسان قیمت بین عرضه و تقاضا (که گاهی منجر به خطاهایی در قیمت‌گذاری می‌گردد) است. π ؛ سرعت تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی سهام است که وقتی برابر با صفر است بیانگر عدم واکنش سرمایه‌گذار به تغییر در ارزش، و وقتی کمتر از یک است نشانگر تعدیل جزئی یا کم‌واکنشی، و وقتی برابر با یک است بیانگر تعدیل کامل و وقتی بزرگتر از یک است نشان دهنده بیش واکنشی نسبت به اطلاعات جدید است. این مدل در عین سادگی نسبت به مدل بلک کامل تر بوده لیکن بر اساس پژوهش گوتاردو (۲۰۱۱) داده‌های بین روزی در آن لحاظ نمی‌شود (نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۴).

۳) مدل ساده تعدیل قیمت داموداران (۱۹۹۳): داموداران بر اساس محاسبه اخلال قیمت نسبت به فرآیند ارزش مبنای، سرعت تعدیل قیمت سهام را با رابطه زیر پیشنهاد کرده است:

$$\pi = \left(\frac{2}{j} \sigma_j^2 + \frac{2}{k} p_k^2 \right) / \left(\frac{1}{j} \sigma_j^2 + \frac{1}{k} \sigma_k^2 + \frac{2}{k} p_k^2 \right)$$

که در آن σ_j^2 واریانس بازده با تواتر j ، σ_k^2 واریانس بازده با تواتر k ، p_k^2 اتو کوواریانس برآوردی فاصله k است. لازم به ذکر است بر اساس پژوهش سافونبلاد (۱۹۹۷)، مزیت مدل داموداران سادگی محاسبه و قابلیت کاربرد آن برای تحقیقات تجربی بوده اما دارای تورش و خطای زیاد و دقت پایین است (نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۴). همچنین بر اساس مطالعه بوتلر (۲۰۰۷) هنگامی که تعدیل کامل باشد، واکنش قیمت جهت رسیدن به ارزش ذاتی طبق تخمین زن داموداران اغوا کننده است (به نقل از آبراهام، ۲۰۱۳؛ ص ۵۳). به همین دلیل نتایج این آزمون قابلیت اعتماد پایین دارد.

۴) روش ARMA: اگر در مدل آمیهدو و مندلسون (۱۹۸۷) دو معادله زیر ادغام شوند:

$$p_t - p_{t-1} = \pi(v_t - p_{t-1}) + u_t \quad \Delta v_t = \mu + e_t$$

با عملیات ساده ریاضی خواهیم داشت:

$$R_t = (1 - \pi)R_{t-1} + \pi \Delta v_t + \Delta u_t \Rightarrow R_t = \pi \mu + (1 - \pi)R_{t-1} + \pi e_t + \Delta u_t$$

معادله فوق یک مدل ARMA(1,1) است. وقتی ضریب $1-\pi$ کوچکتر از یک باشد فرآیند خودرگرسیون میانگین متحرک مانا و در غیر این صورت نامانا است (تئوبالد و یالوپ، ۲۰۰۴). بر اساس این روش اگر $1-\pi$ منفی باشد بیش واکنشی، اگر مثبت باشد کم واکنشی و اگر برابر با صفر باشد، تعدیل کامل است و به عبارت بهتر کارایی کامل است.

(۵) برآوردگر نسبت اتو-کوواریانس: بر اساس اتو-کوواریانس برای وقفه‌های یک و دو مدل جزئی آمیهو د و مندلسون (۱۹۸۷) می‌تواند به صورت زیر محاسبه شود:

$$\text{Lag one} = \text{cov}[R(t), R(t-1)] = \frac{\pi}{2-\pi} [(1-\pi) \text{var}\{e(t)\} - \text{var}\{u(t)\}]$$

$$\text{Lag two} = \text{cov}[R(t), R(t-2)] = \frac{\pi(1-\pi)}{2-\pi} [(1-\pi) \text{var}\{e(t)\} - \text{var}\{u(t)\}]$$

که در آن واریانس اجزا اخلاص فرآیندهای ثابت و کوواریانس بین دو فرآیند در همه وقفه‌ها صفر است. در نتیجه:

$$1-\pi = \frac{\text{cov}[R(t), R(t-2)]}{\text{cov}[R(t), R(t-1)]}, \quad \pi = 1 - \frac{\text{cov}[R(t), R(t-2)]}{\text{cov}[R(t), R(t-1)]}$$

π تعدیل قیمت برای هر روز تفاضلی داده شده را اندازه‌گیری می‌کند. وقتی برابر با صفر است بیانگر عدم واکنش سرمایه گذار به تغییر در ارزش، وقتی کمتر از یک است بیانگر تعدیل جزئی، وقتی برابر با یک است بیانگر تعدیل کامل و وقتی بزرگتر از یک است نشان دهنده بیش واکنشی نسبت به اطلاعات جدید است.

معدنچی، نیکومرام و سعیدی (۲۰۱۷) در تحقیقی بیش واکنشی و کم واکنشی سرمایه‌گذاران در بورس تهران از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا پایان سال ۱۳۹۵ را با استفاده از آزمون اثربخشی راهبردهای سرمایه‌گذاری مبتنی بر راهبردهای مومنتوم و معکوس، متغیر بالاترین قیمت در ۵۲ هفته گذشته و نیز ارزیابی سرعت تعدیل قیمت نسبت به اطلاعات عمومی به روش رگرسیون دایمسون مورد بررسی قرار دادند. نتایج بیانگر وجود شواهدی از پدیده کم واکنشی در کوتاه مدت بوده است.

آدري و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از مدل یالوپ (۲۰۰۱ و ۲۰۰۲) به اندازه‌گیری کارایی نسبی بازار بورس مالزی پرداختند. در این تحقیق چهار آزمون در ارتباط با تعدیل قیمت سهام انجام پذیرفته است. نتایج آنها نشان داد که سرعت تعدیل قیمت سهام در ۴ مدل بکار گرفته شده با یکدیگر متفاوت می‌باشد.

محمودی و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی چگونگی واکنش سرمایه‌گذاران به اعلان سود پرداختند. آنان واکنش سرمایه‌گذاران را به واکنش کمتر از اندازه و واکنش بیش از اندازه در زمان اعلان سود مثبت و سود منفی تقسیم کردند و به این نتیجه رسیدند سرمایه‌گذاران در زمان تغییرات اعلان سود مثبت و در زمان تغییرات اعلان سود منفی واکنش کمتر از حد نشان دادند.

آباربائل و کیم (۲۰۱۰) در پژوهشی، به بررسی بازده در روز اعلام سود پرداختند. نتیجه حاکی از آن بود که در روز اعلام سود، بازده سطح بالاتری از آگاهی‌دهندگی دارد. همچنین قیمت‌ها نسبت به سود اخبار قبلی

واکنش کمتری نشان می‌دهند، اما واکنش بازار به اطلاعات نامتقارن اطراف تاریخ افشای پیش‌بینی شرکت‌ها بیشتر است.

برکمن و ترانگ (۲۰۰۹) رویدادهای بعد از اعلام سود را مطالعه کردند. نتیجه پژوهش آنها نشان داد اگر تاریخ اعلام سود، به عنوان رویداد روز صفر در نظر گرفته شود، تغییرات قیمتی و حجمی مرتبط با سود، در تاریخ اعلام سود مشاهده نمی‌شود. زیرا اطلاعات جدید تا انجام شدن اولین معامله در روز بعد از تاریخ اعلام سود، در قیمت‌ها انعکاس نمی‌یابد.

نیکومرام و همکاران (۱۳۹۴) طی یک بررسی کتابخانه‌ای ضمن تشریح عوامل موثر در تاخیر انعکاس اطلاعات در قیمت اوراق بهادار و ویژگی‌های بازار سرمایه ایران، پیشنهادهای اجرایی برای افزایش سرعت تعدیل اطلاعات عمومی در قیمت اوراق بهادار و در نتیجه افزایش کارایی بازار اوراق بهادار را ارائه داده‌اند.

جوانمرد و همکاران (۱۳۹۴) ارتباط بین اطلاعات حسابداری جدید و تغییرات کوتاه‌مدت به‌وجود آمده در قیمت‌های سهام را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش با انتخاب برخی از رویدادهای منتشره توسط شرکت‌ها (شامل صورت‌های مالی میان‌دوره‌ای، برگزاری مجامع، پیش‌بینی سود و اعلام سود واقعی سالانه) و با استفاده از تغییرات پیاپی قیمت برای یک ماه اطراف وقوع رویداد در بازه زمانی ۱۳۸۶ - ۱۳۹۰ و با استفاده از روش مقایسه‌زوجی، به بررسی نحوه واکنش بازار سهام به این رویدادها پرداخته و رفتار بازار سهام تهران بر اساس الگوی بازار کارا تبیین شده است. نتایج نشان می‌دهد بازار سهام به این اطلاعات واکنش معناداری نشان می‌دهد. همچنین رفتار بازار در برابر رویدادهای فوق غیر کارا بوده است.

دانیالی ده حوض و منصور (۱۳۹۱) با استفاده از آزمون‌های استقلال (آزمون گردش) به بررسی شکل ضعیف کارایی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. در پژوهش ایشان به منظور استخراج عوامل و مولفه‌های موثر بر ارتقای کارایی بورس اوراق بهادار تهران، به رغم استفاده از آرای خبرگان و کارشناسان صاحب نظر، از تحلیل عاملی نیز استفاده شده بدین منظور برای تعیین درجه اهمیت هر یک از عوامل و مولفه‌های تاثیرگذار بر ارتقای کارایی بورس اوراق بهادار تهران، از تکنیک آنتروپی استفاده شده است. یافته‌های حاصل از به کارگیری آزمون گردش، حاکی از عدم تایید کارایی بورس اوراق بهادار تهران در شکل ضعیف است. همچنین نتایج به کارگیری روش آنتروپی دلالت بر آن دارد که «سیستم اطلاعاتی بازار» بیشترین تاثیر را بر کارایی بورس اوراق بهادار تهران دارد.

خانی و فراهانی (۱۳۸۷)، در مطالعه‌ای به ارزیابی کارایی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ضریب تعدیل قیمت پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که انعکاس اطلاعات جدید در قیمت سهام کند بوده است؛ حداقل زمان لازم برای انعکاس کامل اطلاعات در قیمت‌های بورس ۱۷ روز کاری برآورد شده است.

قمری (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای رابطه میان کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان داده است که در بازار سرمایه ایران، رابطه میان تغییرات کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت معنی دار نبوده و با بهبود کیفیت گزارشگری مالی، سرعت تعدیل قیمت سهام، تغییر معنی داری از خود نشان نمی‌دهد. که علت آن به عدم کارایی بورس نسبت داده شده است.

همچنین، سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد دارای الگوی رفتاری متقارن بوده و اختلاف معنی داری در میانگین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و اخبار بد وجود ندارد. علوی و موسوی (۱۳۹۰)، محتوای اطلاعاتی سود خالص و تعدیل قیمت سهام را مورد بررسی قرار داده اند. نتایج این مطالعه نشان داد که در روز اعلان سود خالص (واقعی و پیش‌بینی شده) و سود پیش‌بینی شده، بین فراوانی‌های مشاهده شده در تغییر قیمت رابطه معناداری دیده شده که حاکی از وجود محتوای اطلاعاتی سود خالص پیش‌بینی شده است.

۳- فرضیه پژوهش

فرضیه پژوهش حاضر عبارت است از:
سرمایه گذاران در صنایع مختلف بورس، دارای کم واکنشی هستند.

۴- روش شناسی پژوهش

در این پژوهش برای آزمون واکنش سرمایه گذاران (بیش‌واکنشی و کم‌واکنشی) در بورس تهران از روش ارزیابی سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی سهام و از طریق چهار رویکرد مدل تعدیل جزئی آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷)، داموداران (۱۹۹۳)، نسبت‌های اتو کوواریانس و فرآیندهای ARMA تئوبالد و یالوپ (۲۰۰۱، ۲۰۰۲) بهره گرفته شده است.

در این تحقیق داده‌های روزانه ده شاخص صنعت منتخب بورس (کانی‌های فلزی، محصولات کاغذی، محصولات چرمی، فراورده‌های نفتی، منسوجات، محصولات دارویی، لاستیک، فلزات اساسی، خودرو و محصولات شیمیایی) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲/۱/۰۵ الی ۱۳۹۶/۰۳/۰۱ استفاده شده و داده‌های لازم از سایت بورس تهران استخراج شده است.

۵- یافته‌های پژوهش

الف) برآورد سرعت تعدیل به روش مدل آمیهود و مندلسون: جهت برآورد سرعت تعدیل به روش مدل آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷) در ابتدا ارزش ذاتی سهام به رویکرد فیلتر هودریک پرسکات^۸ به ده صنعت منتخب بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شد و سپس شاخص صنایع منتخب بر روی تفاضل قیمت دوره‌ی گذشته از ارزش ذاتی سهام برآورد شد. نتایج در جدول (۱) ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول (۱) تمامی ضرایب $V_t - P_{t-1}$ که نشان‌دهنده‌ی سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی است از نظر قدرمطلق کوچکتر از یک بوده که بیانگر تعدیل جزئی شاخص‌های صنایع منتخب می‌باشد. از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت بر اساس روش مدل آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷) در صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران کم‌واکنشی نسبت به اطلاعات جدید، مشاهده شده است.

جدول ۱- برآورد ضریب تعیین با مدل آمیهد و مندلسون (۱۹۸۷)

صنعت	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	اماره t	احتمال	صنعت	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	اماره t	احتمال
فراوردهای نفتی	عرض از مبدا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	-۰/۱۵۲	۰/۸۷۹	پودر	عرض از مبدا	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۹۳۱	۰/۳۵۲
	V_i-P_{i-1}	۰/۵۳۹	۰/۰۲۷	۲۰/۰۴۳	۰/۰۰۰		V_i-P_{i-1}	۰/۵۱۱	۰/۰۲۴	۲۱/۲۱۰	۰/۰۰۰
	ضریب تعیین	۰/۲۸۵					ضریب تعیین	۰/۳۰۹			
	انحراف معیار رگرسیون	۰/۰۲۱					انحراف معیار رگرسیون	۰/۰۱۷			
	مجموع مربع خطا	۰/۴۵۲					مجموع مربع خطا	۰/۲۹۱			
	لگاریتم درست‌نمایی	۲۴۵۰/۱۳۲					لگاریتم درست‌نمایی	۲۶۷۰/۲۸۲			
	آماره F	۴۰۱/۷۲۷					آماره F	۴۴۹/۸۶۴			
سطح احتمال F	۰/۰۰۰				سطح احتمال F	۰/۰۰۰					
لاستیک	عرض از مبدا	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۱/۱۸۹	۰/۲۳۵	کاشی فیزی	عرض از مبدا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۱۴۹	۰/۸۸۱
	V_i-P_{i-1}	۰/۵۴۲	۰/۰۲۵	۲۲/۱۰۳	۰/۰۰۰		V_i-P_{i-1}	۰/۵۰۳	۰/۰۲۳	۲۱/۸۸۷	۰/۰۰۰
	ضریب تعیین	۰/۳۲۷					ضریب تعیین	۰/۳۲۲			
	انحراف معیار رگرسیون	۰/۰۱۴					انحراف معیار رگرسیون	۰/۰۱۰			
	مجموع مربع خطا	۰/۲۰۹					مجموع مربع خطا	۰/۱۱۰			
	لگاریتم درست‌نمایی	۲۸۳۶/۳۸۳					لگاریتم درست‌نمایی	۳۱۵۹/۶۲۴			
	آماره F	۴۸۸/۵۵۹					آماره F	۴۷۹/۰۳۷			
سطح احتمال F	۰/۰۰۰				سطح احتمال F	۰/۰۰۰					
محصولات کاغذ	عرض از مبدا	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۱۳۸	۰/۲۵۵	محصولات دارویی	عرض از مبدا	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۴/۲۱۹	۰/۰۰۰
	V_i-P_{i-1}	۰/۵۱۸	۰/۰۲۴	۲۱/۹۷۵	۰/۰۰۰		V_i-P_{i-1}	۰/۵۳۵	۰/۰۲۲	۲۴/۸۴۵	۰/۰۰۰
	ضریب تعیین	۰/۳۲۴					ضریب تعیین	۰/۳۸۰			
	انحراف معیار رگرسیون	۰/۰۱۸					انحراف معیار رگرسیون	۰/۰۰۶			
	مجموع مربع خطا	۰/۳۱۳					مجموع مربع خطا	۰/۰۳۹			
	لگاریتم درست‌نمایی	۲۶۳۴/۹۰۶					لگاریتم درست‌نمایی	۳۶۸۴/۳۱۵			
	آماره F	۴۸۲/۹۰۸					آماره F	۶۱۷/۲۷۴			
سطح احتمال F	۰/۰۰۰				سطح احتمال F	۰/۰۰۰					
فنازات اساسی	عرض از مبدا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۳۱	۰/۸۹۶	محصولات شیمیایی	عرض از مبدا	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۲۰۲	۰/۲۳۰
	V_i-P_{i-1}	۰/۵۲۶	۰/۰۲۴	۲۲/۵۱۱	۰/۰۰۰		V_i-P_{i-1}	۰/۴۹۳	۰/۰۲۴	۲۰/۸۳۹	۰/۰۰۰
	ضریب تعیین	۰/۳۳۵					ضریب تعیین	۰/۳۰۱			
	انحراف معیار رگرسیون	۰/۰۰۹					انحراف معیار رگرسیون	۰/۰۰۸			
	مجموع مربع خطا	۰/۰۷۶					مجموع مربع خطا	۰/۰۶۱			
	لگاریتم درست‌نمایی	۳۳۴۸/۸۴۵					لگاریتم درست‌نمایی	۳۴۵۶/۳۲۹			
	آماره F	۵۰۶/۷۴۱					آماره F	۴۳۴/۲۸۲			

ارزیابی واکنش سرمایه گذاران با روش سرعت تعدیل قیمت سهام به ... / بهناز طلوعی، مهدی معدنچی زاج و کیارش مهرانی

صنعت	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	اماره t	احتمال	صنعت	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	اماره t	احتمال	
	سطح احتمال F		۰/۰۰۰				سطح احتمال F		۰/۰۰۰			
مسئله ۱	عرض از مبدا	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۱/۵۷۱	۰/۱۱۷	مسئله ۲	عرض از مبدا	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۱/۶۵۲	۰/۰۹۹	
	$V_{t-P_{t-1}}$	۰/۵۲۳	۰/۰۲۴	۲۱/۵۶۰	۰/۰۰۰		$V_{t-P_{t-1}}$	۰/۵۲۴	۰/۰۲۴	۲۲/۲۱۱	۰/۰۰۰	
	ضریب تعیین		۰/۳۱۶				ضریب تعیین		۰/۳۲۹			
	انحراف معیار رگرسیون		۰/۰۱۲				انحراف معیار رگرسیون		۰/۰۱۳			
	مجموع مربع خطا		۰/۱۴۵				مجموع مربع خطا		۰/۱۶۶			
	لگاریتم درستنمایی		۳۰۲۱/۷۰۴				لگاریتم درستنمایی		۲۹۵۳/۱۶۲			
	آماره F		۴۶۴/۸۳۱				آماره F		۴۹۳/۳۲۹			
سطح احتمال F		۰/۰۰۰			سطح احتمال F		۰/۰۰۰					

منبع: یافته‌های تحقیق

ب) محاسبه‌ی سرعت تعدیل به روش داموداران (۱۹۹۳): در روش داموداران برای محاسبه‌ی سرعت تعدیل نیاز به محاسبه‌ی واریانس بازده جاری سهام، واریانس بازده سهام در وقفه k و همچنین کورایانس بین بازده سهام در زمان جاری و بازده سهام در وقفه‌ی k است. در این مطالعه وقفه k برابر با یک روز کاری در نظر گرفته شده است. در جدول (۲) خلاصه این محاسبات ارائه شده است. بر اساس این جدول، تمامی π های محاسبه شده (ضریب تعدیل‌ها) بزرگتر از یک هستند. در نتیجه در تمامی صنایع بیش واکنشی سرمایه‌گذاران وجود دارد. بدلیل ضعف‌ها و خطای روش داموداران، نتایج این آزمون زیاد قابل استناد و اعتماد نیست.

جدول ۲- محاسبه‌ی سرعت تعدیل به روش داموداران (۱۹۹۳)

ضریب تعدیل	کوواریانس بازده‌ها بین دو زمان t-1 و t	واریانس بازده		صنعت
		در زمان t-1	در زمان t	
۱/۳۵۶	۳/۰۴۸	۴/۴۶	۱/۶۴۳	کانی‌های فلزی
۱/۳۵	۸/۱۰۶	۱۲/۳۷۲	۴/۷۵۶	محصولات کاغذ
۱/۳۴۸	۴/۱۹۲	۶/۹۰۹	۲/۹۴۷	محصولات چرم
۱/۳۳۱	۵/۷۲۳	۱۰/۴۱۸	۴/۶۴۶	فراورده‌های نفتی
۱/۳۴۲	۳/۲۷۵	۵/۶۹۸	۲/۵۳۴	منسوجات
۱/۳۷۱	۱/۵۰۳	۱/۹۶۲	۰/۶۳۵	محصولات دارویی
۱/۳۴۴	۴/۷۳	۸/۱۹۶	۳/۶۷۴	لاستیک
۱/۳۴۴	۱/۹۵۳	۳/۰۱۶	۱/۱۳۷	فلزات اساسی
۱/۳۳۳	۶/۵۸۷	۱۰/۸۴۸	۴/۲۵	خودرو
۱/۳۴۳	۱/۵۱۳	۲/۳۳۹	۰/۸۷۴	محصولات شیمیایی

منبع: یافته‌های تحقیق

ج) محاسبه‌ی سرعت تعدیل به روش ARMA: برای محاسبه‌ی سرعت تعدیل به روش ARMA باید مدل (ARMA 1,1) برآورد شود، سپس یک منهای ضریب جزء خودرگرسیو مرتبه‌ی اول به عنوان ضریب تعدیل در نظر گرفته می‌شود. نتایج برآورد ARMA در جدول (۳) برای صنایع منتخب مورد بررسی این مطالعه آورده شده است. بر اساس جدول (۳)، ضریب R_{t-1} برای تمام صنایع به غیر از خودرو مثبت و کوچکتر از یک است، در نتیجه در این صنایع تمامی π ها (ضریب تعدیل‌ها) کوچکتر از یک هستند و کم واکنشی در آنها وجود دارد، اما در صنعت خودرو ضریب R_{t-1} منفی است، در نتیجه π برای صنعت خودرو بزرگتر از یک است. بنابراین فقط در صنعت خودرو بیش‌واکنشی سرمایه‌گذاران ملاحظه شده و در سایر صنایع کم واکنشی دیده شده است.

جدول ۳- محاسبه سرعت تعدیل به روش ARMA

صنعت	احتمال	آماره t	انحراف استاندارد	ضریب	متغیر	صنعت	احتمال	آماره t	انحراف استاندارد	ضریب	متغیر
محصولات چرمی	۰/۰۴۹	۱/۹۶۸	۰/۰۴۰	۰/۰۷۹	عرض از مبدا	محصولات دارویی	۰/۰۰۰	۳/۷۴۲	۰/۰۲۲	۰/۰۸۳	عرض از مبدا
	۰/۰۰۰	۳/۹۷۰	۰/۱۴۱	۰/۵۶۱	R_{t-1}		۰/۰۰۰	۱۱/۴۵۷	۰/۰۵۰	۰/۵۶۹	R_{t-1}
	۰/۰۰۷	-۲/۷۰۸	۰/۱۵۵	-۰/۴۲۰	MA(1)		۰/۲۷۳	-۱/۰۹۷	۰/۰۶۰	-۰/۰۶۶	MA(1)
	انحراف معیار رگرسیون		۱/۶۹۵		انحراف معیار رگرسیون		۰/۶۸۱				
	مجموع مربع پسماندها		۲۸۸۰/۲۸۱		مجموع مربع پسماندها		۴۶۴/۷۳۷				
	لگاریتم درستنمایی		-۱۹۵۵/۲۱۳		لگاریتم درستنمایی		-۱۰۳۸/۴۷۲				
	آماره F		۱۴/۶۲۰		آماره F		۱۸۷/۵۸۷				
سطح احتمال F		۰/۰۰۰		سطح احتمال F		۰/۰۰۰					
محصولات نسیمی	۰/۰۸۹	۱/۷۰۴	۰/۰۳۳	۰/۰۵۶	عرض از مبدا	محصولات کاغذ	۰/۰۵۲	۱/۹۵۰	۰/۰۵۷	۰/۱۱۰	عرض از مبدا
	۰/۰۴۹	۱/۹۶۹	۰/۰۹۲	۰/۱۸۱	R_{t-1}		۰/۰۰۰	۴/۸۴۸	۰/۰۹۵	۰/۴۶۱	R_{t-1}
	۰/۰۷۸	۱/۷۶۵	۰/۰۹۲	۰/۱۶۳	MA(1)		۰/۰۶۸	-۱/۸۲۶	۰/۱۰۵	-۰/۱۹۲	MA(1)
	انحراف معیار رگرسیون		۰/۸۸۳		انحراف معیار رگرسیون		۲/۰۹۱				
	مجموع مربع پسماندها		۷۸۲/۰۳۴		مجموع مربع پسماندها		۴۳۸۱/۵۱۷				
	لگاریتم درستنمایی		-۱۲۹۹/۹۹۷		لگاریتم درستنمایی		-۲۱۶۵/۹۳۷				
	آماره F		۶۱/۴۹۵		آماره F		۴۶/۰۸۶				
سطح احتمال F		۰/۰۰۰		سطح احتمال F		۰/۰۰۰					
فلزات اساسی	۰/۶۴۶	۰/۴۵۹	۰/۰۳۶	۰/۰۱۷	عرض از مبدا	کامی‌های فلزی	۰/۹۳۵	۰/۰۸۱	۰/۰۳۴	۰/۰۰۳	عرض از مبدا
	۰/۰۳۲	۲/۱۵۳	۰/۰۹۴	۰/۲۰۳	R_{t-1}		۰/۰۰۰	۵/۶۹۹	۰/۰۷۸	۰/۴۴۴	R_{t-1}
	۰/۱۸۸	۱/۳۱۷	۰/۰۹۶	۰/۱۲۶	MA(1)		۰/۱۸۸	-۱/۳۱۷	۰/۰۸۷	-۰/۱۱۴	MA(1)
	انحراف معیار رگرسیون		۱/۰۱۰		انحراف معیار رگرسیون		۱/۱۹۹				
	مجموع مربع پسماندها		۱۰۲۲/۹۳۴		مجموع مربع پسماندها		۱۴۳۹/۶۶۹				
	لگاریتم درستنمایی		-۱۴۳۴/۹۲۹		لگاریتم درستنمایی		-۱۶۰۶/۶۵۱				
	آماره F		۵۶/۷۸۸		آماره F		۶۸/۸۹۳				

ارزیابی واکنش سرمایه گذاران با روش سرعت تعدیل قیمت سهام به ... / بهناز طلوعی، مهدی معدنچی زاج و کیارش مهربانی

صنعت	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	اماره t	احتمال	صنعت	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	اماره t	احتمال
	سطح احتمال F		۰/۰۰۰				سطح احتمال F		۰/۰۰۰		
منسوجات	عرض از مبدا	۰/۰۷۴	۰/۰۴۲	۱/۷۵۹	۰/۰۷۹	کامپوزیت	عرض از مبدا	۰/۰۸۰	۰/۰۴۹	۱/۶۲۹	۰/۱۰۴
	R _{t-1}	۰/۵۲۵	۰/۱۹۶	۲/۶۸۲	۰/۰۰۷		R _{t-1}	۰/۵۱۰	۰/۲۰۶	۲/۴۸۰	۰/۰۱۳
	MA(۱)	۰/۴۱۷	۰/۲۰۹	-۱/۹۹۸	۰/۰۴۶		MA(۱)	-۰/۴۰۵	۰/۲۱۹	-۱/۸۵۵	۰/۰۶۴
	انحراف معیار رگرسیون		۱/۵۸۳				انحراف معیار رگرسیون		۱/۹۰۷		
	مجموع مربع پسماندها		۲۵۰۹/۳۵۲				مجموع مربع پسماندها		۳۶۴۲/۲۹۱		
	لگاریتم درستنمایی		-۱۸۸۵/۹۳۵				لگاریتم درستنمایی		-۲۰۷۳/۱۵۵		
	آماره F		۷/۹۶۹				آماره F		۷/۴۴۰		
سطح احتمال F		۰/۰۰۰			سطح احتمال F		۰/۰۰۱				
فراورده‌های نفتی	عرض از مبدا	۰/۰۴۵	۰/۰۶۳	۰/۷۱۳	۰/۴۷۶	کامپوزیت	عرض از مبدا	۰/۱۹۷	۰/۰۹۵	۲/۰۸۴	۰/۰۳۷
	R _{t-1}	۰/۱۹۹	۰/۲۶۸	۰/۷۴۱	۰/۴۵۹		R _{t-1}	-۰/۲۰۰	۰/۰۹۳	-۲/۱۵۲	۰/۰۳۲
	MA(۱)	-۰/۰۹۵	۰/۲۷۳	-۰/۳۴۹	۰/۷۲۷		MA(۱)	۰/۵۰۰	۰/۰۸۲	۶/۰۷۳	۰/۰۰۰
	انحراف معیار رگرسیون		۲/۱۴۵				انحراف معیار رگرسیون		۱/۹۷۵		
	مجموع مربع پسماندها		۴۶۱۱/۴۳۶				مجموع مربع پسماندها		۳۹۰۹/۰۲۹		
	لگاریتم درستنمایی		-۲۱۹۱/۶۲۳				لگاریتم درستنمایی		-۲۱۰۸/۷۲۳		
	آماره F		۵/۷۹۸				آماره F		۴۶/۷۲۲		
سطح احتمال F		۰/۰۰۳			سطح احتمال F		۰/۰۰۰				

منبع: یافته‌های تحقیق

د) محاسبه ضریب تعدیل بر اساس برآوردگر نسبت اتو-کوواریانس: در جدول (۴) ضریب تعدیل قیمت سهام برای رسیدن به ارزش سهام بر مبنای برآوردگر نسبت اتو-کوواریانس محاسبه شده است. بر اساس این جدول، تمامی π های محاسبه شده (ضریب تعدیل‌ها) کوچکتر از یک هستند. در نتیجه، در تمامی ده صنعت مورد بررسی، کم‌واکنشی مشاهده شده است.

جدول ۴- محاسبه ضریب تعدیل بر اساس برآوردگر نسبت اتو-کوواریانس

ضریب تعدیل	کوواریانس بازده بین دوره زمانی		صنعت
	t, t-2	t, t-1	
-۰/۶۰۵	۱/۲۰۵	۳/۰۴۸	کانی‌های فلزی
-۰/۶۳۹	۲/۹۲۴	۸/۱۰۶	محصولات کاغذ
-۰/۷۳۳	۱/۱۲۰	۴/۱۹۲	محصولات چرم
-۰/۸۹۹	۰/۵۷۷	۵/۷۲۳	فراورده‌های نفتی
-۰/۷۸۸	۰/۶۹۵	۳/۲۷۵	منسوجات

ضریب تعدیل	کواریانس بازده بین دوره زمانی		صنعت
	t, t-2	t, t-1	
-۰/۴۲۸	۰/۸۶۰	۱/۵۰۳	محصولات دارویی
-۰/۸۴۲	۲/۶۶۳	۱۶/۸۶۳	سایر معادن
-۰/۸۰۷	۰/۹۱۵	۴/۷۳۰	لاستیک
-۰/۶۹۵	۰/۵۹۶	۱/۹۵۳	فلزات اساسی
-۰/۷۵۱	۱/۶۳۹	۶/۵۸۷	خودرو
-۰/۷۲۱	۰/۴۲۳	۱/۵۱۳	محصولات شیمیایی

منبع: یافته‌های تحقیق

۶- نتیجه‌گیری و بحث

یکی از ضروریات بازار سرمایه وجود اطلاعات کافی در بازار و انعکاس به‌موقع و سریع اطلاعات بر قیمت اوراق بهادار است. این موضوع ارتباط تنگاتنگی با کارایی بازار دارد. در بازار کارا تمامی اطلاعات مربوط به یک سهم در قیمت سهم بازتاب پیدا می‌کند و عملاً ارزش ذاتی و قیمت سهم برابر است. در این حالت امکان بهره‌مندی از اطلاعات پنهان جهت کسب سود از معامله سهام عملاً غیرممکن است. اگر واکنش سرمایه‌گذاران صحیح و سریع باشد، بازار اوراق بهادار به سمت کارایی میل می‌کند، در غیر این صورت، یعنی وجود هرگونه تاخیر و یا اختلال در واکنش سرمایه‌گذاران، فاصله از بازار کارا بیشتر می‌شود. در این مطالعه سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی سهام در بورس تهران به عنوان هدف اصلی مطالعه مورد بررسی قرار گرفت.

در این تحقیق داده‌های روزانه ده صنعت منتخب بورس (کانی‌های فلزی، محصولات کاغذی، محصولات چرمی، فراورده‌های نفتی، منسوجات، محصولات دارویی، لاستیک، فلزات اساسی، خودرو و محصولات شیمیایی) طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۲/۱/۰۵ الی ۱۳۹۶/۰۳/۰۱ استفاده شد. همچنین از نظر تکنیکی برای ارزیابی سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی سهام در بورس تهران از چهار رویکرد مدل تعدیل جزئی آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷)، داموداران (۱۹۹۳)، نسبت‌های اتو کوواریانس و فرآیندهای ARMA تثوبالد و یالوپ (۲۰۰۱)، بهره گرفته شد.

برای برآورد سرعت تعدیل به روش مدل آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷) قیمت سهام صنعت‌های منتخب بر روی تفاضل قیمت دوره‌ی گذشته از ارزش ذاتی سهام برآورد شد. نتایج این روش نشان داد در تمامی صنایع منتخب مورد بررسی در بورس اوراق بهادار تهران کم واکنشی مشاهده شد. نتایج روش داموداران نشان داد که در همه ۱۰ صنعت منتخب بیش واکنشی سرمایه‌گذاران مشاهده شد. محاسبه‌ی سرعت تعدیل به روش ARMA نشان داد فقط در صنعت خودرو بیش واکنشی سرمایه‌گذاران وجود دارد اما در سایر صنایع کم واکنشی مشاهده شده است. محاسبه ضریب تعدیل بر اساس برآوردگر نسبت اتو-کوواریانس نیز نشان داد که در تمامی ده صنعت مورد بررسی، کم واکنشی سرمایه‌گذاران وجود ندارد. این نتایج نشان می‌دهد که ده صنعت مورد بررسی در بازار

سرمایه ایران کارا نیستند. نتایج پژوهش با نتایج پژوهش‌های معدنچی و همکاران (۲۰۱۷)، محمودی و همکاران، آبرابنل و کیم (۲۰۱۰)، دانیالی ده حوض و منصوری (۱۳۹۱) همراستا می‌باشد. لذا پیشنهاد می‌شود برای افزایش کارایی اطلاعاتی در بورس تهران، و افزایش سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات، جریان اطلاعات و شفافیت در بازار بورس اوراق بهادار تهران تقویت شده و مکانیزم‌های معاملاتی بورس تهران که باعث کاهش سرعت واکنش قیمت به اطلاعات می‌شود از جمله دامنه نوسان قیمت، حجم مینا، توقف‌های طولانی مدت نمادهای معاملاتی مورد بازنگری قرار گیرد.

فهرست منابع

- * جوانمرد، مهدی و پورموسی، علی اکبر (۱۳۹۴) در مطالعه ای تحت عنوان "اثر گزارش اطلاعات شرکت‌ها بر رفتار روزانه بازار سهام تهران"، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۴، شماره ۴، تابستان و پاییز ۱۳۹۴، صفحه ۸۵-۱۰۵
- * خانی، عبدالله؛ فراهانی، داوود. (۱۳۸۷). ارزیابی کارایی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ضریب تعدیل قیمت، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، شماره ۳، صص ۷۲-۵۵.
- * علوی طبری، سید حسین؛ موسوی، سیده سمیه. (۱۳۹۰). محتوای اطلاعاتی سود خالص و تعدیل قیمت سهام، پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۱، صص ۱۹-۷.
- * قمری، منا. (۱۳۹۰). بررسی رابطه میان کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام. پایان‌نامه چاپ نشده کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، دانشکده اقتصاد و حسابداری.
- * دانیالی ده حوض، محمود و منصوری، حسین (۱۳۹۱) " بررسی کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف و اولویت بندی عوامل موثر بر آن"، پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۲، شماره ۴۷
- * سعیدی، علی و فراهانیان، سید محمد جواد (۱۳۹۰) "مبانی اقتصاد مالی رفتاری"، تهران، شرکت اطلاع رسانی و خدمات بورس.
- * نیکومرام، هاشم، سعیدی، علی، رهنمای رودپشتی، فریدون و معدن چی زاج مهدی (۱۳۹۴). " سرعت تعدیل قیمت اوراق بهادار روشی برای ارزیابی بیش واکنشی و کم واکنشی سرمایه گذاران و کارایی بازارهای مالی: رویکردها، مدلها و نتایج"، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری، سال چهارم، شماره چهاردهم

- * Audrey, Lim and Jothee, Sinnakkannu (2016) "Empirical Analysis On The Speed Of Stock Price Adjustment To Firm Specific And Market Wide Announcements: Evidence From Malaysian Stock Market" <https://www.researchgate.net/publication/242101679>
- * Abraham, Santosh Mon. (2013). Testing for Over-Reaction and Under-Reaction in Chinese Shanghai Composite Index Constituent Stocks and Australian Resource Stocks. International Journal of Economics and Finance, Vol. 5, No. 10. pp.51
- * Amihud, Yakov; Mendelson, Haim. (1987). Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation. The Journal of Finance, Vol. 42, No. 3, pp. 533-553

- * Abarbanell, J and Sangwan Kim (2010). "Why Returns on Earnings Announcement Days are More Informative than Other Days" November 2010. www.utah-wac.org/2011/Papers/abarbanell_UWAC.pdf
- * Black, Fischer.(1986). Noise. The Journal of Finance, Vol. 41, Issue 3, pp. 529-543. Available at <http://jstor.org>
- * BERKMAN, H and CAMERON TRUONG(2009). "Event Day 0? After-Hours Earnings Announcements", First published: 22 December 2008Full publication history, DOI: 10.1111/j.1475-679X.2008.00312.x View/save citation
- * Daniel Kahneman, Paul Slovic & Amos Tversky(1982). "Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases", Cambridge University Press (1982).
- * Damodaran, Aswath, "A Simple Measure of Price Adjustment Coe_cents," Journal of Finance, March 1993, 48 (1), 387.
- * Fama, Eugene F. (1970) Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, The Journal of Finance, Vol. 25, No. 2, Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual Meeting of the American Finance Association New York, N.Y. December, 28-30, 1969 (May, 1970), pp. 383-417
- * Gottardo, Pietro. (2011). Speed of Adjustment and Intraday/Intraday Volatility in the Italian Stock and Futures Markets. Modern Economy, 2011, 2, pp.735-742.
- * Hadi, M. (2006). "Review of Capital Market Efficiency: Some Evidence from Jordanian Market", https://www.researchgate.net/publication/254079563_Review_of_Capital_Market_Efficiency_Some_Evidence_from_Jordanian_Market.
- * Madanchi Zaj, Mahdi; Nikoomaram, Hashem; Saeedi, Ali. (2017) Overreaction & Under reaction: Evaluating performance and Speed of Adjustment Investment Strategies in Tehran Stock Exchange (TSE), International Journal of Finance & Managerial Accounting, Vol2, No 6, 2017, pp.103-120.Safvenblad, Patrik. (1997). On the Damodaran Estimator of Price Adjustment Coefficients. Working Paper Series in Economics and Finance, No 208. Available at: <http://swopec.hhs.se/hastef/abs/hastef0208.htm>
- * Theobald, Michael; Yallup, Peter. (2004). Determining Security Speed of Adjustment Coefficients. The Journal of Finance Vol.7, No. 1. pp. 75-96

یادداشت‌ها

- ¹ Under Reaction
- ² Over Reaction
- ³ Tversky and Kahneman
- ⁴ Security Speeds of Adjustment Price towards the Intrinsic Values
- ⁵ Security Speeds of Price Adjustment to New Information
- ⁶ Speed of Price Adjustment to Market-wide Information
- ⁷ Speed of Price Adjustment to Firm-specific Information
- ⁸ Hodrick Prescott filter