فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۳۱ پاییز ۹۴ سال هشتم ـــ تاریخ دریافت: ۹۳/۰۴/۱۳ ـــ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۷/۰۱ ـــ ص ۵۳- ۷۰

بررسی واکنش نامتقارن سرعت تعدیل قیمت سهام به اطلاعات جدید در بورس اوراق بهادار تهران

محمدرضا پورابراهیمی[۱] / احمد محمدی[۲] / پریساالسادات طباطبائیان[۳]

چکیده

در مقاله حاضر، این فرضیه که سرعت تعدیل قیمت سهام واکنش نامتقارنی به اخبار خوب و بد از خود نشان می‌دهد، برای بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گرفته است. برای بررسی این موضوع از مدل تعدیل جزئی قیمت که امکان مشاهده رفتار نامتقارن تعدیل قیمت‌ها را فرآهم می‌آورد، استفاده شده است. مدل فوق با استفاده از داده‌های شاخص قیمت روزانه هشت صنعت منتخب در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ تخمین زده شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که سرعت قیمت‌ها واکنش نامتقارنی به اطلاعات گذشته از خود نشان می‌دهند بطوری‌که درجه ماندگاری بازدهی‌های مثبت در بازار بیش از سه برابر اخبار منفی است. به‌عبارتی‌دیگر، تأثیر اخبار منفی (بازدهی‌های منفی) در مقایسه با اخبار مثبت (بازدهی‌های مثبت)، با سرعت بیشتری در قیمت‌های بازار جذب شده و در آن انعکاس می‌یابد. یکی از دلایل این موضوع می‌تواند این باشد که سرمایه‌گذاران تصور می‌کنند در صورت عدم واکنش به اخبار منفی، هزینه‌های بیشتری در مقایسه با اخبار مثبت به آن‌ها تحمیل می‌گردد. نتایج بدست آمده می‌تواند تأییدی بر تئوری دورنمای کانمن و تروسکی در خصوص رفتار ریسک گریزی افراد باشد. به طور کلی با توجه به پیش‌بینی پذیری بازده، فرضیه بازارهای کارا در خصوص بازار سهام ایران رد می‌گردد.

واژگان کلیدی: بازار کارا، بازدهی، تعدیل جزئی قیمت، واکنش نامتقارن، تئوری دورنما.
طبقه‌بندی موضوعی: C32,G13,G14

---

۱. استادیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
۲. استادیار دانشگاه کردستان
۳. کارشناس ارشد رشته مدیریت مالی دانشگاه تهران

مقدمه

بازارهای سهام و اوراق بهادار ایران تحولات زیادی را طی چند سال اخیر تجربه کرده‌اند. تصویب قوانین جدید، ورود شرکت‌های جدید به بورس و افزایش عمق بازار از جمله مهم‌ترین رخدادهای اخیر بازار بورس ایران بوده است. در آینده نیز تحولات بیشتری در این بازار رخ خواهد داد که از آن جمله می‌توان به حضور سرمایه گذاران خارجی در بورس‌های کشور اشاره کرد.

با توجه به اهمیت بازار سهام در رابطه با جذب، هدایت و تخصیص سرمایه موجود در جامعه به سمت سرمایه‌گذاری در امر تولید و اشتغال‌زایی، کارایی این بازار همواره از جمله مهم‌ترین موضوعات مورد بحث در محافل آکادمیک و سیاست گذاری بوده است (اله‌یاری، ۱۳۸۷؛ صمدی و همکاران، ۱۳۸۸؛ پورحیدری و کرمشاهی، ۱۳۸۹؛ صالح آبادی و مهران راد، ۱۳۹۰؛ جلالی نائینی و همکاران، ۱۳۹۰؛ فلاح‌پور و همکاران، ۱۳۹۱). نتایج قریب به اتفاق مطالعات مذکور بر رد فرضیه کارایی و کارایی در سطح ضعیف دلالت داشته و از این میان مطالعه صالح آبادی و مهران راد فرضیه کارایی در سطح ضعیف را تأیید می‌نماید. یکی از جنبه‌های کارایی بازار سهام سرعت تعدیل قیمت‌ها هنگام انتشار اطلاعات جدید است (Damodaran, 1993). هر چقدر سرعت تعدیل قیمت‌ها سریع‌تر باشد، فرآیند کشف قیمت در بازار سهام نیز سریع‌تر و در نتیجه تخصیص منابع کاراتر خواهد بود. در نظام بازار آزاد، قیمت‌ها نقش اصلی در هماهنگی تصمیمات مصرفی و سرمایه گذاری میلیون‌ها نفر در اقتصاد را ایفا می‌نمایند.

در زمینه سرعت تعدیل قیمت سهام و امکان وجود رفتار نامتقارن در فرآیند تعدیل قیمت سهام نیز مطالعاتی در ایران انجام گرفته است که از آن جمله می‌توان به مطالعه رحمانی و همکاران در خصوص تأثیر (۱۳۹۱)، پورزمانی و قمری (۱۳۹۳) و خدامی‌پور و همکاران (۱۳۹۳) اشاره نمود. مقاله اول رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری و سرعت تعدیل قیمت سهام، مطالعه دوم ارتباط بین گزارشگری مالی و سرعت تعدیل سهم و مطالعه سوم نیز رابطه میان تغییرات کیفیت سود و سرعت تعدیل سهم را مورد بررسی قرار داده‌اند. علاوه بر این، مطالعه دوم و سوم امکان وجود رفتار نامتقارن در فرآیند تعدیل قیمت را نیز مورد آزمون قرار داده‌اند. ویژگی مشترک مقالات یاده شده آن است که تجزیه و تحلیل‌ها در سطح بنگاه و شرکت انجام گرفته است. علاوه بر این، مقاله دوم و سوم وجود رفتار نامتقارن در فرآیند تعدیل قیمت را در بازار سهام ایران در سطح شرکت رد می‌نمایند.

مطالعه ادبیات متأخر خارجی در این زمینه نشان می‌دهد که موضوع سرعت تعدیل قیمت سهام در سه سطح شرکت، صنعت و شاخص‌های کلی بازار مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. مطالعات اولیه

در این خصوص اساساً در سطح شاخص‌های بازار انجام گرفته است (Amihud & Mendelson, 1987; Damodaran, 1993; Koutmos, 1998, 1999; Koutmos, et al., 2007; Lo, et al., 1990). بنابراین در این پژوهش به تبعیت از مطالعات خارجی، امکان وجود رفتار نامتقارن در فرآیند تعدیل قیمت در سطح هشت صنعت برتر در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار خواهد گرفت. این رویکرد امکان بررسی رفتار فرآیند تعدیل قیمت در مقیاسی وسیع‌تر و به تفکیک صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران را فرآهم می‌آورد. فرضیه پژوهش نیز به این صورت طرح می‌گردد که بازدهی سهام به صورت نامتقارن به اخبار و اطلاعات مثبت و منفی منتشره در بازار واکنش نشان می‌دهد.

نتایج حاصل از این مطالعه اطلاعات ارزشمندی از ماهیت پویای بازار سهام در ایران را آشکار می‌سازد. به طور کلی نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بر خلاف نتایج سایر مطالعات، فرآیند تعدیل قیمت در سطح صنایع بورس اوراق بهادار تهران رفتار نامتقارنی نسبت به اخبار مثبت (خوب) و منفی (بد) از خود نشان می‌دهد. مهم‌تر از همه آنکه اخبار بد در مقایسه با اخبار مثبت سه برابر سریع‌تر در قیمت‌ها انعکاس می‌یابند. از جمله دلایلی که می‌توان برای تبیین رفتار مذکور ارائه نمود ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران می‌باشد. به نظر می‌رسد که یافته‌های این پژوهش تأییدی بر تئوری دورنمای[1] کانمن و تورسکی (Kahneman, et al., 1979) در خصوص ریسک‌گریزی (Kahneman, et al, 1991) سرمایه گذاران در بازار سهام ایران می‌باشد.

.در بخش بعدی دلایل تئوریک فرآیند تعدیل کند قیمت‌ها در بازار سهام و پیشینه مطالعات انجام شده به اختصار بیان خواهد گردید. در ادامه مدل پایه مقاله توضیح داده می‌شود. در مرحله بعد یافته‌های پژوهش شامل داده‌های مورد استفاده و نتایج تخمین مدل تفسیر می‌گردد. در پایان نیز نتیجه گیری ارائه خواهد گردید.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بر اساس فرضیه بازار کارای فاما (Fama, 1970)، قیمت‌ها انعکاسی از تمامی اطلاعات موجود در بازار می‌باشد و در نتیجه نمی‌توان از بازدهی گذشته سهام به منظور پیش بینی بازدهی آتی آنها استفاده نمود. بنابراین در صورتیکه بازار کارا باشد، نباید خودهمبستگی معناداری در سری زمانی بازدهی سهام وجود داشته باشد. یکی از دلالت‌های این موضوع آن است که قیمت‌ها به سرعت به اطلاعات جدید

1. Prospect theory

واکنش نشان داده و در نتیجه اطلاعات مذکور به صورت کامل در قیمت‌ها انعکاس می‌یابند (Damodaran, 1993).

اما نتایج مطالعات زیادی نشان می‌دهد خودهمبستگی قابل ملاحظه‌ایی در سری‌های زمانی بازدهی سهام و همچنین شاخص‌های سهام وجود دارد. در ادبیات اقتصادی دلایل متعددی برای این موضوع ارائه گردیده است که از آن جمله می‌توان به مبادلات غیرهمزمان سهام[1] (Lo, et al., 1990)؛ تغییر در بازدهی مورد انتظار سهامداران و یا صرف ریسک در طول زمان (Conrad, et al., 1988; Fama, et al., 1988)؛ هزینه‌های انجام معاملات، هزینه‌های جمع آوری و پردازش اطلاعات و شیوه انجام معاملات در بورس‌ها (Amihud, et al., 1987)؛ کیفیت اطلاعات حسابداری (Callen, et al., 2013) و نقدشوندگی پایین سهام (Hou, et al., 2005) اشاره نمود.

وجود خودهمبستگی در بازدهی سهام بدان معنی است که اطلاعات جدید به تدریج در قیمت‌ها انعکاس می‌یابند و در نتیجه فرآیند تعدیل قیمت به صورت کند، جزئی و با وقفه انجام می‌گیرد. در این حالت یک سری عوامل با ایجاد اصطکاک[2] در بازار مانع از تعدیل سریع و بلافاصله قیمت‌ها به دنبال انتشار اطلاعات جدید در بازار می‌گردند. همانطور که لو و مکینلی (Lo, et al., 1990) اشاره کرده‌اند به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاران هنگام مواجهه با محدویت‌ها و اصطکاک‌های بازار از راهبردهای بهینه عدم مبادله (و یا مبادله با تأخیر) استفاده می‌نمایند و در نتیجه فرآیند تعدیل قیمت کند و تدریجی انجام خواهد گرفت. آمیهود و همکاران (Amihud, et al., 1987) با ارائه یک مدل تعدیل جزئی قیمت [3] نقش مکانسیم‌های معاملاتی بورس‌های مطرح آمریکا در ماندگاری بازدهی سهام را بررسی کرده‌اند. دامودارن (Damodaran, 1993) نیز با استفاده از مدل تعدیل جزئی قیمت نشان داده است که واکنش سهام به اطلاعات جدید در بورس NASDAQ در مقایسه با بورس NYSE و AMEX کندتر است.

یافته‌های مطالعه کوتموس (Koutmos, 1999) و کوتموس و همکاران (Koutmos, et al., 2007) در خصوص رفتار شاخص‌های سهام در بازارهای نوظهور و یونان نشان می‌دهد که شاخص‌های مذکور رفتار نامتقارنی از خود نشان می‌دهند بطوریکه سرعت انعکاس اخبار منفی در قیمت‌ها بیش از اخبار مثبت است. نتایج مطالعه چیانگ و همکاران (Chiang, et al., 2007) از وجود رفتار نامتقارن و سرعت تعدیل سهام نسبت به اخبار مثبت و منفی در چهار شاخص سهام کشورهای کانادا، آمریکا،

1. Nonsynchronous trading effects
2. Market frictions
3.Partial adjustment price model

آلمان و انگلستان حکایت دارد. چیانگ و همکاران (Chiang, et al., 2008) رفتار نامتقارن سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار مثبت و منفی را در بازار سهام چین گزارش کرده‌اند. تحقیقات کالن و همکاران (Callen, et al., 2013) نشان می‌دهد که رابطه منفی بین کیفیت اطلاعات حسابداری و تأخیر در تعدیل قیمت سهام وجود دارد.

در مطالعات داخلی نیز خانی و فراهانی (۱۳۸۷) با استفاده از مدل ضریب تعدیل قیمت، کارایی بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که انعکاس اطلاعات جدید در قیمت سهام شرکت‌های مورد بررسی کند بوده و حداقل زمان لازم برای انعکاس کامل اطلاعات در قیمت‌های سهام هفده روز کاری است.

رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری با سرعت تعدیل قیمت سهام در شرکتهایی با کیفیت ضعیف اطلاعات حسابداری شامل ۱۶۵ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷، پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که کیفیت اطلاعات حسابداری رابطه معناداری با سرعت تعدیل قیمت سهام دارد.

یافته‌های پژوهش پورزمانی و همکاران (۱۳۹۳) و خدامی‌پور و همکاران (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار مثبت و منفی متقارن می‌باشد.

مدل پژوهش: مدل تعدیل جزئی قیمت

برای بررسی امکان وجود رفتار نامتقارن در سرعت تعدیل قیمت سهام از مدل تعدیل جزئی قیمت نامتقارن کوتموس (Koutmos, 1998) استفاده گردیده است. در این مدل فرض می‌گردد که قیمت جاری سهام از طریق حداقل کردن تابع هزینه زیر بدست آمده است:

$$C_t = a(P_t - V_t)^2 + b(P_t - P_{t-1})^2 \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در این معادله P_t لگاریتم قیمت جاری سهم، P_{t-1} لگاریتم قیمت سهم در دوره قبل و V_t لگاریتم ارزش ذاتی سهم می‌باشد. در این معادله مقدار $a(P_t - V_t)^2$ هزینه‌ای است که به دلیل انحراف قیمت جاری از مقدار ذاتی آن (هزینه خارج از تعادل بودن) رخ می‌دهد و $b(P_t - P_{t-1})^2$ هزینه تعدیل قیمت را نشان می‌دهد. به عبارتی بهتر رابطه (۱) نشان می‌دهد که تعدیل قیمت مستلزم تقبل برخی هزینه‌ها بوده و در عین حال عدم تعدیل قیمت نیز هزینه‌هایی را متوجه سرمایه‌گذاران می‌نماید. بنابراین قیمت‌ها تاجایی تعدیل می‌گردد که هزینه کل که برابر مجموع هزینه‌های مذکور است، حداقل گردد. با مشتق گرفتن از (۱) وتعریف $(1 - \theta) = {}^{1}/_{a(a+b)}$ داریم:

$$P_t - P_{t-1} = (1-\Theta)(V_t - P_{t-1})$$ رابطه (۲)

رابطه (۲) در حقیقت یک مدل تعدیل جزئی قیمت می‌باشد و عبارت $(1-\Theta)$ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌گردد در این مدل، هر دوره بخشی از انحراف قیمت از مقدار ذاتی آن اصلاح می‌گردد. در رابطه (۳) پارامتر ، پارامتر اصطکاک[1] نامیده می‌شود و هزینه‌های تعدیل قیمت از طریق این پارامتر در مدل وارد می‌گردد. به عبارتی بهتر، هرچه هزینه‌های مربوط به تعدیل قیمت بیشتر باشد، پارامتر بزرگتر بوده و در نتیجه تعدیل قیمت کندتر انجام خواهد گرفت. علاوه بر این باید توجه نمود که $P_t - P_{t-1}$ همان بازده قیمت سهام می‌باشد؛ زیرا در روابط مذکور قیمت‌ها به صورت لگاریتمی بیان گردیده‌اند. از اینرو در صورتی که تعدیل قیمت مستلزم تقبل برخی هزینه‌ها باشد، آنگاه تعدیل قیمت کند بوده و در نتیجه یک نوع همبستگی در بازدهی سهام مشاهده خواهد گردید.

در ادامه با فرض اینکه قیمت ذاتی از یک فرآیند گام تصادفی با جمله رانش پیروی می‌کند، می‌توان نشان داد که بازده سهام از یک رابطه خودرگرسیون مرتبه اول AR(1) زیر پیروی خواهد کرد:

$$R_t = \beta + \theta R_{t-1} + \varepsilon_t$$ رابطه (۳)

بنابراین پارامتر اصطکاک را می‌توان به راحتی با تخمین فرآیند AR(1) بالا برآورد نمود. اگر واکنش قیمت‌ها به اخبار مثبت و منفی نامتقارن باشد آنگاه رابطه (۳) دچار خطای تصریح مدل خواهد گردید. با انجام برخی اصلاحات جزئی در رابطه (۲) به راحتی می‌توان امکان واکنش نامتقارن قیمت‌ها به اخبار و اطلاعات جدید را فرآهم نمود:

$$P_t - P_{t-1} = (1-\Theta^+)(V_t - P_{t-1})^+ + (1-\theta^-)(V_t - P_{t-1})^-$$ رابطه(۴)

که در آن $(V_t - P_{t-1})^+ = Max\{(V_t - P_{t-1}), 0\}$ بوده و همچنین:

$(V_t - P_{t-1})^- = Min\{(V_t - P_{t-1}), 0\}$ می‌باشد. در حالت اخیر، معادله خودرگرسیون نامتقارن تعدیل قیمت سهام به صورت زیر خواهد بود:

$$R_t = \beta + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + \varepsilon_t$$ رابطه (۵)

که در آن $R_{t-1}^+ = Max\{R_{t-1}, 0\}$ $R_{t-1}^- = Min\{R_{t-1}, 0\}$ می‌باشد. ضرایب θ^+ و θ^- به ترتیب ارتباط میان بازدهی جاری با بازدهی مثبت و منفی دوره گذشته نشان می‌دهند. ضرایب مذکور

1. Friction Parameter

در واقع واکنش بازدهی (تعدیل قیمت) به اخبار مثبت و منفی بازار را نشان می‌دهند. بنابراین رابطه (۵) نشان می‌دهد که بازده سهام (سرعت تعدیل قیمت) می‌تواند واکنش نامتقارنی به اخبار و اطلاعات مثبت و منفی بازار داشته باشد. در این پژوهش رابطه بالا برای بازدهی روزانه هشت صنعت فعال در بازار بورس تهران برآورد می‌گردد.

اما نتایج مطالعات بسیار زیادی نشان می‌دهد که نوسانات سری‌های زمانی مالی در طول زمان ثابت نبوده و تلاطم در سری‌های زمانی مالی به سمت خوشه‌ای بودن گرایش دارد (Engel, 1982; Bollerslev, 1986) بنابراین انتظار می‌رود که واریانس جملات خطا در معادله (۷) ثابت نباشد .

در صورت مشاهده هر گونه ناهمسانی واریانس در باقیمانده‌های رابطه (۵)، مدل مذکور توسط یکی از خانواده مدلهای گارچ برآورد می‌گردد. در حالت مذکور یک معادله میانگین (رابط (۵)) و یک معادله واریانس شرطی برای هر یک از صنایع هشت گانه مورد بررسی به روش حداکثر درستنمایی تخمین زده می‌شود. در غیر اینصورت فقط رابطه (۵) برآورد می‌گردد و تحلیل‌های مورد نظر بر اساس آنها بیان خواهد گردید.

یافته‌های پژوهش

در این قسمت ابتدا داده‌های مورد استفاده در این مقاله مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و سپس نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها وتفسیر مربوطه ارائه می‌گردد.

معرفی داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله اطلاعات مربوط به شاخص روزانه قیمت هشت صنعت فعال در بورس اوراق بهادار تهران برای بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۷ می‌باشد. معیارهای مورد نظر برای انتخاب صنایع مورد بررسی درصد سهام شناور، حجم معاملاتی، ارزش معاملاتی و تعداد روزهای باز بودن نماد می‌باشد. به طور کلی هر چه معیارهای مذکور در صنعتی بیشتر باشد تأثیر اخبار و اطلاعات مثبت و منفی را بهتر می‌توان برای آن مورد سنجش قرار داد. خصوصیات آماری بازدهی روزانه صنایع مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول(۱): آمارهای توصیفی بازدهی روزانه صنایع مورد بررسی

صنعت/آماره	کانی‌های فلزی	انبوه‌سازی	فرآورده های نفتی	فلزات اساسی	خودرو	سیمان	محصولات شیمیایی	دارو
میانگین	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۷
میانه	۰	۰	۰	۰	۰	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۴	۰
ماکزیمم	۰/۰۹۶۹	۰/۰۵۲۱	۰/۲۵۶۶	۰/۰۹۴۷	۰/۰۶۵۴	۰/۱۰۷۸	۰/۰۸۹۸	۰/۰۳۷۷
مینیمم	-۰/۱۷۰۰	-۰/۰۴۱۱	-۰/۱۰۱۹	-۰/۲۲۳۸	-۰/۱۲۶۹	-۰/۰۲۹۹	-۰/۰۶۷۶	-۰/۰۲۷۱
انحراف معیار	۰/۰۱۴۹	۰/۰۰۷۴	۰/۰۱۶۱	۰/۰۱۳۹	۰/۰۱۳۱	۰/۰۰۶۶	۰/۰۰۹۷	۰/۰۰۳۹
چولگی	-۰/۵۰۰۰	۰/۸۸۶۴	۴/۵۳۴۱	-۲/۸۶۰۰	-۰/۵۰۵۱	۴/۷۳	۰/۸۴۸۵	۱/۴۷۹۶
کشیدگی	۲۰/۴۷۲	۹/۷۷۹۴	۷۴/۴۵	۶۲/۵۳	۱۲/۱۲	۶۴/۴۱	۱۵/۵۳	۱۶/۴۹
تعداد مشاهدات	۱۲۱۶	۱۲۱۶	۱۲۱۶	۱۲۱۶	۱۲۱۳	۱۲۱۶	۱۲۱۷	۱۲۱۷
آماره لجانگ باکس (باقیمانده‌ها)	۲۲۰/۱۳	۱۸۲/۷۵	۹۵/۰۹	۱۷۹/۶۴	۱۵۲/۴۸	۴۲۳	۳۳۹/۱۸	۸۰۳/۹۸
آماره لجانگ باکس (توان دوم باقیمانده‌ها)	۶/۰۷۷	۱۴۹/۲۷	۰/۲۰۹	۰/۱۳۲	۱۷/۴۶۲	۲/۴۳۷	۲۱/۴۸۶	۴۲/۴۶۷

در طول دوره مورد بررسی بازدهی صنایع مختلف به طور متوسط روزانه حدود ۰/۰۹ درصد و یا سالیانه ۲۲ درصد (با توجه به روزهای کاری سال) بوده است. بیشترین پراکندگی در بازده روزانه در صنعت فرآورده‌های نفتی با انحراف معیار ۱/۶ درصد مشاهده می‌گردد. انحراف معیار روزانه بازدهی صنایع مختلف حدود ۱/۰۷ درصد است و بنابراین بازدهی صنایع مختلف درطول دوره مورد بررسی سالیانه نزدیک به ۱۷ درصد نوسان تجربه نموده است. چولگی بازدهی‌ها نیز در مجموع مثبت و در صنعت فرآورده‌های نفتی مقدار قابل توجهی بوده است. اما یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های داده‌های مورد بررسی کشیدگی جالب توجه بازدهی در صنایع مختلف است که در واقع شاخصی از وجود مشاهدات بزرگ و اندازه آنها در سری‌های مورد بررسی است. اگر بازدهی‌ها به صورت نرمال توزیع

شده باشند آنگاه شاخص کشیدگی در آنها عدد ۳ خواهد بود. کمترین مقدار کشیدگی در صنعت انبوه‌سازی با عدد قابل ملاحظه ۹/۷۷ مشاهده می‌گردد در حالیکه این شاخص در صنعت فرآورده های نفتی رقم بسیار بزرگ ۷۴/۵ واحد است؛ بنابراین در اینجا شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد فراوانی داده‌های بزرگ در بازدهی‌های مورد بررسی در مقایسه با توزیع نرمال بسیار بیشتر است.

پیش بینی پذیری بازدهی و خوشه‌ای شدن نوسانات آنرا می‌توان به ترتیب با بررسی خودهمبستگی میان سری‌های بازدهی و توان دوم آن مشاهده نمود. در تمامی صنایع مورد بررسی مقدار آماره آزمون لجانگ باکس که در جدول با Q نشان داده شده است برای وقفه شماره دهم از لحاظ آماری معنادار می‌باشد و بنابراین شواهد محکمی در خصوص همبستگی میان گشتاور مرتبه اول توزیع بازدهی‌های مورد نظر ارائه می‌نماید. این موضوع نشان می‌دهد که بازدهی سهام در صنایع مورد مطالعه قابل پیش‌بینی می‌باشد در حالیکه طبق فرضیه بازار کارا بازدهی سهام پیش‌بینی پذیر نیست. برای بررسی امکان وجود خود همبستگی در گشتاور مرتبه دوم بازدهی‌ها از آماره لجانگ باکس که برای مجذور سری‌های بازدهی محاسبه گردیده استفاده شده است؛ این آماره در جدول فوق با Q^* نشان داده شده است. مطابق این آماره به استثنای صنایع کانی‌های فلزی، فرآورده‌های نفتی، فلزات اساسی و سیمان در سایر صنایع شواهد قابل توجهی در خصوص پدیده خوشه‌ای شدن نوسانات مشاهده می‌گردد. البته در مراحل بعدی برای کشف اثرات خود همبستگی میان سری مجذور بازدهی‌های هر صنعت از آزمون دقیق‌تری به نام آزمون کشف اثرات ARCH استفاده خواهیم نمود.

تخمین مدل و تفسیر نتایج

قبل از تخمین مدل، با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته مانایی داده‌های مورد استفاده بررسی گردیده است.

فرض صفر در این آزمون آن است که متغییر نامانا می‌باشد و فرض رقیب مانایی متغیر است. با توجه به اینکه سری‌های بازدهی از روند خاصی پیروی نکرده و علاوه بر آن میانگین بازدهی در صنایع مختلف نزدیک به صفر درصد بوده است بنابراین در آزمون دیکی فولر عرض از مبدأ و روند وارد نگردیده است. نتایج آزمون مذکور در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول(۲): نتایج آزمون دیکی ° فولرتعمیم یافته برای بازده روزانه (R)

بازده شاخص صنعت	P-Value	t-Statistic	نتیجه فرضیه
خودرو	۰/۰۰۰۰	-۲۱/۹۸۹۸	مانایی در سطح I(۰)
سیمان	۰/۰۰۰۰	-۱۶/۰۷۰۳	مانایی در سطح I(۰)
شیمیایی	۰/۰۰۰۰	-۲۳/۶۹۳۱	مانایی در سطح I(۰)
فلزات اساسی	۰/۰۰۰۰	-۲۶/۷۳۷۶	مانایی در سطح I(۰)
کانی‌های فلزی	۰/۰۰۰۰	-۱۸/۹۳۷۹	مانایی در سطح I(۰)
فرآورده‌های نفتی	۰/۰۰۰۰	-۲۸/۵۵۲۴	مانایی در سطح I(۰)
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	۰/۰۰۰۰	-۲۴/۱۸۴۷	مانایی در سطح I(۰)
دارو	۰/۰۰۰۰	-۱۴/۸۳۹۴	مانایی در سطح I(۰)

در جدول ۲، مقدار آماره آزمون و مقدار P-Value متناسب با آن برای هر سری بازده شاخص آورده شده است. به دلیل اینکه در تمامی شاخص‌ها این مقدار کمتر از ۰/۰۱ درصد می‌باشد، بنابراین با احتمال ۹۹٪ می‌توان گفت که متغیر بازدهی برای تمام شاخص‌ها مانا می‌باشد.

همان‌طور که در بخش معرفی داده‌ها توضیح داده شد، شواهد بدست آمده از آماره لجانگ باکس از وجود خود همبستگی میان مجذور سری‌های بازدهی صنایع مورد بررسی حکایت دارد. این شواهد در واقع بیانگر پدیده واریانس ناهمسانی در داده‌های مورد مطالعه است.

نتایج حاصل از این آزمون اثرات ARCH برای صنایع مختلف در جدول زیر نشان داده شده است. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس نشان دهنده وجود الگوی آرچ در پسماند صنایع خودرو، انبوه سازی، کانی‌های فلزی، دارو و محصولات شیمیایی می‌باشد. بنابراین واریانس پسماند این صنایع ثابت نیست و برای تخمین آن از خانواده مدل‌های گارچ استفاده می‌نماییم.

جدول (۳): .نتایج آزمون همسانی واریانس برای مدل

بازده شاخص صنعت	NR2	(chi- square) prob	نتیجه آزمون فرضیه در سطح ۹۵٪
خودرو	۹/۶۵۶۷	۰/۰۰۱۹	وجود الگوی ARCH در پسماندها
فلزات اساسی	۲/۵۰۷۸	۰/۲۸۵۴	عدم وجود الگوی ARCH در پسماندها
فرآورده‌های نفتی	۰/۲۱۵۶	۰/۶۴۲۴	عدم وجود الگوی ARCH در پسماندها
انبوه سازی	۶۳/۶۳۰۰	۰/۰۰۰۰	وجود الگوی ARCH در پسماندها
کانی‌های فلزی	۵/۱۵۴۹	۰/۰۲۳۲	وجود الگوی ARCH در پسماندها
دارو	۴/۶۱۴۶	۰/۰۳۱۷	وجود الگوی ARCH در پسماندها
محصولات شیمیایی	۴/۱۹۶۵	۰/۰۴۰۵	وجود الگوی ARCH در پسماندها
سیمان	۳/۴۱۹۶	۰/۱۸۰۹	عدم وجود الگوی ARCH در پسماندها

بنابراین رابطه (۵) که در اینجا یکبار دیگر آورده شده است، برای صنایع خودرو، انبوه سازی، کانی‌های فلزی، دارو و محصولات شیمیایی با استفاده از یکی از مدل‌های مناسب خانواده مدل‌های آرچ- گارچ تخمین زده می‌شود. معیار انتخاب مدل آماره، اطلاعات آکادمیک بوده است. برای صنایع فلزات اساسی، فرآورده‌های نفتی و سیمان نیز به دلیل عدم وجود اثرات آرچ فقط معادله میانگین شرطی (۵) برآورد می گردد.

رابطه (۵) $$R_{t=}\beta + \theta^{+}R_{t-1}^{+} + \theta^{-}R_{t-1}^{-} + \varepsilon_t$$

با توجه به اینکه در این مقاله هدف بررسی واکنش بازدهی به اخبار مثبت و منفی می‌باشد، بنابراین در اینجا فقط نتایج حاصل از تخمین معادله بالا ارائه می گردد. نتایج تخمین این معادله برای صنایع مختلف در جدول ۴ مشاهده می گردد.

جدول (۴):.نتایج تخمین مدل تعدیل جزئی قیمت نامتقاران

صنعت / آماره	محصولات شیمیایی	دارو	کانی‌های فلزی	انبوه‌سازی	خودرو	سیمان	فرآورده های نفتی	فلزات اساسی
عرض از مبدا	۰.۰۰۰۰	−۰/۰۰۰۲	−۰/۰۰۰۲	−۰/۰۰۰۴	−۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۶
	(۰/۰۰۰۴)	۰	(۰/۰۰۰۴)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۶)	(۰/۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۵	(۰/۰۰۰۵)
ضریب جزء خودرگرسیو اخبار مثبت (θ^+)	۰/۴۲۷۵	۰/۹۷۱۴	۰/۶۲۸۶	۰/۴۷۲۰	۰/۳۱۰۳	۰/۷۲۴۹	۰/۳۰۹۹	۰/۳۴۶۲
	(۰/۰۲۶۲۸)*	(۰/۰۱۶)*	(۰/۰۶۹۵۹)*	(۰/۰۳۵۲۰)*	(۰/۰۹۵۸۱)*	(۰/۰۴۴۷۸)*	(۰/۰۳۱۵)*	(۰/۰۴۷۳)*
ضریب جزء خودرگرسیو اخبار منفی(θ^-)	۰/۱۸۷۷	۰/۶۹۵۷	۰/۴۹۳۴	۰/۱۱۵۱	−۰/۲۲۱۴	۰/۸۶۷۵	۰/۱۸۷۷	۰/۳۴۹۵
	(۰/۰۳۴۹۴)*	(۰/۰۳۸۷)*	(۰/۰۹۴۶۵)*	(۰/۰۴۱۰۷)*	(۰/۰۹۷۹)	(۰/۰۵۷۳۰)*	(۰/۰۲۸۸)*	(۰/۰۴۲۴)*
آماره آزمون t فرضیه برابری ضرایب اخبار مثبت و منفی	۴/۹۹*	۵/۸۸*	۱/۶۴	۷/۰۸*	۷/۵۷*	−۲/۳۷*	−۲/۶۵*	۰/۰۶
ماندگاری اخبار مثبت (m^+)	۰/۸۱۵۶	۲۳/۸۸	۱/۴۹۳۰	۰/۹۲۳۲	۰/۵۹۲۳	۲/۱۵۰۰	۰/۵۹۱۷	۰/۶۵۳۵
ماندگاری اخبار منفی (m^-)	۰/۴۱۴۳	۱/۹۱۰۰	۰/۹۸۱۱	۰/۳۲۰۶	_	۴/۸۷۰۰	۰/۴۱۴۳	۰/۶۵۹۳
میزان عدم تقارن در واکنش به اخبار مثبت و منفی $\frac{m^+}{m^-}$	۱/۹۶۰۰	۱۲/۵۰	۱/۵۲۰۰	۲/۸۷۰۰	_	۰/۴۴۰۰	۱/۴۲۸	۰/۹۹۱۰
آماره لجانگ باکس (جملات اخلال)	۱۰/۳۳۳	۱۰/۳۸۱	۱۰/۷۶۰	۶/۷۰۶۸	۸/۸۹۱۲	۱۲/۸۷۳	۱۱/۸۷	۲/۸۳۱۰
آماره لجانگ باکس (توان دوم جملات اخلال)	۷/۱۳۳۶	۱/۵۱۲۱	۰/۲۱۴۳	۱/۷۱۷۱	۰/۹۶۸۹	۳/۸۲۰۷	۶/۰۳	۲/۵۵۳۳
ضریب تعیین	۰/۱۶	۰/۲۳	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۷	۰/۰۸	۰/۱۰

توضیحات: m^+: تعداد دوره‌های لازم برای حذف ۵۰ درصد از شکاف میان قیمت جاری و قیمت ذاتی سهم زمانیکه سهم کمتر از حد قیمت گذاری شده باشد. m^- تعداد دوره‌های لازم برای حذف ۵۰ درصد از شکاف میان قیمت جاری و قیمت ذاتی سهم زمانیکه سهم بیش از حد قیمت گذاری شده باشد. * معنادار در سطح ۹۵ درصد. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضریب مربوطه می‌باشد.

همان‌طور که مشاهده می‌گردد تقریباً تمامی ضرایب تخمین زده شده از لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد اطمینان، معنادار می‌باشد. علاوه بر آن آماره Q لجانگ باکس نشان می‌دهد که هیچ گونه خود همبستگی میان باقیمانده‌های مدل و همچنین مجذور آنها وجود ندارد. اما همانطور که مشاهده می‌گردد مقدار آماره R_2 در مدل فرآورده‌های منفی هشت درصد می‌باشد. با توجه به اینکه هدف این پژوهش بررسی امکان وجود رفتار نامتقارن در سرعت تعدیل قیمت و نه توضیح تغییرات بازده می‌باشد، بنابراین پایین بودن آماره مذکور ایراد خاصی به مدل وارد نمی‌کند. اگر هدف محقق صرفاً نشان دادن تأثیر یک عامل و یا وجود آن باشد، آنگاه مقدار ۱۰ درصد و یا حتی مقادیر کمتر از آن نیز برای آماره R_2 قابل قبول است (Nau, 2015).

نتایج جدول بالا به خوبی نشان می‌دهد که معادله خودرگرسیونی که برای بازدهی تعریف شده است، در تمامی صنایع به استثنای صنعت کانی‌های فلزی و فلزات اساسی، نامتقارن می‌باشد. این موضوع را می‌توان از طریق بررسی ضرایب θ^+ و θ^- که به ترتیب رابطه میان بازدهی جاری صنعت با بازدهی مثبت و منفی گذشته آن را می‌سنجند، به خوبی دریافت. ضرایب مذکور نه تنها از لحاظ آماری معنادار می‌باشند (به استثنای ضریب θ^- در صنعت خودرو) بلکه در تمامی صنایع مورد بررسی ضریب θ^+ از ضریب θ^- بزرگتر است. همانطور که مشاهده می‌گردد ضریب θ^+ در صنعت دارو بزرگترین مقدار و در صنعت فرآورده‌های نفتی دارای کوچکترین مقدار است. در مقابل ضریب θ^- در صنعت سیمان بزرگترین و در صنعت انبوه سازی کوچکترین مقدار را به خود اختصاص داده است.

همانطور که قبلاً نیز اشاره گردید ضرایب مذکور در عمل سرعت تعدیل قیمت‌ها نسبت به اخبار مثبت و منفی را مشخص می‌سازند. در مدل تعدیل جزئی قیمت نامتقارن عبارت $(1-\theta^+)$ و $(1-\theta^-)$ به ترتیب سرعت تعدیل قیمت‌ها نسبت به اخبار مثبت و منفی را نشان می‌دهند. بنابراین هر اندازه که ضرایب θ^+ و θ^- بزرگتر باشد سرعت تعدیل قیمت نیز کمتر خواهد بود. برای نشان دادن رفتار نامتقارن سرعت تعدیل قیمت‌ها، نسبت به اخبار مثبت و منفی می‌توان تعداد دوره‌های لازم جهت حذف شکاف موجود میان قیمت ذاتی و جاری سهام را در هر حالت مقایسه نمود. طبق مدل تعدیل جزئی قیمت، اگر قیمت یک دارایی از قیمت ذاتی آن کمتر باشد (قیمت آن کم برآورد شده باشد، اخبار مثبت) آنگاه تعداد دوره‌های لازم (m) برای حذف ۵۰ درصد از شکاف موجود میان قیمت ذاتی و جاری از طریق رابطه $1-(\theta^+)^{m^+}=0.5$ و یا رابطه هم ارز آن یعنی $m^+=\log(0.5)/\log(\theta^+)$ بدست می‌آید. به همین ترتیب اگر ارزش یک دارایی بیش از

قیمت ذاتی آن برآورد شده باشد (اخبار منفی) آنگاه تعداد دوره‌های لازم برای حذف ۵۰ درصد از شکاف موجود میان آنها از رابطه $m^- = \log(0.5)/\log(\theta^-)$ بدست خواهد آمد.

به طور مثال در صنعت محصولات شیمیایی، با فرض اینکه دارایی مورد نظر کمتر از حد قیمت‌گذاری شده باشد ۰/۸۱۵۶ روز و با فرض اینکه بیش از حد قیمت گذاری شده باشد ۰/۴۱۳۳ روز طول خواهد کشید تا ۵۰ درصد از شکاف موجود میان قیمت و قیمت ذاتی تعدیل گردیده و حذف شود. بنابراین اخبار منفی در مقایسه با اخبار مثبت، ۱/۹۶ بار سریعتر جذب گردیده و در قیمت-های موجود انعکاس می‌یابد (نسبت m^+/m^- در جدول شماه ۴). به طور متوسط در صنایع مورد بررسی، سرعت واکنش قیمت‌ها به اخبار منفی در مقایسه با سرعت واکنش آن نسبت به اخبار مثبت بدون در نظر گرفتن صنعت دارویی، ۱/۵ بار سریع‌تر است. نتایج بدست آمده در تقابل با پژوهش پورزمانی و قمری (۱۳۹۳) و خدامی‌پور و همکارانش (۱۳۹۳) می‌باشد. با توجه به نتایج بدست آمده، با فرض اینکه دارایی کمتر از حد قیمت گذاری شده باشد، بیشترین دوره‌های لازم برای حذف ۵۰ درصد از شکاف موجود و حرکت قیمت به سمت قیمت ذاتی، در صنعت دارو مشاهده می‌گردد که عدد آن ۲۳ دوره و یا روز می‌باشد. به همین ترتیب کمترین تعداد دوره لازم برای حذف ۵۰ درصد از شکاف مورد نظرنیز با ۰/۵۹۱۷ روز در صنعت فرآورده‌های نفتی مشاهده می‌گردد. درصورتیکه فرض شود دارایی بیش از حد قیمت گذاری گردیده است، آنگاه بیشترین و کمترین تعداد دوره لازم برای حذف ۵۰ درصد از شکاف میان قیمت و قیمت ذاتی به ترتیب ۴/۸۷ و ۰/۳۲۰۶ دوره است که در صنعت سیمان و صنعت انبوه سازی و املاک مشاهده می‌گردد.

آماره آزمون t که در ردیف پنجم جدول فوق مشاهده می‌شود، فرضیه برابری ضرایب θ^+ و θ^- در هر صنعت را مورد آزمون قرار می‌دهد. نتایج این آزمون در واقع رد و یا پذیرفته شدن فرضیه اصلی این مقاله در این خصوص که سرعت تعدیل قیمت‌ها (بازدهی سهام) واکنش متفاوتی نسبت به اخبار مثبت و منفی از خود نشان می‌دهد را مشخص خواهد نمود. همانطور که مشاهده می‌گردد نتایج این آزمون تمامی صنایع به استثنای صنایع کانی‌های فلزی و فلزات اساسی در سطح ۹۵ درصد معنادار است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در صنایع مذکور واکنش بازدهی به اخبار مثبت و منفی نامتقارن بوده است.

حال سؤالی که در اینجا مطرح می‌شود این است که چرا سهامداران به اخبار منفی بیشتر از اخبار مثبت واکنش نشان می‌دهند؟ مسلماً این عدم تقارن نمی‌تواند به دلیل وجود هزینه‌های معمول معاملاتی باشد؛ زیرا هزینه‌های مذکور برای هر دو حالت خرید و فروش یکسان است.

یکی از دلایل این موضوع می‌تواند این باشد که سرمایه‌گذاران ریسک بالاتری را برای پایین آمدن قیمت سهام مدنظر قرار می‌دهند. به طور مثال در استراتژی توقف ضرر، زمانیکه قیمت سهم به عدد مشخصی نظیر x کاهش می‌یابد، سهم مورد نظر به فروش می‌رسد. بنابراین در این روش دامنه زیان مشخص می‌باشد در حالیکه استراتژی مذکور در حالتیکه قیمت سهم افزایش می‌یابد احتمالاً بکار گرفته نمی‌شود.

یکی دیگر از دلایل این پدیده می‌تواند به انگیزه‌ها و رفتار مدیران پرتفوی مربوط باشد. عملکرد نامطلوب مدیران پرتفوی در بازارهای منفی با واکنش سهامداران پرتفوی مواجه خواهد گردید در حالیکه حساسیت سهامداران به این موضوع در بازارهای مثبت کمتر می‌باشد. بنابراین مدیران پرتفوی انگیزه بیشتری جهت واکنش به اخبار منفی نسبت به اخبار مثبت دارند.

تجزیه و تحلیل عملکرد بازارسازها نیز می‌تواند به درک این پدیده کمک نماید. در بازارهایی که قیمت توسط بازارسازها کنترل می‌شود از آنجا هزینه‌های کنترل قیمت در بازار منفی نسبت به بازار مثبت بیشتر است (خرید سهام در بازاری که منفی است) بنابراین نهادهای مذکور احتمالاً تمایل کمتری به دخالت در بازاری که قیمت‌ها در حال نزول است از خود نشان می‌دهند. در حالیکه در بازارهایی که جو مثبتی بر آن حاکم است هزینه‌های دخالت در بازار (فروش سهام به منظور کنترل قیمت) کمتر بوده و در نتیجه این نهادها تمایل بیشتری به فعالیت از خود نشان می‌دهند. در صورت صحت این موضوع واکنش سهامداران به اخبار منفی بیشتر خواهد بود.

علاوه بر این تئوری دورنمای[1] کانمن و همکاران (Kahneman, et al., 1979) می‌تواند توضیح خوبی برای این رفتار سرمایه گذاران ارائه نماید. مطابق این تئوری حس یک مقدار زیان مشخص چند برابر حس ناشی از همان مقدار سود مشخص است و به همین دلیل افراد عموماً ریسک گریز می‌باشند (Kahneman, et al., 1991). بنابراین رفتار نامتقاران سرمایه گذاران نسبت به اخبار مثبت و منفی به نوعی بیانگر جنبه‌های روانشناختی آنها در مسأله ریسک گریزی می‌باشد. در نتیجه همانطور که باربریس و همکارانش (Barberis, et al., 2014) اشاره می‌نمایند به نظر می‌رسد که تئوری دورنمای کانمن و تورسکی به درک ما از رفتار قیمت‌ها و بازده سهام در بازار سهام کمک نموده و در عین حال این پژوهش تأییدی بر این تئوری در بازار سهام ایران می‌باشد.

1. Prospect theory

نتیجه گیری و پیشنهادات

هدف اصلی این مقاله بررسی و آزمون وجود رفتار نامتقارن در سرعت تعدیل قیمت سهام در بازار سهام ایران است. شواهد بدست آمده از تخمین معادله میانگین شرطی به خوبی از این فرضیه حمایت می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که میزان ماندگاری بازدهی مثبت در مقایسه با بازدهی منفی بیشتر است. به‌طور کلی میزان ماندگاری اخبار منفی به طور متوسط یک سوم اخبار مثبت می‌باشد. بر اساس نتایج بدست آمده، در دوره مورد بررسی، بازدهی مثبت در صنعت داروسازی از بیشترین درجه ماندگاری و در صنعت فرآورده‌های نفتی از کمترین ماندگاری ممکن برخوردار بوده است. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که در میان صنایع مورد بررسی بازدهی منفی در صنعت سیمان و صنعت انبوه سازی و املاک به ترتیب از بیشترین و کمترین درجه ماندگاری برخودار است. رفتار نامتقارن مذکور از سرمایه‌گذاران با استفاده از یک مدل تعدیل جزئی قیمت که در آن تأثیر اخبار منفی (بازدهی منفی) نسبت به اخبار مثبت (بازدهی مثبت) سریعتر در قیمت‌های جاری نمایان و انعکاس می‌گردد به خوبی قابل توضیح است. این واکنش نامتقارن بیانگر آن است که تعلل در واکنش نشان دادن به اخبار منفی در مقایسه با اخبار مثبت، هزینه‌های بیشتری به سرمایه گذاران تحمیل می‌نماید. به عبارتی بهتر، از آنجا که هزینه‌های عدم تعدیل قیمت‌ها در حالتی که اخبار منفی در بازار منتشر می‌گردد نسبت به حالتی که اخبار مثبت منتشر می‌شود، بیشتر است در نتیجه سهامداران با سرعت بیشتری به اخبار منفی واکنش نشان می‌دهند. علاوه بر این، رفتار مذکور می‌تواند تأییدی بر تئوری دورنمای کانمن و تروسکی در خصوص ریسک گریزی افراد باشد.

نتایج بدست آمده سه واقعیت مهم را در خصوص بورس اوراق بهادار تهران نمایان می‌سازد. نخست آنکه با توجه به پیش بینی پذیری بازده، این بازار با فرضیه بازارهای کارا فاصله دارد و یکی از دلایل این ناکارایی، هزینه‌های نامتقارن تعدیل قیمت‌ها در بازار می‌باشد. دوم، سرمایه‌گذاران رفتار ریسک گریزی بالایی از خود نشان می‌دهند. و سوم آنکه به نظر می‌رسد تئوری دورنمای کانمن و تروسکی می‌تواند به درک ما از رفتار قیمت‌های سهام در بازار ایران کمک نموده و این پژوهش تأییدی بر این تئوری در بازار سهام ایران می‌باشد.

منابع و مأخذ

۱. الهیاری، اکبر. (۱۳۸۷)."بررسی شکل ضعیف کارایی بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال سوم، شماره ۱۲.

۲. صمدی، سعید، نصراللهی، خدیجه و ثقفی کلوانق، رضا. (۱۳۸۸). "ارزیابی پیش‌بینی‌پذیری شاخص بورس تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال دوم، شماره ۶.

۳. پورحیدری، امید و کرمشاهی، بهنام. (۱۳۸۹). "بررسی محتوای اطلاعاتی سود حسابداری با در نظر گرفتن میزان کارایی بازار در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال سوم، شماره ۱۲.

۴. صالح آبادی، علی و مهران‌راد، مهدی‌یار. (۱۳۹۰). "آزمون کارایی اطلاعاتی سطح ضعیف بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال چهارم، شماره ۱۶.

۵. جلالی نائینی، غلامرضا، هاشمی نژاد، سید محمد، ثنایی اعلم، محسن و ابراهیمی، سید بابک. (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر اعمال مقررات محدودیت نوسان قیمت بر کارایی بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال چهارم، شماره ۱۳.

۶. فلاح‌پور، سعید، اصغری زاده، عزت الله و فراهانی، علیرضا. (۱۳۹۱). "آزمون کارایی زیربخش‌های بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پنجم، شماره ۱۷.

۷. پور زمانی، زهرا و قمری، منا. (۱۳۹۳). "ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال ششم، شماره ۲۱.

۸. رحمانی، علی، یوسفی، فرزانه و رباط میلی، مژگان. (۱۳۹۱). "کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر در تعدیل قیمت سهم و قابلیت پیش بینی بازدهی‌های آتی"، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پنجم، شماره ۱۳۹۱.

۹. خدامی‌پور، احمد و امیری، محمد. (۱۳۹۳). "بررسی رابطه بین سرعت تعدیلات قیمت و تغییرات کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، دوره ششم، شماره دوم.

۱۰. خانی، عبدالله و فراهانی، داود. (۱۳۸۷). "ارزیابی کارایی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ضریب تعدیل قیمت"، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان (ویژه نامه اقتصادی)، جلد ۳، پیاپی (۳۱).

11. Amihud, Y., & Mendelson, H. (1987). Trading mechanisms and stock returns: An empirical investigation. The journal of Finance, 42(3), 533-553 .
12. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31(3) , 307-327.
13. Barberis, N., Mukherjee, A., & Wang, B. (2014). Prospect Theory and Stock Returns: An Empirical Test. Available at SSRN 2528149.
14. Callen, J. L., Khan, M., & Lu, H. (2013). Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future Stock Returns. Contemporary Accounting Research, 30(1), 269-295 .
15. Chiang, T. C., Chen, C. W., & So, M. K. (2007). Asymmetric return and volatility responses to composite news from stock markets. Multinational Finance Journal, 11(3/4), 179-210 .
16. Chiang, T. C., Nelling, E & ,.Tan, L. (2008). The speed of adjustment to information: Evidence from the Chinese stock market. International Review of Economics & Finance, 17(2), 216-229 .
17. Conrad, J., & Kaul, G. (1988). Time-variation in expected returns. Journal of business, 409-425 .
18. Damodaran, A. (1993). A simple measure of price adjustment coefficients. The journal of Finance, 48(1), 387-400.
19. Engle, R. F. (1993). Statistical models for financial volatility. Financial Analysts Journal, 72-78.
20. Fama, E. F. (1970). Efficiant Capital Market: A Review of Theory and Emprical Work. The Journal of Finance, 383-417.
21. Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. Journal of Finance, 48(2) , 427-465.
22. Hou, K., & Moskowitz, T. J. (2005). Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. Review of Financial Studies, 18(3), 981-1020 .
23. Kahneman, D., Knetsch, J. L., & Thaler, R. H. (1991). Anomalies: The endowment effect, loss aversion, and status quo bias. The journal of economic perspectives, 193-206.
24. Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 263-291.
25. Koutmos, G. (1998). Asymmetries in the conditional mean and the conditional variance: Evidence from nine stock markets. Journal of Economics and Business, 50(3), 277-290.
26. Koutmos, G. (1999). Asymmetric price and volatility adjustments in emerging Asian stock markets. Journal of Business Finance & Accounting, 26(1-2), 83-101 .
27. Koutmos, G., & Philippatos, G. C. (2007). Market frictions and stock return dynamics: Evidence from the Athens Stock Exchange. Managerial Finance, 33(3), 210-219.
28. Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1990). An econometric analysis of nonsynchronous trading. Journal of Econometrics, 45(1), 181-211 .
29. Nau, R. (2015). What's a good value for R-squared? Duke University. Accessed December 30, 2015. http://people.duke.edu/~rnau/rsquared.htm.