

بررسی تاثیر اعمال مقررات محدودیت نوسان قیمت بر کارایی

بورس اوراق بهادار تهران

غلامرضا جلالی نائینی^۱ / سید محمد هاشمی نژاد^۲ / محسن ثنائی اعلم^۳ / سید بابک ابراهیمی^۴

چکیده

یکی از سیاست‌های حمایتی که با هدف کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار اعمال می‌شود، مقررات محدودیت نوسان است. مدافعان این مقررات معتقدند که اعمال این مقررات نوسانات قیمت سهام را کاهش داده و مانع عکس‌العمل بیش از اندازه سهامداران می‌شود. از طرف دیگر، منتقدان بر این باورند که مقررات محدودیت نوسان باعث افزایش نوسان‌ها در روزهای آتی شده و با جلوگیری از رسیدن سریع قیمت سهام به قیمت تعادلی، کارایی بورس اوراق بهادار را کاهش می‌دهد. در این مقاله، تاثیر مقررات محدودیت نوسان بر کارایی بورس اوراق بهادار تهران از دو جنبه تأخیر در رسیدن به قیمت واقعی و تاثیر آن بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران بررسی شده است. بر اساس نمودارهای خودهمبستگی، بازده‌های روزانه خودهمبستگی مثبت دارند که نشان از روند کند انعکاس اخبار و اطلاعات جدید در بازار و به تبع آن عدم کارایی بازار دارد. آزمون‌های آماری نشان می‌دهد که مقررات حد نوسان قیمت، با ایجاد تأخیر در رسیدن سهام به قیمت تعادلی خود، ادامه تغییر قیمت را به روزهای بعد منتقل کرده است. بنابراین، این مقررات با کند کردن روند انعکاس اخبار روی قیمت سهام، خودهمبستگی مثبت بازده‌ها را تشدید، و لذا کارایی بازار را کاهش داده است. در ضمن، شواهد معنی‌داری مبنی بر تاثیر این مقررات بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران مشاهده نشده است. همچنین طبق نتایج مدل GARCH-M جهت در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس شرطی، کارایی در بورس اوراق بهادار تهران بعد از اعمال مقررات محدودیت نوسان کاهش می‌یابد.

واژگان کلیدی: کارایی، قانون محدودیت نوسان، خودهمبستگی، بورس اوراق بهادار تهران

طبقه‌بندی موضوعی: C30, C32, G10, D53

۱. عضو هیئت علمی دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران

۲. دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه تهران

۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی از دانشگاه صنعتی شریف

۴. دانشجوی دکتری مهندسی صنایع دانشگاه علم و صنعت ایران

۱- مقدمه

سیاست‌گذاران در بورس اوراق بهادار با هدف کاهش ریسک سرمایه‌گذاری محدودیت‌هایی را در نظر گرفته‌اند که یک از آنها دامنه مجاز نوسان قیمت روزانه است. هرچند این سیاست در برهه‌ای از زمان و پس از رکود و افت شاخص‌های بورس برای تزریق اعتماد و اطمینان به بورس به کار گرفته شد، لیکن بین دامنه نوسانات و شرایط تعدیل قیمت‌ها رابطه‌ای تنگاتنگ وجود دارد و در یک بازار کارآ قیمت سهام شرکت‌های مختلف باید در هر لحظه منعکس‌کننده اطلاعات دقیق باشد که با توجه به آن عرضه‌کننده و تقاضاکننده می‌تواند در هر لحظه نسبت به خرید یا فروش سهام در یک قیمت تعادلی اقدام کنند. در غیر این صورت بازار با محدودیت مواجه شده و کشف قیمت بر اساس عرضه و تقاضا دستخوش تغییر خواهد شد (اسکندری و همکاران، ۱۳۸۴).

در بورس اوراق بهادار تهران تعیین دامنه مجاز نوسان قیمت روزانه یکی از عواملی است که باعث ایجاد صف‌های خرید و فروشی می‌شود که سهام‌داران را به حرکت بر مبنای آن وادار می‌کند و در عمل، ممکن است معامله بر مبنای تحلیل، جای خود را به دادوستد بر اساس صف دهد. از سوی دیگر، یکی از تبعات منفی این موضوع، کاهش درجه نقدشوندگی^۱ سهام در بورس است. چراکه تشکیل صف خرید یا فروش برای یک سهم، از یک سو امکان معامله در یک جهت خاص (خرید یا فروش) را از سرمایه‌گذار سلب می‌کند و از سوی دیگر به دلیل طولانی‌شدن زمان رسیدن به قیمت واقعی، می‌تواند، نقدشوندگی را به لحاظ زمانی و قیمتی کاهش دهد. همچنین تشکیل صف به واسطه وجود محدودیت نوسان، در عمل به عنوان یک ابزار تشویقی برای برخی سهام‌داران، به خصوص سهام‌داران عمده در جهت دست‌کاری قیمت سهم نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ وضعیتی که باعث می‌شود به خصوص در هنگام تشکیل صف خرید به دلیل وجود امکان خرید بی‌نام سهام، تخلفاتی از سوی کارگزاران نیز رخ دهد.

اسکندری و دیگران (۱۳۸۴) معتقدند که بکارگیری محدودیت نوسان قیمت، کارایی بورس اوراق بهادار تهران را با مشکلاتی مواجه کرده است، چراکه در پی تحولات ایجادشده در صحنه اقتصاد، تغییر در قیمت محصولات و تنش‌های سیاسی، سرمایه‌گذاران بیش از آنچه که انتظار می‌رود، عکس‌العمل نشان می‌دهند که این افراط در تأثیرپذیری باعث افزایش نوسانات^۲ و شکل‌گیری صف‌های خرید و فروش می‌شود به گونه‌ای که طی چند روز صف‌های خرید و فروش به سرعت تغییر

1. Liquidity

2. Volatility

ماهیت می‌دهند. این در حالی است که اصولاً ایجاد صف در بازار کارآ امری غیرقابل توجیه توصیف می‌شود چرا که این رویداد تنها در زمانی که مکانیزم‌های معاملاتی واقعی نباشند، روی می‌دهد. در بررسی علل رخداد چنین وضعیتی، پژوهشگران حوزه مالی بیش از هر چیز به ساختار معاملات سهام در بورس اوراق بهادار تهران و نازل بودن سطح تحلیل‌گری در میان فعالان بازار اشاره می‌کنند. تجربه نشان داده است که سهام‌داران در بورس اوراق بهادار تهران با تاخیر زیاد نسبت به اطلاعات رسمی که از سوی شرکت‌ها منتشر می‌شود، واکنش نشان می‌دهند (بدری و صادقی، ۱۳۸۶). این واکنش دیر هنگام در مواجهه با محدودیت‌های معاملاتی حاکم بر بورس (از جمله محدودیت نوسان روزانه، حجم مبنای، گره معاملاتی و...) ممکن است منجر به واکنش بیش از اندازه^۱ فعالان بازار شود. واکنشی که در اکثر موارد در پی حبابی شدن قیمت سهام، با کوچک‌ترین خبر اقتصادی، سیاسی و اجتماعی منفی حتی غیرمرتبط با بورس، به صورت معکوس در جهت تخلیه حباب شکل گرفته و روند نزولی در پیش می‌گیرد. از سوی دیگر، به دلیل ساختار محدودیت‌های حاکم بر بورس اوراق بهادار تهران و نیز انتظارات منفی سهام‌داران، تصحیح قیمت‌ها در جهت منفی نسبت به تصحیح در جهت مثبت از سرعت کمتری برخوردار است. این وضعیت باعث می‌شود دوره‌های رونق در زمان کوتاه‌تر و دوره‌های رکود در زمان طولانی‌تر طی شود.

۲- ادبیات و چارچوب نظری

فاما (Fama, 1960)، نظریه بازار کارا را مطرح کرد که یکی از مفاهیم مهم در علم مالی محسوب می‌شود. بر اساس این نظریه، در یک بازار کارا، تغییرات قیمت بطور کامل منعکس‌کننده انتظارات و اطلاعات تمام سرمایه‌گذاران است. بنابراین قیمت سهام باید فقط در واکنش به اطلاعات جدید که غیرقابل پیش‌بینی هستند، تغییر یابد. به عبارت دیگر تغییرات قیمت سهام باید از مدل گام تصادفی تبعیت کنند. رد شدن مدل گام تصادفی دلیلی بر عدم کارایی بازار تلقی می‌شود؛ لذا، وجود هرگونه الگویی برای پیش‌بینی بازده سهام نشانگر نقض فرضیه بازار کارا است.

البته، تحقیقات متعددی در بازارهای سهام موید پیش‌بینی‌پذیری بازده‌ها است. تفسیر اقتصادی پیش‌بینی‌پذیری^۲ منجر به طرح مباحث مختلفی در ادبیات مالی شده است. اگر بازده‌های انتظاری ثابت فرض شوند، پیش‌بینی‌پذیری بازده‌های سهام نشان از عدم کارایی بازار دارد؛ اما این امکان هم وجود

1. Over reaction

2. Predictability

دارد که اجزاء قابل پیش‌بینی در بازده سهام منعکس‌کننده تغییرات زمانی بازده انتظاری باشند، که در این صورت، پیش‌بینی‌پذیری بازده تناقضی با کارایی بازار ندارد. بنابراین، پیش‌بینی‌پذیر بودن بازده، به خودی خود، دلالت بر عدم کارایی بازار نخواهد داشت.

پسران و همکاران (Pesaran, et al., 1995) بیان کردند که پیش‌بینی‌پذیری تضمین نمی‌کند که یک سرمایه‌گذار بتواند از یک استراتژی معاملاتی مبتنی بر پیش‌بینی، سود کسب کند. ایشان تصریح کردند که "یک بازار با توجه به مجموعه اطلاعات کاراست، اگر امکان سودآوری از طریق استراتژی‌هایی مبتنی بر این مجموعه اطلاعات وجود نداشته باشد". مدل‌های پیش‌بینی لزوماً نفی‌کننده کارایی بازار نیستند. با توجه به نتایج غیریکسان و غیرقطعی مدل‌های مختلف پیش‌بینی، مشخص نیست که سرمایه‌گذاران بتوانند توانایی پیش‌بینی مدل‌ها را شناسایی کرده و بر اساس آنها سرمایه‌گذاری کنند.

یکی از مهمترین معیارهای تکنیکال به منظور ارزیابی پیش‌بینی‌پذیری بازده، وجود خودهمبستگی بین بازده‌های سهام می‌باشد. در ادامه این بخش، مهمترین تئوری‌هایی که برای توضیح وجود خودهمبستگی بین بازده سهام ارائه شده است، تشریح شده است.

۱-۲- معاملات غیرهمزمان^۱: سهم‌های مختلف در زمان‌های متفاوت معامله می‌شوند، ضمن اینکه تناوب معاملات یک سهم مشخص نیز ثابت نیست؛ در حالی که معمولاً سری‌های زمانی را در دوره‌های ثابتی مانند روز یا ماه تحلیل می‌کنیم (Tsay, 2002). وجود معاملات غیرهمزمان می‌تواند انحراف قابل توجهی در گشتاورها و همچنین گشتاورهای مقطعی^۲ بازده دارایی‌ها مانند میانگین، واریانس، کواریانس، خودهمبستگی، و همبستگی تقاطعی^۳ ایجاد کند. به عنوان مثال، فرض کنید که بازده سهام الف و ب مستقل از یکدیگرند، اما سهام الف کمتر از سهام ب معامله می‌شود. اگر در یک روز خبری که بر کل بازار موثر است، اندکی قبل از زمان پایان معاملات در بازار پخش شود، احتمال زیادی دارد که این خبر در قیمت پایان روز سهام ب منعکس شود، ولی در قیمت سهام الف به دلیل عدم معامله تا پایان روز منعکس نشود. طبعاً این اطلاعات با یک تاخیر زمانی در سهام الف منعکس خواهد شد. بنابراین، سهام الف تاثیر اخبار جدید را با تاخیر نسبت به سهام ب نشان می‌دهد، که این امر منجر به مشاهده همبستگی تقاطعی غیر واقعی بین این دو سهام خواهد شد. در ضمن، عدم معامله سهام

1. Nonsynchronous Trading

2. Co-moment

3. Cross Autocorrelation

الف در برخی دوره‌ها خودهمبستگی کاذب در بازده روزانه سهام الف ایجاد می‌کند. در دوره‌ای که سهام الف معامله نمی‌شود، بازده مشاهده شده برابر صفر است، چون تغییری در قیمت آن ثبت نمی‌شود. حال اگر در دوره بعد معامله شود، بازده مشاهده شده مجموع بازده دو دوره گذشته است. این پدیده موجب می‌شود در بازده‌های سهام الف خودهمبستگی منفی مشاهده شود (MacKinlay, et al., 1997). این خودهمبستگی کاذب و گمراه‌کننده است، زیرا ناشی از عدم مشاهده قیمت در برخی از دوره‌ها است.

۲-۲- جریان اطلاعات^۱: یکی از دلایل مهمی که برای توضیح همبستگی بازده‌ها ارائه می‌شود، جریان اطلاعات است. زمانی که اطلاعات جدیدی وارد بازار می‌شود، کلیه سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار جدید سریعاً واکنش نشان نمی‌دهند. بنابراین، تأثیر اطلاعات جدید به کندی به قیمت‌ها منتقل شده و موجب همبستگی مثبت بازده‌ها می‌شود (Boudoukh, et al., 1994). این پدیده با نظریه کارآیی بازار در تناقض است، زیرا یک بازار مالی در صورتی کاراست که کلیه اطلاعات فعلی در قیمت دارایی‌ها منعکس شده باشد.

۳-۲- بازگشت به میانگین: یکی از شواهد اولیه از پیش‌بینی‌پذیری بازده، یافتن ویژگی "بازگشت به میانگین" بازده سهام می‌باشد. ویژگی بازگشت به میانگین بیان می‌کند، که بازده دارایی‌ها تا حدودی تمایل دارند به میانگین خود بازگردند؛ یعنی، بازده سهام در برخی از دوره‌های زمانی از مقدار اصلی خود منحرف می‌شود، ولی دوباره تمایل دارد به مقدار متوسط خود بازگردد. این مقدار میانگین با توجه به بازده مورد انتظار سهام‌داران بر اساس عوامل اساسی^۲ تعیین می‌شود (Rey, 2004). می‌توان نشان داد، چنانچه سری زمانی بازده از یک مدل مانای خودهمبسته میانگین متحرک $ARMA(p,q)$ تبعیت کند، بازده تخمینی برای l دوره آینده، چنانچه $l \rightarrow \infty$ ، به $E(r_t)$ همگرا خواهد شد. این ویژگی در ادبیات مالی "بازگشت به میانگین" نامیده می‌شود (Tsay, 2002).

فاما و فرنچ (Fama, et al., 1988)، نشان دادند چنانچه قیمت‌های سهام دارای یک جزء گام تصادفی و یک جزء مانا باشند که این جزء مانا به کندی محو شود، این جزء مانا موجب خودهمبستگی منفی بازده‌ها خواهد شد. ایشان برای اثبات ادعای خود مدل قیمت سهام را به صورت معادله (۱) فرض

1. Information flow

2. Fundamental factors

کردند:

$$p_t = q_t + z_t \quad (۱)$$

که در آن p_t لگاریتم قیمت سهام در زمان t است. q_t جزء گام تصادفی مدل و z_t جزء مانا و به کندی محو شونده مدل هستند و به صورت معادلات (۲) و (۳) تعریف می شوند:

$$q_t = q_{t-1} + \mu + \eta_t \quad (۲)$$

$$z_t = \phi z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن μ بازده ثابت مورد انتظار سهام داران بوده و η_t و ε_t نوفه سفید هستند. ضمن این که ϕ یک عدد کوچک تر ولی نزدیک به ۱ می باشد. ایشان سپس ثابت کردند که چنانچه قیمت سهام از چنین الگویی پیروی کند، همبستگی بازدهها بر حسب دوره زمانی بازدهها الگویی U شکل پیدا خواهد کرد، بطوری که از حدود صفر برای دوره های کوتاه مدت شروع شده، با افزایش T (دوره زمانی) منفی تر می شود و سپس دوباره به مقدار صفر برای دوره های بلندمدت باز خواهد گشت. ایشان بدینوسیله خودهمبستگی منفی مشاهده شده در بازده های بلندمدت را به این جزء مانای به کندی محو شونده قیمت ها نسبت دادند.

اما در برخی از مطالعات ویژگی بازگشت به میانگین در تلاطم دارایی ها نیز مشاهده شده است. برخی از یافته های اخیر نشان می دهد همبستگی بین تلاطم در برخی از بازارها قوی تر از همبستگی بین بازدهها است و این دو در زمان راکد بودن بازار و بحران های مالی افزایش می یابند (Granger, Poon, 2003).

۳- مروری بر پیشینه تحقیق

تحقیقات متعددی در بورس اوراق بهادار انجام شده که نشان می دهد قیمت های سهام دارای اجزای قابل پیش بینی می باشند. مطالعات مربوط به همبستگی بازدهها، بطور کلی دو روش آزمون را شامل می شود: آزمون اتورگرسیون^۱ روی بازدهها در دوره های مختلف مانند مطالعات فاما و همکاران (Fama, et al., 1989) و آزمون نسبت واریانس^۲ مانند تحقیق لو و مک کنلی در سال ۱۹۸۸.

آزمون های رگرسیونی، مانند مطالعه فاما و فرنچ (1988)، نشان دادند که شاخص های سهام دارای یک جزء مانا می باشند که به کندی محو می شود. بازده در دوره های کوتاه مدت خودهمبستگی مثبت

1. Autoregression
2. Variance ratio

و در دوره‌های بلندمدت خودهمبستگی منفی نشان می‌داد. نتایج بدست آمده نشان داد تغییرات قابل پیش‌بینی ناشی از بازگشت به متوسط چیزی در حدود ۳۵٪ می‌باشد. ایشان این خودهمبستگی منفی بازده‌ها را به وجود جزئی از قیمت‌های سهام که به کندی محو می‌شود، نسبت دادند. خودهمبستگی مرتبه اول صنعت و بازده سبدهای ده‌گانه با افزایش دوره زمانی الگوی U شکل پیدا می‌کرد؛ یعنی خودهمبستگی مرتبه اول بازده با افزایش دوره زمانی ابتدا کاهش و سپس افزایش می‌یافت.

کنراد و همکاران (Conrad, et al., 1989) شواهدی از وجود ویژگی "بازگشت به میانگین" در بازده‌های کوتاه‌مدت ارائه کردند. ایشان دریافتند بازگشت سریع بازده‌ها به مقدار متوسط خود در دوره‌های کوتاه مدت، دلالت بر نوسانات خیلی بیشتر بازده‌های انتظاری ماهانه دارد. وجود پدیده بازگشت به میانگین در قیمت‌های سهام، احتمال وجود یک جزء پیش‌بینی‌پذیر در قیمت‌های سهام را قوت می‌دهد. اکثر مطالعات مربوط به دینامیک رفتار بازده سهام نشان می‌دهند، بازده سهام در دوره‌های زمانی بلندمدت خودهمبستگی منفی دارد.

جگادیش (Jegadeesh, 1990) شواهدی قوی مبنی بر وجود پیش‌بینی‌پذیری در بازده سهام‌های انفرادی ارائه کرد. خودهمبستگی منفی در بازده‌های ماهانه سهام کاملاً معنی‌دار بود. همچنین، خودهمبستگی سالانه نیز قوی بود و یک خودهمبستگی مثبت معنی‌دار در وقفه‌های بالاتر دیده می‌شد. لو و همکاران (Lo, et al., 1988) فرض وجود گام تصادفی را برای بازده‌های هفتگی سهام آزمون کردند. ایشان با مقایسه برآوردهای واریانس بازده‌ها در دوره‌های مختلف، فرض وجود گام تصادفی را قویاً رد کردند. آنها خودهمبستگی معنی‌دار مثبت را، هم در بازده‌های هفتگی و هم بازده‌های ماهانه مشاهده کردند.

میلز (Mills, 1991)، پیش‌بینی‌پذیری بازده ماهانه سهام انگلستان را با استفاده از آزمون نسبت واریانس بررسی نمود. او یک خودهمبستگی مثبت بین داده‌ها مشاهده نمود و لذا نتایج مطالعه وی تاییدی بر پیش‌بینی‌پذیری بازده‌های سهام انگلستان در دوره‌های سه ماهه تا هشت ساله بود. میلز (Mills, 1995) آزمون نسبت واریانس را در یک مدل چندمتغیره با در نظر گرفتن روندهای معمول در پرداخت‌های نقدی سهام با استفاده از داده‌های ماهانه و سالانه انجام داد. نتایج تحقیقات روی بازده ماهانه سهام، یافته‌های وی در سال ۱۹۹۱ را تایید می‌کرد، یعنی رفتار قیمت‌های سهام بیشتر ویژگی بازگشت به میانگین دارند تا گام تصادفی.

بسیاری از مطالعات مانند کنراد و همکاران (Conrad, et al., 1989) و لو و همکاران (Lo, et al., 1990) نشان دادند بازده شاخص‌ها در کوتاه‌مدت خودهمبستگی مثبت دارند. اما در

برخی از مطالعات اخیر، در بازده‌های کوتاه‌مدت مانند روزانه و هفتگی خودهمبستگی مثبت ضعیف و در دوره‌های بلندمدت خودهمبستگی منفی مشاهده شده است.

فاما و همکاران (Fama, et al., 1988) بیان کردند که این خودهمبستگی‌های تخمین زده شده معمولاً نزدیک به صفر بوده، لذا، شواهد پیش‌بینی‌پذیری به لحاظ اقتصادی معنادار نیست. ضمن اینکه بودوخ و همکاران (Boudoukh, et al., 1994) نشان دادند که پیش‌بینی‌پذیری‌های مشاهده شده ممکن است ناشی از تاثیر ساختار خرد بازار^۱، مانند وجود معاملات غیرهمزمان^۲ باشد.

همچنین مطالعاتی در زمینه حرکت به سوی کارایی انجام شده است که در آن‌ها از مدلی با پارامترهای متغیر در زمان و از آزمون‌های اقتصادسنجی استفاده شده است و به تفسیر روند حرکت و تغییر ضریب کارایی پرداخته شده است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

زالسکا و همکاران (Zalewska, et al., 1998) با استفاده از یک مدل چند فاکتوری با ضرایب متغیر در زمان و همچنین یک مدل GARCH، به آزمون حرکت بورس اوراق بهادار بوداپست مجارستان به سمت کارایی بیشتر پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های روزانه شاخص سهام این بازار در دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۷، به برآورد ضرایب از طریق رهیافت فیلتر کالمن پرداختند و نتایج آزمون حاکی از نبود کارایی اطلاعاتی و عدم تغییر در وضعیت کارایی در این بازار می‌باشد.

راکینگر و همکاران (Rockinger, et al., 1999) با استفاده از داده‌های روزانه شاخص سهام در بورس اوراق بهادار کشورهای جمهوری چک، لهستان، مجارستان و روسیه در دوره زمانی آوریل ۱۹۹۴ تا جولای ۱۹۹۷ و با استفاده از روش فیلتر کالمن، روند حرکت کارایی در طول زمان را برای بازارهای مربوطه آزمون نمودند. پیش‌بینی‌پذیری به‌وسیله خودهمبستگی‌های متغیر در زمان اندازه‌گیری می‌شود که در این میان مجارستان قبل از سال ۱۹۹۴ به کارایی رسید. در روسیه نشانه‌هایی از پیشرفت به سوی کارایی را نشان داد. برای لهستان و جمهوری چک هیچ بهبودی ملاحظه نشد.

بطور کلی، ادبیات موجود پیشنهاد می‌دهد که بازده سبدهای سهام و یا شاخص‌ها معمولاً در دوره‌های کوتاه‌مدت خودهمبستگی مثبت و در دوره‌های بلندمدت خودهمبستگی منفی دارند. در حالی که خودهمبستگی بازده سهام‌های انفرادی به صورت ضعیف و معمولاً منفی است. مشاهده چنین پدیده‌ای را معمولاً ناشی از وجود همبستگی تقاطعی بازده سهام‌ها می‌دانند (Chan, 1993). ضمن اینکه شواهد پیش‌بینی‌پذیری در دوره‌های کوتاه‌مدت نسبت به دوره‌های بلندمدت کمتر مورد مجادله

1. Market microstructure
2. Nonsynchronous trading

است. فرسون و همکاران (Ferson, et al 1995) ادعا کردند شکاف شواهد پیش‌بینی‌پذیری موجود در بازده‌های چندماهه بیش از دوره‌های کوتاه‌مدت است. البته، بازده‌های تخمینی در دوره‌های بلندمدت کمتر در معرض تأثیرات معاملات غیرهمزمان، اختلاف قیمت خرید و فروش^۱، و دیگر مشکلات مربوط به ساختار خرد بازار هستند.

بدری و اصیل‌زاده (۱۳۹۰) فرضیه فراواکنشی سرمایه‌گذاران را با استفاده از دامنه نوسان قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج بدست آمده نشان می‌داد که در کوتاه‌مدت، فراواکنشی در بین سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران دیده می‌شود؛ افزون بر آن، با کاهش دامنه نوسان قیمت سهام، شدت واکنش بیش از اندازه نیز کاهش می‌یابد.

اسلامی بیدگلی و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی آثار تغییر حد نوسان قیمت سهام از ۲ درصد به ۳ درصد بر روی بعضی از متغیرهای موثر در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از فنون اقتصادسنجی و آماری همچون مدل گارچ و مدل رگرسیون چند متغیره پرداختند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تغییر حد نوسان قیمت سهام از ۲ درصد به ۳ درصد در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی مورد بررسی تأثیر معنی‌داری بر نوسان بازار، بازدهی بازار و تعداد دفعات معامله نداشته است؛ اما با اندازه معاملات بازار و سرعت گردش سهام رابطه معنی‌داری داشته است، به‌طوری که افزایش حد نوسان قیمت سهام باعث افزایش اندازه معاملات و کاهش سرعت گردش سهام یا کاهش نقدشوندگی بازار شده است. به عبارتی، افزایش یک درصدی حد نوسان قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر بسزایی بر متغیرهای اصلی بازار ندارد.

۴- روش تحقیق (تحلیل مدل)

پژوهش حاضر به لحاظ هدف، پژوهشی کاربردی محسوب می‌شود، زیرا به بررسی روابط متغیرها در بورس اوراق بهادار تهران جهت ارزیابی کارایی بازار می‌پردازد. روش پژوهش از نوع توصیفی و همبستگی است که با استفاده از روش‌های آماری و اقتصادسنجی رابطه بین متغیرها را ارزیابی می‌کند. در این بخش مبانی اقتصادسنجی تحلیل هریک از فرضیه‌های مطرح شده ارائه شده است.^۲ در این راستا، ابتدا مدل‌سازی تغییر وضعیت کارایی بورس اوراق بهادار ارائه شده و در ادامه، مبانی

1. Bid-ask spread

۲. نگارندگان به این موضوع اذعان دارند که عوامل دیگر و شرایط خاص حاکم بر بازار نیز می‌توانند در نتایج تأثیر داشته باشند که لحاظ نمودن تمامی موارد در این پژوهش مدنظر نبوده است.

اقتصادسنجی آزمون‌های فرضیه تأخیر در رسیدن به قیمت واقعی و واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران ناشی از اعمال مقررات محدودیت نوسانات تشریح شده است.

۴-۱- مدل سازی تغییر وضعیت کارایی بورس اوراق بهادار

شکل ضعیف فرضیه کارایی ایجاب می‌کند که هیچ فرصت سودآوری بر اساس تغییرات گذشته در قیمت‌های دارایی وجود نداشته باشد. این بدان معناست که یک بازار کارا باید یک بازار غیرقابل پیش‌بینی باشد. این موضوع اغلب از طریق اجرای رگرسیون ساده زیر آزمون می‌شود:

$$r_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن r نرخ بازگشت دارایی است و شکل ضعیف کارایی باعث می‌شود $\varphi_i = 0$ برای $i > 0$ باشد. این فرضیه اغلب با تخمین چنین معادلاتی، به روش OLS یا GMM، آزمون می‌شود. در رابطه با بورس اوراق بهادار تهران (و همینطور سایر بازارهای نوظهور) این رویکرد چندان منطقی نیست زیرا این رویکرد کارایی به صورت اثربخش، کارایی را در کل دوره شکل‌گیری بازار آزمون می‌کند و به سختی قابل قبول است که این بازارها از همان ابتدا بازارهای کاملاً کارا بوده باشند. در نتیجه، ناکارایی ابتدایی دوره‌های شکل‌گیری بازار باعث ایجاد تورش^۱ در نتایج تخمین و آزمون می‌شود و ما را به این نتیجه می‌رساند که به دلیل وجود ناکارایی در گذشته هم اکنون نیز فرصت سود وجود دارد (Laurence, 1986).

حال لازم است که ما روشی را بیابیم که برای فرآیند تخمین امکان مدل کردن این ساختار متغیر را فراهم کند. سپس لازم است معیار یا آزمونی را برای کارایی بورس اوراق بهادار داشته باشیم به طوری که بتوانیم امکان وجود فرصت‌های سودآوری را ارزیابی نماییم. همچنین به معیاری جهت سنجش زمانبندی حرکت بازار به سمت کارایی کامل نیاز خواهیم داشت به طوری که ما را قادر سازد تا در مورد سرعت کارا شدن بازارها اظهار نظر کنیم. روش یاد شده تنها از طریق توسعه دادن نسخه‌ای جدید از معادله بالا به دست خواهد آمد که امکان وارد کردن پارامترهای ناپایا در زمان را فراهم می‌کند. در ابتدا، معادله بالا را به صورت زیر دوباره فرموله می‌کنیم:

$$r_t = \varphi_{0,t} + \sum_{i=1}^p \varphi_{it} r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

1. Bias

به طوری که در این معادله پارامترها اندیس زمان دارند و می‌توانند در طول زمان تغییر کنند (رجوع شود به امرسون، هال، و زالسکا (۱۹۹۷)، زالسکا و هال (۱۹۹۹) و راکینگ و اورگا (۲۰۰۱ و ۲۰۰۰).

ویژگی دوم مدل‌های سری‌های زمانی مالی مرسوم این است که فرایند خطا اغلب از یک مجموعه کامل از ویژگی‌های توزیع یکسان مستقل نرمال (NIID) برخوردار نیست. به منظور رفع مشکل ناهمسانی در واریانس فرآیند خطا و همچنین لحاظ نمودن همبستگی پی‌درپی، اقدام به ترکیب مدل پارامتری متغیر در زمان با یک مدل استاندارد GARCH-M می‌کنیم.

بر همین اساس، مدل حالت-فضا (state-space) که ما با استفاده از کالمن فیلتر برآورد می‌شود به صورت زیر خواهد بود (Hall, et al., 2004):

$$r_t = \varphi_{\cdot,t} + \varphi_{1t}r_{t-1} + \varphi_{\cdot}h_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \approx N(\cdot, h_t) \quad (7)$$

$$h_t = \alpha_{\cdot} + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_{\cdot} \varepsilon_{t-1}^2 \quad (8)$$

$$\varphi_{i,t} = \varphi_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad \eta_{i,t} \approx N(\cdot, \nu_i^2) \quad i = \cdot, 1 \quad (9)$$

این یک معادله خودهمبسته از درجه ۱ می‌باشد که عرض از مبدأ $(\varphi_{\cdot,t})$ و شیب آن (φ_{1t}) با زمان تغییر می‌کنند. $\varphi_{\cdot}$ نشان‌دهنده پارامتر پاداش ریسک در مدل شرطی است. ν_1 معیاری برای متغیر بودن پارامترهای $\varphi_{i,t}$ است. $\alpha_{\cdot}$ نشان دهنده مقدار ثابت در معادله نوسانات است. α_1 نماینده تأثیر شوک‌ها بر نوسانات است و $\alpha_{\cdot}$ میزان پایداری یک شوک مشخص را اندازه‌گیری می‌کند. این مدل تقریباً عمومی است زیرا حالت خاصی را که در آن هر کدام یا هر دو پارامترهای $\varphi_{\cdot}$ و φ_{1t} متغیر با زمان نیستند را نیز در برمی‌گیرد به طوری که $\varphi_{\cdot,t} = \varphi_{\cdot}$ و/یا $\varphi_{1t} = \varphi_1$ است. در این پژوهش به منظور نشان دادن تغییر در وضعیت کارایی، پارامتر φ_1 را متغیر در زمان (φ_{1t}) در نظر می‌گیریم ولی عرض از مبدأ که نشان‌دهنده اثرات متغیرها و فضای اقتصاد کلان و عوامل غیرقابل اندازه‌گیری می‌باشد ثابت در نظر گرفته می‌شود.

۴-۲- فرضیه تاخیر در رسیدن به قیمت واقعی

در مطالعات مختلف به مشکلاتی، که در اثر اعمال مقررات محدودیت نوسانات ایجاد می‌شود، اشاره شده است. از جمله این مشکلات می‌توان به تاخیر در رسیدن به قیمت واقعی اشاره کرد. با توجه به این که حدود نوسان قیمت در هر روز به وسیله قیمت سقف و کف تعیین شده مشخص می‌گردد، بنابراین این محدودیت می‌تواند زمانی که یک سهم به حد قیمت خود می‌رسد باعث جلوگیری از اعمال

معامله در یک روز شود. اگر در روزهای آینده نیز مجدداً رسیدن به قیمت‌های سقف و کف ادامه یابد، این امر باعث خواهد گردید که قیمت‌های سهام با وقفه به قیمت واقعی خود برسند.

کاوسانس (Kavussanos)، فیلاکتیس (Phylaktis) و مانالیس (Manalis) اثرات اعمال مقررات محدودیت نوسانات را بر نوسانات قیمت در بورس اوراق بهادار آتن بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که اعمال این مقررات باعث طولانی شدن فرآیند رسیدن به قیمت واقعی می‌گردد و معمولاً چند روز زمان لازم است تا قیمت سهام به سطح تعادلی خود برسند. تاخیر در رسیدن به قیمت واقعی عامل اصلی عدم تعادل در عرضه و تقاضای سهام می‌شود و در نتیجه برای یک سهم خاص صف خرید یا فروش تشکیل شده و انگیزه سفته‌بازی و کسب سود بدون تحمل ریسک افزایش می‌یابد. به عنوان مثال در صورتی که با ورود اطلاعات جدید درباره یک سهم انتظار داشته باشیم رشد قیمت بالایی (فرضاً حدود ۱۵ درصد) برای آن وجود داشته باشد. طرف عرضه و طرف تقاضا هر دو متوجه این مسئله می‌شوند و هر دو گروه تمایل دارند که در قیمت‌های بالاتر به معامله بپردازند. اعمال مقررات محدودیت نوسان قیمت مانع از انجام معامله در قیمت دلخواه طرفین خواهد شد. بنابراین عرضه کنندگان معامله خود را تا رسیدن به قیمت بالاتر متوقف خواهند کرد و تقاضاکنندگان نیز برای خرید سریع‌تر سهام تلاش خواهند نمود. در این حالت است که برای سهام تا زمانی که به قیمت تعادلی خود برسد صف خرید تشکیل خواهد شد. روند تشکیل صف فروش برای یک سهم خاص نیز از الگویی مشابه پیروی می‌کند.

برای بررسی تأثیر حد نوسان قیمت در رسیدن به قیمت واقعی، باید رفتار قیمت سهام را پس از رسیدن به حد قیمت بررسی کنیم. در صورتی که سهام پس از رسیدن به حد قیمت (چه مثبت، چه منفی) همچنان به شکل معناداری به روند خود ادامه دهد، می‌توان نتیجه گرفت که حد نوسان قیمت مانع از رسیدن سهام به ارزش ذاتی خود شده است و لذا ادامه تغییر قیمت به روزهای بعد منتقل شده است.

برای این منظور، قیمت‌ها را به دو گروه تقسیم می‌کنیم:

(۱) روزهایی که قیمت به حد نوسان ۵ درصدی خود رسیده است.

(۲) روزهایی که قیمت بیش از ۲٪ نوسان کرده، ولی به حد نوسان خود نرسیده است.

سپس برای هر گروه زوج‌های مرتبی به شکل (r_0, r_1) ایجاد می‌کنیم که در آن r_0 بازده (لگاریتمی) سهام در همان روز یا روز صفر و r_1 بازده سهام در یک روز بعد است. سپس با استفاده از علامت لگاریتم‌ها زوج مرتب‌ها را به شکل زیر تعریف می‌کنیم: در صورتی که علامت‌ها به شکل $(+, +)$

(+) یا (-, -) باشد به معنای این است که قیمت سهام پس از رسیدن به حد نوسان قیمت در روز بعد همچنان به روند خود ادامه داده است. در صورتی که علامت ها به شکل (+, -) یا (-, +) باشد به معنای این است که قیمت سهام پس از رسیدن به حد نوسان مثبت (یا منفی) در روز بعد از آن بازده منفی (یا مثبت) داشته است. پس از این دسته بندی، توزیع فراوانی هر کدام از روندها (ادامه روند و روند معکوس) را برای مواردی که قیمت سهام به حد قیمت رسیده محاسبه می کنیم. در صورتی که سهام متعلق به گروه ۵ درصدی ادامه روند بیشتری در مقایسه با گروه دوم داشته باشد، آنگاه می توان نتیجه گرفت که حد نوسان قیمت مانع از رسیدن قیمت سهام به قیمت تعادلی می شود. برای تایید فرضیه باید بتوانیم از نظر آماری نشان دهیم که میزان ادامه روند در گروه ۵ درصدی بیش از گروه دوم است. بنابراین از زوج مرتب ها برای بررسی رفتار آتی سهام پس از رسیدن به حد قیمت استفاده می شود. در صورت تایید فرضیه تاخیر در رسیدن به قیمت واقعی، انتظار می رود سهام در روز بعد از رسیدن به حد قیمت بالای خود، با بازده مثبت مواجه شوند و سهامی که به حد پایین قیمت خود رسیده اند در روز بعد با کاهش قیمت و بازده منفی مواجه شوند.

از نظر آماری مسئله به این شکل بیان می شود:

- فرضیه صفر: تاخیر در رسیدن به قیمت واقعی برای گروه ۵ درصدی وجود دارد.

- فرضیه مقابل: تاخیر در رسیدن به قیمت واقعی برای گروه ۵ درصدی وجود ندارد.

برای تأیید شدن فرضیه صفر باید بتوان از نظر آماری ثابت کرد که سهام گروه ۵ درصدی تمایل بیشتری برای ادامه روند نسبت به گروه دوم دارد. به این منظور احتمال وجود ادامه روند را برای هر دو گروه محاسبه نموده و با هم مقایسه می نماییم. در صورتی که برای گروه ۵ درصدی احتمال وجود ادامه روند p_1 باشد و احتمال وجود ادامه روند در گروه دوم را p_2 در نظر بگیریم و نشان دهیم که سطح اطمینان مناسب p_1 بزرگتر از p_2 است، فرضیه صفر مورد تایید قرار می گیرد. بنابراین از نظر آماری در هر واقعه با یک رخداد برنولی مواجه هستیم. در این رخداد برنولی میزان موفقیت برابر با احتمال ادامه روند در هریک از گروه ها و میزان شکست برابر با احتمال عدم تغییر در بازدهی یا روند معکوس در بازده سهام است. به این ترتیب احتمال وقوع هریک از رویدادها توسط روابط (۱۰) و (۱۱) محاسبه می شود.

$$p_1 = \frac{\sum_{i=1}^n \psi_{i1}}{N_1} \quad (10)$$

$$p_2 = \frac{\sum_{i=1}^n \psi_{i2}}{N_2} \quad (11)$$

که در آن $\sum \psi_i$ تعداد ادامه روند در هر کدام از گروه‌ها بوده و N ها تعداد کل مشاهدات در هر کدام از گروه‌ها می‌باشد. به این ترتیب احتمال وقوع ادامه روندها یا احتمال موفقیت‌ها محاسبه می‌شود. برای آزمون وجود تفاوت معنادار برای احتمال وقوع یک رویداد در دو گروه از داده‌ها باید از آزمون ناپارامتری Z دو جمله‌ای استفاده نمود. که در آن احتمال وقوع ادامه روند در گروه اول و دوم به صورت پارامتری از کل جامعه است. آزمون مقایسه احتمال موفقیت دو گروه از یک جامعه به شکل رابطه (۱۲) است.

$$Z = \frac{P_1 - P_2}{\sqrt{P(1-P)\left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}\right)}} \quad (12)$$

که در آن عبارت P به صورت رابطه (۱۳) محاسبه می‌گردد.

$$P = \frac{\sum_{i=1}^{N_1} \psi_{i1} + \sum_{i=1}^{N_2} \psi_{i2}}{N_1 + N_2} \quad (13)$$

سایر متغیرها عبارتند از:

ψ_1 : تعداد موارد ادامه روند در گروه ۵ درصدی

ψ_2 : تعداد موارد ادامه روند در گروه دوم

p_1 : احتمال وقوع ادامه روند برای گروه ۵ درصدی

p_2 : احتمال وقوع ادامه روند برای گروه دوم

N_1 : تعداد رویدادهای گروه ۵ درصدی

N_2 : تعداد رویدادهای گروه دوم

اگر آماره Z محاسبه شده کوچکتر از Z_α در سطح اطمینان‌های ۱ درصد و ۵ درصد باشد، فرضیه صفر در مقابل فرضیه یک رد می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 = P_1 \geq P_2 \\ H_1 = P_1 < P_2 \end{cases}$$

لازم به ذکر است که آزمون ناپارامتریک دو جمله‌ای در بین تمام آزمون‌های مقایسه‌ای نسبت موفقیت در سطح α دارای بالاترین توان آزمون است.

۳-۴- فرضیه واکنش بیش از اندازه^۱

واکنش بیش از اندازه یکی از مواردی است که اعمال مقررات محدودیت نوسان در راستای مرتفع نمودن آن اعمال گردیده است. واکنش بیش از اندازه به این نکته تاکید دارد که علت اصلی رسیدن سهام به حد نوسان قیمت در یک روز واکنش بیش از اندازه خوش بینانه یا بدبینانه فعالان بورس اوراق بهادار درباره اخبار منتشر شده است. با گذشت زمان و تحلیل بیشتر اطلاعات، انتظار می‌رود این واکنش‌های نادرست تصحیح شود و قیمت‌ها به حالت عادی خود بازگردد.

بر اساس این فرضیه عامل اصلی رسیدن به حد نوسان قیمت عکس‌العمل بیش از اندازه سرمایه‌گذاران در مورد اخبار مثبت یا منفی است. به این ترتیب در صورتی که یک خبر مثبت درباره سهام یک شرکت منتشر شود، تعداد زیادی از سرمایه‌گذاران با هدف خرید سریع‌تر و کسب بازده بیشتر به سمت خرید سهام هجوم می‌برند و در حالی تصمیم‌گیری می‌کنند که آگاهی درستی از میزان تأثیر خبر بر ارزش ذاتی سهام ندارند. در نتیجه برای خرید سهام در صف انتظار می‌ایستند و حاضر هستند به هر قیمت ممکن آن را بخرند. به این ترتیب سهام مذکور به حد نوسان مثبت خود می‌رسد تا جایی که قیمت آن بالاتر از ارزش ذاتی می‌شود، اما در روزهای آینده با تحلیل بیشتر خبر تعدادی از سهام‌داران متوجه بالابودن قیمت از ارزش ذاتی می‌شوند و سهام خود را عرضه می‌نمایند. در نتیجه روند بازدهی سهام معکوس می‌شود.

بر اساس فرضیه عکس‌العمل بیش از اندازه برای سهامی که به حد نوسان قیمت سهام خود رسیده- اند انتظار بازدهی معکوس وجود دارد و برای انجام آزمون این فرضیه باید روند معکوس در بازده سهام گروه ۵ درصدی را با گروه دوم مقایسه کنیم. در صورتی که از نظر آماری بتوانیم بگوییم بازده معکوس برای گروه ۵ درصدی در مقایسه با گروه دوم بیشتر است فرضیه مورد تایید قرار می‌گیرد.

$$\begin{cases} H_0 = P_1 \geq P_2 \\ H_1 = P_1 < P_2 \end{cases}$$

که در آن P_1 احتمال وجود روند معکوس در بازدهی برای گروه ۵ درصدی است و P_2 احتمال وجود روند معکوس در بازدهی برای گروه دوم است. برای آزمون فرضیه فوق نیز از روش مقایسه احتمال موفقیت Z و همانند فرضیه تاخیر در رسیدن به قیمت واقعی استفاده می‌نماییم.

1. Over-reaction

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها

در تحقیق حاضر که به صورت میدانی انجام شده است، جامعه هدف، شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. بدین منظور، بازده روزانه سهام شرکت‌های بورس تهران بر اساس قیمت‌های پایانی آنها در دوره زمانی ۱۱ ماهه از تاریخ ۱۳۸۲/۷/۱ الی ۱۳۸۳/۶/۱ به عنوان نمونه آماری مورد مطالعه قرار گرفته است. این بازه زمانی برای از بین بردن تأثیر متغیرهای مداخله‌گر مانند تغییر در سیاست‌گذاری‌های مربوط به میزان حد نوسان، حجم مبنای و قیمت پایانی انتخاب شده است. در ضمن، اطلاعات مربوط به حق تقدم‌ها، معاملات عمده، سهام وکالتی و معاملات ترجیحی و همچنین اطلاعات شرکت‌هایی که به دلایل مختلف ممکن بود با توجه به هدف این تحقیق همراه کننده باشند، از نمونه مورد مطالعه حذف گردید.

پیش از آزمون دو فرضیه تأخیر در رسیدن به قیمت واقعی و واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران ناشی از اعمال مقررات محدودیت نوسانات، همبستگی میان بازده‌های شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران ارزیابی شده است. از ساده‌ترین و پرکاربردترین روش‌های آزمون RW3، آزمون آماره Q باکس-پیرس^۱ می‌باشد که صفر بودن همزمان همبستگی‌ها را آزمون می‌کند. فرض صفر و فرض مقابل این آزمون عبارتند از:

$$\begin{cases} H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m \\ H_1: \rho_k \neq 0 \end{cases}$$

که در آن ρ_k خودهمبستگی مرتبه k بازده بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \text{ و } \gamma_k = \text{Cov}(r_t, r_{t-k})$$

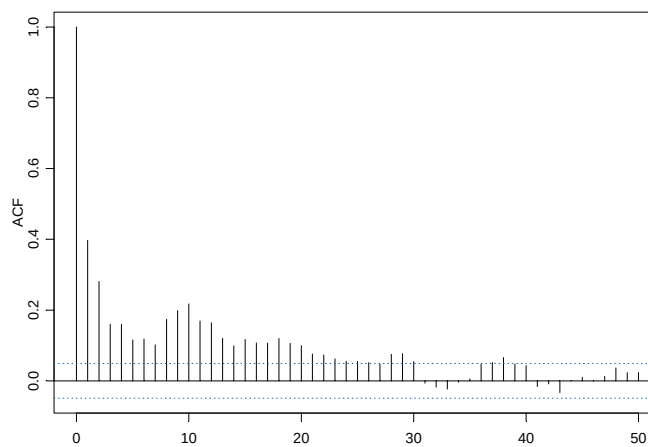
ضمن اینکه آماره این آزمون به صورت رابطه (۴) می‌باشد:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-k} \sim \chi^2(m) \quad (4)$$

می‌توان ثابت کرد با فرض برقراری RW3 این آماره دارای توزیع کی‌دو با درجه آزادی m می‌باشد. چنانچه آماره Q معنی‌دار باشد، فرض صفر، یعنی عدم خودهمبستگی بازده‌ها، رد خواهد شد. نتایج حاصل از آزمون آماره باکس و پیرس قبل و بعد از اعمال مقررات محدودیت نوسان (در هفتم خردادماه سال ۱۳۸۲) در شکل (۱) نشان داده شده است.

1. Box-Pierce

شکل (۱): وضعیت خودهمبستگی بازده‌های شاخص کل



همانطور که مشاهده می‌شود، خودهمبستگی مثبت بازده‌ها تقریباً تا ۲۷ وقفه زمانی معنی‌دار است. این امر نشان از روند کند انعکاس اخبار و اطلاعات جدید در بازار و به تبع آن عدم کارایی بازار دارد. البته این نمودار صرفاً یک مجموعه اطلاعات کلی و شهودی از شاخص کل بورس به دست می‌دهد و شواهدی مبنی بر تأثیر مقررات حد نوسان بر تأخیر در رسیدن به قیمت واقعی و به تبع آن تشدید عدم کارایی بازار ارائه نمی‌دهد. ضمن این که پس از طی خودهمبستگی مثبت، خودهمبستگی منفی بین بازده‌ها مشاهده نمی‌شود. لذا، بصورت شهودی، شواهدی از واکنش بیش از حد سرمایه‌گذاران مشاهده نمی‌شود.

برای ارزیابی دقیق‌تر فرضیه‌های تحقیق، لازم است آزمون‌های آماری روی بازده سهام شرکت‌های منتخب بورس انجام شود. برای آزمون تأخیر در رسیدن به قیمت واقعی، باید نسبت ادامه روند پس از رسیدن به حد نوسان قیمت (گروه ۵ درصدی)، بیشتر از گروه دوم باشد. به عبارت دیگر در صورتی که در گروه ۵ درصدی روند صعودی یا نزولی طولانی‌تری در مقایسه با گروه دوم برای رسیدن به قیمت واقعی مشاهده شود، می‌توان به این نتیجه رسید که مقررات حد نوسان مانع رسیدن سریع قیمت به قیمت تعادلی در یک روز شده و روند آن را به روزهای آینده موکول نموده است. همانطور که گفته شد برای آزمون از نسبت موفقیت دو جامعه استفاده می‌کنیم.

- فرضیه صفر: ادامه روند بازده در گروه ۵ درصدی (پس از رسیدن به حد نوسان قیمت سهام) بیشتر از گروه دوم است.

- فرضیه مقابل: ادامه روند بازده در گروه ۵ درصدی (پس از رسیدن به حد نوسان قیمت سهام) بیشتر از گروه دوم نیست.

نتایج حاصل از بررسی ادامه روند و روند معکوس در بازده سهام برای دو گروه مذکور در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول (۱): نتایج بررسی ادامه روند و روند معکوس در بازده سهام

تعداد موارد روند معکوس	تعداد موارد ادامه روند	تعداد کل رویداد	نرخ بازده
۳۸۷	۲۹۳۱	۳۳۱۸	گروه اول (۵ درصدی)
۱۰۸۸	۲۱۳۰	۳۲۱۷	گروه دوم
۱۴۷۴,۵	۵۰۶۰,۵	۶۵۳۵	مجموع
٪۲۳	٪۷۷	٪۱۰۰	درصد

در سطح اطمینان ۹۸٪ می توان گفت که گروه اول (۵ درصدی) تمایل بیشتری برای ادامه روند دارد. لذا تقریباً با اطمینان می توان ادعا کرد که حد نوسان قیمت موجب تاخیر در رسیدن قیمت سهام به قیمت تعادلی شده است.

فرضیه عکس العمل بیش از اندازه برای سهامی که به حد نوسان قیمت سهام خود رسیده اند انتظار بازدهی معکوس وجود دارد و برای انجام آزمون این فرضیه باید روند معکوس در بازده سهام گروه ۵ درصدی را با گروه دوم مقایسه کنیم.

- فرضیه صفر: احتمال وجود روند معکوس در بازدهی برای گروه ۵ درصدی پس از رسیدن به حد نوسان قیمت سهام بیشتر از گروه دوم است.

- فرضیه مقابل: احتمال وجود روند معکوس در بازدهی برای گروه ۵ درصدی پس از رسیدن به حد نوسان قیمت سهام بیشتر از گروه دوم نیست.

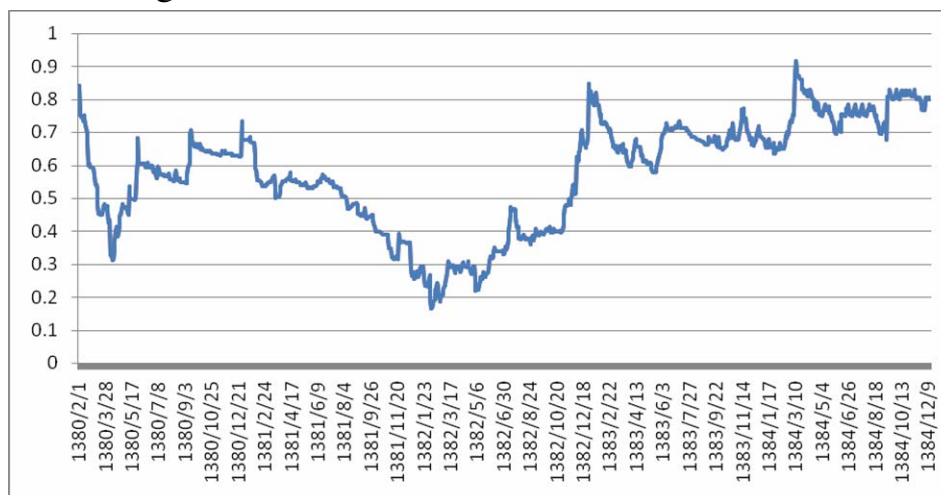
نتایج آزمون بعد از یک روز نشان می دهد که فرض صفر با سطح اطمینان بالایی رد می شود، یعنی سهام پس از رسیدن به حد نوسان روند بازدهی معکوس از خود نشان نمی دهند. لیکن با توجه به این که ممکن است واکنش بیش از حد بعد از چند روز بروز نماید، بنابراین آزمون برای بازده های دو تا پنج روزه نیز تکرار شد، ولی باز هم در آن فرضیه صفر یعنی بیشتر بودن احتمال وجود روند معکوس در بازدهی برای گروه ۵ درصدی نسبت به گروه دوم در سطح ۹۵٪ مورد تایید قرار نگرفت. با توجه به این که فرض صفر آزمون با سطح اطمینان بالایی رد می شود، می توان نتیجه گرفت که سهام پس از رسیدن به حد نوسان ۵ درصدی معمولاً روند بازدهی معکوس از خود نشان نمی دهند.

جدول (۲): نتایج برآورد مدل AR(1) و اثرات GARCH برای بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

	Coefficient	Prob.
φ	-0.0006525	0.0439
φ_2	0.266704	0.0097
ν_1	3.105E-04	0.000
α_1	0.000312	0.000
α_2	0.608538	0.000
α_3	0.239506	0.000

طبق نتایج جدول (۲) پارامتر φ که بیانگر اثرات متغیرها و فضای اقتصاد کلان و عوامل غیرقابل اندازه گیری بر بازدهی می باشد، در سطح ۵ درصد معنی دار است. همچنین پارامتر φ_2 که نشان دهنده پارامتر پاداش ریسک در معادله میانگین است، به طور ساختاری در طول زمان تغییر نمی کند و لذا برآوردها و خطای استاندارد آن را می توان به شیوه ای استاندارد ارزیابی نمود. این ضریب از نظر آماری در سطح معنی داری ۵٪ معنی دار می باشد. علاوه بر این، اثرات GARCH-M معنی دار است. براساس نتایج به دست آمده مجموع $\alpha_1 + \alpha_2$ خیلی نزدیک به عدد یک نمی باشد که نشان دهنده این است که شوک های نامطلوب اثر ماندگار ندارند (یوسفی اقدم، ۱۳۸۹).

حال ضریب مدل AR(1) یعنی شیب متغیر در طول زمان (φ_1) را در نظر بگیرید. طبق جدول فوق، واریانس آن (ν_1) قویاً معنادار بوده و در این صورت پارامتر مربوطه در طول زمان تغییر می کند در نتیجه نظرات و تفسیر ما باید براساس نمودار (۱) باشد که همبستگی متغیر در طول زمان را برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و در بازه اطمینان ۹۵٪ اندازه گیری می کند.

شکل (۲): برآوردهای ρ_t در طول دوره‌ی مطالعه برای شاخص بورس اوراق بهادار تهران در سطح اطمینان ۹۵٪

شکل (۲) تغییرات پارامتر ρ_t را از آغاز سال ۱۳۸۰ تا پایان سال ۱۳۸۴ نشان می‌دهد. روند تغییرات این پارامتر بیانگر تغییر وضعیت کارایی در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. همانطور که مشاهده می‌شود از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۸۲ با کاهش این پارامتر شاهد بهبود در وضعیت کارایی هستیم. در طول این دو سال مقدار پارامتر ρ_t به طور متوسط ۰/۵۹ و ۰/۵۳ می‌باشد که کمتر شدن این پارامتر نشان از بهبود در وضعیت کارایی است. در سال ۱۳۸۲ که با اعمال مقررات محدودیت نوسانات مواجه بودیم، علیرغم ثبت رکوردهای جدید در بورس اوراق بهادار که چشم‌انداز امیدوارکننده‌ای را برای مهمترین رکن بازار سرمایه ترسیم کرده بود، وضعیت کارایی روبه افت گذاشته و در اواخر همین سال و ابتدای سال ۱۳۸۳ به بدترین حالت خود در طول چند سال گذشته رسید و این شرایط در سال ۱۳۸۴ نیز (با نوساناتی اندک) ادامه داشت، که از جمله دلایل تأثیرگذار دیگر در بدتر شدن وضعیت کارایی در طول این دوره می‌توان به مسائل و مشکلات ناپایدارساز داخلی و خارجی از قبیل انتخابات ریاست جمهوری، پیشنهاد افزایش نرخ مالیات نقل و انتقال سهام و تهدیدهای خارجی و ... اشاره کرد. در طول این سال‌ها مقدار پارامتر ρ_t بطور متوسط از ۰/۵۴ در سال ۱۳۸۲ به ۰/۷۶ در سال ۱۳۸۴ رسید که نتایج بالا مبنی بر بدتر شدن وضعیت کارایی در این سال‌ها را تأیید می‌کند. در مجموع می‌توان گفت که پس از گذراندن دو سال ابتدایی دوره و پس از اجرای مقررات محدودیت نوسانات، بهبودی در وضعیت کارایی بورس اوراق بهادار تهران دیده نمی‌شود و چه بسا در مقطعی بدتر هم شده است و نشان‌دهنده این است که سیاست‌گذاری‌های صورت گرفته، در جهت حرکت بازار به سوی کارایی نبوده است.

۶- نتیجه گیری

در بازارهای کارا، قیمت دارایی‌ها تمامی اطلاعات موجود را منعکس می‌نماید و قیمت‌ها تنها بر اساس اطلاعات جدید منتشر شده تغییر می‌نمایند. بر این اساس، حرکت قیمت‌های سهام در یک بازار کارا باید بصورت "گام تصادفی" باشد. بنابراین، بطور کلی وجود هرگونه الگویی برای پیش‌بینی بازده سهام (و بطور مشخص خودهمبستگی بازده‌ها) بر عدم کارایی بازار دلالت دارد.

در این تحقیق تلاش شده تا تأثیر مقررات محدودیت نوسان بر کارایی بورس اوراق بهادار تهران با از دو جنبه مهم بررسی شود: (۱) تأخیر در رسیدن به قیمت واقعی، و (۲) واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران.

برای بررسی تأثیر حد نوسان قیمت در رسیدن به قیمت واقعی، رفتار قیمت سهام را پس از رسیدن به حد قیمت بررسی شده است. آزمون‌های آماری نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۸٪ می‌توان ادعا کرد که در مواردی که سهام پس از رسیدن به حد قیمت (چه مثبت، چه منفی) تمایل بیشتری برای ادامه روند دارد، لذا می‌توان نتیجه گرفت که حد نوسان قیمت مانع از رسیدن سهام به ارزش ذاتی خود شده است و لذا ادامه تغییر قیمت به روزهای بعد منتقل شده است. لذا تقریباً با اطمینان می‌توان ادعا کرد که حد نوسان قیمت موجب تأخیر در رسیدن قیمت سهام به قیمت تعادلی شده است.

بر اساس فرضیه عکس‌العمل بیش از اندازه، انتظار می‌رود بازده سهامی که به حد نوسان قیمت سهام خود رسیده‌اند، در روزهای آینده معکوس شود. نتایج آزمون‌های آماری برای بازده‌های یک تا پنج روزه، بیشتر بودن روند معکوس در بازده برای سهامی که به حد نوسان خود رسیده‌اند را برای تمام دوره‌ها تا سطح ۹۵٪ رد می‌کند، یعنی سهام پس از رسیدن به حد نوسان، تمایل بیشتری به بازدهی معکوس از خود نشان نمی‌دهند.

طبق نتایج مدل‌سازی تغییر در وضعیت کارایی، در بورس اوراق بهادار تهران شاهد عدم کارایی هستیم و این عدم کارایی در طول دوره مورد بررسی و در سال‌های بعد از اعمال مقررات محدودیت نوسانات نسبت به قبل از اعمال این مقررات بیشتر شده است و به عبارت دیگر وضعیت کارایی روبه وخامت رفته است.

در مجموع می‌توان گفت که با توجه به این که بورس اوراق بهادار تهران نسبت به بورس‌های مطرح دنیا توسعه‌یافتگی کمتری دارد، نرخ کند جریان اطلاعات و عدم واکنش سریع تمام سرمایه‌گذاران به اخبار جدید دو عامل مهم در ایجاد خودهمبستگی مثبت در بازده سهام‌های انفرادی

باشند. همچنین، محدودیت در تغییر قیمت‌ها نیز می‌تواند موجب خودهمبستگی مثبت در بازده روزانه سهام شود؛ زیرا، موجب کندشدن روند انعکاس اخبار روی قیمت سهام می‌شود. در ضمن شواهدی مبنی بر واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران ناشی از مقررات محدودیت نوسان مشاهده نشد.

منابع و مأخذ:

۱. اسکندری، رسول؛ جهانخانی، علی؛ عبده تبریزی، حسین؛ (۱۳۸۴). "بررسی آثار حد نوسان قیمت در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی،
۲. اسلامی بیدگلی، غلامرضا؛ قالیباف اصل، حسن؛ عالیشوندی، عبدالله؛ (۱۳۸۸). "بررسی آثار تغییر حد نوسان قیمت سهام بر نوسان بازار، بازدهی بازار، تعداد دفعات معامله، اندازه معاملات و سرعت گردش سهام در بورس اوراق بهادار تهران"؛ فصلنامه تحقیقات مالی
۳. بدری، احمد؛ اصیل زاده، محمد؛ (۱۳۹۰). "فراواکنشی و دامنه نوسان قیمت : شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران"؛ تحقیقات حسابداری و حسابرسی
۴. بدری، احمد؛ صادقی، محسن؛ (۱۳۸۶). "بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی نوسان پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران"، سازمان بورس و اوراق بهادار تهران
۵. یوسفی اقدم، محسن؛ کشاورز حداد، غلامرضا؛ (۱۳۸۹). "آزمون پیشرفت کارایی اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران" پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف
6. Boudoukh J., Richardson M., Whitelaw R. (1994). "A Tale of Three Schools: Insights on Autocorrelations of Short-Horizon Stock Returns", the Review of financial studies, Vol. 7, No. 3, pp. 539-573.
7. Campbell J. Y., Lo, A. W., and MacKinlay A. C. (1997), the Econometrics of Financial Markets, Princeton University Press.
8. Chan K. (1993), "Imperfect Information and Cross-Autocorrelation among Stock Prices" Journal of finance, Vol.49, Issue.4, pp.1214-1230.
9. Chang E., McQueen G., Pinegar J. (1999), "Cross-autocorrelation in Asian stock markets", Pacific-Basin Finance Journal, Vol. 7, pp. 471-493.
10. Conrad J., Kaul G. (1989). "Mean Reversion in Short-Horizon Expected Returns", the Review of financial studies, Vol. 2, No. 2, pp. 225-240.
11. Conrad J., Gultekin M., Kaul G. (1991). "Asymmetric Predictability of Conditional Variances", the Review of financial studies, Vol. 4, No. 4, pp. 597-622.
12. Emerson R., Hall, S.G., Zalewska-Mitura, A., (1997), "Evolving Market Efficiency with an Application to Some Bulgarian Shares," Economics of Planning, Vol. 30, pp.75-90.
13. Fama, E. F., (1991), "Efficient Capital Markets: II: A review of theory and empirical work", Journal of Finance, Vol.25, pp.383-417.
14. Fama, E. F., (1995), "Random Walks in Stock Market Prices", Financial Analyst Journal, January/February, pp.55-59.

15. Fama, E. F., (1998), "Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance", *Jurnal of Financial Economics*, Vol.49, pp.283-309.
16. Fama, E. F., French, K. R. (1988a), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp.246-273.
17. Fargher N., Weigand R. (1998), "Changes in the stock price reaction of small firms to common information", *The Journal of Financial Research*, Vol.21, pp.105 – 121.
18. Ferson, W., Korajczyk, R. (1995), "Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns?" *Journal of Business*, Vol. 68 No.3, pp.309-49.
19. Jegadeesh N. (1990) "Evidence of predictable behavior of Security Returns." *Journal of Finance*, Vol.45, No.3, pp. 881-898.
20. Laurence, M., (1986), "Weak Form Efficiency in the Kuala Lumpur and Singapore Stock Markets". *Journal of Banking and Finance*, Vol.10, pp. 431-445.
21. Lo A. W., MacKinlay A. C. (1990). When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction? *The Review of financial studies*, Vol. 3, No. 2, pp. 175-205.
22. Lo A. W., MacKinlay A. C. (1988). "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walk: Evidence from a simple specification test: Review of Financial Studies, the Review of financial studies, Vol. 1, No. 1, pp. 41-66.
23. McQueen G., Pinegar M., Thorley S. (1996). Delayed Reaction to Good News and the Cross-Autocorrelation of Portfolio Returns, the *Journal of Fianance*, Vol. LI, No. 3.
24. Mills T. C. (1991), "Assessing the predictability of UK Stock Market Returns Using Statistics Based on Multiperiod Returns", *Applied Financial Economics*, Vol.1, pp.241-245.
25. Mills T. C. (1995), "Estimating the permanent component of UK stock prices using multivariate evidence on both prices and dividends" *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 22, No. 5, pp. 671 – 680.
26. Pesaran M. H., Timmerman A., (1995), "Predictability of Stock Returns: Robustness and Economic Significance", *Journal of Finance*, Vol. L, No. 4, pp.1201-1228.
27. Phylaktis. K., Kavussanos. M., Manalis. G., (1999), "Price Limits and Stock Market Volatility in the Athens Stock Exchange" *European Financial Management*, Blackwell Publishing Ltd, Vol. 5(1), pp.69-84.
28. Poon S. H., W. J. Granger C. (2003), "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review", *Journal of Economic Literature*, pp. 478–539.
29. Rey D. (2004), "Stock Market Predictability: Is it there? A Critical Review", WWZ/Department of Finance, Working Paper No. 12/03.

30. Rockinger, M., Urga, G., (2000), "The Evolution of Stock Markets in Transition Economies," *Journal of Comparative Economics*, Vol.28, pp.456-472.
31. Rockinger, M., Urga, G., (2001), "A Time Varying Parameter Model to Test for Predictability and Integration in Stock Markets of Transition Economies," *Journal of Business of Economics and Statistics*, Paper provided by C.E.P.R.
32. Tsay R. S. (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons.
33. Zalewska-Mitura, A., Hall, S.G., (1999), "Examining the First Stages of Market Performance. A Test for Evolving Market Efficiency," *Economics Letters*, No.64, pp.1-12.