مطالعات رفتاری در مدیریت
سال یازدهم/ شماره بیست و یکم/ بهار ۱۳۹۹

نقش ساختار مالکیت و مدیریت در سرعت تعدیل قیمت سهام

شادی ماوندادی[۱] ـ محمدحسین قائمی[۲] ـ طاهر اسکندرلی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۳/۲۵

چکیده

نوسانات قیمت سهام و بازدهی حاصل از آن‌یکی از محورهای اصلی موردتوجه سهامداران و سرمایه‌گذاران است که برای انتخاب فرصت مناسب جهت سرمایه‌گذاری به آن توجه می‌کنند. بنابراین هدف این مقاله بررسی نقش نظام حاکمیت شرکتی در سرعت تعدیل قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای سنجش سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام از مدل ضریب تعدیل واکنش قیمت سهام اصلاح‌شده توسط تئوبلد (۱۹۹٦) استفاده گردید و اندازه‌گیری ساختار مالکیت و مدیریت شامل: سهامداران کنترلی، نسبت اعضای غیرموظف، اندازه هیئت‌مدیره، حضور سهامداران راهبردی و شفافیت است. نمونه آماری پژوهش شامل داده‌های ۲٤٥ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸٦ تا ۱۳۹٥ بوده، فرضیه‌های تحقیق با استفاده از الگوهای رگرسیونی چند متغیره مورد آزمون قرار گرفت. نتایج یافته‌ها نشان داد، بین متغیرهای مستقل، حضور سهامداران کنترلی، اندازه هیئت‌مدیره، حضور سهامداران راهبردی و شفافیت با سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد، همچنین نتایج حاکی از آن است که بین اعضا غیرموظف و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام رابطه معکوس و معنادار است.

واژه‌های کلیدی: سرعت تعدیل، واکنش قیمت سهام، ساختار مالکیت و مدیریت، شفافیت

[۱] دانشجوی کارشناسی ارشد، حسابداری دانشگاه بین المللی امام خمینی(ره) قزوین

[۲] دانشیار، دانشگاه بین المللی امام خمینی(ره) قزوین

[۳] استادیار،گروه حسابداری و مدیریت، واحد گنبدکاووس، دانشگاه آزاد اسلامی، گنبدکاووس، ایران (نویسنده مسئول)
taher_eskandarli@yahoo.com

مقدمه

یکی از پدیده‌های مطرح در حوزه مطالعات مالی، سرعت و دقت تعدیل واکنش قیمت سهام در بازارهای مالی است. سرعت تعدیل قیمت سهام، طول مدت‌زمانی است که اطلاعات در قیمت سهام منعکس می‌گردد تا قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی خود برسد. به‌بیان‌دیگر تعدیل قیمت، فرآیند انعکاس اطلاعات در قیمت سهام است. فرآیندی که موجب می‌شود، قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی آن نزدیک و درنهایت با آن برابر شود (دامودارن و دیگران، ۱۹۹۳).

در بازارهای کارا فرض بر این است که تمام اطلاعات موجود بی‌درنگ یا پس از اندک زمانی بدون اعمال هیچ نوع نظر شخصی در قیمت اوراق بهادار منعکس می‌شود، به عبارتی در تعریف بازارهای کارای اوراق بهادار تصور بر این است که اطلاعات در دسترس همگان قرار می‌گیرند. تأخیر در تعدیل قیمت برای خریدار و فروشنده مخاطره‌آمیز است که این امر ناشی از عدم انعکاس کامل اطلاعات در قیمت است. انعکاس کامل و سریع اطلاعات ممکن است اثرات منفی و یا مثبت بر قیمت سهم داشته باشد. درحالی‌که خریدار و فروشنده به‌موجب این انتخاب، انتظار کسب صرف ریسک رادارند و بدین طریق رخداد کژ گزینی(انتخاب نادرست) بعید نخواهد بود (کالن و همکاران، ۲۰۱۳). کارایی بازار با انعکاس سریع و کامل اطلاعات در قیمت‌ها مرتبط بوده، ازاین‌رو، تعدیل قیمت سریع‌تر و کامل‌تر، نمایانگر بازار کاراتر خواهد بود (برتون و همکاران، ۲۰۰۴). یکی از عوامل اصلی بهبود کارایی اقتصادی، نظام راهبری بنگاه (حاکمیت شرکتی) است که دربرگیرنده مجموعه‌ای از روابط میان مدیریت شرکت، هیئت‌مدیره، سهامداران و سایر گروه‌های ذینفع است درواقع حاکمیت شرکتی مجموعه مکانیسم‌های هدایت و کنترل شرکت‌هاست (احمد پور و همکاران، ۱۳۸۹).

ارتباط نظام راهبری شرکتی باقیمت سهام به گونه ایست که با توجه به تضاد منافع موجود بین مدیران، سهامداران عمده و سهامداران خارجی این تضاد باید بر قیمت سهام اثر گذاشته و به‌سرعت موجب تعدیل قیمت سهام گردد، به‌نحوی‌که از بازده غیرعادی عده‌ای از سهامدار خاص جلوگیری کند (برانو پاریگی و همکاران، ۲۰۱۳). درواقع نظام راهبری شرکتی مجموعه‌ای از قوانین و روش‌هاست که رابطه‌ی بین سهامداران، مدیریت و اعضای هیئت‌مدیره را تعریف می‌کند و بر چگونگی عملکرد و افشای به‌موقع اطلاعات در جهت شفاف‌سازی صورت‌های مالی شرکت تأثیر می‌گذارد.

بهبود کیفیت نظام حاکمیت شرکتی، جهت حفظ منافع ذی‌نفعان است. نظام حاکمیت شرکتی مجموعه دستورالعمل‌ها، ساختارها، فرآیندها و هنجارهای فرهنگی است که شرکت‌ها با رعایت آن‌ها به اهداف شفافیت در فرآیندهای کاری، پاسخ‌گویی در مقابل ذی‌نفعان و رعایت حقوق ایشان دست خواهند یافت. مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی باعث کم شدن مشکلات نمایندگی در شرکت‌ها می‌شود. با این حال کیفیت این مکانیسم‌ها امری نسبی بوده و از شرکتی به شرکت دیگر متفاوت است (احمد پور و همکاران، ۱۳۸۹).

مطالعاتی در مورد تأثیر برخی از عوامل ازجمله کیفیت گزارشگری مالی بر سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام انجام گردیده، با توجه به مطالعات انجام‌شده در ایران، مطالعه‌ای مستقیم درباره بررسی تأثیر نظام حاکمیت شرکتی بر سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام صورت نگرفته و مطالعات مرتبط نیز چه در منابع لاتین و چه در منابع فارسی مربوط به سال‌های گذشته بوده و با توجه به اهمیت موضوع ارسال‌های اخیر و تأثیر آن بر تصمیم‌گیری ذینفعان انجام این پژوهش در دهه اخیر لازم به نظر می‌رسد. بنابراین هدف این پژوهش پاسخ به این پرسش است

که آیا نظام حاکمیت شرکتی بر سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام تأثیرگذار است؟

مبانی نظری

کارایی بازار به توان بازار در تعیین قیمت‌های صحیح یعنی قیمت‌های منعکس‌کننده ارزش واقعی سهام در هر زمان و یا به‌عبارت‌دیگر، به توانایی بازار در انعکاس همه اطلاعات جدید و به‌صورت سریع و نااریب، وابسته خواهد بود. در این صورت، نقش عمده کارایی، جلوگیری از کسب بازده اضافی توسط سرمایه‌گذاران به خاطر دسترسی به اطلاعات بیشتر خواهد بود. کارایی بازار با انعکاس سریع و کامل اطلاعات در قیمت‌ها مرتبط می‌باشد، ازاین‌رو تعدیل قیمت سریع‌تر و کامل‌تر، نمایانگر بازار کاراتر خواهد بود (دامودران، ۱۹۹۳).

تعدیل قیمت، فرآیند انعکاس اطلاعات در قیمت سهام است. فرآیندی که موجب می‌شود، قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی آن نزدیک و درنهایت با آن مساوی گردد (آمیهود، ۱۹۸۷). حباب قیمت سهام عاملی است که قیمت مشاهده شده سهام را از ارزش ذاتی آن دور می‌سازد و از دو منبع اصلی، شامل رفتار سرمایه‌گذاران و مکانیسم بازار ناشی می‌شود. معامله‌کنندگان نا مطلع به خاطر نیازهای کوتاه‌مدت به نقدینگی بدون توجه به رویدادهای بازار و بدون آگاهی از ارزش واقعی سهام، اقدام به خریدوفروش سهام می‌نمایند و معامله‌کنندگانی که با توجه به اخبار و اطلاعات جدید معامله می‌کنند، گاهی در تحلیل و تفسیر اطلاعات مرتکب اشتباه می‌شوند. این موارد باعث می‌شود قیمت سهام با سرعت متفاوتی تعدیل گردد، چراکه به‌هرحال حباب قیمت سهام هیچ‌گاه ماندگار نیست. قیمت‌ها نمی‌توانند تا ابد رشد صعودی داشته باشند و زمانی که افزایش قیمت‌ها به نقطه پایان برسد تقاضای فزاینده نیز به پایان راه می‌رسد. اینجاست که بازخورد صعودی جای خود را به بازخورد نزولی می‌دهد. (عباس صمدی، ۱۳۸۹) بدین ترتیب سرعت تعدیل قیمت سهام را می‌توان مدت‌زمانی دانست که طول می‌کشد تا اطلاعات در قیمت سهام منعکس گردد و قیمت معاملاتی سهام به ارزش ذاتی خود برسد.

ارتباط مالکیت سهامدار کنترلی و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام

ظهور سهامداران عمده، نقش بالقوه‌ای در سیستم نظام راهبری شرکتی دارند و به دلیل در اختیار داشتن حجم بالای سهام بر مدیریت نفوذ زیادی دارند. سهامدار کنترلی می‌توانند بر مدیریت شرکت نظارت و کنترل داشته باشند، زیرا سهامدار با نظارت بر فعالیت مدیر، می‌تواند مشکلات نمایندگی را کاهش دهد و در جهت منافع سهامداران عمل کند. لذا، نقش نظارتی می‌تواند عاملی مؤثر در چارچوب نظریه نمایندگی باشد و در آخر می‌توان نتیجه گرفت درصد مالکیت از عوامل اثرگذار بر ارائه و افشا اطلاعات و درنهایت بر سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام یک شرکت می‌باشند.

از طرفی دیدگاه دیگر بر این باور است که سهامداران عمده از حقوق کنترلی خود در جهت کسب منافع شخصی و استثمار سایر سهامداران بهره می‌گیرند که این امر موجب کاهش محتوی اطلاعاتی سود از دیدگاه سهامداران اقلیت می‌شود (فیرث و همکاران، ۲۰۰۷).

ارتباط استقلال هیئت‌مدیره و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام

به دلیل جدایی مالکیت از مدیریت، تضاد منافع میان سهامداران و مدیران شکل می‌گیرد و این احتمال وجود دارد مدیران دست به اقداماتی بزنند که در جهت منافع آن‌ها و عکس منافع سهامداران باشد. بنابراین، وجود سازوکاری برای رفع این مشکل ضروری است. یکی از

ابزارهایی که در این سازوکار استفاده می‌شود، حضور مدیران غیرموظف در ترکیب هیئت‌مدیره می‌باشد که باعث افزایش استقلال هیئت‌مدیره می‌شود. مدیران غیرموظف به دلیل منافعشان حاضر به زدوبند با مدیران اجرایی نیستند، مدیرانی که در شرکت‌ها دارای سمت اجرایی(موظف) هستند از انگیزه‌های بالایی برای کسب شهرت برخوردارند. بنابراین، همسو نبودن انگیزه مدیران موظف و غیرموظف باعث بهبود نظارت بر مدیریت شرکت، بهبود عملکرد شرکت و همچنین کاهش تضاد منافع می‌شود. از سوی دیگر حضور مدیران غیرموظف و استقلال هیئت‌مدیره، عدم تقارن اطلاعاتی بین ارکان درونی و بیرونی را کاهش می‌دهد. این موضوع منجر به افزایش افشای اطلاعات می‌شود (کیم و ژانگ، ۲۰۱۰). به عبارتی، استقلال هیئت‌مدیره، کیفیت افشا اطلاعات مالی را تقویت خواهد کرد و شرکت‌ها از انتشار اطلاعات نامطلوب به سرمایه‌گذاران بیرونی، کمتر خودداری خواهند نمود. درنتیجه حضور مدیران مستقل در هیئت‌مدیره کیفیت نظارت را افزایش می‌دهد، زیرا آن‌ها هیچ‌گونه وابستگی با اعضای هیئت‌مدیره یا کارکنان شرکت ندارند و لذا به‌عنوان یک نماینده مستقل از منافع سهامداران تلقی می‌گردند. بنابراین نسبت بالای مدیران غیرموظف در هیئت‌مدیره احتمالاً منجر به نظارت بیشتر خواهد گردید و درنتیجه باعث افزایش در سطح افشا اطلاعات و افزایش سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام می‌گردد.

ارتباط اندازه هیئت‌مدیره و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام

یکی از ویژگی‌های هیئت‌مدیره که نقش مهمی در شرکت ایفا می‌کند، اندازه هیئت‌مدیره است. هرچه هیئت‌مدیره بزرگ‌تر باشد و تعداد اعضای آن بیشتر باشد در جهت ارائه اطلاعات کمک بسزایی می‌کنند زیرا، با افزایش تعداد اعضای هیئت‌مدیره، هزینه‌های نمایندگی در شرکت کاهش می‌یابند و هیئت‌مدیره با افزایش نظارت منافع سهامداران را هم در نظر می‌گیرد. لذا، باعث افشای اطلاعاتی می‌شود که سهامدار را از وضعیت آتی شرکت آگاه می‌کند.

از طرفی در دیدگاه دیگر بر اساس ادبیات نظام راهبری شرکتی، هیئت‌مدیره‌های کوچک به دلیل وجود مشکلات ارتباطی و مسئله سواری مجانی کمتر و همچنین هماهنگی بیشتر اعضا قادر به اعمال کنترل اثربخش‌تری نسبت به هیئت‌مدیره‌های بزرگ هستند. (ستایش و ابراهیمی، ۱۳۹۱).

ارتباط بین شفافیت اطلاعات و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام

شفافیت اطلاعاتی شاخص عملکرد مدیریت در ارایه اطلاعات ضروری به شکلی صحیح، روشن، به‌موقع و قابل‌دسترس است. این شاخص منعکس‌کننده این است که آیا سرمایه‌گذاران تصویری واقعی ازآنچه واقعاً داخل شرکت روی می‌دهد، دارند یا خیر.

سازمان بورس و اوراق بهادار نیز کوشش‌هایی را به‌منظور بهبود افشا انجام داده است؛ تهیه دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات و ایجاد سامانه رتبه‌بندی افشا را می‌توان نمونه‌ای از این تلاش‌ها نام برد.

بوشمن و همکاران (۲۰۰۴)، شفافیت اطلاعات مالی را توان دسترسی گسترده به اطلاعات مربوط و قابل‌اتکا در مورد عملکرد مالی، وضعیت مالی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری، نظام راهبری شرکتی، ارزش و خطرپذیری شرکت‌ها در اقتصاد تعریف کرده‌اند. شفافیت در اطلاعات مالی از یک‌سو به سهامداران خرد اطمینان می‌دهد که همواره اطلاعات قابل‌اتکا در مورد ارزش شرکت دریافت خواهند کرد و سهامداران عمده و مدیران در پی تضییع حقوق آن‌ها نیستند و از سوی دیگر مدیران را برای تلاش در جهت افزایش ارزش شرکت به‌جای پیگیری منافع شخصی کوتاه‌مدت ترغیب می‌کند (نوبخت، ۱۳۸۳). بنابراین

می‌توان توقع داشت با افزایش سطح شفافیت، سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام نیز افزایش یابد.

پیشینه پژوهش

محمد شهید و دیگران (۲۰۱۹) در پژوهش خود به بررسی تصمیمات سرمایه‌گذاری و نقش مهمی که در دستیابی به برنامه استراتژیک شرکت به بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی و اعتمادبه‌نفس سرمایه‌گذار در تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها بر روی شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار پاکستان و بورس بمبئی هند به‌صورت نمونه طی دوره زمانی ۲۰۰۸ الی ۲۰۱۷ پرداختند. یافته‌های آنان حاکی از آن است که در هر دو کشور اعتمادبه‌نفس سرمایه‌گذار تأثیر قابل‌توجهی بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری شرکت داشته و همچنین نتایج نشان داد که سطح سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی خوب، بالاتر است. نظام راهبری شرکتی خوب تأثیر اعتمادبه‌نفس سرمایه‌گذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها را بالا می‌برد.

جوردی پانیاگو و همکاران (۲۰۱۸) طی پژوهشی با موضوع "نظام راهبری شرکتی و عملکرد مالی: نقش ساختار مالکیت و هیئت‌مدیره" ارتباط نظام راهبری شرکتی و ساختار مالکیت با عملکرد مالی را بررسی کردند، این مطالعه شامل داده‌های پانلی مربوط به ۱۲۰۷ شرکت از ۵۹ کشور ۱۹ صنعت از سال ۲۰۱۳ الی ۲۰۱۵ می‌باشد. دو بخش اصلی این مطالعه: اول، فن‌های تجربی متعدد استفاده‌شده در این مطالعه، یک رویکرد گسترده به تجزیه‌وتحلیل تجربی عملکرد مالی ارائه می‌دهد. دوم، نقش نظام راهبری شرکتی و مالکیت در عملکرد مالی بنگاه‌ها. از نتایج رگرسیونی این پژوهش رابطه معکوس بین ROE و تعداد اعضای هیئت‌مدیره است.

کالن وفانگ (۲۰۱۱) درتحقیقی به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و ریزش قیمت سهام شرکت پرداختند. این تحقیق دو دیدگاه مخالف از سرمایه‌گذاران نهادی را مورد آزمون قرار می‌دهد، دیدگاه نظارتی مانیتورینگ در مقابل سلب مالکیت. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که شواهد محکمی درموردرابطه معکوس بین مالکان نهادی و ریزش قیمت سهام در آینده وجود دارد.

لی و همکارانش (۲۰۱۰) در تحقیقی رابطه میان کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام را از ژانویه ۲۰۰۷ لغایت دسامبر ۲۰۰۸ در بورس اوراق بهادار تایوان مورد بررسی قراردادند. آن‌ها برای اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت سهام از مدل ارائه‌شده توسط کوتموس(۱۹۹۹) و برای اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی از مدل تعدیل‌شده جونز بهره گرفتند. نتایج حاکی از این بود که سرعت تعدیل قیمت سهام در بازار بورس تایوان از یک رفتار نامتقارن برخوردار بوده و سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب سریع‌تر از سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار بد می‌باشد. همچنین سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار دارای یک رابطه مثبت باکیفیت گزارشگری مالی است بااین‌حال این رابطه معنی‌دار نیست به‌طوری‌که با بهبود کیفیت گزارشگری مالی سرعت تعدیل قیمت سهام افزایش فراوان ای از خود نشان نمی‌دهد.

چیانگ و همکاران (۲۰۰۸) در پژوهش خود دریافتند که سرعت تعدیل قیمت برای همه شرکت‌ها یکسان نیست. شرکت‌های بزرگ و با حجم زیاد معاملات، بیشتر در معرض دید رسانه‌ها بوده و تحلیل گران زیادی را به سمت خود جلب کرده و از شفافیت بیشتری برخوردارند. در مقابل، شفافیت شرکت‌های کوچک برای سرمایه‌گذاران بیرونی کمتر بوده و معامله بر اساس اطلاعات نهانی در آن‌ها زیاد است. لذا سرعت تعدیل قیمت سهام شرکت‌های بزرگ با حجم معاملات بالا، زیاد است.

داموداران و همکاران (۱۹۹۳) در پژوهش خودت است عنوان «مدل ساده‌ای برای اندازه‌گیری ضریب تعدیل واکنش قیمت سهام» مدلی برای اندازه‌گیری

سرعت تعدیل قیمت سهام ارائه و سرعت تعدیل را برای شرکت‌های لیست شده در بورس نیویورک در دو دوره زمانی پنج‌ساله، شامل سال‌های ۱۹۸۱-۱۹۷۷ و سال‌های ۱۹۸۶-۱۹۸۲ محاسبه نمودند، نتایج آنان نشان داد که فرآیند تعدیل قیمت سهام به‌صورت تأخیری در بازده کوتاه‌مدت شرکت‌ها نمود پیدا می‌کند و در شرکت‌های کوچک سرعت آن کمتر و با نوسانات بیشتری همراه است و اینکه کارایی بازار با انعکاس سریع و کامل اطلاعات در قیمت‌ها مرتبط بوده، ازاین‌رو، تعدیل قیمت سریع‌تر و کامل‌تر، نمایانگر بازار کاراتر خواهد بود.

آمیهود و مندلسون (۱۹۸۷) در پژوهش خود تحت عنوان «مکانیسم معاملاتی و بازده سهام» بر مبنای مدل تعدیل قیمت بلک، مدلی به نام مدل تعدیل جزی قیمت ارائه کردند. آنان بر مبنای مدل مذکور ادعا نمودند که مقداری از تغییر قیمت به خاطر تغییر ذاتی و مقداری از آن به خاطر خطاهای قیمت‌گذاری خواهد بود.

سید علی پور قرانی (۱۳۹۸) در پژوهش خود به «بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر توزیع سود سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر توزیع سود سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت، و نتایج حاصل از یافته‌های فرضیه اول حاکی از این است که مالکیت نهادی بر توزیع سود سهام شرکت‌ها تأثیر مستقیمی دارد. یافته‌های فرضیه دوم حاکی از این است که استقلال هیئت‌مدیره بر توزیع سود سهام شرکت‌ها تأثیر مثبت و معناداری دارد. . یافته‌های فرضیه سوم حاکی از این است که دوگانگی نقش مدیرعامل بر توزیع سود سهام شرکت‌ها تأثیر مثبت و معناداری دارد.

صفائی و درویشیان (۱۳۹۶) در پژوهشی «بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی بر مدیریت سود و مدیریت مالیات» تعداد ۱۱۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۹۱ -۱۳۸۷ موردبررسی قراردادند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که شاخص اندازه هیئت‌مدیره از نظام راهبری شرکتی، تأثیر معناداری بر شاخص‌های نرخ مؤثر مالیاتی قطعی و نیز نرخ مؤثر مالیاتی حسابداری از مدیریت مالیات داشته است.

نجفی مقدم (۱۳۹۶) در پژوهش خود تحت عنوان «هم‌زمانی قیمت سهام و نقش سرمایه‌گذاران نهادی» به بررسی اهمیت نقش نظارت سرمایه‌گذاران نهادی، جهت شفافیت اطلاعاتی بیشتر، نوسان پذیری کمتر و ریسک کمتر سقوط قیمت سهام پرداخت و مشخص شد که وجود سرمایه‌گذاران نهادی منجر به کاهش هم‌زمانی قیمت سهام و نیز ریسک سقوط قیمت آن در بورس تهران می‌شود.

حساس یگانه، شعری آناقیز و همکاران(۱۳۹۵) در پژوهش خود تحت عنوان «تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران، حاکمیت شرکتی و کارایی سرمایه‌گذاری» به این مهم دست یافتند که ارتباط مثبت و معنادار بین سرمایه‌گذاری شرکت و اقلام تعهدی اختیاری به‌عنوان شاخص احساسات سرمایه‌گذاران وجود دارد.

نیکو مرام و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهش خود تحت عنوان «سرعت تعدیل قیمت اوراق بهادار روشی برای ارزیابی بیش واکنشی و کم واکنشی سرمایه‌گذاران و کارایی بازارهای مالی: رویکردها، مدل‌ها و نتایج» به این نتیجه رسیدند که بازار سرمایه ایران به‌عنوان یک بازار نوپا اما درحال‌توسعه دارای ویژگی‌های خاصی بوده که بر اساس پژوهش‌های مختلف کارایی آن پایین بوده و شواهد بیش واکنشی و کم واکنشی دیده می‌شود. در زمینه دامنه نوسان قیمت، مشخص ساخته که وجود حد نوسان قیمت سهام باعث به وجود آمدن تسری نوسانات و تأخیر دررسیدن به قیمت واقعی سهام می‌شود.

شیوا حسینی (۱۳۹٤) در پایان‌نامه خود تحت «عنوان تأثیر مکانیسم‌های راهبری شرکت بر کیفیت اقلام تعهدی اختیاری و سرعت تعدیل قیمت سهام» با استفاده از مدل کوتموس سرعت تعدیل را ارزیابی و به این نتیجه رسید که مکانیسم‌های نظام راهبری شرکتی موردبررسی در تحقیق که شامل اندازه هیئت‌مدیره، استقلال هیئت‌مدیره، ترکیب هیئت‌مدیره و اندازه حسابرس بودند بر رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی اختیاری و سرعت تعدیل قیمت سهام تأثیرگذار نمی‌باشد.

پورزمانی و قمری (۱۳۹۲) در تحقیقی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام را در بورس اوراق بهادار تهران را در دوره زمانی ۱۳۸۷تا۱۳۸۸ بررسی نمود. نتایج پژوهش نشان داد، با بهبود کیفیت گزارشگری مالی، سرعت تعدیل قیمت سهام معنی‌داری از خود نشان نمی‌دهد، و سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به اخبار خوب و بد دارای الگوی رفتاری متقارن بوده و اختلاف معنی‌داری در میانگین مشاهده نگردید.

قائمی و شهریاری (۱۳۸۸) در پژوهش خود تحت عنوان «حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی شرکت‌ها» به این نتیجه دست یافتند که بین ترکیب هیئت‌مدیره و عملکرد شرکت رابطه‌ای وجود ندارد و متذکر شدند که سرعت و دقت اطلاع‌رسانی در جهت بهبود عملکرد می‌تواند مؤثر باشد.

خانی و فراهانی (۱۳۸۷) در پژوهش خود تحت عنوان «ارزیابی کارایی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ضریب تعدیل قیمت» به بررسی کارایی بورس اوراق بهادار و در قالب سرعت تعدیل قیمت سهام نسبت به ورود اطلاعات جدید پرداختند، یافته‌های این پژوهش نشان داد که بورس تهران به‌خوبی از اطلاعات در دسترس برای تعیین ارزش سهام استفاده نمی‌کند.

فرضیه‌های پژوهش

بنابراین، با توجه به مبانی نظری مطرح‌شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر ارائه گردید:

فرضیه اول: با بهبود نظارت کارای هیئت‌مدیره، سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام بیشتر می‌شود.

فرضیه دوم: حضور سهامداران راهبردی در شرکت، سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام را افزایش می‌دهد.

فرضیه سوم: افزایش شفافیت اطلاعات، سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام را افزایش می‌دهد.

روش‌شناسی پژوهش

تجزیه و تحلیل اطلاعات

تحقیق حاضر از نوع تحقیق آرشیوی است. زیرا برای آزمون فرضیه‌ها، داده‌های موردنیاز از منابع موجود یعنی صورت‌های مالی شرکت‌ها و گزارش‌های بورس اوراق بهادار تهران، گردآوری شد. همچنین پژوهش حاضر ازنظر هدف کاربردی و ازنظر شیوه پژوهش تحقیقی شبه تجربی است. داده‌های مربوط به متغیر وابسته تحقیق، بازده روزانه سهام است که از نرم‌افزارهای موجود در بورس که به‌طور مستقیم از آرشیو آماری سازمان بورس اوراق بهادار تهران تهیه می‌شود، استخراج شد.

قیمت پایانی معامله هرروز به‌عنوان قیمت آن روز در نظر گرفته شد. اطلاعات مربوط به مبانی نظری پژوهش از کتب و مقالات انگلیسی و فارسی جمع‌آوری‌شده است و اطلاعات لازم جهت آزمون فرضیه‌ها با مراجعه به‌صورت مای مالی شرکت‌های موردبررسی، گزارش فعالیت هیئت‌مدیره و نیز نرم‌افزارهایی از قبیل تدبیر پرداز و ره‌آورد نوین گردآوری گردید. همچنین از نرم‌افزارهای Excel، SPSS و Eviews برای محاسبات و تجزیه تحلیل‌های آماری استفاده‌شده است و درنهایت پس از دسته‌بندی

گونه‌های مختلف و تشکیل متغیرها، آزمون همبستگی متغیرها اجرا شد.

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های فعال بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ است. برای انتخاب نمونه، از روش نمونه‌گیری هدفمند (نظام‌مند) استفاده گردید. بدین منظور کلیه شرکت‌های جامعه آماری که دارای شرایط بودند به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب گردید.

۱) سهام شرکت باید در سال‌های۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ در بورس اوراق بهادار تهران معامله‌شده باشد.
۲) پایان سال مالی شرکت‌های موردبررسی باید منتهی به پایان اسفندماه باشد.
۳) جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند.
۴) طی سال‌های موردنظر تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداشته باشند.
۵) دسترسی لازم به آمار معاملات و صورت‌های مالی موردنیاز آن‌ها وجود داشته باشد.

با اعمال محدودیت‌های فوق تعداد نمونه‌های شرکت بالغ بر ۲۴۵ شرکت گردید.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام (SPA_i):

متغیر وابسته در این پژوهش سرعت تعدیل قیمت سهام شرکت (The Speed of Price Adjustment) می‌باشد، که در مدل، از مخفف آن به‌صورت (SPA) استفاده گردید. سرعت تعدیل قیمت سهام، مدت‌زمانی است که طول می‌کشد تا اطلاعات در قیمت سهام منعکس گردد و قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی خود برسد. در واقع تعدیل قیمت فرآیند انعکاس اطلاعات در قیمت سهام است.

در سال ۱۹۸۶ بلک مدلی را ارائه نمود که در آن، بین ارزش ذاتی و قیمت سهام تمایز قائل شده است. در این مدل، قیمت مشاهده سهام را به دو جزء ارزش ذاتی و عبارت خطا تقسیم‌شده و اختلاف بین ارزش ذاتی و قیمت معاملاتی را به عامل اخلال نسبت داده‌شده است (خانی و فراهانی، ۱۳۸۷).

(الگوی ۴ $P_t = V_t + U_t$ در این معادله، عبارت خطا (حباب قیمت سهام) که قیمت مشاهده شده سهام را از ارزش ذاتی آن دور می‌سازد، از دو منبع اصلی، شامل رفتار سرمایه‌گذاران و مکانیسم بازار ناشی می‌شود. معامله‌کنندگان نا مطلع به خاطر نیازهای کوتاه‌مدت به نقدینگی بدون توجه به رویدادهای بازار و بدون آگاهی از ارزش واقعی سهام، اقدام به خریدوفروش سهام می‌نمایند و معامله‌کنندگانی که با توجه به اخبار و اطلاعات جدید معامله می‌کنند، گاهی در تحلیل و تفسیر اطلاعات مرتکب اشتباه می‌شوند.

در این صورت واریانس بازده مشاهده‌شده که از رفتار سرمایه‌گذاران ناشی می‌شود به دو بخش، شامل واریانس ارزش ذاتی که از ارزیابی ناهمگن معامله‌کنندگان ناشی می‌شود و واریانس ناشی از رفتار غیرمنطقی یا توضیح داده نشده، تقسیم می‌شود. همچنین، مکانیسم انجام مبادلات که توسط آن قیمت‌گذاری سهام در بازار انجام می‌شود شامل ورود تصادفی سفارش‌ها، خریدوفروش به بازار، وضعیت موقت موجودی کارگزاران، پیوسته نبودن قیمت‌های سهام، نوسان قیمت بین عرضه و تقاضا، گاهی منجر به خطاهایی در قیمت‌گذاری سهام می‌گردد (آمیهود و مندلسون، ۱۹۸۷).

آمیهود و مندلسون در سال ۱۹۸۷ بر مبنای مدل بلک، مدلی به نام مدل تعدیل جزی قیمت ارائه کردند. آنان بر مبنای مدل مذکور ادعا نمودند که مقداری از تغییر قیمت به خاطر تغییر ذاتی و مقداری از آن به خاطر خطاهای قیمت‌گذاری خواهد بود.

الگوی ۵) $P_{t-1}) + U_t - P_{t-1} = g\ (V_t - P_t$

$U_t = (\partial^2$ t (متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس معین
عبارت خطا در زمان

در این معادله، ضریب g، نشان‌دهنده نسبت تغییر در قیمت مشاهده‌شده $(P_{t-1}-P_t)$ به تغییر در ارزش ذاتی$(V_t- P_{t-1})$ می‌باشد. در این مدل ضریب مذکور، تعدیل قیمت‌های مشاهده‌شده به سمت ارزش ذاتی سهام را منعکس می‌کند و به‌عبارتی‌دیگر، این ضریب نشان می‌دهد که قیمت سهام تا چه میزان با اطلاعات جدید (اطلاعات مرتبط باارزش ذاتی) تعدیل‌شده است.

آمیهود و مندلسون در ادامه، واریانس بازده مشاهده‌شده[1] را به سه جزء تفکیک نمودند:

الگوی ۶)

$$\mathrm{Var}(R_t) = V^2 + 2\partial^2 + \left[\left(\frac{g}{2-g} - 1\right) v^2 + \left(\frac{2}{2-g} - 2\right) \partial^2\right]$$

V^2 = واریانس ارزش ذاتی سهام

∂^2 = واریانس عبارت خطا

$\left[\left(\frac{g}{2-g} - 1\right) v^2 + \left(\frac{2}{2-g} - 2\right) \partial^2\right]$ = اثر تعدیل قیمت سهام

اگر قیمت‌ها به آهستگی با اطلاعات تعدیل شوند (g کمتر از یک باشد) اثر تعدیل قیمت منفی می‌گردد و منجر به کاهش واریانس قیمت مشاهده‌شده می‌گردد. درحالی‌که واکنش بیش‌ازحد به اطلاعات (g بیشتر از یک باشد) اثر معکوس خواهد داشت. عرضه و تقاضای هم‌زمان بیشتر (کمتر) منجر به خطای بیشتر (کمتر) و واریانس بیشتر (کمتر) قیمت می‌گردد.

برای به دست آوردن g، آن‌ها واریانس بازده (قیمت) در دوره‌های زمانی مختلف را بکار بردند. R_t به‌عنوان بازده در دوره زمانی t تعریف می‌شود که طول زمانی j می‌باشد. واریانس این بازده‌ها به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

الگوی ۷)

$$\mathrm{Var}(R_t) = \left[\frac{gj}{2-gj} j\, v^2 + \frac{2}{2-gj}\, \partial^2\right]$$

$\mathrm{Var}(R_t) = j$ واریانس بازده مشاهده‌شده در روز

$g_j = j$ ضریب تعدیل قیمت سهام در روز

باید متذکر شد که V^2 در روز j خطی است زیرا $\{\partial tv\}$ یک متغیر تصادفی است و فرض می‌شود که ارزش ذاتی و جمله خطا مستقل از هم باشند. با افزایش طول زمان، واریانس عبارت خطا به علت همبستگی منفی ناشی از عرضه و تقاضا کاهش می‌یابد. فرض کنید که یک توالی شامل n بازده مشاهده‌شده برای برآورد بازده روزهای متفاوت به کار می‌رود و k، زمانی به‌اندازه کافی طولانی است که $g_k = 1$ باشد. سپس، واریانس روز j و واریانس تعادلی روزK را به‌صورت زیر می‌توان نوشت:

الگوی ۸)

$$\mathrm{Var}(R_{jt}) - \frac{\mathrm{Var}(Rjt)}{k} = V^2\left[\frac{gj}{2-gj} - 1\right] + 2\partial^2\left[\frac{1}{2-gj} - \frac{1}{K}\right]$$

اجزای واریانس عبارت خطا (noise) و ارزش ذاتی را به‌عنوان توابعی از کوواریانس و واریانس در روز k می‌توان نوشت:

$$\partial^2 = -\mathrm{Cov}(R_{kt}, R_{kt-1})$$

$$V^2 = \frac{\mathrm{Var}(Rjt) + 2\mathrm{Cov}(Rkt, Rkt-1)}{k}$$

با جایگزینی 2∂ و V2 در عبارت قبل خواهیم داشت:

الگوی ۹)

$$g_j = \frac{2\left[\frac{\mathrm{Var}(Rjt)}{j} + \frac{\mathrm{Var}(Rjt)}{k}(j-1) + \frac{\mathrm{Cov}(Rkt, Rkt-1)}{j}\right]}{\frac{\mathrm{Var}(Rjt)}{j} + \frac{\mathrm{Var}(Rjt)}{k}(2j-1) + \frac{2\mathrm{Cov}(Rkt, Rkt-1)}{k}}$$

در سال ۱۹۹۶ برسلی و تئوبلد مدل را اصلاح کردند و مدل نهایی چنین شد:

الگوی ۱۰)

$$g_j = \frac{2\mathrm{Var}(Rjt)/j + 2\mathrm{Cov}(Rkt, Rkt-1)/j}{\frac{\mathrm{Var}(Rjt)}{j} + \frac{\mathrm{Var}(Rkt)}{k} + \frac{2\mathrm{Cov}(Rkt, Rkt-1)}{k}}$$

در مدل مورداستفاده در این پژوهش ضریب تعدیل واکنش قیمت سهام برای روز j محاسبه (j=۱و۲و۳و...k) و بر اساس سوابق پژوهش فرض بر

این است که حداقل، ۲۰ روز برای انعکاس کامل اطلاعات در قیمت‌ها کافی است. در اینجا K=۲۰ در نظر گرفته‌شده و ضریب تعدیل قیمت برای روزهای اول تا بیستم مطابق با (الگوی ۱۰) محاسبه شد، بدین‌صورت که ابتدا بازده‌های روزانه سهام هر شرکت (R_{jt}) در بازه‌های یک‌روزه، دوروزه، سه‌روزه و ... تا بیست‌روزه برای مدت ده سال محاسبه، سپس واریانس و کوواریانس آن‌ها طبق مدل تئوبلد محاسبه شد. به عبارتی در این پژوهش درصد قیمت پایانی روزانه هر سهم از سابقه معاملاتی سازمان بورس و اوراق بهادار تهران استخراج و سپس بازده لگاریتمی روزانه آن سهام محاسبه و درنهایت بر اساس (الگوی ۱۰) ضریب تعدیل واکنش قیمت سهام (g) برای بازه زمانی یکتا بیست‌روزه به‌صورت شرکتی محاسبه‌شده و سپس میانگین ضریب تعدیل واکنش قیمت سهام روزهای سپری‌شده تا زمانی که g برابر یک گردد محاسبه شد. درنهایت با استفاده از تابع رگرسیون مدل مطرح‌شده، رابطه بین سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام و نظام راهبری شرکتی سنجیده می‌شود، به‌گونه‌ای که هرچه میانگین ضریب تعدیل قیمت سهام کمتر باشد (به یک نزدیک شود) نشان‌گر سرعت بیشتر تعدیل قیمت سهام در آن شرکت می‌باشد.

متغیرهای مستقل

سهامداران کنترلی (Control)، متغیر موهومی (اگر شخص یا شرکتی مالکیت بیش از ۵۰ ٪ سهام دارای حق رأی شرکت را داشته باشد و یا شرکت فرعی باشد ۱ و در غیر این صورت صفر لحاظ شده است.)

نسبت اعضا غیرموظف(BrdInd)، نسبت اعضاء غیرموظف هیئت‌مدیره به‌کل اعضا (برای شرکت‌هایی که درصد اعضای غیرموظف بالاتری نسبت به ۵۰٪ دارند، ارزش ۱ و برای بقیه ارزش صفر لحاظ شد.

اندازه هیئت‌مدیره، تعداد اعضاء (ResBrdSize) هیئت‌مدیره (درصورتی‌که تعداد اعضای هیئت‌مدیره بیش از پنج نفر باشد، ارزش ۱ و در غیر این صورت ارزش صفر تعلق گرفت.)

درصد سهامداران راهبرد (CONC)، یک منهای درصد سهام شناور آزاد

شاخص افشا اطلاعات (SPFT) با مراجعه به ماده پنجم آیین نامه افشای اطلاعات سازمان بورس (رتبه سالانه کیفیت افشای شرکت‌های بورسی) استخراج و میانه رتبه‌ها محاسبه و برای رتبه‌های کمتر از رتبه میانه ارزش ۱ و برای بقیه ارزش صفر لحاظ شده است.

متغیرهای کنترلی

نرخ بازده دارایی (RoA)، نسبت سود خالص بر مجموع دارایی‌ها

نسبت جاری (Current)، نسبت دارایی‌های جاری به بدهی‌های جاری

نسبت پوشش هزینه بهره(IntCov)، نسبت سود قبل از بهره و مالیات به هزینه بهره

اندازه شرکت(Size)، لگاریتم دارایی‌های شرکت

نسبت دارایی ثابت به‌کل(PPE)، نسبت ارزش دفتری دارایی‌های ثابت به مجموع دارایی‌های شرکت

اهرم مالی(Lev)، نسبت مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها

نسبت جاری بدهی(STDebt)، نسبت بدهی‌های کوتاه‌مدت (جاری) به مجموع بدهی‌ها.

مدل‌های آزمون فرضیه‌ها

در این پژوهش سه فرضیه مطرح شد که برای بررسی آن‌ها از آزمون مدل‌های رگرسیونی زیر استفاده می‌کنیم.

آزمون بررسی فرضیه اول (ارتباط بین نظارت کارای هیئت‌مدیره و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام)

بر اساس فرضیه اول: با بهبود نظارت کارای هیئت‌مدیره، سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام بیشتر

می‌شود. برای آزمون فرضیه اول از مدل رگرسیونی چند متغیره مبتنی بر (الگوی ۱) استفاده می‌شود:

الگوی ۱)

$$SPA_i = \beta_0 + \beta_1 Control_i + \beta_2 ResBrdSize_i + \beta_3 BrdInd_i + \beta_4 RoA_i + \beta_5 Current_i + \beta_6 IntCov_i + \beta_7 LnAssets_i + \beta_8 PPE_i + \beta_9 Lev_i + \beta_{10} STDebt_i + \varepsilon$$

آزمون بررسی فرضیه دوم (ارتباط بین حضور سهامداران نهادی عمده در شرکت و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام)

بر اساس فرضیه دوم حضور سهامداران نهادی عمده در شرکت، سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام را افزایش می‌دهد.

برای آزمون فرضیه دوم از مدل رگرسیونی چند متغیره مبتنی بر (الگوی ۲) استفاده می‌شود:

الگوی ۲)

$$SPA = \beta_0 + \beta_1 CONC_i + \beta_2 RoA_i + \beta_3 Current_i + \beta_4 IntCov_i + \beta_5 LnAssets_i + \beta_6 PPE_i + \beta_7 Lev_i + \beta_8 STDebt_i + \varepsilon$$

آزمون بررسی فرضیه سوم (ارتباط بین شفافیت اطلاعات و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام)

بر اساس فرضیه سوم افزایش شفافیت اطلاعات، سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام را افزایش می‌دهد. برای آزمون فرضیه سوم از مدل رگرسیونی چند متغیره مبتنی بر (الگوی ۳) استفاده می‌شود:

الگوی۳)

$$SPA = \beta_0 + \beta_1 SPFT_i + \beta_2 RoA_i + \beta_3 Current_i + \beta_4 IntCov_i + \beta_5 LnAssets_i + \beta_6 PPE_i + \beta_7 Lev_i + \beta_8 STDebt_i + \varepsilon$$

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نتایج آمار توصیفی متغیرها در سطح کل نمونه، در جدول (۱) نشان داده‌شده است، پارامترهای توصیفی شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی نظیر مقدار میانگین، میانه، بیشینه و کمینه و همچنین، انحراف معیار است. مهم‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده است. برای توصیف متغیرهای مستقل که به‌صورت مجازی تعریف شده‌اند از جدول (۲) توصیفی جداگانه که شامل نما می‌باشد استفاده‌شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
SPA	۲/۱۲۱	۲/۰۶۹	۳/٤۱۵	۱/۰۱۳	۰/٦۳۰
CONC	۰/۷۷۳	۰/۸۰۰	۰/۹۹۹	۰/۰۹۸	۰/۱٦۰
ROA	۰/۲۱۷	۰/۱٥٤	۲/٥۹۸	−۱/۰۳۸	۰/۲۹۱
CURRENT	۱/۳٦٦	۱/۲۰٥	۱۷/۳٥٦	۰/۲۲۳	۰/۸۸٥
INTCOV	۲٤۷/۳۷٦	۳/۲۷٤	۱٥۸٥٥۲	−۱۹۰۱/٤۳	٤۰۸۰/٥
LNASSET	٥/۹۹٦	٥/۹۱۸	۸/۳۱٦	٤/۲۹۱	۰/٦۳۹
PPE	۰/۲٥۸	۰/۲۱۹	۰/۸۹۲	۰/۰۰۰	۰/۱۸۷
LEV	۰/٦۰٦	۰/٦۱۱	۲/۳۷۲	۰/۰٤۳	۰/۲۲٤
SIDEBT	۰/۸٦٦	۰/۹۱۳	۱/۰۰۰	۰/۲۳٦	۰/۱۳۳

میانگین اصلی‌ترین و مورداستفاده‌ترین شاخص مرکزی است و مقدار آن دقیقاً در نقطه تعادل و مرکز ثقل داده‌ها قرار می‌گیرد. متغیرهایی دارای کیفیت مناسب می‌باشند که بین میانگین و میانه آن‌ها اختلاف چندانی وجود نداشته باشند. میانگین ضریب تعدیل قیمت سهام شرکت‌های نمونه ۲/۱۲ و میانه آن ۲/۰۶ می‌باشد که هرچه این عدد به یک نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده سرعت بالاتر تعدیل واکنش قیمت سهام می‌باشد.

در مورد متغیرهای مستقل که به‌صورت صفر و یک ارزیابی‌شده‌اند از مد (نما) جهت توصیف استفاده می‌شود، رایج‌ترین پاسخ یا طبقه‌ای که بیشترین پاسخ‌ها را به خود اختصاص داده است مد (نما) خوانده می‌شود. نگاره (۲) آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد:

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای مجازی

	CONTROL	BRDLND	RESBRDSIZE	SPFT
تعداد	۲۴۵۰	۲۴۵۰	۲۴۵۰	۲۴۵۰
مد	۰	۱	۰	۱

آمار استنباطی

قبل از تخمین مدل ابتدا باید آزمون‌های مربوط به آن را انجام داد. ابتدا آزمون تشخیصی F لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده‌های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود که نتایج آن در نگاره (۲) آورده شده است.

جدول ۲: آزمون چاو (F مقید)

مدل مورداستفاده	مقدار P-Value	آماره اف لیمر	شماره مدل
pooled	۰،۹۹۹۰	۰،۱۲۹۰۰۷	۱
pooled	۰،۹۸۹۶	۰،۲۳۳۹۵۷	۲
pooled	۰،۹۹۹۷	۰،۰۹۴۰۷۱	۳

همان‌طور که مشاهده می‌شود با توجه به اینکه در همه مدل‌ها مقادیر P-Value بیشتر از ۵ درصد می‌باشند، فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأها پذیرفته‌شده و برای آزمون فرضیات می‌بایست از روش pooled استفاده شود.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

۱) آزمون فرضیه اول

فرضیه اول: بین نظارت کارای هیئت‌مدیره و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام رابطه معنادار وجود دارد. (فرضیه گفته‌شده از طریق متغیر سهامداران کنترلی و تعداد اعضاء غیرموظف و اندازه هیئت‌مدیره آزمون می‌شود.)

برای بررسی فرضیه فوق از مدل اول استفاده‌شده است که نتایج آزمون رگرسیون در جدول (۳) به‌صورت خلاصه ذکرشده است.

در مدل یک مقدار احتمال (P-Value) مربوط به F نزدیک به صفر است. چون این مقادیر کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. نتایج بیانگر وجود ارتباط بین این دو است، طبق نتایج به‌دست‌آمده متغیرهای سهامدار کنترلی و اندازه هیئت‌مدیره با ضریب تعدیل واکنش قیمت سهام رابطه معکوس و معنادار دارند به عبارتی بزرگ بودن اندازه هیئت‌مدیره و حضور سهامدار کنترلی باعث افزایش سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام می‌شود. (هرچه عدد مربوط به ضریب تعدیل قیمت سهام بیشتر باشد سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام کمتر می‌شود، زیرا معیار سنجش g نزدیک شدن به یک است). بر اساس نتایج تخمین متغیر نسبت اعضا غیرموظف هیئت‌مدیره با ضریب تعدیل واکنش قیمت سهام ارتباط مستقیم و معنادار دارد، بدین معنا که با افزایش تعداد اعضا غیرموظف در هیئت‌مدیره سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام کاهش می‌یابد. به‌جز متغیر نسبت پوشش هزینه بهره که ازلحاظ آماری معنادار نیست مابقی این ارتباطات ازلحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است.

جدول ۳: نتایج حاصل از آزمون فرضیات

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
عرض از مبدأ	۱/۸۰۷	۰/۳۱۳	۵۷/۵۹۸	۰/۰۰۰
COTROL	−۰/۵٦٤	۰/۰۰٤	−۱٤/۵٤۳	۰/۰۰۰
BRIND	۱/۸۸	۰/۰۰٤	۲٦/۰۸۲	۰/۰۰۰
RESBRASIZE	−۰/۸٦٤	۰/۰۰٤	−۲۰/۷۰۰	۰/۰۰۰
ROA	٦/۱٦	۰/۰۰۸	۱۹/۰٦۷	۰/۰۰۰
CURRENT	۰/۲۷۰	۰/۰۰۳	−۲/۰٤۲	۰/۰٤۱
INTCOV	−۲/۳۹۰	−٤/۲۸۰	−۰/۵۵۸	۰/۵۷٦
LNASSET	۱/۷	۰/۰۰۳	۳/۵۷۲	۰/۰۰۰٤
PPE	۰/۵٦۳	۰/۰۱۲۳	٤۵/۵۹۹	۰/۰۰۰
LEV	۰/۰۳۹	۰/۰۱۳۳	۲/۹٦۸	۰/۰۰۳
STDEBT	۰/۰۵۲	۰/۰۱٦٤	۳/۱۵٦	۰/۰۰۱٦
آماره F	۱۰۵۷۲/۷۷	معناداری آماره F		۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده		آماره دوربین واتسون		۲/۱۳

جدول ۴: نتایج حاصل از آزمون فرضیات

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
عرض از مبدأ	۱/۹۵۹	۰/۰۳۱۸	۶۱/۴۹۵	۰/۰۰۰
COTROL	-۰/۱۶۹	۰/۰۱۲۲	-۱۲/۷۹۶	۰/۰۰۰
ROA	۰/۱۴۰	۰/۰۰۸	۱۶/۲۵۲	۰/۰۰۰
CURRENT	-۰/۰۲۷	۰/۰۰۲	-۷/۴۰۸	۰/۰۰۰
INTCOV	-۸/۱۳	-۹/۵۳۰	-۲/۲۳۹	۰/۰۲۵۲
LNASSET	۰/۰۳۴	۰/۰۰۳۱	۱۱/۱۳۸	۰/۰۰۰
PPE	۰/۵۲۹	۰/۰۱۲۸	۴۱/۹۰۱	۰/۰۰۰
LEV	-۰/۰۶۰	۰/۰۱۲	-۴/۴۲۹	۰/۰۰۰
STDEBT	-۰/۰۰۹	۰/۰۱۷۳	-۰/۵۲۰	۰/۶۰۲
آماره F	۱۲۲۵۷/۵	معناداری آماره F		۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۸۶	آماره دوربین واتسون		۱/۹۸۶

۲) آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم: بین حضور سهامداران راهبردی در شرکت و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام رابطه معنادار وجود دارد.

در مدل دوم مقدار احتمال (P-Value) مربوط به F نزدیک به صفر است. چون این مقادیر کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. نتایج بیانگر وجود ارتباط بین این دو است، طبق نتایج به‌دست‌آمده متغیر سهامدار راهبردی با ضریب تعدیل واکنش قیمت سهام رابطه معکوس و معنادار دارد به عبارتی حضور سهامدار راهبردی در ترکیب سهامداران باعث افزایش سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام می‌شود. (هرچه عدد مربوط به ضریب تعدیل قیمت سهام بیشتر باشد سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام کمتر می‌شود، زیرا معیار سنجش g نزدیک شدن به یک است).

در این مدل به‌جز متغیر نسبت جاری بدهی که از لحاظ آماری معنادار نیست، مابقی این ارتباطات از لحاظ آماری در سطح معناداری ۹۵ درصد معناداراست.

۳) آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم: بین شفافیت اطلاعات و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام رابطه معنادار وجود دارد.

در مدل سوم نیز مقدار احتمال (P-Value) مربوط به F نزدیک به صفر است. چون این مقادیر کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. نتایج بیانگر وجود ارتباط بین این دو است، طبق نتایج به‌دست‌آمده متغیر شاخص افشا

جدول ۵: نتایج حاصل از آزمون فرضیات

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
عرض از مبدأ	۱/۸۲۸	۰/۰۲۱۵	۵۷/۹۸۱	۰/۰۰۰
SPFT	-۰/۰۳۱۵	۰/۰۰۴۰	-۷/۷۲۲	۰/۰۰۰
ROA	۰/۱۵۶	۰/۰۰۸	۱۷/۹۰۶	۰/۰۰۰
CURRENT	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۳	-۲/۷۷۲	۰/۰۰۵
INTCOV	۹/۱۷۰	۴/۳۹۰	۰/۲۰۸۸	۰/۸۲۴
LNASSET	۰/۰۳۰	۰/۰۰۳	۶/۷۴۲	۰/۰۰۰
PPE	۰/۵۷۱	۰/۰۱۲۶	۴۵/۱۱۲	۰/۰۰۰
LEV	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۲۶	-۰/۲۶۲	۰/۷۹۳
STDEBT	۰/۰۳۴	۰/۰۱۶۸	۲/۰۴۴۶	۰/۰۴۱
آماره F	۱۲۲۸۵/۳۵	معناداری آماره F		۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۸۵	آماره دوربین واتسون		۲/۱۰۸

اطلاعات با ضریب تعدیل واکنش قیمت سهام رابطه معکوس و معنادار دارند به عبارتی هرچه رتبه اختصاص‌یافته به شرکت‌ها از جهت کیفیت افشا بیشتر (بدتر) باشد، باعث کاهش سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام می‌شود. (هرچه عدد مربوط به ضریب تعدیل قیمت سهام بیشتر باشد سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام کمتر می‌شود، زیرا معیار سنجش g نزدیک شدن به یک است.) در این مدل به‌جز متغیرهای نسبت پوشش هزینه بهره و اهرم مالی که ازلحاظ آماری معنادار نیستند، مابقی این ارتباطات ازلحاظ آماری در سطح معناداری ۹۵ درصد معناداراست. زیرا مقادیر-P Value در این متغیرها کمتر از ۵ درصد است. ضریب تعیین در مدل ۰،۹۸ و تقریباً یک می‌باشد. این ضریب بیانگر این است که متغیرهای مستقل در این مدل توانایی توجیه کامل تغییرات تعدیل قیمت سهام را دارا می‌باشند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج آماری، فرضیه یک به‌واسطه دو متغیر سهامداران کنترلی و اندازه هیئت‌مدیره تائید شد و فرضیه دوم و سوم نیز پذیرفته شد. بدین معنا که با بهبود نظارت هیئت‌مدیره و افزایش حضور سهامداران راهبردی در شرکت سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام افزایش می‌یابد. اما زیاد بودن نسبت اعضا غیرموظف با سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام رابطه معکوس دارد علت آن می‌تواند عواملی چون غیرحرفه‌ای بودن اعضای غیرموظف باشدکه عکس مفروضات تحقیق فعلی است و دلایلی دیگر ازجمله اینکه زیاد بودن تعداد اعضای غیرموظف در هیئت‌مدیره باعث کاهش تمرکز نظارتی و نفوذ عده‌ای خاص بر مدیریت شود. تفسیرهای متفاوتی برای عوامل مؤثر بر نظام راهبری شرکتی وجود دارد که این نتیجه معکوس را توجیه می‌کند. با توجه به نتایج آماری، فرضیه سوم پذیرفته شد یعنی با افزایش شفافیت اطلاعاتی، سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام افزایش می‌یابد. بدین معنا که هرچه شرکت‌ها در جهت کیفیت گزارش گری و افشا به‌موقع اطلاعات، تلاش کنند این امر باعث تعدیل به‌موقع واکنش قیمت سهام می‌گردد.

نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که نظارت کارای هیئت‌مدیره و حضور سهامداران راهبردی و افزایش شفافیت و افشا اطلاعات، سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام را افزایش می‌دهد که این نتایج مطابق با یافته‌های آل صوفی و همکاران (۲۰۱۳)، انگ و ماک (۲۰۰۳) و اسماعیل‌زاده و همکاران (۱۳۸۹) می‌باشد. از طرفی نسبت اعضای غیرموظف نتیجه عکس با فرضیه داشت که این نتایج مغایر با یافته‌های اسماعیل‌زاده و همکاران (۱۳۸۹)، وینسنت و نیکول (۲۰۱۰) و شیوا حسینی (۱۳۹۴) است.

۱) عدم امکان دسترسی به اطلاعات دقیق در مورد ترکیب مالکیت شرکت‌ها. یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی دربرگیرنده ترکیب سهامداران شرکت‌هاست که این اطلاعات معمولاً سابقه‌ای و به شکلی ناهماهنگ ارائه می‌شود. سایر سهامداران، یک گروه و عنوان کلی است که اشخاص حقوقی و حقیقی نامتجانس در آن جای گرفته‌اند و در صورت دستیابی به اطلاعات دقیق‌تر، امکان دستیابی به نتایج متفاوت وجود دارد؛ ۲) اطلاعاتی مانند نسبت اعضای غیرموظف، درصد سهام شناور آزاد و بازده روزانه در برخی شرکت‌ها به‌طور کامل در دسترس نیست؛ ۳) همچنین با توجه به محدود بودن قلمرو زمانی به سال‌های ۱۳۸٦ تا ۱۳۹۵، در تعمیم نتایج به بازه‌ی زمانی قبل و بعد از دوره‌ی مذکور باید احتیاط لازم عمل شود؛ ٤) با توجه به روش نمونه‌گیری مورداستفاده در این پژوهش، بسیاری از شرکت‌های عضو جامعه‌ی آماری به دلیل نداشتن برخی ویژگی‌های موردنظر از نمونه‌ی آماری حذف‌شده‌اند لذا در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش به شرکت‌های

خارج از بورس اوراق بهادار تهران، باید احتیاط لازم به عمل آید.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر کیفیت نظام راهبری شرکتی می‌تواند به بهبود سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام شرکت‌ها کمک کند بنابراین پیشنهاد می‌شود:

۱) شرکت‌ها با افزایش کنترل و نظارت بر فعالیت مدیران از طریق سهامداران کنترلی و نظارت سهامداران راهبردی باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی و افزایش کیفیت افشا اطلاعات شوند؛

۲) افزایش سرعت افشای اطلاعات و کوتاه‌تر شدن فاصله زمانی بین ارسال تا افشای اطلاعات، افزایش کیفیت اطلاعات از طریق فرهنگ‌سازی، وضع مقررات قاطع‌تر جهت گزارشگری به‌موقع و بهتر شرکت‌ها، بررسی و تجدیدنظر استانداردهای گزارشگری مالی به‌صورت ادواری و در مواقع لزوم ازجمله مواردی است که به نظر می‌رسد اگر موردتوجه بیشتری قرار گیرد باعث بهبود شاخص افشا و درنتیجه بهبود عملکرد و سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام در شرکت‌ها می‌شود؛

۳) در این پژوهش از متغیر سهامداران کنترلی و نسبت اعضای غیرموظف و اندازه هیئت‌مدیره برای سنجش کیفیت نظارت هیئت‌مدیره استفاده‌شده است به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود به بررسی نقش و جایگاه حسابرسی و مکانیسم‌های نظارتی شرکت‌ها در ارتباط با متغیرهای نظارتی نظام راهبری شرکتی بپردازند؛

٤) مدل استفاده‌شده در این پژوهش برای سنجش سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام مدل اصلاح‌شده تئوبلد است که پیشنهاد می‌شود از مدل‌های دیگری جهت سنجش سرعت تعدیل واکنش قیمت سهام استفاده شود.

منابع و مآخذ

احمدپور، احمد ؛ کاشانی پور، محمد و محمدرضا شجاعی(۱۳۸۹). بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی و کیفیت حسابرسی بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی. بررسی حسابداری و حسابرسی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ۱۷، ۱۷-۳۲.

اسدی، غلامحسین؛ محمدی، شاهپور و اسماعیل خرم(۱۳۹۰). رابطه بین ساختار سرمایه و ساختار مالکیت. دانش حسابداری. شماره بهار ۱۳۹۰، دوره ۲، شماره ٤ ؛ از صفحه ۲۹ تا صفحه ٤٨ .

پور زمانی، زهرا ؛ قمری، منا (۱۳۹۳). ارتباط بین گزارشگری مالی و سرعت تعدیل قیمت سهام.پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی. شماره۲۱، ۱۱٦-۹۱.

ثقفی، علی ؛ علوی طبری، حسین(۱۳۹۳). کیفیت اطلاعات حسابداری و تعدیل قیمت سهام. پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۳، ۲۱-٤٥.

حساس یگانه، یحیی؛ باغومیان، رافیک(۱۳۸٤) . مروری بر حاکمیت شرکتی و تأثیر آن بر کیفیت گزارشگری مالی. حسابدار رسمی، ٤۲، ۸٦-٤٥.

حسینی، سیده شیوا؛ و پور زمانی، زهرا (۱۳۹٤). تأثیر مکانیسم‌های راهبری شرکت بر رابطه کیفیت اقلام تعهدی اختیاری و سرعت تعدیل قیمت سهام. غیردولتی - دانشگاه آزاد اسلامی - دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی - دانشکده امور اقتصادی.

خانی، عبدالله ؛ فراهانی، داوود (۱۳۸۷) . ارزیابی کارایی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ضریب تعدیل قیمت. پژوهشی (دانشگاه اصفهان)، ۱۳۸۷.

ستایش، محمدحسین؛ ابراهیمی، ابراهیمی (۱۳۹۱). بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محتوای اطلاعاتی سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابداری، ۸، ۳۱-٤۸.

علی‌پورقرانی، سیده شیوا (۱۳۹۸) . بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر توزیع سود سهام در شرکت‌های

پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، ۱۲، ۱-۱٤.

صفایی، محمد؛ محمودی درویشانی، بابک و ابراهیم عباسی (۱۳۹٦). بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر مدیریت سود و مدیریت مالیات در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ٦، ۱۳۱-۱٤٤.

صمدی، عباس؛ جاوید، داریوش و فاطمه سبزه‌ای (۱۳۸۹). بررسی حبابی بودن قیمت سهام ۵۰ شرکت فعال بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸. حسابداری مالی، ۲.- ,

قائمی، محمدحسین، شهریاری، مهدی (۱۳۸۸). حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی شرکت‌ها. پیشرفت‌های حسابداری، ۱، ۱۱۳-۱۲۸.

نجفی مقدم، علی (۱۳۹٦). هم‌زمانی قیمت سهام و نقش سرمایه‌گذاران نهادی در بورس اوراق بهادار تهران. دانش سرمایه‌گذاری، ٦، ۷۱-۸٤.

نوروش، ایرج وجهانخانی، علی و علی پارسائیان (۱۳۸٦). مدیریت مالی ,سمت.

سعیدی، علی، رهنمای رودپشتی، فریدون و مهدی معدن‌چی زاج (۱۳۹٤). سرعت تعدیل قیمت اوراق بهادار روشی برای ارزیابی بیش واکنشی و کم واکنشی سرمایه‌گذاران و کارایی بازارهای مالی: رویکردها، مدل‌ها و نتایج. دانش سرمایه‌گذاری، ٤، ۹۵-۱۲٤.

amihud, y. & mendelson, h (1987). Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation. The Journal of Finance, 42, 533-553.

CALLEN, J. L. & FANG, X.(2011). Institutional investors and crash risk: Monitoring or expropriation. Rotman School of Management Working Paper (1804697).

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, 216-229.

DAMODARAN, A.(1993). A Simple Measure of Price Adjustment Coefficients. The Journal of Finance, 48, 387-400.

FIRTH, M., FUNG, P. M. & RUI, O. M.(2007). Ownership, two-tier board structure, and the informativeness of earnings–Evidence from China. Journal of accounting and public policy, 26, 463-496.

GILLAN, S. L.(2006). Recent Developments in Corporate Governance: An Overview. Journal of Corporate Finance, 12, 381-402.

GILLES, C. & LEROY, S. F. (1992). Bubbles and Charges. International Economic Review, 33, 323-339.

KIM, J.-B. & ZHANG, L.(2010). Does accounting conservatism reduce stock price crash risk? Firm-level evidence. Unpublished Working Paper, City University of Hong Kong.

LEE, C., HSIEH, T. & CHENG, L.(2010). Financial Reporting Quality and Speed of Price Adjustment. International Research Journal of Finance and Economics, 53, 134-143.

PANIAGUA, J., RIVELLES, R. & SAPENA, J.(2018). Corporate governance and financial performance: The role of ownership and board structure. Journal of Business Research, 89, 229-234.

PARIGI, B., PELIZZON, L. & THADDEN, E.-L.(2013). Stock Market Returns, Corporate Governance and Capital Market Equilibrium. SSRN Electronic Journal.

PARIGI, B., PELIZZON, L. & THADDEN, E.-L.(2013). Stock Market Returns, Corporate Governance and Capital Market Equilibrium. SSRN Electronic Journal.

SHAHID, M. S. & ABBAS, M. (2019). Does corporate governance play any role in investor confidence, corporate investment decisions relationship

یادداشت‌ها

[1] فاما (۱۹۶۵) بازده روزانهٔ سهام را بصورت تفاضل (لگاریتم طبیعی) قیمت سهام در دو دورهٔ متوالی ارایه نمود. آمیهود و مندلسون (۱۹۸۰) نیز مابه التفاوت قیمت سهام در دو دوره متوالی را برابر با بازده سهام در نظر گرفتند.