



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری  
سال پنجم / شماره هفدهم / بهار ۱۳۹۵

## بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

یحیی کامیابی

استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول)  
y.kamyabi@umz.ac.ir

بتول پرهیزگار

کارشناس ارشد حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران  
b.parhizgar91@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۴/۸/۵ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۱/۱۷

### چکیده

حضور گسترده سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان گروهی از سرمایه‌گذاران به واسطه دسترسی به منابع عظیم مالی، دارای پیامدهای مهمی هم برای تصمیم‌های شرکتی و هم برای رفتار قیمت سهام بوده است که این امر از فعالیت‌های نظارتی که سرمایه‌گذاران انجام می‌دهند، نشأت می‌گیرد. استفاده سرمایه‌گذاران نهادی از توانایی-هایشان برای نظارت بر مدیریت و عملکرد شرکت، تابعی از میزان سرمایه‌گذاری آن‌ها است. هدف این تحقیق بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است؛ لذا در این تحقیق سرمایه‌گذاران نهادی برحسب میزان انگیزه و تمایلشان جهت کنترل و نظارت بر شرکت‌ها، به دو گروه سرمایه‌گذاران نهادی پایدار (بلندمدت) و ناپایدار (موقت) تقسیم شده‌اند تا رابطه آن‌ها با همزمانی قیمت سهام مورد بررسی قرار گیرد. همزمانی قیمت سهام درجه‌ای از اطلاعات بازار و صنعت است که در قیمت سهام منعکس می‌شود و معیار سنجش آن، نسبت ریسک سیستماتیک تقسیم بر ریسک غیرسیستماتیک است. جهت انجام بررسی‌های مورد نظر، ۵۰ شرکت موجود در بورس اوراق بهادار در طی سال-های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ به عنوان نمونه انتخاب شده و برای آزمون فرضیه‌ها از روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از وجود ارتباط منفی معناداری بین سرمایه‌گذاری نهادی و همزمانی قیمت سهام می‌باشد. هم‌چنین، یافته‌ها نشان می‌دهد که بین پایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه منفی معناداری وجود دارد در حالی که بین ناپایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه مثبت معناداری وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاران نهادی، مسئله نمایندگی، همزمانی قیمت سهام.

## ۱- مقدمه

در سال‌های اخیر، مالکیت نهادی در بازارهای اوراق بهادار اروپا و امریکا رشد چشمگیری را نشان می‌دهد. در ایران نیز، چنین مشاهده می‌گردد که شامل مؤسسه‌های بیمه‌ای اعم از سازمان‌های تأمین اجتماعی، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های بیمه بازرگانی و همچنین شرکت‌های سرمایه‌گذاری و نهادهای بخش عمومی و شبه دولتی می‌باشد. سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان گروهی از سرمایه‌گذاران به واسطه دسترسی به منابع عظیم مالی، نقش مهمی در توسعه اقتصادی بازار سرمایه ایفا می‌کنند، حضور گسترده سرمایه‌گذاران نهادی دارای پیامدهای مهمی هم برای تصمیمات شرکتی و هم برای رفتار قیمت سهام بوده است.

سهامداران نهادی به دلیل نفوذی که بر مدیریت دارند، می‌توانند با نظارت بر مدیریت، علاوه بر منافع خود، منافع عموم سهامداران را تأمین کنند. به عقیده محققین، چنین تأثیری در راستای تحقق اهداف اجتماعی بازارهای سرمایه اهمیت ویژه‌ای دارد. پس مسلماً ماهیت مالکیت می‌تواند جنبه مثبت تمرکز مالکیت را نمایان کند. به عنوان مثال، شلیفر و ویشنی (۱۹۹۷)، تمرکز بالای مالکیت نهادی را سودمند می‌دانند و عقیده دارند در این حالت تمرکز مالکیت به کاهش مسائل نمایندگی و حمایت از سهامداران می‌انجامد. به عقیده درگاهی و پاشانژاد (۱۳۹۱)، سرمایه‌گذاران نهادی به دلیل برخورداری از صرفه اقتصادی مقیاس تنوع بالا در پرتفوی خود قادرند مشکلات نمایندگی را به حداقل برسانند. به عبارتی وجود سهامداران نهادی باعث جدایی مالکیت و کنترل می‌شود، در حالی که درگیری فزاینده‌شان در شرکت‌ها و تمرکز مالکیت، راهی برای نظارت بر مدیریت شرکت ایجاد می‌کند.

عموماً این‌گونه تصور می‌شود که حضور سرمایه‌گذاران نهادی ممکن است به تغییر رفتار شرکت‌ها منجر شود که این امر از فعالیت‌های نظارتی که این سرمایه‌گذاران انجام می‌دهند، نشأت می‌گیرد. استفاده سرمایه‌گذاران نهادی از توانایی‌هایشان برای نظارت بر مدیریت و عملکرد شرکت، تابعی از میزان سرمایه‌گذاری آن‌ها است. هر چه سطح سرمایه‌گذاری آن‌ها بیشتر باشد، نظارت بر مدیریت بهتر انجام می‌شود" این یک ارتباط مستقیم است" (ماگ، ۱۹۹۸). رفتار قیمت سهام از دو عامل حرکت بازار و اطلاعات خاص شرکتی تبعیت می‌کند. حرکت بازار که متأثر از عوامل مختلف اعم از مسائل داخلی و خارجی و سیاسی و ... خواهد بود و اطلاعات خاص شرکتی که مربوط به عوامل خود شرکت است. اعتماد بیشتر سرمایه‌گذار به سود شرکت وابسته به اطلاعات خاص شرکتی بیشتر است. اعتماد بیشتر سرمایه‌گذار به سود شرکت وابستگی بیشتری به اطلاعات خاص شرکتی دارد و در صورتی که ارتباط بین بازده شرکت و بازده بازار (همزمانی قیمت) پایین باشد، نشان‌دهنده بیشتر بودن اطلاعات خاص شرکتی است (دورنرف و مورک و یونگ، ۲۰۰۳: پیتروسکی و رولستون، ۲۰۰۴). بنابراین می‌توان گفت پایین بودن همزمانی بازده سهام شرکت‌ها، در واقع بیانگر این موضوع است که قیمت آن‌ها وابستگی کم‌تری به حرکت بازار دارد، چون مقدار بیشتری از اطلاعات خاص شرکتی وجود دارد که فعالان بازار به آن اطمینان می‌کنند.

جانسون همزمانی قیمت سهام را این‌گونه تعریف می‌کند: درجه‌ای از اطلاعات بازار و صنعت است که در قیمت سهام شرکت منعکس می‌شود. همچنین دورنرف و مورک و یونگ (۲۰۰۳) و پیتروسکی و رولستون

(۲۰۰۴) همزمانی بازده سهام را این‌گونه تعریف کرده‌اند: نشان‌دهنده این است که تا چه حد بازده بازار و صنعت، تغییرات بازده سهام شرکت را شرح می‌دهد. با توجه به این تعاریف، می‌توان گفت همزمانی قیمت برابر است با نسبت ریسک سیستماتیک تقسیم بر ریسک غیرسیستماتیک. با توجه به نکات ذکر شده و بر اساس پیش‌بینی، وجود سرمایه‌گذاران نهادی سبب می‌شود تا دقت اطلاعات افزایش یافته و همراه با افزایش دقت اطلاعات، اطلاعات خاص شرکتی افزایش یابد؛ هم‌چنین با افزایش اطلاعات خاص شرکتی، همزمانی قیمت سهام کاهش می‌یابد. عبارت دیگر با افزایش درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی ارتباط بین بازده بازار و صنعت با بازده شرکت که همان همزمانی قیمت سهام است، کاهش می‌یابد (جانسون، ۲۰۰۹). علاوه بر این، می‌توان گفت شرکت‌هایی که همزمانی بازده سهام پایین را نشان می‌دهند که قیمت آنها وابستگی کم تری به حرکت بازار دارد؛ چون مقدار بیشتری اطلاعات خاص شرکتی وجود دارد که فعالان بازار به آن اطمینان می‌کنند. با توجه به نکات ذکر شده و چنين حضور چشمگیری که نهادها در بازارهای مالی ایفا می‌کنند، مطالعه اثرات حضور آنها ضروری به نظر می‌رسد. بر همین مبنا، مطالعه در خصوص نقشی که سرمایه‌گذاران نهادی در همزمانی قیمت سهام ایفا می‌کنند، از اهمیت زیادی برخوردار است. در نتیجه، هدف از این پژوهش بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام است.

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

### سرمایه‌گذاران نهادی

به عقیده کوئتو (۲۰۰۹)، نقش نظارتی سرمایه‌گذاران نهادی در بازارهای سهام نوظهور که سازوکارهای کنترلی و حمایتی موثری در خصوص حفاظت و حمایت از سهامداران وجود ندارد، حضور سهامداران عمده و سرمایه‌گذاران نهادی در ساختار مالکیتی شرکت می‌تواند در نظارت بر عملیات مدیریتی موثر واقع گردد. در نتیجه مدیران در راستای منافع سهامداران عمل خواهند نمود، نظارت سهامداران نهادی می‌تواند در بین انواع گسترده‌ای از ابزارها و نیروهای بازار که برای کاهش واگرایی میان منافع مدیران و مالکان عمل می‌کنند، تناسب ایجاد کند. سرمایه‌گذاران نهادی، می‌توانند مشکلات کارگزاری را به دلیل توانایی برخورداری از مزیت صرفه ناشی از مقیاس و تنوع بخشی حل و فصل نمایند. با این وجود، تمرکز مالکیت می‌تواند اثرات منفی هم داشته باشد، مانند دسترسی به اطلاعات محرمانه که عدم تقارن اطلاعاتی را بین آنها و سایر سهامداران ایجاد می‌کند و انحراف مسیر فعالیت شرکت به سوی منافع این گروه‌ها. از این رو به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاران نهادی، در مقام سهامداران عمده شرکت‌ها، هم علت و هم چاره مشکل نمایندگی را بازنمایی می‌کنند (حساس یگانه، ۱۳۸۴).

فرضیه ی نظارت کارا بیانگر این است که یک نهاد به علت ملاحظات ریسک خود، بیشتر متقاضی نظارت بر مدیران است. منطق این فرضیه این است که به علت بالا بودن هزینه ی نظارت، فقط سهامداران بزرگ نظیر سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند به مزایای کافی دست یابند تا انگیزه نظارت را داشته باشند. در واقع، سرمایه‌گذاران نهادی بزرگ، فرصت، منابع، تخصص و توانایی نظارت و تأثیرگذاری بر مدیران را دارند (کورنت و مارکوس،

۲۰۰۷). به هر حال، اینکه آیا نهادها از توانایی خود برای تأثیرگذاری بر تصمیمات شرکت استفاده می‌کنند یا نه، تابعی از سهام متعلق به آنهاست. اگر سهام متعلق به سرمایه‌گذاران نهادی زیاد باشد، این سهام کمتر قابل داد و ستد است و بنابراین برای دوره‌های طولانی‌تری نگه داشته می‌شود. این دسته، سرمایه‌گذاران نهادی پایا (بلندمدت) هستند. آن‌ها به احتمال زیادی در امر نظارت شرکت می‌کنند؛ زیرا زمان طولانی‌تری برای یادگیری در مورد شرکت‌ها و همچنین فرصت‌های بیشتری برای تأثیرگذاری بر مدیریت دارند. اما زمانی که سرمایه‌گذاران نهادی تعداد سهام به طور نسبی کمی در شرکت دارند، می‌توانند در صورت ضعیف بودن عملکرد شرکت به راحتی سرمایه‌گذاری‌های خود را نقد کنند و در نتیجه انگیزه کمی برای نظارت دارند. این‌ها سرمایه‌گذاران نهادی ناپایا (کوتاه مدت) هستند؛ زیرا تمایل به انجام معاملات مکرر بر اساس اطلاعات دارند و بر سودهای تجاری کوتاه مدت تأکید می‌کنند (نمازی، حلاج و ابراهیمی، ۱۳۸۸).

آن و ژانگ (۲۰۱۳) بیان می‌دارند که سرمایه‌گذاران نهادی پایا می‌توانند از سه راه عملکرد شرکت را بهبود ببخشند؛ اول، آنها به دلیل ارتباط نزدیک خود با بازار سرمایه و فعالیت نظارت می‌توانند مسائل نمایندگی و عدم تقارن اطلاعات را کاهش بدهند، مسائلی که عملکرد ضعیف و سرمایه‌گذاری کم‌تر را ترغیب می‌کند. دوم، آن‌ها مسئله نزدیک‌بینی مدیریت را تعدیل می‌کنند به گونه‌ای که برای مدیران امکان سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور بلندمدت‌تر را فراهم می‌کند. سوم، آن‌ها از طریق افزایش درجه‌ی انگیزش، پاداش مدیران و منافع آن‌ها با سهامداران را بهتر همسو می‌کنند.

فرضیه تضاد منافع بیان می‌کند که سرمایه‌گذاران نهادی به علت تضاد منافع به مدیریت کنونی رأی می‌دهند. این رفتار از ساختار مقررات کنونی سرچشمه می‌گیرد. در این ساختار، مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری نهادی در رأی‌دهی یا افشا آراء خود در قبال سهامداران خویش هیچ مسئولیتی بر عهده ندارند، اما مدیریت شرکت سرمایه‌پذیر از آراء هر یک از سهامداران اطلاع دارد. با وجود این قوانین، مدیران مزبور در رأی‌دهی تحت سلطه روابط تجاری جاری با مدیریت کنونی قرار دارند (نسبیت، ۱۹۹۴).

طبق فرضیه همسویی راهبردی، سرمایه‌گذاران نهادی با مدیریت کنونی نوعی اتحاد راهبردی به وجود می‌آورند. فرضیه تضاد منافع و همسویی راهبردی بیان می‌کند که بین مالکیت نهادی و ارزش شرکت رابطه منفی وجود دارد. ماگ (۱۹۹۸)، نتیجه گرفت که هدف سرمایه‌گذاران نهادی مبنی بر حفظ نقدینگی سهام خود و تمایل به کسب سود در کوتاه‌مدت بر مزایای حاصل از نظارت بر مدیریت به امید کسب سود بیشتر در بلندمدت غلبه می‌کند.

معاملاتی که به وسیله گروه‌های داخلی از جمله مالکان نهادی صورت می‌پذیرد، چند پیامد و نتیجه عمده در بر دارد: قیمت‌های سهام بهتر اطلاعات را منعکس نموده و به طور میانگین قیمت‌ها از سطوح بالاتری برخوردار هستند، نرخ بازده مورد انتظار بالا می‌رود، بازارها دارای نقدشوندگی پایین‌تری هستند، دارندگان پروژه‌های سرمایه‌گذاری و گروه‌های درون شرکت معمولاً منافع خود را کسب نموده و سرمایه‌گذاران خارجی و معامله‌گران کوتاه‌مدت دچار زیان می‌گردند (لاند، ۱۹۹۲). ثروت کل شرکت بسته به شرایط و محیط اقتصادی ممکن است افزایش یا کاهش یابد. این مدل به شکل تئوری و تحلیلی این مباحث را مطرح نموده است.

کارلتون و فیشر (۱۹۸۳)، بیان می‌دارند که وجود معاملات این گروه‌ها در بازار به طور کلی به کارایی بازار کمک می‌کند؛ زیرا موجب می‌گردد تا قیمت‌ها اطلاعات بیشتر و دقیق‌تری را در مورد شرکت منعکس نمایند که از طریق شیوه‌های سنتی افشا در دسترس نمی‌باشند. این انتقال اطلاعات به سهامداران، اجازه می‌دهد تا سبدهای بهتری ترتیب دهند. شین (۱۹۹۶)، دیدگاه جالبی نسبت به این موضوع ارائه می‌کند. او معتقد است که با وجود چنین گروه‌هایی در بازار، رقابت بیشتری بین تجزیه و تحلیل‌گران حرفه‌ای و گروه‌های درون شرکت برای بهره‌گیری از اطلاعات شکل می‌گیرد و این امر بر قیمت سهام اثر گذاشته و موجب بهبود کارایی اطلاعاتی بازار گردیده و حتی موجب کاهش ضرر سرمایه‌گذاران کوتاه‌مدت می‌گردد.

### همزمانی قیمت سهام

جانسون، همزمانی قیمت سهام را این‌گونه تعریف می‌کند: درجه‌ای از اطلاعات بازار و صنعت است که در قیمت سهام شرکت منعکس می‌شود. همچنین دورنرف و مورک و یونگ (۲۰۰۳) و پیتروسکی و رولستون (۲۰۰۴) همزمانی بازده سهام را این‌گونه تعریف کرده‌اند: نشان‌دهنده این است که تا چه حد بازده بازار و صنعت، تغییرات بازده سهام شرکت را شرح می‌دهد. با توجه به این تعاریف، می‌توان گفت همزمانی قیمت برابر است با نسبت ریسک سیستماتیک تقسیم بر ریسک غیرسیستماتیک.

رفتار قیمت سهام از دو عامل حرکت بازار و اطلاعات خاص شرکتی تبعیت می‌کند. حرکت بازار که متأثر از عوامل مختلف اعم از مسائل داخلی و خارجی و سیاسی و ... خواهد بود و اطلاعات خاص شرکتی که مربوط به عوامل خود شرکت است. اعتماد بیشتر سرمایه‌گذار به سود شرکت وابسته به اطلاعات خاص شرکتی بیشتر است. اعتماد بیشتر سرمایه‌گذار به سود شرکت وابستگی بیشتری به اطلاعات خاص شرکتی دارد و در صورتی که ارتباط بین بازده شرکت و بازده بازار (همزمانی قیمت) پایین باشد، نشان‌دهنده بیشتر بودن اطلاعات خاص شرکتی است. بنابراین می‌توان گفت پایین بودن همزمانی بازده سهام شرکت‌ها، در واقع بیانگر این موضوع است که قیمت آن‌ها وابستگی کمتری به حرکت بازار دارد، چون مقدار بیشتری از اطلاعات خاص شرکتی وجود دارد که فعالان بازار به آن اطمینان می‌کنند.

رول (۱۹۸۸)، بیان داشت فقدان قدرت توضیحی، اطلاعات خاص شرکتی را افزایش می‌دهد. رول این نکته را روشن کرد که حرکت سهام بستگی به مقدار نسبی اطلاعات شرکت و بازار دارد که در قیمت سهام منعکس می‌شود. توجه به این نکته که قدرت توضیحی، شاخص‌های بازار و صنعت که مقدار نسبی اطلاعات بازار، صنعت و اطلاعات خاص شرکتی را در بر می‌گیرد، در قیمت سهام منعکس می‌شود (جانسون، ۲۰۰۹). در حالی که همزمانی قیمت سهام شرکت به طور کلی شامل شاخص یک بازار و یک صنعت است. به طور منطقی استفاده از همزمانی قیمت در حالتی که بازده و ویژگی‌های شرکت از طریق عوامل چندگانه تعیین شود، می‌تواند به عنوان یک معیار اطلاعات خاص شرکتی استفاده شود. از  $R^2$  می‌توان به عنوان یک معیار اطلاعات خاص شرکتی استفاده کرد. همانطور که نسبتاً بیشتر عوامل خاص شرکتی در قیمت منعکس می‌شود، بتای بازار در حجم کاهش و لاندای در حجم افزایش می‌یابد. افزایش در لاندای، واریانس خطای مدل قیمت‌گذاری را افزایش می‌دهد که

باعث کاهش  $R^2$  می‌شود. علاوه بر این، کاهش بتای بازار، باعث کاهش واریانس مقدار پیش‌بینی شده می‌شود که  $R^2$  را کاهش می‌دهد. رول (۱۹۸۸)، دریافت وقتی روزهایی را که شرکت در رسانه‌های مالی ذکر می‌شود را حذف کند،  $R^2$  بهبود می‌یابد.

فرنج و رول (۱۹۸۶)، در بررسی خود مشاهده کردند واریانس بازده در طول دوره تجاری عادی به طور قابل ملاحظه‌ای بالاتر از واریانس بازده در طول دوره غیرتجاری است. آن‌ها نتیجه گرفتند که افزایش نوسانات، به دلیل بیشتر بودن اطلاعات خاص شرکتی، نسبت به پارازیت که عموماً در فرآیند معاملات به وجود می‌آید، غالباً در قیمت منعکس می‌شود. دورنف و مورک و یونگ (۲۰۰۳)، به بررسی میزان بازده که منعکس‌کننده سود آتی برای  $R^2$  پایین شرکت‌هاست، پرداختند. آن‌ها فرض کردند اطلاعات محرمانه‌ای که سرمایه‌گذاران جمع‌آوری می‌کنند، پیرامون درآمد آینده شرکت است. مطابق با این فرض، آن‌ها دریافتند که بازده برای  $R^2$  پایین شرکت‌ها، ارتباط بیشتری با درآمد آینده شرکت دارد. این مطالعات شواهدی ارائه می‌دهد که همزمانی قیمت پایین به طور نسبی به اطلاعات خاص شرکتی بیشتر مربوط می‌شود (جانسون، ۲۰۰۹).

پیتروسکی و رولستون (۲۰۰۴)، با استفاده از همزمانی قیمت به تجزیه و تحلیل مقدار نسبی اطلاعات خاص شرکتی که در قیمت منعکس می‌شود پرداختند که متوجه شدند معاملات درون‌گروهی و سرمایه‌گذاران نهادی به طور کلی اطلاعات خاص شرکتی بیشتری برای بازار فراهم می‌کنند. در حالی که بسیاری از شواهد مطابق با تفسیر همزمانی قیمت سهام به عنوان یک معیاری از مقدار نسبی اطلاعات خاص شرکتی است که در قیمت سهام منعکس می‌شود، اما تعداد کمی از مطالعات وجود دارد که استدلال می‌کنند همزمانی قیمت به جای اطلاعات خاص شرکتی، پارازیت موجود در فرآیند معاملات را در خود جای می‌دهد. در تلاش برای تطبیق تفاوت در یافته‌های تجربی همزمانی قیمت، لی و لیو (۲۰۰۷) یک مدل از ریسک غیرسیستماتیک ارائه دادند. آن‌ها نشان دادند که ریسک غیرسیستماتیک را می‌توان به دو جزء پارازیت و جزء اطلاعاتی تجزیه کرد. آن‌ها بیشتر جزء اطلاعاتی را به دو بخش به‌روزرسانی اطلاعات و بخش تحلیل عدم اطمینان تجزیه کردند. ارزشمندی (کیفیت ارائه اطلاعات) قیمت با اجزای پارازیت کاهش می‌یابد، اما با جزء اطلاعات رابطه برعکس دارد (جانسون، ۲۰۰۹).

### پیشینه تجربی

ماگ (۱۹۹۸)، در تحقیقی به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا استفاده سهامداران نهادی از توان خود جهت تاثیرگذاری بر تصمیمات شرکتی، تا حدی تابع اندازه میزان سهام تحت تملک آنهاست یا خیر؟ نتیجه این تحقیق نشان داد که چنانچه درصد مالکیت سهامداران نهادی بالا باشد، قابلیت فروش سهام توسط این گروه کم‌تر بوده و لذا آن‌ها می‌بایست سهام خود را برای مدت طولانی‌تری نگه دارند، در این حالت انگیزه‌ای قوی برای نظارت بر مدیریت در سهامداران نهادی ایجاد می‌شود، در حالی که اگر درصد مالکیت سهامداران نهادی کم باشد، در صورتی که عملکرد شرکت ضعیف باشد، آنها به آسانی سهام خود را به وجه نقد تبدیل می‌کنند و لذا انگیزه بالایی برای نظارت بر کار مدیریت نخواهند داشت.

گامپرز و متریک (۲۰۰۱)، طی پژوهشی دریافته‌اند که مالکیت نهادی بازده آتی سهام را پیش بینی می‌کند. هرچند، بوش و گودمن (۲۰۰۷)، نشان دادند که معاملات آگاهانه توسط نهادها وسعت زیادی ندارد و تنها موسسات با سهامداران زیاد دارای اطلاعات خصوصی هستند.

مورک و یونگ و یو (۲۰۰۰)، دریافته‌اند که  $R^2$  مدل متوسط بازار و سایر معیارهای همزمانی بازار سهام در کشورهای در حال توسعه بیشتر است که علت افزایش  $R^2$  در این کشورها را حمایت ضعیف از حقوق مالی سرمایه‌گذاران می‌داند.

دورنف و مورک و یونگ (۲۰۰۳)، نشان دادند که شرکت‌های دارای همزمانی قیمت کم‌تر گرایش بیشتری به استفاده از منابع مالی خارجی دارند و منابع را با کارایی بیشتری اختصاص می‌دهند. تفسیر آن‌ها این است که در شرکتی با نوسانات تجاری بیشتر قضاوت‌های آگاهانه طوری تمرکز می‌یابند که قیمت‌های سهام، نزدیک به مبانی اقتصادی می‌باشند و این ویژگی به نوبه خود مشکلات ناشی از عدم تقارن اطلاعات را کاهش می‌دهند و این عدم تقارن مانع از سرمایه‌گذاری خارجی و اخذ تصمیم درست در زمینه اختصاص منابع می‌شوند.

جین و مایرز (۲۰۰۶)، نشان دادند که علاوه بر حمایت ناقص از سرمایه‌گذاران، عدم شفافیت همراه با دخل و تصرف در جریان نقدی شرکت توسط مدیران باعث افزایش  $R^2$  می‌شود. علاوه بر این، جین و مایرز (۲۰۰۶) نشان دادند سهامی که دارای  $R^2$  بالایی هستند، بیشتر احتمال سقوط دارند. هنگامی که جریان نقدی کم‌تر از انتظار سرمایه‌گذاران باشد، مدیران اخبار بد را پنهان می‌کنند. با این حال، زمانی که اخبار بد انباشته در نهایت به نقطه اوج خود می‌رسند، مدیران تسلیم می‌شوند و همه خبرهای بد به صورت یکباره منتشر می‌شود، که منجر به سقوط قیمت سهام می‌شود. جین و مایرز (۲۰۰۶) دریافته‌اند که هم  $R^2$  و هم سقوط قیمت سهام با معیارهای عدم شفافیت برای ۴۰ بازار سهام در سطح جهان طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۱ رابطه مثبت دارد.

ژینگ (۲۰۰۷)، در تحقیقی به بررسی کیفیت سود و همزمانی قیمت سهام پرداخت. علاوه، او بررسی کرد که در حضور تحلیل‌گران مالی و سرمایه‌گذاران نهادی این رابطه ضعیف‌تر است یا قوی‌تر. او به این نتیجه دست یافت که کیفیت سود بالا (پایین) با همزمانی قیمت سهام پایین (بالا) رابطه (همبستگی منفی) دارد. این تحقیق بیان کرد که کیفیت سود در فرآیند اطلاعات شرکتی مهم است. تجزیه و تحلیل مالی و سرمایه‌گذاران نهادی رابطه بالا را تقویت می‌کند.

لی و لیو (۲۰۰۷)، نشان دادند که همزمانی قیمت برای بررسی نوسان‌پذیری قیمت مناسب است. آن‌ها نشان می‌دهند که نوسان‌پذیری قیمت می‌تواند به دو بخش اختلال و بخش اطلاعاتی تجزیه شود. آن‌ها بیشتر بخش اطلاعاتی را به یک بخش به‌روزرسانی اطلاعات و یک بخش تحلیل بی‌ثباتی تجزیه می‌کنند. اختلال موجب کاهش قابلیت اطلاع‌رسانی قیمت می‌شود در حالی که قابلیت اطلاع‌رسانی قیمت با بخش اطلاعاتی ارتباط U شکل دارد.

اسمیت و روبین (۲۰۰۷)، در تحقیق خود به بررسی رابطه بین سهامداران نهادی، نوسان شدید قیمت و سود تقسیمی پرداختند، آن‌ها به بررسی تاثیر سیاست‌های تقسیم سود شرکت بر روی رابطه بین سطوح مختلف سهامداران نهادی و نوسان بالای بازده سهام پرداختند نتایج تحقیق مؤید این مطلب بود که سهامداران نهادی دارای رابطه منفی (مثبت) با نوسان شدید قیمت در صورت عدم وجود (وجود) سود تقسیمی هستند. همچنین

دریافتند که سطوح مختلف سهامداران نهادی در صورت وجود نوسان بالای قیمت برای هر دو گروه پرداخت-کننده سود سهام و عدم پرداخت‌کننده سود سهام افزایش می‌یابد و افزایش نوسان قیمت موجب افزایش سهامداران نهادی می‌شود.

کورت و مارکوس (۲۰۰۷)، به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و کارایی عملیاتی شرکت‌های بزرگ پرداختند، نتایج تحقیق آن‌ها مؤید این مطلب بود که رابطه معناداری بین بازده نقدی عملیاتی و درصد سهامداران نهادی و تعداد سهامداران نهادی وجود دارد. هم‌چنین نتایج تحقیق بیانگر این بود که سهامداران نهادی که دارای رابطه تجاری با شرکت سرمایه‌پذیر هستند، بیشتر تمایل به نظارت بر شرکت‌ها دارند. هاگارد و همکاران (۲۰۰۸)، دریافتند که شرکت‌های دارای نمرات کیفیت، افشای بالاتر دارای همزمانی قیمت بالاتری هستند. این تحقیقات حمایت مستقیمی از همزمانی قیمت به عنوان سنجش مقدار نسبی اطلاعات خاص شرکت منعکس در قیمت فراهم می‌کند.

جانسون (۲۰۰۹)، در تحقیق خود به بررسی ارتباط بین کیفیت ارقام تعهدی و همزمانی قیمت سهام پرداخت. او در تحقیق خود عنوان می‌کند ارقام تعهدی با کیفیت بالا، ابهام موجود در سود را کاهش می‌دهد. بر این اساس قیمت‌ها باید برای شرکت‌هایی که ارقام تعهدی با کیفیت بالا دارند، اطلاعات خاص شرکتی بیشتری را منعکس نماید. نتایج تحقیق حاکی از یک رابطه منفی معنی‌دار بین کیفیت ارقام تعهدی و همزمانی قیمت بعد از کنترل ریسک غیرسیستماتیک بود.

بوهل، گاتسچاک و پال (۲۰۰۹)، در پژوهشی به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاران نهادی در بازار سرمایه پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که حضور سرمایه‌گذاران نهادی در بازار سرمایه، آن را به سمت کارایی پیش می‌برد، بدین گونه که سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند با اتکا به نفوذ خود در بازار، به ارائه اطلاعات دقیق از سوی شرکت‌ها و رعایت اخلاق حرفه‌ای نظارت کرده، دقت و صحت ارائه اطلاعات را فزونی بخشند.

یان و ژانگ (۲۰۰۹) و هم‌چنین، بایک و کانگ و کیم (۲۰۱۰)، نشان دادند که شواهد دیگری وجود دارد که پیش‌بینی بازده آتی سهام مالکان نهادی از طریق انواع خاصی از سرمایه‌گذاران، مانند نهادهای کوتاه‌مدت و محلی تحریک می‌شود.

ژینگ و اندرسون (۲۰۱۰)، در تحقیقی به بررسی رابطه بین همزمانی قیمت سهام و اطلاعات خاص شرکتی پرداختند. مهم‌ترین بخش تحقیق آن‌ها نشان داد که اختلاف با اهمیتی بین اطلاعات عمومی و اطلاعات خاص شرکتی که در قیمت منعکس می‌شود، وجود دارد و هم‌چنین، نشان داد که همزمانی قیمت سهام کم‌تر می‌تواند به معنای بیشتر یا کم‌تر شدن اطلاعات عمومی و خاص شرکتی در محیط‌های اطلاعاتی متفاوت باشد. نتایج آن- در اعتبار همزمانی قیمت سهام به عنوان شاخص جامع کیفیت اطلاعات خاص شرکتی تردید بوجود آورد.

نوروش و ابراهیمی کردلر (۱۳۸۴)، به بررسی رابطه ترکیب سهامداران با تقارن اطلاعات و سودمندی معیارهای حسابداری عملکرد پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق، نشان داد که شرکت‌هایی که مالکیت نهادی بیشتری دارند در مقایسه با شرکت‌هایی که مالکیت نهادی کم‌تری دارند، قیمت‌های سهام، اطلاعات سودهای آتی



را بیشتر در بر می‌گیرد. این یافته با مزیت نسبی سهامداران نهادی در جمع‌آوری و پردازش اطلاعات مطابقت دارد.

حساس یگانه، مرادی و اسکندر (۱۳۸۷)، نیز در تحقیقی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و ارزش شرکت را مورد بحث و بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق، نگرش‌های مختلفی (فرضیه نظارت کارآمد و فرضیه همگرایی منافع) در مورد سرمایه‌گذاران نهادی، مورد آزمون قرار گرفت. به‌طور کلی یافته‌های این تحقیق، شواهدی در ارتباط با تاثیر مثبت سرمایه‌گذاران نهادی بر ارزش شرکت فراهم می‌آورد که موید فرضیه نظارت کارآمد بوده و بیان می‌دارد که سرمایه‌گذاران نهادی، محرک‌هایی برای بهبود عملکرد دارند و توان تنبیه مدیرانی که در جهت منافعشان حرکت نمی‌کنند را نیز دارا می‌باشند.

مرادزاده‌فرد، ناظمی اردکانی، غلامی و فرزانی (۱۳۸۸)، به بررسی ارتباط بین مدیریت سود و مالکیت نهادی پرداخته است، نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بین سطح مالکیت نهادی و تمرکز آن با مدیریت سود رابطه منفی وجود دارد.

رحمانی، حسینی و رضاپور (۱۳۸۹)، شواهدی در ارتباط با نقش مالکیت نهادی در نقدشوندگی سهام ارائه نمودند. تعداد ۱۳۸ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۴ الی ۱۳۸۸ با روش نمونه‌گیری حذفی انتخاب و فرضیه‌های پژوهش با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه آزمون شده است. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد، بین میزان مالکیت نهادی و نقدشوندگی سهام رابطه مثبت و معنادار وجود دارد و تمرکز مالکیت نهادی موجب کاهش نقدشوندگی سهام شرکت‌ها می‌شود. این روابط هم در مورد معیارهای معاملاتی نظیر حجم معاملات، درصد سهام شناور و معیار امپهود و هم در مورد معیارهای اطلاعاتی مانند شکاف قیمتی عرضه و تقاضای سهام مشاهده شده است.

فخاری و طاهری (۱۳۸۹)، به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان‌پذیری بازده سهام پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد، حضور سرمایه‌گذاران نهادی موجب افزایش نظارت بر عملکرد مدیران شده، از عدم تقارن اطلاعاتی می‌کاهد و در نهایت با افزایش درصد مالکیت این گروه از سهامداران، از نوسان‌پذیری بازده سهام کاسته می‌شود.

احمدپور و پیکرنگار قلعه‌رودخانی (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای رابطه بین اجزای کیفیت اقلام تعهدی با همزمانی قیمت را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند که اجزای کیفیت اقلام تعهدی به عنوان متغیر مستقل و همزمانی قیمت به عنوان متغیر وابسته محاسبه گردید. برای بررسی‌های مورد نظر تعداد ۳۱۸ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۸ به عنوان نمونه آماری انتخاب شده است نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که بین کیفیت اقلام تعهدی غیراختیاری با همزمانی قیمت رابطه‌ای وجود ندارد ولی بین کیفیت اقلام تعهدی اختیاری با همزمانی قیمت برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه‌ای معنی دار و مستقیم وجود دارد.

نورنژاد ونوش (۱۳۹۰)، ارتباط بین همزمانی قیمت سهام و کیفیت اقلام تعهدی را بررسی نمود و در این راستا ۷۸ شرکت موجود در بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ مورد مطالعه قرار داد.

نتایج تحقیق او نشان‌دهنده ارتباط منفی بین کیفیت ارقام تعهدی و همزمانی قیمت سهام بود، علاوه بر این ارتباط منفی بین ارقام تعهدی غیر اختیاری (ذاتی) و رابطه مثبت معنادار بین ارقام تعهدی اختیاری و همزمانی سهام را نشان داد.

### ۳- فرضیه های پژوهش

در این پژوهش بر اساس مبانی نظری و پیشینه تجربی مطرح شده در ارتباط با تاثیر سرمایه گذاران نهادی بر همزمانی قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران فرضیه های زیر طراحی گردیده است:

- ۱) بین سرمایه گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه معنی داری وجود دارد.
- ۲) بین پایداری سرمایه گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه معنی داری وجود دارد.
- ۳) بین ناپایداری سرمایه گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه معنی داری وجود دارد.

### ۴- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش کاربردی است. زیرا نتایج آن می‌تواند مورد استفاده مدیران شرکت‌ها، قانون‌گذاران، تحلیل‌گران، حسابرسان و پژوهشگران قرار گیرد. طرح پژوهش آن از نوع شبه تجربی و با استفاده از رویکرد پس‌رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) است. از روش پس‌رویدادی زمانی استفاده می‌شود که پژوهشگر پس از وقوع رویدادها به بررسی موضوع می‌پردازد. افزون بر این، امکان دستکاری متغیرهای مستقل وجود ندارد. از آنجایی که تحقیق حاضر بر روابط بین متغیرها تمرکز دارد، از نوع تحقیقات همبستگی می‌باشد. جامعه آماری در این پژوهش، شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. دوره زمانی مد نظر پژوهش، برحسب حداکثر اطلاعات موجود طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰، (۵ سال) است. نمونه آماری همه شرکت‌هایی هستند که شرایط زیر را داشته باشند:

- ۱) به منظور همگن شدن نمونه آماری در سال‌های مورد بررسی، قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ به طور متمادی در بورس اوراق بهادار تهران حاضر باشند.
- ۲) به منظور افزایش توان همسنجی و همسان سازی شرایط شرکت های انتخابی، سال مالی شرکت‌ها باید به پایان اسفند ماه هر سال منتهی شود.
- ۳) به دلیل شفاف نبودن مرز بندی بین فعالیتهای عملیاتی و تامین مالی شرکت‌های مالی (شرکت های سرمایه گذاری و واسطه‌گری مالی و ...)، این شرکت‌ها از نمونه حذف شدند.
- ۴) شرکت‌ها نباید توقف فعالیت داشته و دوره مالی خود را در طی این مدت تغییر داده باشند.
- ۵) تعداد شرکت‌های هر صنعت، در دوره مورد بررسی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ کمتر از ۴ شرکت نباشد.
- ۶) داده‌های مورد نظر آن‌ها در دسترس باشد.

بعد از اعمال محدودیت‌های بالا، ۵۰ شرکت از ۱۳ صنعت برای هر سال و مجموعاً ۲۵۰ سال - شرکت به عنوان نمونه مورد بررسی انتخاب گردیده‌اند.

## ۵- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن

### متغیر وابسته

در این تحقیق همزمانی قیمت سهام به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده و برای اندازه‌گیری همزمانی قیمت سهام، ابتدا  $R^2$  برای شرکت  $i$  در سال مالی  $t$  از مدل بسط یافته رگرسیون بازار در معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$r_{i,k,w} = \alpha_i + \beta_1 \cdot r_{m,w} + \gamma_i \cdot r_{k,w} + \varepsilon_{i,w} \quad \text{مدل (۱)}$$

که در آن،  $r_{i,k,w}$  بازده شرکت  $i$  در صنعت  $K$  در هفته  $W$  است،  $r_{m,w}$  بازده موزون بازار در هفته  $W$  است و  $r_{k,w}$  بازده موزون صنعت  $K$  در هفته  $W$  است.

از آنجا که  $R^2$  در بازه صفر تا یک قرار دارد، برای به دست آوردن یک توزیع نزدیک به نرمال، مطابق تحقیق پیتروسکی و رولستون (۲۰۰۴)، مورک و یونگ و یو (۲۰۰۰) و جانسون (۲۰۰۹)، از لگاریتم طبیعی  $R^2$  برای تعریف متغیر همزمانی قیمت SYNCH استفاده می‌شود.

$$\text{Synch} = \log\left(\frac{R_{i,t}^2}{1 - R_{i,t}^2}\right) \quad \text{مدل (۲)}$$

### متغیر مستقل

در این بررسی، مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران نهادی پایدار و سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده است که شاخص اندازه‌گیری هر یک از آن‌ها به ترتیب درصد کل سرمایه‌گذاران نهادی، درصد سرمایه‌گذاران نهادی پایدار و درصد سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار می‌باشد. معیار در پژوهش‌های پیشین (شین پینگ و تسنگ هسین، ۲۰۰۹؛ کورنت و مارکوس، ۲۰۰۷؛ حساس یگانه؛ مردای و اسکندر، ۱۳۸۷)، به منزله مالکیت نهادی در نظر گرفته شده است.

درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی (IO): نشان‌دهنده میزان سهام عادی شرکت نمونه که در مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی قرار دارد، می‌باشد. برای محاسبه آن، تعداد سهام مالکین نهادی بر کل تعداد سهام عادی شرکت در ابتدای دوره (پایان دوره قبل) تقسیم می‌گردد، (یعنی تعداد سهام در دست توسط سرمایه‌گذاران نهادی تقسیم بر کل تعداد سهام در دست در پایان سال). این میزان برای هر سهامدار نهادی باید بزرگتر یا برابر با ۵ درصد کل سهام شرکت باشد.

$$IO = (I/T) \geq 5\%$$

IO: درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی

I: تعداد سهام عادی در اختیار سرمایه‌گذار نهادی

T: تعداد کل سهام عادی شرکت در ابتدای دوره

درصد مالکیت سرمایه‌گذاری نهادی پایدار (IO\_DED): سرمایه‌گذاران نهادی پایدار (بلندمدت) آن دسته از سرمایه‌گذاران نهادی با درصد مالکیت بزرگ‌تر یا برابر با ۵ درصد کل سهام شرکت هستند که حداقل تا گذشت یک سال مالی از شروع سرمایه‌گذاری، اقدام به فروش سهام خود نمی‌نمایند.

درصد مالکیت سرمایه‌گذاری نهادی ناپایدار (IO\_TRA): سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار (موقت) آن دسته از سرمایه‌گذاران نهادی با درصد مالکیت بزرگ‌تر یا برابر با ۵ درصد کل سهام شرکت هستند که تا قبل از گذشت یک سال مالی از شروع سرمایه‌گذاری، اقدام به فروش سهام خود می‌نمایند (علیقلی و جلیلیان، ۱۳۹۱).

### متغیر کنترلی

مطابق با روش هاتن و مارکوس (۲۰۰۹) متغیرهای زیر در مدل رگرسیون به شرح ذیل کنترل می‌گردد:

لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت  $i$  در پایان سال مالی گذشته است.  $SIZE_{i,t-1}$

نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت  $i$  در پایان سال مالی گذشته است.  $MTB_{i,t-1}$

ارزش دفتری کل بدهی‌ها در مقیاس با کل دارایی‌ها در پایان سال مالی گذشته است.  $LEV_{i,t-1}$

سود خالص تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در طی سال مالی  $t$  است.  $ROE_{i,t}$

انحراف معیار بازده هفتگی صنعت  $i$  در طی سال مالی  $t$  است.  $VOL_{i,t}$

چولگی بازده هفتگی خاص شرکت  $i$  در طی سال مالی  $t$  است.  $SKEW_{i,t}$

کشیدگی بازده هفتگی خاص شرکت  $i$  در طی سال مالی  $t$  است.  $KURT_{i,t}$

### ۶- مدل‌های پژوهش

برای آزمون هر یک از فرضیه‌های تحقیق به ترتیب از مدل‌های رگرسیونی زیر طبق پژوهش آن و ژانگ (۲۰۱۳) استفاده شده است:

$$SYNCH_{i,t} = \alpha_t + \eta_i + \beta_1 \cdot IO_{i,t-1} + \beta_2 \cdot ROE_{i,t} + \beta_3 \cdot MTB_{i,t} + \beta_4 \cdot SIZE_{i,t} + \beta_5 \cdot LEV_{i,t-1} + \beta_6 \cdot SKEW_{i,t} + \beta_7 \cdot KURT_{i,t} + \beta_8 \cdot VOL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$SYNCH_{i,t} = \alpha_t + \eta_i + \beta_1 \cdot IO\_DED_{i,t-1} + \beta_2 \cdot ROE_{i,t} + \beta_3 \cdot MTB_{i,t} + \beta_4 \cdot SIZE_{i,t} + \beta_5 \cdot LEV_{i,t-1} + \beta_6 \cdot SKEW_{i,t} + \beta_7 \cdot KURT_{i,t} + \beta_8 \cdot VOL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$SYNCH_{i,t} = \alpha_t + \eta_i + \beta_1 \cdot IO\_TRA_{i,t-1} + \beta_2 \cdot ROE_{i,t} + \beta_3 \cdot MTB_{i,t} + \beta_4 \cdot SIZE_{i,t} + \beta_5 \cdot LEV_{i,t-1} + \beta_6 \cdot SKEW_{i,t} + \beta_7 \cdot KURT_{i,t} + \beta_8 \cdot VOL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

## ۷- یافته‌های پژوهش

### آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای تحقیق برای شرکت‌های نمونه در جدول ۱ ارائه شده است. در جدول ۱ اولین پارامتر میانگین حسابی است. میانگین حسابی کمیتی است که مقدار متوسط و یا به عبارت دیگر مرکز ثقل داده‌های به دست آمده را نشان می‌دهد. دومین پارامتر میانه است. میانه عددی است که ۵۰٪ افراد بالا را از ۵۰٪ افراد پایین در یک توزیع جدا می‌کند. این پارامتر نیز برای کلیه متغیرها ارائه شده است. سایر پارامترها نظیر میزان حداکثر و حداقل نیز برای متغیرها ارائه شده است. این دو پارامتر حدود داده‌های گردآوری شده را نشان می‌دهد و بیان می‌کند داده‌ها از چه مقادیری آغاز و به چه مقادیری ختم می‌شوند؛ به عبارتی این پارامترها دامنه‌ی تغییرات داده‌ها را به نمایش می‌گذارند. انحراف معیار نیز مقیاسی برای پراکندگی است که هرچه مقدار آن کوچکتر باشد، نشانه‌ی آن است که گروه مورد مطالعه از لحاظ ویژگی مورد سنجش متجانس می‌باشد. این معیار نیز برای کلیه متغیرها ارائه شده است. همانطور که جدول ۱ نشان می‌دهد، به طور میانگین ۴۰ درصد سهام شرکت‌های نمونه در طی دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ در اختیار سهامداران نهادی و ۳۴ درصد از آنها دارای سرمایه‌گذاران پایدار و ۹ درصد آن‌ها دارای سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار می‌باشند. انحراف معیار متغیر کشیدگی بازده هفتگی سهام ۲,۴۹۴ می‌باشد که نسبت به دیگر متغیرها بیشتر است و نشان دهنده‌ی این است که پراکندگی در این متغیر بیشتر از سایر متغیرهاست. از طرفی فاصله اندک میانگین و میانه تمامی متغیرها نیز نشان‌دهنده‌ی برخورداری آن‌ها از توزیع نرمال است.

جدول ۱: آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق برای شرکت‌های نمونه

متغیر	علامت اختصاری متغیر	کمیت‌های آماری				
		مشاهدات	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل
همزمانی قیمت سهام	SYNCH	۲۵۰	-۱,۵۸۹	-۱,۵۱۳	۴,۹۵۴	-۵,۵۱۷
درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی	IO	۲۵۰	۰,۴۰۷	۰,۲۶۶	۰,۹۸۶	۰,۰۰۰
درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی پایدار	DED-IO	۲۵۰	۰,۳۴۸	۰,۲۱۲	۰,۹۵۹	۰,۰۰۰
درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار	TRA-IO	۲۵۰	۰,۰۹۱	۰,۰۲۴	۰,۸۸۹	۰,۰۰۰
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۲۵۰	۰,۲۹۹	۰,۳۴۷	۲,۱۰۰	-۱,۷۱۶
شاخص رشد	MTB	۲۵۰	۲,۳۴۵	۱,۷۵۳	۶,۸۷۰	۱,۱۳۳
اندازه شرکت	SIZE	۲۵۰	۲,۶۶۱	۲,۶۴۲	۳,۱۰۲	۲,۳۲۵
اهرم مالی	LEV	۲۵۰	۰,۶۰۵	۰,۶۱۸	۲,۷۵۵	۰,۱۵۴
چولگی	SKEW	۲۵۰	۰,۸۳۹	۰,۸۲۲	۵,۲۷۷	-۴,۷۶۳
کشیدگی	KURT	۲۵۰	۲,۶۱۷	۱,۸۸۳	۹,۶۶۳	۰,۰۸۸۱
انحراف معیار بازده صنعت	VOL	۲۵۰	۳,۰۴۲	۲,۷۳۵	۱۱,۰۳۹	۰,۹۹۳

## تجزیه و تحلیل اطلاعات و برآورد مدل

برای برآورد مدل اول، جهت انتخاب بین مدل‌های تلفیقی (PLS)، اثرات ثابت (FE) و اثر تصادفی (RE) ابتدا آزمون‌های تشخیصی به وسیله‌ی نسخه هشتم نرم افزار Eviews انجام گرفته است. آزمون‌های انجام گرفته به ترتیب آزمون چاو و آزمون هاسمن می‌باشد که نتایج در جداول ۲، ۴ و ۶ ارائه گردیده است. برای انتخاب میان روش‌های حداقل مربعات تلفیقی، اثرات ثابت و اثر تصادفی در مدل جهت آزمون فرضیه اول تحقیق، آزمون چاو مورد استفاده قرار گرفت. با توجه به این که احتمال آماره‌ی آزمون چاو کمتر از ۰/۰۵ گردید، بنابراین فرض صفر مبنی بر استفاده از مدل داده‌های تلفیقی رد می‌شود و برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثر تصادفی آزمون هاسمن صورت گرفت. با توجه به این که احتمال آماره آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد، استفاده از روش اثرات ثابت مناسب نخواهد بود و در نهایت روش اثرات تصادفی مورد استفاده قرار گرفت.

جدول ۲: نتایج آزمون چاو و هاسمن مدل اول

نوع آزمون	آماره آزمون	معناداری آزمون (Prob)	نتیجه آزمون
آزمون چاو	۲/۶۰۰۳	۰/۰۰۰۰	تأیید مدل اثرات ثابت در برابر مدل داده‌های تلفیقی
آزمون هاسمن	۹/۲۵۷۲	۰/۳۲۱۱	تأیید مدل اثر تصادفی در برابر مدل اثر ثابت

نتایج مدل رگرسیون اول در جدول شماره ۳ نشان داده شده است. ضریب تعیین تعدیل شده (۰,۱۰۳۷) نشان دهنده‌ی این است که ۱۰,۳۷٪ از تغییرات متغیر وابسته به وسیله‌ی متغیرهای مستقل و کنترلی ارائه شده در این مدل بیان می‌گردد. به علاوه از آن جهت که آماره‌ی دوربین واتسون ۲,۰۲۴ (بین ۱,۵ و ۲,۵) است، مدل خودهمبستگی ندارد. همچنین از آنجایی که مقدار احتمال مربوط به آماره‌ی F برابر با ۰,۰۰۰۰۳۱ است، در نتیجه در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معناداری کلی مدل اول پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران نهادی با سطح معناداری (۰,۰۴۸۷) و ضریب (-۰,۹۶۰) و مقدار احتمال مربوط به آماره t (-۴,۲۶۵) رابطه‌ی منفی و معناداری با همزمانی قیمت سهام دارد. با توجه به نتایج جدول شماره ۳ می‌توان بیان نمود که بین سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام ارتباط منفی معنادار وجود دارد. به عبارت دیگر هرچه قدر میزان درصد سرمایه‌گذاران نهادی در یک شرکت افزایش یابد، همزمانی قیمت سهام (میزان اطلاعات بازار و صنعت درباره قیمت سهام) آن کاهش می‌یابد. باشد بنابراین فرضیه اول تحقیق در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته خواهد شد.

همچنین نتایج مدل رگرسیون در جدول شماره ۳ نشان می‌دهد که از میان متغیرهای کنترلی، بازده حقوق صاحبان سهام با سطح معناداری (۰/۰۱۹۶) و ضریب (-۰/۹۶۱) و انحراف معیار بازده صنعت طی سال با سطح معناداری (۰/۰۲۴۸) و ضریب (-۰/۱۹۳) با همزمانی قیمت سهام رابطه‌ی منفی و معنادار دارند. در صورتیکه بین اندازه شرکت با سطح معناداری (۰/۰۰۰۳) و ضریب (۰/۴۹۰) و اهرم مالی با سطح معناداری (۰/۰۰۶۱) و ضریب

(۱/۷۲۶) با همزمانی قیمت سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. اما بین شاخص رشد شرکت با سطح معناداری (۰/۴۴۲۷) و ضریب (۰/۰۵۱)، چولگی بازده سهام با سطح معناداری (۰/۵۲۸۵) و ضریب (۰/۰۴۴)، کشیدگی بازده سهام با سطح معناداری (۰/۷۶۵۹) و ضریب (-۰/۰۱۴) با همزمانی قیمت سهام رابطه ی معناداری وجود ندارد.

جدول ۳: نتیجه تخمین مدل اول جهت آزمون فرضیه اول

آزمون داده‌های ترکیبی مدل اول				علامت	متغیر
سطح معناداری	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب	اختصاری متغیر	
۰,۰۰۰۰	-۴,۲۶۵۸۹۵	۳,۶۷۵۵۰۰	-۱۵,۶۸۹۲۲	C	ضریب ثابت
۰,۰۴۸۷	-۱,۹۸۱۶۶۶	۰,۴۸۴۵۸۹	-۰,۹۶۰۲۹۳	IO	میزان سرمایه گذاران نهادی
۰,۰۱۹۶	-۲,۳۴۸۶۸۹	۰,۴۰۹۴۳۲	-۰,۹۶۱۶۲۹	ROE	بازده حقوق صاحبان سهام
۰,۴۴۲۷	۰,۷۶۸۹۳۶	۰,۰۶۷۴۸۶	۰,۰۵۱۸۹۲	MTB	شاخص رشد
۰,۰۰۰۳	۳,۶۳۱۳۸۳	۰,۱۳۴۹۷۱	۰,۴۹۰۱۳۱	SIZE	اندازه شرکت
۰,۰۰۶۱	۲,۷۶۵۰۵۸	۰,۶۲۴۵۱۳	۱,۷۲۶۸۱۶	LEV	اهرم مالی
۰,۵۲۸۵	۰,۶۳۱۲۴۷	۰,۰۷۱۰۹۱	۰,۰۴۴۸۶۷	SKEW	چولگی
۰,۷۶۵۹	-۰,۲۹۸۱۲۱	۰,۰۴۸۲۸۶	-۰,۰۱۴۳۹۵	KURT	کشیدگی
۰,۰۲۴۸	-۲,۲۵۸۴۰۴	۰,۰۸۵۸۷۷	-۰,۱۹۳۹۴۵	VOL	انحراف معیار بازده صنعت
آماره‌های آزمون مدل اول					
	۲,۰۲۴۳۰۴		آماره‌ی دوربین واتسن	۴,۶۰۱۷۸۱	آماره‌ی F
	۰,۱۰۲۷۱۸		R <sup>2</sup> تعدیل شده	۰,۰۰۰۰۳۱	احتمال آماره‌ی F

برآورد مدل دوم از آزمون چاو و آزمون هاسمن استفاده گردیده که نتایج در جدول ۴ آورده شده است. با توجه به جدول ۴ که سطح معناداری آزمون مربوط به آماره آزمون چاو کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر مبنی بر استفاده از مدل داده‌های تلفیقی رد می‌شود و برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثر تصادفی آزمون هاسمن صورت می‌گیرد. با توجه به این که احتمال آماره آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد، استفاده از روش اثرات ثابت مناسب نخواهد بود و از مدل اثرات تصادفی استفاده می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون چاو و هاسمن مدل دوم

نوع آزمون	آماره آزمون	معناداری آزمون (Prob)	نتیجه آزمون
آزمون چاو	۲/۸۴۴۵	۰/۰۰۰۰	تأیید مدل اثرات ثابت در برابر مدل داده‌های تلفیقی
آزمون هاسمن	۱۰/۰۶۷۸	۰/۲۶۰۳	تأیید مدل اثر تصادفی در برابر مدل اثر ثابت

نتایج مدل رگرسیون دوم در جدول شماره ۵ نشان داده شده است. ضریب تعیین تعدیل شده (۰,۱۰۲۱) نشان دهنده‌ی این است که ۱۰,۲۱٪ از تغییرات متغیر وابسته به وسیله‌ی متغیرهای مستقل و کنترلی ارائه شده در این مدل بیان می‌گردد. به علاوه از آن جهت که آماره‌ی دوربین واتسون ۲,۰۵۳ (بین ۱,۵ و ۲,۵) است، مدل خودهمبستگی ندارد. همچنین از آنجایی که مقدار احتمال مربوط به آماره‌ی F برابر با ۰,۰۰۰۰۳۷ است، در نتیجه در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معناداری کلی مدل دوم پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم در جدول شماره ۵ نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران نهادی پایدار با سطح معناداری (۰,۰۶۸۷) و ضریب (۰,۹۱۰-) و مقدار احتمال مربوط به آماره t (۱,۸۲۸-) رابطه‌ی منفی و معناداری با همزمانی قیمت سهام دارد. با توجه به نتایج جدول ۵، می‌توان بیان نمود که بین پایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام ارتباط منفی معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر هر چقدر میزان درصد سرمایه‌گذاران نهادی پایدار در یک شرکت افزایش یابد، همزمانی قیمت سهام (میزان اطلاعات بازار و صنعت درباره قیمت سهام) آن کاهش می‌یابد. بنابراین فرضیه دوم تحقیق در سطح خطای ۱۰٪ پذیرفته خواهد شد.

همچنین نتایج مدل رگرسیون در جدول شماره ۵ نشان می‌دهد که از میان متغیرهای کنترلی، بازده حقوق صاحبان سهام با سطح معناداری (۰/۰۲۰) و ضریب (۰/۹۵۸-) و انحراف معیار بازده صنعت طی سال با سطح معناداری (۰/۰۲۲) و ضریب (۰/۱۹۷-) با همزمانی قیمت سهام رابطه‌ی منفی و معنادار دارند در حالیکه بین اندازه شرکت با سطح معناداری (۰/۰۰۰۶) و ضریب (۰/۴۸۳) و اهرم مالی با سطح معناداری (۰/۰۰۸۲) و ضریب (۱/۶۸۵) با همزمانی قیمت سهام رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. اما بین شاخص رشد شرکت با سطح معناداری (۰/۴۵۳) و ضریب (۰/۰۵۱)، چولگی بازده سهام با سطح معناداری (۰/۵۰۴) و ضریب (۰/۰۴۷)، کشیدگی بازده سهام با سطح معناداری (۰/۶۷۸) و ضریب (۰/۰۱۹-) با همزمانی قیمت سهام رابطه معناداری وجود ندارد.

برآورد مدل سوم نیز از آزمون چاو و آزمون هاسمن استفاده گردیده که نتایج در جدول ۶ آورده شده است. با توجه به جدول ۶ که سطح معناداری آزمون مربوط به آماره آزمون چاو کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرض صفر مبنی بر استفاده از مدل داده‌های تلفیقی رد می‌شود و برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثر تصادفی آزمون هاسمن صورت می‌گیرد. با توجه به این که احتمال آماره آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد، استفاده از روش اثرات ثابت مناسب نخواهد بود و از مدل اثرات تصادفی استفاده می‌شود.



جدول ۵: نتیجه تخمین مدل دوم جهت آزمون فرضیه دوم

متغیر	علامت اختصاری متغیر	آزمون داده‌های ترکیبی مدل دوم		
		ضرایب	خطای استاندارد	آماره‌ی t
ضریب ثابت	C	-۱۵,۵۳۳۵۳	۳,۷۸۹۱۴۴	-۴,۰۹۹۴۸۳
میزان سرمایه‌گذاران نهادی پایدار	IO-DED	-۰,۹۱۰۶۱۹	۰,۴۹۷۹۴۳	-۱,۸۲۸۷۶۲
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	-۰,۹۵۸۰۴۷	۰,۴۱۲۵۱۲	-۲,۳۳۳۷۸۳
شاخص رشد	MTB	۰,۰۵۱۰۴۶	۰,۰۶۷۹۱۷	۰,۷۵۱۵۹۳
اندازه شرکت	SIZE	۰,۴۸۳۲۹۷	۰,۱۳۸۷۳۶	۳,۴۸۳۵۷۳
اهرم مالی	LEV	۱,۶۸۵۲۳۷	۰,۶۳۱۷۸۸	۲,۶۶۷۴۱۱
چولگی	SKEW	۰,۰۴۷۲۸۱	۰,۰۷۰۷۴۷	۰,۶۶۸۳۱۰
کشیدگی	KURT	-۰,۰۱۹۹۸۱	۰,۴۸۰۸۳	-۰,۴۱۵۵۴۹
انحراف معیار	VOL	-۰,۱۹۷۳۹۷	۰,۰۸۶۱۰۳	-۲,۲۹۲۵۷۴
آماره‌های آزمون مدل دوم				
آماره‌ی F	۴,۵۴۰۰۶۵	آماره‌ی دوربین واتسن	۲,۰۵۳۳۷۶	
احتمال آماره‌ی F	۰,۰۰۰۰۳۷	R <sup>2</sup> تعدیل شده	۰,۱۰۲۱۲۲	

جدول ۶: نتایج آزمون چاو و هاسمن مدل سوم

نوع آزمون	آماره آزمون	معناداری آزمون (Prob)	نتیجه آزمون
آزمون چاو	۲/۷۸۴۵	۰/۰۰۰۰	تأیید مدل اثرات ثابت در برابر مدل داده‌های تلفیقی
آزمون هاسمن	۶/۸۲۳۷	۰/۵۵۵۸	تأیید مدل اثر تصادفی در برابر مدل اثر ثابت

نتایج مدل رگرسیون سوم در جدول شماره ۷ نشان داده شده است. ضریب تعیین تعدیل شده (۰,۱۰۴۳) نشان دهنده‌ی این است که ۱۰,۴۳٪ از تغییرات متغیر وابسته به وسیله‌ی متغیرهای مستقل و کنترلی ارائه شده در این مدل بیان می‌گردد. به علاوه از آن جهت که آماره‌ی دوربین واتسون، ۲,۰۹۰ (بین ۱,۵ و ۲,۵) است، مدل خود همبستگی ندارد. همچنین از آنجایی که مقدار احتمال مربوط به آماره‌ی F برابر با ۰,۰۰۰۰۲۸ است، در نتیجه در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معناداری کلی مدل سوم پذیرفته می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار با سطح معناداری (۰,۰۵۰۳) و ضریب (۱,۴۶۳) و مقدار احتمال مربوط به آماره t (۱,۹۶۷) رابطه‌ی مثبت و معناداری با همزمانی قیمت سهام دارد. در نتیجه، با توجه به نتایج جدول شماره ۷ نشان می‌دهد که بین ناپایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه‌ی مثبت و معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر هرچقدر میزان درصد سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار

در یک شرکت افزایش یابد، همزمانی قیمت سهام (میزان اطلاعات بازار و صنعت درباره قیمت سهام) آن افزایش می‌یابد. بنابراین فرضیه سوم تحقیق در سطح خطای ۱۰٪ پذیرفته خواهد شد.

علاوه بر این، نتایج مدل رگرسیون سوم در جدول شماره ۷ بیانگر این است که بین بازده حقوق صاحبان سهام با سطح معناداری (۰/۰۱۹) و ضریب (۰/۹۶۶-) و انحراف معیار بازده صنعت طی سال با سطح معناداری (۰/۰۳۴) و ضریب (۰/۱۸۳-) با همزمانی قیمت سهام رابطه‌ی منفی و معنادار دارند در صورتیکه بین اندازه شرکت با سطح معناداری (۰/۰۰۴) و ضریب (۰/۵۰۵) و اهرم مالی با سطح معناداری (۰/۰۰۶۳) و ضریب (۱/۷۴) با همزمانی قیمت سهام رابطه‌ی مثبت و معنادار وجود دارد. اما بین شاخص رشد شرکت با سطح معناداری (۰/۷۶۱) و ضریب (۰/۰۲۱)، چولگی بازده سهام با سطح معناداری (۰/۳۴۸) و ضریب (۰/۰۶۷)، کشیدگی بازده سهام با سطح معناداری (۰/۵۵۵) و ضریب (۰/۰۲۸۷-) با همزمانی قیمت سهام هیچگونه رابطه‌ی وجود ندارد.

جدول ۷: نتیجه تخمین مدل سوم جهت آزمون فرضیه سوم

آزمون داده‌های ترکیبی مدل سوم				علامت	متغیر
سطح معناداری	آماره‌ی t	خطای استاندارد	ضرایب	اختصاری متغیر	
۰,۰۰۰۰	-۴,۳۵۵۳۱۳	۳,۸۰۵۵۴۹	-۱۶,۵۷۴۳۶	C	ضریب ثابت
۰,۰۵۰۳	۱,۹۶۷۱۷۳	۰,۷۴۳۹۴۰	۱,۴۶۳۴۵۹	IO-TRA	میزان سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار
۰,۰۱۹۹	-۲,۳۴۴۲۲۹	۰,۴۱۲۱۹۹	-۰,۹۶۶۲۸۹	ROE	بازده حقوق صاحبان سهام
۰,۷۶۱۷	۰,۳۰۳۵۳۰	۰,۰۶۹۴۹۲	۰,۰۲۱۰۹۳	MTB	شاخص رشد
۰,۰۰۰۴	۳,۶۰۸۳۴۴	۰,۱۴۰۱۱۲	۰,۵۰۵۵۷۴	SIZE	اندازه شرکت
۰,۰۰۶۳	۲,۷۵۵۶۰۳	۰,۶۳۱۹۵۴	۱,۷۴۱۴۱۵	LEV	اهرم مالی
۰,۳۴۸۱	۰,۹۴۰۱۴۳	۰,۰۷۱۸۴۰	۰,۰۶۷۵۴۰	SKEW	چولگی
۰,۵۵۵۸	-۰,۵۸۹۹۷۴	۰,۰۴۸۶۵۵	-۰,۰۲۸۷۰۵	KURT	کشیدگی
۰,۰۳۴۴	-۲,۱۲۷۲۵۰	۰,۰۸۶۲۶۷	-۰,۰۱۸۳۵۱۱	VOL	انحراف معیار بازده صنعت
آماره‌های آزمون مدل سوم					
۲,۰۹۰۲۱۶		آماره‌ی دوربین واتسن		۴,۶۲۶۲۸۹	آماره‌ی F
۰,۱۰۴۳۵۰		R <sup>2</sup> تعدیل شده		۰,۰۰۰۰۲۸	احتمال آماره‌ی F

## ۸- نتیجه‌گیری و بحث

هدف از این پژوهش بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاران نهادی و هم‌چنین پایداری و ناپایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام بوده است. برای این منظور سه فرضیه تدوین شده که نتایج آن‌ها به شرح ذیل می‌باشد.

یافته‌ها حاکی از آن است که افزایش درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی موجب افزایش کنترل نهادی از سوی این دسته از سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران می‌گردد، لذا امکان دخل و تصرف جریانات نقدی شرکت را برای مدیران محدود می‌کند که باعث کاهش ریسک خاص شرکت توسط مدیران شده و در نتیجه منجر به کاهش  $R^2$  و در نهایت کاهش همزمانی قیمت سهام می‌شود. به عبارت دیگر هرچقدر درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی در یک شرکت افزایش یابد، همزمانی قیمت سهام (میزان اطلاعات بازار و صنعت درباره قیمت سهام) آن کاهش می‌یابد. این تحقیق نیز مغایر با یافته‌های حاصل از پژوهش آن و ژانگ (۲۰۱۳) می‌باشد. اما آن‌ها در تحقیق خود دریافتند که افزایش درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی تاثیر مثبت و معنادار بر روی همزمانی قیمت سهام دارد در حالی که یافته‌های این تحقیق مؤید وجود رابطه‌ای معنادار و منفی بین سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام می‌باشد؛ که علی‌رغم نتایج تحقیق آن‌ها، حاکی از این است که تاثیر سرمایه‌گذاران نهادی پایدار بر سرمایه‌گذاران نهادی دیگر غالب بوده است و مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی در مجموع تاثیر منفی بر روی همزمانی قیمت سهام دارد.

فرضیه دوم تحقیق پیرامون این موضوع بود که بین پایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه معناداری در سطح اطمینان ۹۰ درصد وجود دارد. نتیجه آزمون فرضیه دوم نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که دارای سرمایه‌گذاران نهادی پایدار هستند همزمانی قیمت سهام کم‌تری دارند. علاوه بر این یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که نوع سرمایه‌گذاران نهادی (پایدار و ناپایدار) تاثیرات متفاوتی بر روی همزمانی قیمت سهام دارد. سرمایه‌گذاران نهادی که دارای مالکیت پایدار هستند به دلیل نگهداری سهام زیاد و افق بلند سرمایه‌گذاری، انگیزه‌ای قوی برای کنترل دارند، از این‌رو، با مداخله در فعالیت‌های عملیاتی شرکت، سعی در انتقال سود به نفع شخصی خود دارند؛ بدین دلیل افزایش مالکیت این گروه از سهامداران باعث کاهش همزمانی قیمت سهام می‌شود. بنابراین افزایش منافع این سهامداران باعث سودآوری و بازده شرکتی که سهام آن را در اختیار دارند، می‌گردد و می‌توان نتیجه گرفت همزمانی قیمت سهام با مالکیت شرکت توسط سرمایه‌گذاران نهادی پایدار، رابطه‌ای منفی دارد. نتایج این فرضیه مشابه با یافته‌های حاصل از پژوهش انجام شده توسط آن و ژانگ (۲۰۱۳) می‌باشد. آن‌ها در تحقیق خود دریافتند که افزایش درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی پایدار تاثیر منفی و معنادار بر روی همزمانی قیمت سهام دارد؛ یافته‌های این تحقیق نیز مؤید وجود رابطه‌ای منفی و معنادار بین پایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام می‌باشد.

فرضیه سوم تحقیق در این مورد بود که بین ناپایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه معناداری وجود دارد. نتیجه آزمون فرضیه سوم، حاکی از وجود رابطه معنادار و مثبت میان سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار و همزمانی قیمت سهام می‌باشد که نشان می‌دهد برخلاف وجود رابطه معکوس میان پایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام این روابط برای سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار، مستقیم است؛ چون آن‌ها به جای کنترل تمایل به تجارت (خرید و فروش) سهام دارند لذا این امر موجب کاهش انگیزه لازم برای کنترل شرکت‌ها و افزایش سودآوری و بازدهی در کوتاه‌مدت می‌گردد و در نهایت موجب افزایش همزمانی قیمت سهام می‌گردد. به عبارت دیگر می‌توان بیان کرد هرچه درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار در یک شرکت

افزایش یابد، همزمانی قیمت سهام (میزان اطلاعات بازار و صنعت درباره قیمت سهام) آن نیز افزایش می‌یابد. نتایج فرضیه سوم نیز مشابه با یافته‌های حاصل از پژوهش صورت‌گرفته توسط آن و ژانگ (۲۰۱۳) می‌باشد. آن‌ها در تحقیق خود دریافتند که افزایش درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی ناپایدار تاثیر مثبت و معنادار بر روی همزمانی قیمت سهام دارد؛ یافته‌های این تحقیق نیز مؤید وجود رابطه‌ای مثبت و معنادار بین ناپایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام می‌باشد.

عدم تقارن اطلاعاتی که به معنای وجود سرمایه‌گذاران دارای اطلاعات ویژه و با کیفیت متفاوت در بازار است و معاملات بازار اوراق بهادار را تحت تاثیر قرار می‌دهد لذا پیشنهاد می‌شود که رابطه همزمانی قیمت سهام و سرمایه‌گذاران نهادی با توجه به میزان عدم تقارن اطلاعاتی موجود در بازار مورد بررسی قرار گیرد.

۱) سرمایه‌گذاری نهادی دارای معیارهای سنجش متفاوتی می‌باشد، پیشنهاد می‌شود رابطه بین همزمانی قیمت سهام و معیارهای دیگری از سرمایه‌گذاری نهادی از جمله تمرکز مالکیت، تنوع و تعدد مالکیت و ... بررسی شود. و نیز

۲) تاثیر انواع دیگر مالکیت مانند مالکیت خانوادگی، انفرادی و دولتی بر همزمانی قیمت سهام مورد بررسی قرار گیرد.

### فهرست منابع

- \* احمدپور، ا. و پیکرنگار قلعه رودخانی، ص. (۱۳۹۰). تبیین رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و همزمانی قیمت در بورس اوراق بهادار. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۴(۱۶): ۹۱-۱۵۱.
- \* حساس یگانه، ی؛ مرادی، م. و اسکندر، ه. (۱۳۸۷). بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و ارزش شرکت، بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۱۵(۵۲): ۱۰۷-۱۲۲.
- \* دیانتی، ز؛ مرادزاده، م. و محمودی، س. (۱۳۹۱). بررسی تاثیر سرمایه‌گذاران نهادی بر کاهش ریسک سقوط (ریزش) ارزش سهام. فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، ۱(۲): ۱۸-۱.
- \* رحمانی، ع. حسینی، ع. و رضاپور، ن. (۱۳۸۹). رابطه مالکیت نهادی و نقدشوندگی سهام در ایران. بررسی های حسابداری و حسابرسی دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ۱۷(۶۱): ۳۵-۵۴.
- \* رحیمیان، ن؛ رضاپور، ن. و اختری، ح. (۱۳۹۰). نقش مالکان نهادی در کیفیت حسابرسی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابرسی، ۱۱(۴۵۰): ۸۱-۶۸.
- \* علیقلی، م. و جلیلیان، ع. (۱۳۹۱). بررسی رابطه میان سرمایه‌گذاران نهادی بلندمدت/ موقت و مدیریت مؤثر سود. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۱(۴): ۲۷-۴۲.
- \* فخاری، ح. و طاهری، ع. (۱۳۸۹). بررسی رابطه سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان‌پذیری بازده سهام در شرکت- های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲(۴): ۱۷۲-۱۵۹.

- \* مدرس، ا.؛ حسینی، م. و رئیس، ز. (۱۳۸۸). بررسی اثر سهامداران نهادی به عنوان یکی از معیارهای حاکمیت شرکتی بر بازده سهامداران شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه اقتصادی، ویژه نامه بورس: ۲۲۳-۲۵۰.
- \* مرادزاده فرد، م.؛ ناظمی اردکانی، م.؛ غلامی، ر.؛ و فرزانی، ح. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین مالکیت نهادی سهام و مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۵۵: ۸۵-۹۸.
- \* نمازی، م.؛ حلاج، م. و ابراهیمی، ش. (۱۳۸۸). بررسی رابطه ی مالکیت نهادی با عملکرد مالی جاری و آتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۱۶(۵۸): ۱۳۰-۱۱۳.
- \* نورنژاد ونوش، م. (۱۳۹۰). کیفیت اقلام تعهدی و همزمانی قیمت سهام. رساله کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری.
- \* نوروش، ا. و ابراهیمی کردلر، ع. (۱۳۸۴). بررسی و تبیین رابطه ترکیب سهامداران با تقارن اطلاعات و سودمندی معیارهای حسابداری عملکرد. بررسی های حسابداری و حسابرسی. ۴۲: ۹۷-۱۲۴.
- \* Agarwal, P. (2008). Institutional Ownership and Stock Liquidity. Working paper.
- \* An, H. & Zhang, T. (2013). Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors. *Corporate Finance*. 21: 1-15.
- \* Baik, B., Kang, J. K., Kim, J. M., (2010). Local institutional investors, information asymmetries, and equity returns. *Financ. Econ*. 97: 81-106.
- \* Bohl, M., Brzezczynski, J., Wilfling, B, (2009). Institutional investors and stock returns Volatility: Empirical evidence from a natural experiment, *Journal of Banking & Finance*, 33: 627-639 .
- \* Bushee, B.J., Goodman, T.H., (2007). Which institutional investors trade based on private information about earnings and returns? *J. Account. Res.* 45: 289-321.
- \* Cornett, M. M., Marcuse, A., Saunders, A. (2007). The impact of institutional ownership on corporate operating performance. *Journal of Banking & Finance*, 31: 1771-1794.
- \* Cueto, Diego, C. (2009). Market Liquidity and Ownership Structure with weak protection for minority shareholders: evidence from Brazil and Chile. Working paper. <http://ssrn.com/>.
- \* Durnev, A., Morck, B., Yeunge, P. Z. (2003). Does Greater Firm-Specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing?, *Journal of Accounting Research*, 41(5): 797-836.
- \* Gompers, P.A., Metrick, A., (2001). Institutional investors and equity prices. *Q. J. Econ.* 116(1): 229-259.
- \* Haggard, K.S., Martin, X., Pereira, R., (2008). Does voluntary disclosure improve stock price informativeness? *Financ. Manag.* 37: 747-768.
- \* Hutton, A., Marcus, A., Tehranian, H., (2009). Opaque financial reports, R2, and crash risk. *Financ. Econ.* 94: 67-86.
- \* Jin, L., Myers, S.C., (2006). R2 around the world: new theory and new tests. *Financ. Econ.* 79: 257-292.
- \* Jing, Z. (2007). Earnings Quality, Analysts, Institutional Investors and Stock Price Synchronicity. ProQuest LLC, 789 :48-106.
- \* Johnston, J. A. (2009). Accruals quality and price synchronicity, university of Louisiana state & SSRN.
- \* Lee, D. W., Liu, M. H.. (2007). Does More Information in Stock Price Lead to Greater or Smaller

- Idiosyncratic Return Volatility?, Working Paper.SSRN.
- \* Maug, E., (1998). Large shareholders as monitors: Is there a trade-off between liquidity and control?. *Journal of Finance*, 53: 65-98.
  - \* Morck, R., Yeung, B., Yu, W., (2000). The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movement?. *Financ. Econ.* 58: 215-260.
  - \* Nesbitt S. L. (1994 ).Long-term Rewards from Shareholder Activism: A Study ofthe 'CalPERS Effect'. *Journal of Applied Corporate Finance*; 6: 75-80.
  - \* Piotroski, J.D., Roulstone, B.T., (2004). The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices. *Account. Rev.* 1119-1151.
  - \* Roll, R., (1988). R2. *J. Finance* 43: 541-566.
  - \* Shin-Ping, L., Tsung-Hsien, C., (2009). The Determinants of Corporate Performance: A Viewpoint from Insider Ownership and Institutional Ownership, *Managerial Auditing Journal*,; 24(3): 233-247.
  - \* Shleifer, A., Vishny, R.W., (1986). Large shareholders and corporate control. *J. Polit. Econ.* 461-488.
  - \* Yan, X.S., Zhang, Z., (2009). Institutional investors and equity returns: are short-term institutions better informed? *Rev. Financ. Stud.* 22: 893-924

## یادداشت‌ها

<sup>1</sup> Volatility