

تأثیر مالکیت سهام‌داران نهادی بر ارزش‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌ها

یحیی حساس‌یگانه^۱، جهانبخش اسدنیآ^۲، سعید حاجی‌زاده^۳

چکیده

هدف این تحقیق بررسی ارزش‌گذاری درست اقلام تعهدی عادی و اختیاری شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در ادامه نیز به بررسی نقش میزان مالکیت سهام‌داران نهادی بر این ارزش‌گذاری پرداخته شده است. انتظار بر این است که سرمایه‌گذاران موجود در بازار در تفسیر درست پایداری اقلام تعهدی شرکت‌ها ناتوان بوده و دچار خطا شوند. به همین منظور داده‌های مربوط به ۱۱۱ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی زمانی بین سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰ با استفاده از رویکرد سیستم معادلات هم‌زمان و آزمون مشکین (۱۹۸۳) بررسی قرار گرفت. نتایج در کل نشان داد اقلام تعهدی عادی و اختیاری شرکت‌ها از سوی سرمایه‌گذاران به درستی ارزش‌گذاری نمی‌شوند و بازار در درک درست پایداری این اقلام ناتوان است. همچنین نتایج نشان داد سهام‌داران نهادی تأثیر معناداری بر ارزش‌گذاری درست اقلام تعهدی اختیاری داشته ولی تأثیر معناداری بر ارزش‌گذاری درست اقلام تعهدی عادی ندارند.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی عادی، اقلام تعهدی اختیاری، خطای ارزش‌گذاری، سهام‌داران نهادی.

۱. استادیار گروه حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی
۲. دکتری حسابداری و مدرس دانشگاه (نویسنده مسئول)
۳. دانشجوی دکتری حسابداری

تاریخ دریافت مقاله: ۹۲/۶/۱۷

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۲/۹/۲۸

* نویسنده‌ی مسئول: جهانبخش اسدنیآ

j.asadnia@gmail.com

مقدمه

از پیچیده‌ترین موضوعات، تشریح فرآیند تصمیم‌گیری افراد و چگونگی قضاوت آن‌ها در سرمایه‌گذاری‌ها می‌باشد و با توجه به احتمال واکنش‌های نادرست و غیرمنطقی سرمایه‌گذاران در ارزش‌گذاری اوراق بهادار و تصور این که شرکت‌های در حال رشد با اقلام تعهدی زیاد، سود زیادی کسب می‌کنند و همچنین واکنش شدید بازار نسبت به رشد شرکت‌ها، به اهمیت بررسی بین رشد شرکت و نابهنجاری اقلام تعهدی و جریان وجوه نقد افزوده است. از دلایل لزوم انجام این پژوهش، بالا بردن درک صحیح سرمایه‌گذاران از اطلاعات موجود در اقلام تعهدی و جریان وجوه نقد می‌باشد که تحقق این امر می‌تواند بهبود کیفیت تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری، افزایش بازدهی سرمایه‌گذاری و تخصیص بهتر منابع اقتصادی را به همراه داشته باشد.

در این تحقیق به بررسی نقش میزان مالکیت سهامداران نهادی در ارزش‌گذاری صحیح اقلام تعهدی عادی و اختیاری پرداخته می‌شود. به بیان دقیق‌تر، ما بررسی می‌کنیم که آیا سرمایه‌گذاران در زمان قیمت‌گذاری اوراق بهادار، درک صحیحی از اطلاعات موجود در اقلام تعهدی و جریان وجوه نقد شرکت‌های با میزان مالکیت سهامداران نهادی بالا نسبت به شرکت‌های با میزان مالکیت سهامداران نهادی پایین برای پیش‌بینی سودهای آتی دارند یا خیر؟

مبانی نظری

سود واحد تجاری یکی از اقلام صورت‌های مالی است که از اهمیت خاصی برای کلیه‌ی استفاده‌کنندگان برخوردار است. در بیانیه‌ی شماره‌ی ۱ از مفاهیم حسابداری مالی گفته می‌شود که «تاکید گزارش‌های مالی بر روی اطلاعاتی است که درباره عملکرد شرکت است که از مجرای محاسبه سود و اجزای تشکیل دهنده‌ی آن ارایه می‌گردد.» سود حسابداری به‌عنوان مهم‌ترین منبع اطلاعاتی درباره‌ی ارزیابی توان سودآوری و جریان‌های نقدی آتی محسوب می‌شود. سود حسابداری به دو جز نقدی و تعهدی تفکیک می‌شود. اقلام تعهدی به‌عنوان تفاوت بین سود حسابداری و جریانانات نقدی عملیاتی تعریف شده است. تعبیر عمومی از اقلام تعهدی زائیده‌ی اعمال متهورانه مدیریت در ثبت و شناسایی رویدادها است.

شناخت ویژگی‌های اقلام تعهدی از جمله پایداری آن یکی از اهداف مهم تحقیقات حسابداری مالی است. اقلام تعهدی محصول مستقیم حسابداری تعهدی است که اساس حسابداری و گزارش‌گری مالی را تشکیل می‌دهد. محور اصلی حسابداری تعهدی شناسایی و اندازه‌گیری دارایی‌ها و بدهی‌ها، همراه با نشان دادن تغییرات غیرنقدی در دارایی و بدهی‌ها است.

یکی از اهداف اصلی تحقیقات در حوزه‌ی حسابداری مالی بررسی چگونگی کمک ارقام تعهدی به تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران است.

ادبیات حسابداری، بیان‌گر رابطه‌ی منفی بین ارقام تعهدی و بازدهی آینده‌ی سهام است. این رابطه‌ی منفی اصطلاحاً «ناپهنجاری ارقام تعهدی»^۱ نامیده می‌شود که اولین بار توسط اسلون (۱۹۹۶) معرفی شد. اسلون نشان داد که شرکت‌های با ارقام تعهدی زیاد، بازده‌های آینده کمی به دست می‌آورد. وی این موضوع را به پایداری کمتر ارقام تعهدی در مقایسه با جز نقدی سود نسبت داد که دلیل آن ذهنیت‌گرایی و قضاوت بیش‌تر در برآورد ارقام تعهدی است. بنابراین، زمانی که جز تعهدی سود بیش‌تر است، سود در دوره‌های آینده کمتر پایدار می‌ماند. از طرفی بیش‌تر سرمایه‌گذاران بر سود شرکت متمرکز هستند و پایداری متفاوت ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی را درک نمی‌کنند. نادیده گرفتن این تفاوت سبب شده است که سرمایه‌گذاران درباره ارزشیابی عملکرد آینده‌ی شرکت‌های با ارقام تعهدی زیاد، بسیار خوش‌بین و درباره‌ی آینده‌ی شرکت‌هایی با ارقام تعهدی کم، بدبین باشند؛ لذا سهام شرکت‌ها به گونه‌ای نادرست و غیرمنطقی ارزش‌گذاری می‌شود. در دوره‌های آینده، به دلیل پایداری کمتر ارقام تعهدی، شرکت‌هایی با حجم زیاد ارقام تعهدی، بازده‌هایی کمتر از حد مورد انتظار کسب خواهند کرد. این دیدگاه به استدلال پایداری معروف است. در واقع، سرمایه‌گذاران به گونه‌ای خام و بی‌تجربه بر سود تمرکز دارند و قادر به شناسای کامل ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی نیستند. این تفسیر «فرضیه‌ی ثبات کارکردی»^۲ نام دارد.

علاوه بر استدلال پایداری، فیرفیلد و همکاران (۲۰۰۳) استدلال رشد را در زمینه‌ی ناپهنجاری ارقام تعهدی^۳ مطرح کرده‌اند. بر مبنای استدلال رشد، افزایش ارقام تعهدی نظیر موجودی کالا، بیان‌گر استفاده‌ی شرکت از فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشد پیش‌رو است. این گونه شرکت‌ها در سال‌های ابتدایی رشد و تکامل به دنبال توسعه‌ی ظرفیت هستند و قاعدتاً به سود و بازدهی مورد نظر در سال‌های اولیه دست نمی‌یابند. در نتیجه بازدهی دارایی‌ها در دوره‌های ابتدایی عملیات کاهش می‌یابد، لذا رشد و توسعه‌ی هر شرکت بر بازدهی آینده‌ی آن اثرگذار است. آشنا نبودن با این موضوع باعث می‌شود سرمایه‌گذاران تصور کنند که شرکت‌های درحال رشد با ارقام تعهدی زیاد، سودهای زیادی به دست می‌آورند؛ به عبارت دیگر، بازار نسبت به رشد هر شرکت بیش از حد واکنش نشان می‌دهد و اوراق بهادار این شرکت‌ها به گونه‌ای نادرست ارزش‌گذاری می‌شود که این امر، ناپهنجاری ارقام تعهدی را در پی دارد.

1. Accrual Anomaly
2. Functional Fixation Hypothesis
3. Accrual Anomaly

تأثیر مالکیت سهامداران نهادی در ارزش‌گذاری درست اجزای سود

تحقیقات پیشین اغلب بر این عقیده‌اند که سهامداران نهادی به‌عنوان سهامداران متخصص و خبره به‌خوبی می‌توانند اجزای گزارش‌های مالی به‌ویژه سود شرکت‌ها را تحلیل و تفسیر نمایند. کی و پترون (۲۰۰۴) در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که تأکید سهامداران نهادی موقت (سهامدارانی که با دید کوتاه مدت اقدام به خرید سهام شرکت‌ها می‌نمایند) بر سودهای فصلی شرکت‌ها می‌باشد و این موضوع سبب می‌شود تا اطلاعات سالانه‌ی شرکت‌ها برای آنان اهمیت چندانی نداشته باشد. آنان همچنین در تحقیق خود به این نکته اشاره کردند که این دسته از سرمایه‌گذاران به‌واسطه‌ی روابطی که با مدیریت شرکت دارند راحت‌تر می‌توانند به اطلاعات خصوصی شرکت در مورد وضعیت سودآوری آتی و یا زیان‌های احتمالی دسترسی پیدا کرده و با توجه به این اطلاعات اقدام به خرید یا فروش سهام شرکت بنمایند. جیامبالو و همکاران (۲۰۰۲) بر این عقیده‌اند که سهامداران نهادی می‌توانند استفاده‌ی بهتری از هر دو دسته اطلاعات دوره جاری و غیرمرتبط با سود برای پیش‌بینی سودهای آتی استفاده نمایند.

علی و همکاران (۲۰۰۴) در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که تغییر در سهامداران نهادی با بازدهی غیرعادی ایجاد شده در هنگام اعلان سودهای آتی فصلی ارتباط دارند و نتیجه‌ی به‌دست آمده این فرضیه را که سهامداران نهادی به اطلاعات درونی شرکت در خصوص سودهای آتی دسترسی دارند، تقویت می‌نماید.

تحقیقات تجربی زیادی شواهدی به‌دست آورده‌اند مبنی بر این که هرچه سهامداران نهادی شرکت بیش‌تر باشند، قیمت سهام منعکس‌کننده‌ی اطلاعات بیش‌تری در خصوص سود شرکت می‌باشد.

آیز و فریمن (۲۰۰۳) نشان دادند که قیمت سهام شرکت‌های با مالکیت نهادی بالا سریع‌تر از سایر شرکت‌ها اطلاعات مربوط به سودهای آتی را در خود نشان می‌دهد. پتروسکی و رواستون (۲۰۰۴) در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که مالکان نهادی می‌توانند روند تأثیر اخبار سودهای آتی بر قیمت سهام شرکت را تسریع بخشند. کولینز و همکاران (۲۰۰۳) در تحقیق خود نشان دادند که اقلام تعهدی شرکت‌های با سهامداران نهادی زیاد که همچنین دارای منافع بلندمدت در شرکت هستند، با سرعت بیش‌تری بر قیمت سهام شرکت تأثیر می‌گذارد. بومر و کلی (۲۰۰۹) در تحقیقی به بررسی ارتباط میان مالکیت نهادی و کارایی اطلاعاتی مرتبط با قیمت سهام شرکت‌ها پرداختند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که سهامداران نهادی و فعالیت‌های تجاری آنان هر دو عواملی هستند که بر کارایی قیمت سهام شرکت موثر می‌باشند.

بارون و مگینک (۲۰۰۹) به شواهدی دست یافتند مبنی بر تایید فرضیه‌ی سهام‌داران ساده‌لوح. نتایج تحقیق آنان نشان داد کج قیمت‌گذاری جریان وجه نقد شرکت برای سهام‌داران ساده‌لوح وجود دارد و این در حالی است که سهام‌داران متخصص و خبره کم‌تر در قیمت‌گذاری جریان وجه نقد شرکت دچار اشتباه می‌شوند. همچنین در تحقیقی که در کشور چین توسط دنگ و ژو (۲۰۱۱) انجام شد به این نتیجه انجامید که سهام‌داران نهادی توانایی بالاتری در انتخاب سهام در بازار دارند.

پیشینه‌ی تحقیق

اسلوان (۱۹۹۶) اولین محققی است که بیان می‌کند سرمایه‌گذاران به گونه‌ای اوراق بهادار را قیمت‌گذاری می‌کنند که گویی آن‌ها اطلاعات موجود در اقلام تعهدی (جریان وجه نقد) را برای پیش‌بینی سودهای آتی، بیش‌تر (کم‌تر) از واقع موثر می‌دانند (یا به اصطلاح قیمت‌گذاری اشتباه انجام می‌دهند). وی دریافت، با اتخاذ سیاست سرمایه‌گذاری بلند مدت در سهام شرکت‌هایی با اقلام تعهدی کم و اتخاذ سیاست سرمایه‌گذاری کوتاه مدت در سهام شرکت‌هایی با اقلام تعهدی زیاد، می‌توان بازدهی غیرعادی آتی عمده‌ای کسب نمود. وی با آزمون پورتفوی تامینی، پیش‌بینی‌های خود را مورد آزمون قرار داد و به نتایج پیش‌بینی شده رسید ولی در این مسیر جریان وجه نقد را کنترل ننمود.

در دهه‌ی اخیر، مبحث نابهنجاری‌های اقلام تعهدی ارایه شده توسط اسلوان (۱۹۹۶) تا حد زیادی مورد توجه محققین دانشگاهی قرار گرفته است و مطالعات زیادی در این زمینه، درک ما را از نابهنجاری اقلام تعهدی افزایش داده‌اند. برای مثال، خی (۲۰۰۱) دریافت که نابهنجاری اقلام تعهدی در گام نخست ناشی از کج قیمت‌گذاری^۱ اقلام تعهدی اختیاری (غیرعادی) است. کالینز، گنگ و هریبار (۲۰۰۳) دریافتند که در شرکت‌هایی با درصد مالکیت نهادی بیش‌تر، نسبت به شرکت‌هایی که درصد مالکان نهادی کم‌تری دارند، کج قیمت‌گذاری اقلام تعهدی کم‌تری به چشم می‌خورد.

مطالعات سال‌های اخیر، به بررسی نقش جریان وجه نقد در توضیح توانایی اقلام تعهدی در پیش‌بینی بازده‌های آتی پرداخته‌اند. دسای، راجگوبال و ونکاتاچالام (۲۰۰۴) و بیور حدس می‌زنند که نابهنجاری اقلام تعهدی ممکن است یک نابهنجاری فریبنده و پنهان باشد. آن‌ها دریافتند که جریان وجه نقد عملیاتی درست مانند معیارهای سنتی نابهنجاری (مانند نسبت‌های ارزش دفتری با ارزش بازار سهام و نسبت سود به قیمت)، کج قیمت‌گذاری مرتبط به اقلام تعهدی را

1. Mispricing

شرح می‌دهد. به‌صورت دقیق‌تر، توان توضیح ارقام تعهدی برای پیش‌بینی بازده‌های آتی دقیقاً با توان توضیح متغیر جریان وجوه نقد برای پیش‌بینی بازده‌های آتی قابل استنتاج است. کوپر و همکاران (۲۰۰۸) اعتقاد بر این است که واکنش غیرمنطقی سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات ارقام تعهدی به علت جنبه‌ی سرمایه‌گذاری این ارقام است. از آنجایی که ارقام تعهدی محاسبه شده از طریق تغییرات غیرنقدی سرمایه در گردش به‌عنوان معیاری برای رشد/ سرمایه‌گذاری شرکت محسوب می‌شود؛ بنابراین سرمایه‌گذاران افزایش در ارقام تعهدی را نشانه‌ی مثبتی در شرکت توصیف نموده و سودآور شرکت را خوش‌بینانه پیش‌بینی می‌نمایند و برعکس کاهش در ارقام تعهدی را نشان منفی در شرکت توصیف نموده و سودآوری آتی شرکت را بدبینانه پیش‌بینی می‌کنند.

فدیک و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی و آزمون فرضیه‌ی ثبات پرداختند. بر اساس این فرضیه، نابهنجاری ارقام تعهدی مبتنی بر قیمت‌گذاری نادرست در نتیجه تمرکز سرمایه‌گذاران بر سود بدون در نظر گرفتن ماهیت برگشت‌پذیر ارقام تعهدی است و با برگشت ارقام تعهدی در دوره‌ی آینده، قیمت‌گذاری نادرست بازار تصحیح می‌شود. نتایج بررسی نشان می‌دهد که بین ارقام تعهدی و بازده‌ی آینده سهام ارتباط منفی هست و با برگشت ارقام تعهدی اختیاری در دوره‌های آینده، این رابطه‌ی منفی حذف می‌شود.

کون و ویکی (۲۰۰۸) به بررسی رابطه‌ی بین کیفیت سود و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای پرداختند. نتایج پژوهش آنان حاکی از این است که در شرکت‌های دارای کیفیت سود پایین نرخ بازده‌ی سهام و نرخ بازده‌ی دارایی‌ها کمتر است و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای آن‌ها نسبت به جریان‌های نقدی داخلی، حساسیت کم‌تری نشان می‌دهد. دیچو و همکاران (۲۰۰۸) پایداری و قیمت‌گذاری اجزای نقدی سود را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند اجزای پایدارتر سود، رابطه‌ی معناداری با قیمت سهام دارد.

هائو (۲۰۰۹) در تحقیقی با عنوان تأثیر طول چرخه عملیاتی بر پایداری ارقام تعهدی و قیمت‌گذاری نادرست ارقام تعهدی به بررسی این موضوع پرداخت که آیا پایداری متفاوت ارقام تعهدی و قیمت‌گذاری نادرست آن‌ها به دلیل چرخه‌های عملیاتی متفاوت می‌تواند باشد و نشان داد طول چرخه‌های عملیاتی طولانی‌تر روی پایداری ارقام تعهدی و قیمت‌گذاری ناصحیح آن تأثیر می‌گذارد و همچنین نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که چرخه‌ی عملیاتی طولانی‌تری دارند از پایداری کم‌تر ارقام تعهدی برخوردار می‌باشند نتایجی که به‌دست آورده براساس تئوری اسلون می‌باشد این تئوری بیان می‌کند پایداری متفاوت ارقام تعهدی باعث خطاهایی در برآورد ارقام تعهدی می‌شود، علاوه بر این آزمون کارآیی بازار نشان می‌دهد که

قیمت‌گذاری ناصحیح ارقام تعهدی برای شرکت‌های با چرخه‌های عملیاتی طولانی‌تر بیش‌تر است.

لی (۲۰۱۰) در بررسی اثر رقابت بازار بر کیفیت افشای داوطلبانه اطلاعات، دریافت رقابت و جب افزایش کیفیت افشای داوطلبانه اطلاعات می‌شود. همچنین نتیجه‌ی تحقیق او نشان داد شرکت‌های بزرگ در مقابل شرکت‌های کوچک که توان رقابتی بالایی دارند، کیفیت افشای کم‌تری در مقایسه با شرکت‌های کوچک دارند.

لی و وانگ (۲۰۱۰) به بررسی کیفیت گزارش‌گری مالی و کارآیی سرمایه‌گذاری در کشور چین پرداختند. آن‌ها شاخص کیفیت گزارش‌گری مالی را شاخص کیفیت ارقام تعهدی و شاخص مدیریت سود در نظر گرفتند. نتیجه پژوهش آن‌ها بیان‌گر آن بود، شاخص کیفیت ارقام تعهدی با سطح پایین سرمایه‌گذاری رابطه‌ای معکوس دارد همچنین شاخص مدیریت سود با سطح بالای سرمایه‌گذاری رابطه‌ای معکوس دارد.

وو و ژانگ (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا نابهنجاری‌های بازار سرمایه ناشی از عامل ریسک یا قیمت‌گذاری نادرست است. آن‌ها در این پژوهش متغیرهایی نظیر B/M ، اندازه، انتشار سرمایه، رشد دارایی‌ها، ارقام تعهدی و احتمال ورشکستگی را در نظر گرفتند. نتایج پژوهش نشان داد که بازده‌های اضافی، که بر اساس این متغیرها توسط سرمایه‌گذاران است.

خواجوی و ناظمی (۱۳۸۴) نیز در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین سود و بازدهی سهام پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که میانگین بازدهی سهام شرکت‌ها، تحت تاثیر میزان ارقام تعهدی و اجزای مربوط به آن قرار نمی‌گیرد. به عبارت دیگر نمی‌توان پذیرفت که بین میانگین بازدهی شرکت‌هایی که ارقام تعهدی آن‌ها به کم‌ترین و بیش‌ترین میزان گزارش می‌شود، اختلاف معنی‌داری وجود دارد.

رضازاده و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی نقش تحریفات حسابداری در کاهش پایداری ارقام تعهدی پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تحریفات حسابداری در کاهش پایداری ارقام تعهدی عاملی مهم است؛ همچنین رشد فروش، پایداری ارقام تعهدی را کاهش، و استفاده کارآمد از دارایی‌ها، پایداری ارقام تعهدی را افزایش می‌دهد.

مشایخی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی نابهنجاری ارقام تعهدی و نابهنجاری هزینه‌های سرمایه‌ای پرداختند. آن‌ها از طریق بررسی عملکرد پرتفوی‌های تشکیل شده بر هزینه‌های سرمایه‌ای و ارقام تعهدی دریافتند که نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای در بازار سرمایه‌ی

ایران وجود دارد، ولی از هم جدا است و سرمایه‌گذاران با به‌کارگیری هم‌زمان هر دو ناپهنجاری به جای فقط استفاده از یک ناپهنجاری، بازده‌های بیش‌تری کسب می‌کنند. حقیقت و ایرانشاهی (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی نقش سرمایه‌گذاری اقلام تعهدی، رابطه بین اقلام تعهدی با چهار ویژگی رشد شرکت یعنی رشد تعداد تولید رشد مقدار فروش، رشد دارایی ثابت و تامین مالی خارجی را مورد بررسی قرار دادند و نتایج بررسی نشان داد، بین اقلام تعهدی و معیارهای رشد شرکت رابطه‌ی مثبت و معناداری هست.

فرضیه‌های تحقیق

فرضیه‌ی اول تحقیق به نحو زیر بیان می‌شود:

فرضیه‌ی اول: ارزش‌گذاری نادرست اقلام تعهدی اختیاری بیش از اقلام تعهدی عادی می‌باشد.

هم‌چنین با توجه به مطالب بیان شده انتظار بر این است با توجه به این‌که سهامداران نهادی توانایی بالاتری در درک اجزای سود دارند (علی و همکاران، ۲۰۰۴ و کی و پترونی، ۲۰۰۴) و هم‌چنین این‌که سهامداران نهادی بیش‌تر منجر به به‌موقع‌تر اطلاعات سود در قیمت سهام می‌شود (آیز و فریمن، ۲۰۰۳ و پتروسکنی و رول استون، ۲۰۰۴ و یان و ژانگ، ۲۰۰۹) در نتیجه سهامداران نهادی با دقت بالاتری می‌توانند پایداری اقلام تعهدی را ارزش‌گذاری کرده و این در حالی است که سهامداران جزء چنین توانایی را در این حد ندارند. در نتیجه فرضیه‌ی دوم تحقیق به‌صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه‌ی دوم: هرچه میزان مالکیت سهامداران نهادی شرکت بیش‌تر باشد، ارزش‌گذاری نادرست اقلام تعهدی عادی آن کم‌تر است.

تحقیقات قبلی انجام شده نشان داده سهامداران خبره و آگاه نسبت به مدیریت کردن سود از خود عکس‌العمل نشان می‌دهند. بالسام و همکاران (۲۰۰۲) در تحقیق خود به این نکته پی بردند که سهامداران نهادی نقش بسیار بااهمیتی در تعیین و زمان‌بندی واکنش بازار نسبت به مدیریت سود از سوی شرکت‌ها دارند. هم‌چنین آنان به این نتیجه رسیدند که سهامداران نهادی سریعاً نسبت به مدیریت اقلام تعهدی از سوی شرکت واکنش نشان می‌دهند. آنان فرض کردند که سهامداران نهادی توانایی در مهارت‌های تحلیلی دارند و بهتر می‌توانند اقلام تعهدی را به اجزای اختیاری و غیراختیاری تفکیک نمایند. هم‌چنین از دیگر دلایل می‌توان به این مرد اشاره کرد که سهامداران نهادی دارای منابع اطلاعاتی به‌موقع‌تر و بیش‌تری نظیر کنفرانس‌های داخلی شرکت‌ها

و همچنین گفتگوهای خصوصی با مدیریت شرکت دارند (کی و پترونی، ۲۰۰۴) که این موضوع سبب می‌شود تا سریع‌تر به اطلاعات شرکت دسترسی پیدا کرده و سریعاً فعالیت‌های دستکاری سود را شناسایی و از خود عکس‌العمل نشان دهند. در نتیجه انتظار بر این است که سهام‌داران نهادی نسبت به سایر سهام‌داران توانایی بالاتری در ارزش‌گذاری درست ارقام تعهدی اختیاری داشته باشند. اگر چه لازم به توضیح است ارتباط میان ارقام تعهدی اختیاری و سودهای آتی شرکت‌ها بسیار پیچیده‌تر از ارتباط میان ارقام تعهدی عادی و سودهای آتی می‌باشد و وجود سهام‌داران نهادی به‌طور کامل نمی‌تواند ارزش‌گذاری نادرست ارقام تعهدی را مرتفع سازد. بنابراین فرضیه‌ی سوم تحقیق به‌صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه‌ی سوم: هرچه میزان مالکیت سهام‌داران نهادی شرکت بیش‌تر باشد، ارزش‌گذاری نادرست ارقام تعهدی اختیاری آن کم‌تر است.

جامعه و نمونه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری تحقیق، کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله‌ی زمانی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰ است. در این تحقیق، برای تعیین نمونه‌ی آماری از روش نمونه‌گیری به صورت هدفمند استفاده شد؛ بدین صورت که در هر مرحله از بین کلیه‌ی شرکت‌های موجود در پایان سال ۱۳۸۱، شرکت‌هایی که دارای شرایط زیر نباشند، حذف شده و شرکت‌های باقی‌مانده برای انجام آزمون انتخاب شدند:

- شرکت‌ها باید در طول دوره مورد بررسی تداوم فعالیت داشته باشند.
 - نمونه‌ی آماری شامل شرکت‌های تولیدی و صنعتی باشد.
 - شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها به انتهای اسفند ماه ختم می‌شود.
- که در نهایت پس از طی مراحل مزبور تعداد ۱۱۱ شرکت برای نمونه جهت انجام آزمون فرضیه‌های تحقیق انتخاب شدند.

مدل‌های تحقیق

با توجه به چارچوب نظری و پیشینه‌ی تحقیق، مدل اولیه‌ی تحقیق برای تفکیک افلاک تعهدی کل به دو جز عادی و اختیاری به شرح زیر معرفی می‌گردد:

مدل شماره (۱)

$$(ACC_{it}/A_{it-1}) = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{it-1}) + \alpha_2((\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it})/A_{it-1}) + \alpha_3(PPE_{it}/A_{it-1}) + \delta_{it}$$

در فرمول مزبور؛ ACC ارقام تعهدی کل می باشد که از تفاوت میان سود عملیاتی و جریان وجه نقد عملیاتی محاسبه می شود؛ A مجموع دارایی ها؛ ΔREV تغییرات درآمد فروش؛ ΔREC تغییرات حساب های دریافتی؛ PPE دارایی های ثابت و تجهیزات شرکت. i نماد شرکت مورد نظر و t سال مورد نظر تعریف شده است.

همچنین برای آزمون فرضیه اول تحقیق از مدل های زیر استفاده می شود:

مدل پیش بینی

$$INC_{t+1} = \beta_1 + \beta_2 CFO_t + \beta_3 NACC_t + \beta_4 DACC_t + \varepsilon_t$$

مدل ارزشیابی

$$RET_{t+1} = \delta(\beta_1^* INC_{t+1} - \beta_2^* CFO_t - \beta_3^* NACC_t - \beta_4^* DACC_t) + \varepsilon_t$$

که در این مدل ها داریم:

INC درآمد فروش، CFO جریان وجه نقد عملیاتی، $NACC$ ارقام تعهدی عادی و $DACC$

ارقام تعهدی اختیاری و RET نیز برابر بازدهی سالانه ی سهام شرکت می باشد.

هدف این فرضیه مقایسه ی ضرایب مربوط به ارقام تعهدی عادی و اختیاری در دو مدل می باشد به عبارت دیگر هدف بررسی آماری $\beta_3 = \beta_3^*$ و $\beta_4 = \beta_4^*$ می باشد. با توجه به این که هدف، بررسی تفاوت میان ضرایب موجود در دو مدل بالا به صورت همزمان می باشد. برای تخمین همزمان دو مدل بالا لازم است تا از روش سیستم معادلات همزمان^۱ استفاده شود. همچنین باید بیان شود که مدل دوم، به این دلیل که ضریب δ از تراکنش میان سایر ضرایب متغیرهای موجود در مدل محاسبه می شود یک مدل غیرخطی می باشد. پس از تخمین همزمان معادلات برای بررسی فرضیه ی مورد نظر از آزمون مشکین استفاده می شود. در حسابداری برای بررسی این موضوع که آیا انتظارات ذهنی بازار از سود و اجزای آن (در فرآیند شکل گیری قیمت سهام) با انتظارات عینی از سود و اجزایش (با توجه به اطلاعات تاریخی) یکسان است یا خیر، از آزمون مشکین (۱۹۸۳) استفاده می شود. آزمون مشکین (۱۹۸۳) به فرضیه انتظارات عقلایی^۲ معروف است که در آن به بررسی درک بازار از متغیرهای حسابداری پرداخته می شود. لازم به توضیح است که فرضیه های صفر و مقابل در آزمون مشکین به صورت زیر می باشند:

فرض صفر: محدودیت مربوط به ضرایب مورد بررسی در مدل های پیش بینی و ارزش گذاری، از

لحاظ آماری تفاوت معناداری با یکدیگر ندارند. عبارت دیگر ضریب به دست آمده در دو مدل، از

لحاظ آماری با یکدیگر برابرند.

1. Simultaneous Equations
2. Rational Expectation Hypothesis

فرض مقابل: محدودیت مربوط به ضرایب مورد بررسی در مدل‌های پیش‌بینی و ارزش‌گذاری، از لحاظ آماری تفاوت معناداری با یکدیگر دارند. به عبارت دیگر ضریب به‌دست آمده در دو مدل، از لحاظ آماری با یکدیگر متفاوتند.
آماره‌ی آزمون مذکور به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LR = 2N \ln \left(\frac{SSR^c}{SSR^u} \right)$$

که در آن N تعداد مشاهدات، SSR^c مجموع مربعات باقی‌مانده‌های سیستم مقید و SSR^u مجموع مربعات باقی‌مانده‌های سیستم نامقید است. زمانی که تعداد مشاهدات بالاست، آماره‌ی میسکین دارای توزیع χ^2 با درجه‌ی آزادی برابر تعداد محدودیت‌های سیستم است.
هم‌چنین برای آزمون فرضیه‌ی دوم و سوم تحقیق از مدل‌های زیر استفاده می‌شود:
مدل پیش‌بینی

$$\begin{aligned} INC_{t+1} = & \beta_1 + \beta_2 CFO_t + \beta_3 NACC_t + \beta_4 DACC_t + \beta_5 INSOWN_t \\ & + \beta_6 (CFO \times INSOWN)_t + \beta_7 (NACC \times INSOWN)_t \\ & + \beta_8 (DACC \times INSOWN)_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

مدل ارزشیابی

$$\begin{aligned} RET_{t+1} = & \delta(\beta_0^* INC_{t+1} - \beta_1^* - \beta_2^* CFO_t - \beta_3^* NACC_t - \beta_4^* DACC_t - \\ & \beta_5^* INSOWN_t - \beta_6^* (CFO \times INSOWN)_t - \beta_7^* (NACC \times INSOWN)_t - \\ & \beta_8^* (DACC \times INSOWN)_t) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

که در این مدل‌ها نیز داریم: $INSOWN$ درصد مالکیت سهام‌داران نهادی و مابقی متغیرها قبلاً توضیح داده شده‌اند.

هدف فرضیه‌ی دوم مقایسه ضرایب مربوط به اقلام تعهدی عادی در دو مدل می‌باشد به عبارت دیگر هدف بررسی آماری $\beta_7 = \beta_7^*$ می‌باشد. و هدف فرضیه‌ی سوم نیز مقایسه‌ی ضرایب مربوط به اقلام تعهدی اختیاری در دو مدل می‌باشد به عبارت دیگر هدف بررسی آماری $\beta_8 = \beta_8^*$ می‌باشد. که برای این کار نیز از آزمون میسکین استفاده می‌شود.

نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها

در ادامه نتایج مربوط به تجزیه و تحلیل داده‌ها ارائه شده است. لازم به توضیح است که ابتدا اقلام تعهدی کل به اجزای عادی و اختیاری تفکیک شده سپس به بررسی و آزمون فرضیه‌های تحقیق پرداخته شده است.

تفکیک اقلام تعهدی کل به اجزای اقلام تعهدی عادی و اقلام تعهدی اختیاری

برای محاسبه‌ی اقلام تعهدی اختیاری، مدل (۱) برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل مذکور به روش داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی در جدول ۱ ارائه شده است.

معناداری آماره‌ی F چاو (۱/۳۷) و آماره‌ی هاسمن (۲۷/۰۰۵) نشان می‌دهد که مدل (۱) می‌بایست به روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت برآورد شود. نتایج ارائه شده به روش مذکور نشان می‌دهد که ضریب متغیر $(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it})/A_{it-1}$ (۰/۰۷۱) و ضریب متغیر PPE_{it}/A_{it-1} (-۰/۳۶۸) و ضریب متغیر $1/A_{it-1}$ (۱۲۷۸۱/۴) معنا دارند. معناداری آماره فیشر (۲/۱۹۶) در سطح ۱٪ حاکی از معناداری کلی مدل است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل حدود ۱۳٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند.

جدول ۱: نتایج برآورد مدل (۱) جهت تفکیک اقلام تعهدی کل

$$(ACC_{it}/A_{it-1}) = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{it-1}) + \alpha_2((\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it} - \Delta INV_{it})/A_{it-1}) + \alpha_3(PPE_{it}/A_{it-1}) + \delta_{it}$$

متغیر	ضریب	آماره‌ی تی استیودنت	معناداری
عرض از مبدا	۰/۱۰۲	۶/۳۶	۰/۰۰۰
$1/A_{it-1}$	۱۲۷۸۱/۴	۴/۴	۰/۰۰۰
$(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it})/A_{it-1}$	۰/۰۷۱	۲/۵۴	۰/۰۱۱
PPE_{it}/A_{it-1}	-۰/۳۶۸	-۹/۲	۰/۰۰۰
آماره‌ی F چاو (معناداری)	۱/۳۷ (۰/۰۱)		
آماره‌ی هاسمن (معناداری)	۲۷/۰۰۵ (۰/۰۰۰)		
نوع برآورد	داده‌های تابلویی با اثرات ثابت		
آماره‌ی F فیشر (معناداری)	۲/۱۹۶ (۰/۰۰۰)		
ضریب تعیین	۰/۱۳۲		
آماره‌ی دوربین واتسون	۲/۰۵۶		

پس از برآورد مدل (۱)، با استفاده از ضرایب به‌دست آمده و متغیرهای مستقل، اقلام تعهدی غیراختیاری محاسبه شده است و با کسر نمودن اقلام تعهدی غیراختیاری از کل اقلام تعهدی، اقلام تعهدی اختیاری محاسبه گردیده است.

آمار توصیفی

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود نتایج آمار توصیفی متغیرهای تحقیق نشان داده شده است.

جدول ۲: آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
اقلام تعهدی عادی	۰/۰۵۵	۰/۰۶۷	۰/۲۵۳	-۰/۷۶۶	۰/۰۶
اقلام تعهدی اختیاری	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۱۴	۲/۰۶	-۱/۶۸	۰/۱۹
سهام‌داران نهادی	۰/۳۸۲	۰/۲۵	۰/۹۷	۰/۰۵	۰/۳۳۶
سود خالص	۰/۲۰۹	۰/۱۸	۲/۱۲	-۰/۲۶۱	۰/۱۸۱
بازدهی سالانه	۰/۱۹	۰/۱۰	۳/۱۱	-۰/۹۹۷	۰/۵۸

با توجه به نتایج به دست آمده از آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق می‌توان بیان کرد که کلیه متغیرها از توزیع مناسبی برخوردار هستند.

آزمون فرضیه اول

هدف از تدوین فرضیه اول، بررسی تفاوت ارزش‌گذاری اقلام تعهدی عادی در مقابل ارزش‌گذاری اقلام تعهدی اختیاری می‌باشد. حال به منظور بررسی این فرضیه، از آزمون مشکین استفاده شده است. برای آزمون مشکین لازم است تا ابتدا دو مدل زیر به صورت هم‌زمان تخمین زده شوند.

مدل پیش‌بینی

$$INC_{t+1} = \beta_1 + \beta_2 CFO_t + \beta_3 NACC_t + \beta_4 DACC_t + \varepsilon_t$$

مدل ارزشیابی

$$RET_{t+1} = \delta(\beta_1^* INC_{t+1} - \beta_2^* CFO_t - \beta_3^* NACC_t - \beta_4^* DACC_t) + \varepsilon_t$$

در ادامه نتایج برآورد هم‌زمان دو مدل آرایه شده در بالا آرایه شده است.

جدول ۳: نتایج برآورد سیستم معادلات

مدل ارزشیابی				مدل پیش‌بینی			
معناداری	آماره‌ی تی استیودنت	مقدار	ضریب	معناداری	آماره‌ی تی استیودنت	مقدار	ضریب
۰/۲۹	-۱/۰۵۷	-۰/۰۵۶	β_1^*	۰/۰۰۰	۵/۹۴	۰/۰۵۹	β_1
۰/۰۰۰	۵/۹	۰/۹۹	β_2^*	۰/۰۰۰	۱۹/۱۹	۰/۶۰۳	β_2
۰/۰۰۱	۳/۴۹	۱/۷۳	β_3^*	۰/۰۰۰	۸/۸۴	۰/۸۵۵	β_3
۰/۰۰۰	۶/۰۹	۱/۲۹	β_4^*	۰/۰۰۰	۱۸/۰۸	۰/۵۴۹	β_4
۰/۰۰۰	۵/۷۰۳	۰/۸۰۵	δ				

حال با توجه به این‌که در این فرضیه به بررسی توانایی بازار در درک درست پایداری اقلام تعهدی در شرکت‌ها پرداخته شده است، در نتیجه محدودیت مورد بررسی در معادلات بالا، برابری هم‌زمان ضریب پایداری اقلام تعهدی عادی و اختیاری در دو معادله‌ی ارزش‌گذاری و پیش‌بینی به‌صورت هم‌زمان می‌باشد که این کار از طریق آزمون مشکین انجام شده است. نتایج آزمون مشکین در زیر ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون مشکین

محدودیت مورد بررسی	تفاضل	آماره‌ی خی دو	سطح احتمال
$\beta_3 = \beta_3^*$	۰/۸۸	۳/۰۱۹	۰/۰۸۲
$\beta_4 = \beta_4^*$	۰/۷۳	۱۱/۸۵	۰/۰۰۱

با توجه به نتیجه‌ی به‌دست آمده در خصوص تفاوت ضریب متغیر اقلام تعهدی عادی در دو مدل به‌صورت هم‌زمان می‌توان بیان کرد که این فرض در سطح خطای ۱۰ درصد تایید می‌شود و می‌توان گفت که بازار در ارزش‌گذاری درست پایداری اقلام تعهدی عادی ناتوان است. به عبارت دیگر ارزش‌گذاری بازار از اقلام تعهدی عادی متفاوت از ارزش‌گذاری واقعی آن (با توجه به اطلاعات صورت‌های مالی) می‌باشد. نتیجه‌ی به‌دست آمده در خصوص تفاوت ضریب متغیر اقلام تعهدی اختیاری در دو مدل به‌صورت هم‌زمان نیز نشان می‌دهد که این فرض در سطح خطای ۱ درصد مورد تایید قرار نمی‌گیرد و می‌توان گفت که بازار در ارزش‌گذاری درست پایداری اقلام تعهدی اختیاری ناتوان است. به عبارت دیگر ارزش‌گذاری بازار از اقلام تعهدی اختیاری متفاوت از ارزش‌گذاری واقعی آن می‌باشد. با توجه به نتیجه‌ی به‌دست آمده از ارزش‌گذاری اقلام تعهدی عادی و اختیاری می‌توان بیان کرد که خطای ارزش‌گذاری در مورد اقلام تعهدی عادی (۰/۸۸) بیش از خطای ارزش‌گذاری در مورد اقلام تعهدی اختیاری (۰/۷۳) می‌باشد و در نتیجه فرضیه‌ی اول تحقیق مورد تایید قرار نمی‌گیرد.

فرضیه‌ی دوم و سوم

هدف از تدوین فرضیه‌ی دوم و سوم، بررسی ارزش‌گذاری اقلام تعهدی عادی و اختیاری در شرکت‌های با میزان مالکیت سهام‌داران نهادی مختلف می‌باشد. به منظور بررسی این فرضیه‌ها، از آزمون مشکین استفاده شده است. برای آزمون مشکین لازم است تا دو مدل زیر به‌صورت هم‌زمان تخمین زده شوند.

مدل پیش‌بینی

$$INC_{t+1} = \beta_1 + \beta_2 CFO_t + \beta_3 NACC_t + \beta_4 DACC_t + \beta_5 INSOWN_t + \beta_6 (CFO \times INSOWN)_t + \beta_7 (NACC \times INSOWN)_t + \beta_8 (DACC \times INSOWN)_t + \varepsilon_t$$

مدل ارزشیابی

$$RET_{t+1} = \delta(\beta_0^* INC_{t+1} - \beta_1^* - \beta_2^* CFO_t - \beta_3^* NACC_t - \beta_4^* DACC_t - \beta_5^* INSOWN_t - \beta_6^* (CFO \times INSOWN)_t - \beta_7^* (NACC \times INSOWN)_t - \beta_8^* (DACC \times INSOWN)_t) + \varepsilon_t$$

حال برای تخمین هم‌زمان دو مدل بالا لازم است تا از روش سیستم معادلات هم‌زمان^۱ استفاده شود که نتایج آن در زیر ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد سیستم معادلات

مدل ارزش‌گذاری				مدل پیش‌بینی			
معناداری	آماره‌ی تی استیودنت	مقدار	ضریب	معناداری	آماره‌ی تی استیودنت	مقدار	ضریب
۰/۰۷	-۱/۸۳	-۰/۱۴۹	β_1^*	۰/۰۰۰	۵/۲۴	۰/۰۷۷	β_1
۰/۰۰۰	۴/۲۴	۱/۰۶	β_2^*	۰/۰۰۰	۹/۵۷	۰/۴۴۲	β_2
۰/۰۰۰	۳/۵۶	۲/۶۵	β_3^*	۰/۰۰۰	۶/۰۹	۰/۸۴۳	β_3
۰/۰۰۰	۴/۵۹	۱/۲۲	β_4^*	۰/۰۰۰	۹/۶۸	۰/۴۵۹	β_4
۰/۱۰۵	-۱/۶۲	-۰/۲۶	β_5^*	۰/۱۰۴	-۱/۶۳	-۰/۰۵	β_5
۰/۶۷۱	۰/۴۲۵	۰/۲۰۴	β_6^*	۰/۰۰۰	۴/۷۹	۰/۴۵۹	β_6
۰/۰۷۲	۱/۸۰۲	۲/۶۲	β_7^*	۰/۵۶۵	-۰/۵۷۶	-۰/۱۹۴	β_7
۰/۹۲۵	-۰/۰۹۵	-۰/۰۴۹	β_8^*	۰/۰۸	۱/۷۵	۰/۱۸۸	β_8
۰/۰۰۰	۵/۷۳	۰/۸۲۳	δ				

حال با توجه به این که در این فرضیه‌ها به بررسی توانایی بازار در درک درست پایداری اقلام تعهدی عادی و اختیاری در شرکت‌ها با توجه به میزان متفاوت مالکیت سهام‌داران نهادی پرداخته شده است، در نتیجه محدودیت مورد بررسی در معادلات بالا، برابری هم‌زمان ضریب پایداری اقلام تعهدی عادی و اختیاری در دو معادله‌ی ارزش‌گذاری و پیش‌بینی به صورت هم‌زمان می‌باشد که این کار از طریق آزمون مشکین انجام شده است. نتایج آزمون مشکین در زیر ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون مشکین

سطح احتمال	آماره ی خی دو	تفاضل	محدودیت مورد بررسی	
۰/۰۶	۳/۳۵	-۲/۸	$\beta_7 = \beta_7^*$	فرضیه ی دوم
۰/۶۵۶	۰/۱۹۸	۰/۲۳۷	$\beta_8 = \beta_8^*$	فرضیه ی سوم

با توجه به نتیجه ی به دست آمده در خصوص تفاوت ضریب متغیر ارقام تعهدی عادی با توجه به میزان مالکیت سهامداران نهادی در دو مدل به صورت همزمان می توان بیان کرد که این فرض در سطح خطای ۱۰ درصد مورد تایید قرار نمی گیرد و می توان گفت که بازار در ارزش گذاری درست پایداری ارقام تعهدی عادی ناتوان است. به عبارت دیگر ارزش گذاری بازار از ارقام تعهدی عادی متفاوت از ارزش گذاری واقعی آن (با توجه به اطلاعات صورت های مالی) می باشد. در نتیجه فرضیه ی دوم تحقیق مورد تایید قرار نمی گیرد.

نتیجه ی به دست آمده در خصوص تفاوت ضریب متغیر ارقام تعهدی اختیاری با توجه به میزان مالکیت سهامداران نهادی در دو مدل به صورت همزمان نیز نشان می دهد که این فرض در سطح خطای ۵ درصد مورد تایید قرار می گیرد و می توان گفت که بازار درک درستی از ارزش گذاری ارقام تعهدی اختیاری دارد. به عبارت دیگر ارزش گذاری بازار از ارقام تعهدی اختیاری منطبق بر ارزش گذاری واقعی آن می باشد. در نتیجه فرضیه ی سوم تحقیق مورد تایید قرار می گیرد.

نتیجه گیری

هدف این تحقیق بررسی ارزش گذاری درست ارقام تعهدی عادی و اختیاری شرکت های بورس اوراق بهادار تهران می باشد. در ادامه نیز به بررسی نقش میزان مالکیت سهامداران نهادی بر این ارزش گذاری پرداخته شده است. انتظار بر این است که سرمایه گذاران موجود در بازار در تفسیر درست پایداری ارقام تعهدی شرکت ها ناتوان بوده و دچار خطا شوند. به همین منظور داده های مربوط به شرکت های عضو بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد سیستم معادلات همزمان و آزمون مشکین (۱۹۸۳) بررسی قرار گرفت. نتایج در کل نشان داد ارقام تعهدی عادی و اختیاری شرکت ها از سوی سرمایه گذاران به درستی ارزش گذاری نمی شوند و بازار درک درست پایداری این ارقام ناتوان است. به عبارت دیگر استنباط بازار از میزان پایداری ارقام تعهدی عادی و اختیاری متفاوت از میزان پایداری واقعی این گونه ارقام می باشد. از دلایل این موضوع وان به این مورد اشاره کرد اعتقاد بر این است که واکنش غیرمنطقی سرمایه گذاران

نسبت به تغییرات ارقام تعهدی به علت جنبه سرمایه‌گذاری این ارقام است. از آن جایی که ارقام تعهدی محاسبه شده از طریق تغییرات غیرنقدی سرمایه در گردش به‌عنوان معیاری برای رشد و سرمایه‌گذاری شرکت محسوب می‌شود؛ بنابراین سرمایه‌گذاران افزایش در ارقام تعهدی را نشانه‌ی مثبتی در شرکت توصیف نموده و سودآور شرکت را خوش‌بینانه پیش‌بینی می‌نمایند و برعکس کاهش در ارقام تعهدی را نشان منفی در شرکت توصیف نموده و سودآوری آتی شرکت را بدبینانه پیش‌بینی می‌کنند که این موضوع سبب خطای ارزش‌گذاری این‌گونه ارقام می‌شود. همچنین نتایج نشان داد سهام‌داران نهادی تاثیر معناداری بر ارزش‌گذاری درست ارقام تعهدی اختیاری داشته ولی تاثیر معناداری بر ارزش‌گذاری درست ارقام تعهدی عادی ندارند. در این خصوص نیز می‌توان بیان کرد با توه به این‌که سهام‌داران نهادی تا حدود زیادی نسبت به سایر سهام‌داران از تخصص و تجربه کافی برخوردار می‌باشند و اغلب تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری آنان منطقی‌تر و با توجه به اطلاعات وسیع‌تری است که در اختیار دارند در نتیجه می‌توانند درک بهتری از پایداری ارقام تعهدی شرکت‌ها شوند و ارزش‌گذاری خطای کم‌تری مرتکب می‌شود. هرچند همان‌طور که قبلاً نیز بیان شد نباید از نظر دورداشت که با توجه به مکانیزم و پیچیدگی‌های خاص سیستم‌های حسابداری شرکت‌ها و استفاده از برآورد و تخمین در خصوص اطلاعات و ارقام تعهدی همیشه میزانی از خطا در تصمیم‌گیری‌ها نمایان می‌شود و این خطا تا حدود زیادی غیرقابل اجتناب بوده و نمی‌توان به‌راحتی نیز آن را برآورد نمود و در تصمیم‌گیری‌ها لحاظ کرد.

پیشنهاد برای تحقیقات آتی

در این تحقیق، ارزش‌گذاری اجزای سود در کلیه‌ی شرکت‌های نمونه انجام شد و مقایسه‌ای در کار نبود. محققان می‌توانند موضوعات مقایسه‌ای زیر را مورد بررسی قرار دهند:

بررسی ارزش‌گذاری سود و اجزای آن در شرکت‌های رشدی و غیررشدی

بررسی ارزش‌گذاری سود و اجزای آن در شرکت‌های ورشکسته و غیرورشکسته (با وضعیت بحرانی و غیربحرانی)

بررسی تاثیر ریسک مواجهه با بحران‌های مالی (ورشکستگی) بر ارزش‌گذاری سود و اجزای آن

منابع

حقیقت، ح.، و ایرانشاهی، ع. (۱۳۸۹). ”بررسی واکنش سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران به جنبه‌های پایداری ارقام تعهدی“. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، (۵)، ۴۶-۶۱.

خواجوی، ش.، ناظمی، ا. (۱۳۸۴). ”بررسی ارتباط بین کیفیت سود و بازدهی سهام با تاکید بر نقش ارقام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران“. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، (۴۰)، ۳۷-۶۰.

رضازاده، ج.، و رحیم‌پور، م.، و نصیری، م. (۱۳۸۹). ”نقش تحریفات موقت حسابداری در کاهش پایداری اقلام تعهدی“. فصل‌نامه‌ی دانش حسابداری، سال دوم، (۴)، ۸۷-۱۰۱.

مشایخی، ب.، فدایی‌نژاد، م.، و کلاته‌رحمانی، ر. (۱۳۸۹). ”مخارج سرمایه‌ای، اقلام تعهدی و بازده سهام“. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوم، (۱)، ۶۵-۸۰.

Ali, A. Durtschi, C. Lev, B. and Trombley, M. (2004). “Changes in Institutional Ownership and Subsequent Earnings Announcement Abnormal Returns”. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 19: 221-248.

Ashiq Ali, D.D. Lee-Seok, H. and Trombley, M.A. (2000). “Accruals and Future Stock Returns: Tests of the Naive Investor Hypothesis”. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 15: 161-181.

Ayers, B.C. and Freeman, R.N. (2003). “Evidence that Analyst Following and Institutional Ownership Accelerate the Pricing of Future Earnings”. *Review of Accounting Studies*, 8 (1): 47-67.

Balsam, S. Bartov, E. and Marquardt, C. (2002). “Accruals Management, Investor Sophistication, and Equity Valuation: Evidence from 10-Q Filings”. *Journal of Accounting Research*, 40 (4): 987-1012.

Barone, G.J. and Magilke, M.J. (2009). “An Examination of the Effects of Investor Sophistication on the Pricing of Accruals and Cash Flows”. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 24: 385-414.

Boehmer, E. and Kelley, E.K. (2009). “Institutional Investors and the Informational Efficiency of Prices”. *The Review of Financial Studies*, 22 (9): 3563-3594.

Bradshaw, M.T. Richardson, S.A. and Sloan, R.G. (2001). “Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals?”. *Journal of Accounting Research*, 39 (1): 45-74.

Collins, D.W. Gong, G.J. and Hribar, P. (2003). “Investor Sophistication and the Mispricing of Accruals”. *Review of Accounting Studies*, 8 (2-3): 251-276.

Collins, D.W. and Hribar, P. (2000). “Earnings-based and Accrual-based Market Anomalies: One Effect or Two?”. *Journal of Accounting and Economics*, 29 (1): 101-123.

- Dechow, P. and Ge, W. (2006). "The Persistence of Earnings and Cash Flows and the Role of Special Items: Implications for the Accrual Anomaly". *Review of Accounting Studies*, 11 (2): 253-296.
- Deng, Y. and Xu, Y. (2011). "Do institutional investors have superior stock selection ability in China?". *China Journal of Accounting Research*, 4 (3): 107-119.
- Fairfield, P.M. Whisenant, S. and Yohn, T.L. (2003). "The Differential Persistence of Accruals and Cash Flows for Future Operating Income Versus Future Profitability". *Review of Accounting Studies*, 8 (2-3): 221-243.
- Jiambalvo, J. Rajgopal, S. and Venkatachalam, M. (2002). "Institutional Ownership and the Extent to which Stock Prices Reflect Future Earnings". *Contemporary Accounting Research*, 19 (1): 117-145.
- Ke, B. and Petroni, K. (2004). "How Informed Are Actively Trading Institutional Investors? Evidence from their Trading Behavior before a Break in a String of Consecutive Earnings Increases". *Journal of Accounting Research*, 42 (5): 895-927.
- Lev, B. and Nissim, D. (2006). "The Persistence of the Accruals Anomaly". *Contemporary Accounting Research*, 23 (1): 193-226.
- Li, Y. Niu, J. Zhang, R. and Largay, J.A. (2011). "Earnings Management and the Accrual Anomaly: Evidence from China". *Journal of International Financial Management and Accounting*, 22 (3): 205-245.
- Pincus, M. Rajgopal, S. and Venkatachalam, M. (2007). "The Accrual Anomaly: International Evidence". *The Accounting Review*, 82 (1): 169-203.
- Piotroski, J.D. and Roulstone, D.T. (2005). "Do Insider Trades Reflect both Contrarian Beliefs and Superior Knowledge about Future Cash Flow Realizations?". *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1): 55-81.
- Richardson, S.A. Sloan, R.G. Soliman, M.T. and Tuna, I. (2006). "The Implications of Accounting Distortions and Growth for Accruals and Profitability". *The Accounting Review*, 81 (3): 713-743.
- Sloan, R.G. (1996). "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?". *The Accounting Review*, 71 (3): 289-315.
- Thomas, J.K. and Zhang, H. (2002). "Inventory Changes and Future Returns". *Review of Accounting Studies*, 7 (2-3): 163-187.

Thomas, W.B. (1999). "A test of the Market's Mispricing of Domestic and Foreign Earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 28 (3): 243-267.

Xie, H. (2001). "The Mispricing of Abnormal Accruals". *The Accounting Review*, 76 (3): 357-373.

Yan, X. and Zhang, Z. (2009). "Institutional Investors and Equity Returns: Are Short-Term Institutions Better Informed?". *The Review of Financial Studies*, 22 (2): 893-924.

Zhang, X.F. (2007). "Accruals, Investment, and the Accrual Anomaly". *Accounting Review*, 82 (5): 1333-1363.