

مجله دانش حسابداری / سال سوم / ش ۹ / تابستان ۱۳۹۱ / ص ۱۰۱ تا ۱۲۲

تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام

دکتر داریوش فروغی*

دکتر هادی امیری**

نرگس حمیدیان***

تاریخ پذیرش: ۹۱/۳/۲۷

تاریخ دریافت: ۸۹/۴/۵

چکیده

در این پژوهش، ضمن بررسی ارتباط بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام به بررسی تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام پرداخته شده است. بدین منظور، نمونه‌ای شامل ۸۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار گرفت. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از تحلیل رگرسیون تک متغیره و چندگانه به روش داده‌های تلفیقی استفاده شده است.

نتایج بررسی نشان داد که ارتباط معکوس و معناداری بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام (نابهنجاری اقلام تعهدی) وجود دارد؛ هم‌چنین بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه

* استادیار گروه حسابداری دانشگاه اصفهان.

** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان.

*** کارشناس ارشد حسابداری.

نویسنده مسئول مقاله: داریوش فروغی (Email: foroghi@ase.ui.ac.ir)

بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام تأثیر دارد؛ به عبارت دیگر با ورود این متغیر به الگوی پژوهش، ارتباط معکوس و معنادار اقلام تعهدی و بازده آینده سهام از بین می‌رود.

واژه‌های کلیدی: نابهنجاری اقلام تعهدی، بازده نامشهود، استدلال پایداری، استدلال رشد.

مقدمه

از مهمترین اقدامات در حوزه سرمایه گذاری، تخصیص بهینه منابع و کسب حداکثر بازدهی است. بنابراین، هر سرمایه گذار برای حفظ و افزایش سرمایه خود به اطلاعاتی درباره عوامل مؤثر بر بازده سهام نیاز دارد. پس از معرفی الگوی قیمت گذاری داراییهای سرمایه ای^۱ (CAPM)، پژوهشگران در مطالعات خود به ارتباط بین متغیرهایی نظیر نسبت سود به قیمت، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اقلام تعهدی با بازده سهام پی بردند. این موارد با عنوان نابهنجاریهای بازار^۲ در ادبیات معاصر مطرح است. نابهنجاریهای بازار، نتایج پژوهشهای تجربی است که با نظریه‌های قیمت گذاری داراییها ناسازگار است. این نابهنجاریها، نشاندهنده ناکارآمدی بازار یانارسایی در الگوهای قیمت گذاری داراییها است (زاج^۳، ۲۰۰۳). در این میان، ارتباط منفی و معنادار اقلام تعهدی با بازده آینده سهام با عنوان نابهنجاری اقلام تعهدی در سال ۱۹۹۶ توسط اسلون در ادبیات حسابداری مطرح شده است که به پژوهشهای متعدد و دیدگاه‌های متفاوتی در زمینه علت این نابهنجاری منجر گردیده است؛ از جمله می‌توان به استدلال پایداری^۴ و رشد^۵ اشاره کرد. علاوه بر این دیدگاه‌ها اخیراً دیدگاه بازده نامشهود دوره‌های قبل در زمینه نابهنجاری اقلام تعهدی مطرح شده است. در این پژوهش سعی شده است علاوه بر بررسی وجود نابهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران به بررسی تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه اقلام تعهدی و بازده آینده سهام پرداخته شود.

مبانی نظری پژوهش

ادبیات حسابداری، بیانگر رابطه‌ای منفی بین ارقام تعهدی و بازده آینده سهام است. این رابطه منفی اصطلاحاً «نابهنجاری ارقام تعهدی» نامیده می‌شود که اولین بار توسط اسلون (۱۹۹۶) معرفی شد. مطالعه اسلون نشان داد که پرتفوی شرکتهایی با ارقام تعهدی زیاد، بازده‌های آینده کمی به دست می‌آورد. وی این موضوع را به پایداری^{۱۱} کمتر ارقام تعهدی در مقایسه با جزء نقدی سود نسبت داد که دلیل آن ذهنیت گرای و قضاوت بیشتر در برآورد ارقام تعهدی است. بنابراین، زمانی که جزء 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 ارزیابی عملکرد آینده شرکتهای با ارقام تعهدی زیاد، بسیار خوشبین و درباره آینده 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 و شرکتهایی با ارقام تعهدی کم، بازده‌هایی بیش از حد مورد انتظار کسب خواهند کرد. این دیدگاه به استدلال پایداری معروف است. در واقع، سرمایه‌گذاران به گونه‌ای خام و بی تجربه بر سود تمرکز دارند و قادر به شناسایی کامل اطلاعات قلام تعهدی و جریانهای نقدی نیستند. این تفسیر «فرضیه ثبات»^{۱۲} نام دارد (ژانگ^{۱۳}، ۲۰۰۷). به دنبال نتایج کار اسلون (۱۹۹۶)، پژوهشهای مختلفی در مورد با ارقام تعهدی و بازده سهام صورت گرفته است؛ برای مثال، مطالعاتی نظیر زای^{۱۴} (۲۰۰۱)، زاچ (۲۰۰۳)، کرفت و همکاران^{۱۵} (۲۰۰۶)، کور^{۱۶} (۲۰۰۶) و فدییک و همکاران^{۱۷} (۲۰۱۱) در بررسی علت نابهنجاری ارقام تعهدی به قیمت گذاری نادرست ارقام تعهدی توسط سرمایه‌گذاران اشاره می‌کنند.

علاوه بر استدلال پایداری، فیرفیلد و همکاران^{۱۸} (۲۰۰۳) استدلال رشد را در زمینه نابهنجاری ارقام تعهدی مطرح کرده‌اند. بر مبنای استدلال رشد، افزایش ارقام تعهدی نظیر

موجودی کالا، بیانگر استفاده شرکت از فرصتهای سرمایه گذاری و رشد پیش رو است. این گونه شرکتها در سالهای ابتدایی رشد و تکامل به دنبال توسعه ظرفیت هستند و قاعدتا به سود و بازدهی مورد نظر در سالهای اولیه دست نمی‌یابند. در نتیجه بازده داراییها در دوره‌های ابتدایی عملیات کاهش می‌یابد؛ لذا رشد و توسعه هر شرکت بر بازدهی آینده آن اثر گذار است. آشنا نبودن با این موضوع باعث می‌شود سرمایه گذاران تصور کنند که شرکتها در حال رشد با اقلام 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، نابهنجاری اقلام تعهدی را در پی دارد (فیرفیلد و همکاران، ۲۰۰۳).

مطالعات پیشین تنها تغییرات در اقلام تعهدی دوره جاری را در ارتباط با تغییرات در بازده آینده سهام آزمون می‌کنند و فقط عوامل و ویژگیهای شناخته شده در دوره جاری را نظیر اندازه شرکت که بر بازده سهام تأثیرگذار است، مدنظر قرار می‌دهند؛ لذا اگر بازده‌های اضافی کسب شده با اطلاعات دوره قبل مرتبط باشد، امکان برگشت بازده در افق بلندمدت نادیده گرفته می‌شود. در صورتی که اقلام تعهدی با ویژگیها و اطلاعات دوره قبل مرتبط باشد، نادیده گرفتن این موضوع سبب ایجاد نتایج گمراه کننده در ارتباط بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام خواهد شد (ریساتک، ۲۰۱۰). شواهد ارائه شده توسط کوتاری و همکاران^۹ (۲۰۰۶) حاکی است که بازده‌های اضافی ایجاد شده با شناخت و ایجاد اقلام تعهدی در دوره قبل مرتبط است. آنها معتقدند شرکتهایی که در طی چهار سال گذشته، اقلام اختیاری زیادی را شناسایی کرده‌اند، در سال جاری بازده‌های اضافی مثبتی کسب می‌کنند ولی در سالهای آینده، روند کسب بازده معکوس می‌شود. الگوی ارائه شده توسط کوتاری و همکاران (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که سرمایه گذاران به طور قوی نسبت به اطلاعات مرتبط با شناخت و ایجاد اقلام تعهدی اختیاری در دوره‌های قبل واکنش نشان می‌دهند؛ با وجود این، نوع اطلاعاتی که سرمایه گذاران نسبت به آنها واکنش نشان می‌دهند و در ارزشگذاری قیمت سهام منظور می‌کنند، در مطالعه مذکور مشخص نیست.

ریساتک (۲۰۱۰) به منظور بررسی اطلاعاتی که سرمایه گذاران در دوره‌های ایجاد ارقام تعهدی در قیمت سهام منظور می‌کنند، با استفاده از اطلاعات مشهود و نامشهود^{۲۰}، که توسط دنیل و تیمن^{۲۱} (۲۰۰۶) معرفی شد، دیدگاهی جدید در زمینه نابهنجاری ارقام تعهدی عرضه کرد.

اطلاعات اثرگذار بر قیمت سهام به دو دسته اطلاعات مشهود و نامشهود قابل تفکیک است. اطلاعات مشهود (نظیر سود عملیاتی) دربردارنده اطلاعاتی درباره عملکرد گذشته و حال هر شرکت است که از طریق معیارها و اعداد و ارقام حسابداری در صورتهای مالی انعکاس می‌یابد. اطلاعات دیگر (نظیر فرصتهای سرمایه گذاری سودآور آینده) که خبرهایی درباره عملکرد آینده شرکت عرضه می‌کند، ولی از طریق اعداد و ارقام و معیارهای حسابداری نظیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M)^{۲۲} قابل اندازه‌گیری نیست، اطلاعات نامشهود تلقی می‌شود. با توجه به اینکه کل اطلاعات در قیمت و بازده سهام انعکاس یافته است، بازده تحقق یافته هر سهم دربردارنده اطلاعات مشهود و نامشهود یا به عبارتی بازده مشهود و بازده نامشهود است (دنیل و تیمن، ۲۰۰۶).

نتایج پژوهش دنیل و تیمن (۲۰۰۶) نشان داد که بازده نامشهود دوره‌های قبل می‌تواند بر بازده آینده سهام تأثیرگذار باشد؛ لذا این امکان هست که رابطه منفی بین ارقام تعهدی و بازده آینده سهام ناشی از نادیده گرفتن یا به عبارتی حذف بازده نامشهود دوره‌های قبل باشد. ریساتک (۲۰۱۰) در تشریح نابهنجاری ارقام تعهدی به پیروی از مطالعه دنیل و تیمن (۲۰۰۶)، بازده سهام را به دو جزء تفکیک کرد. وی از طریق رگرسیون بازده سهام بر متغیرهایی نظیر ارقام تعهدی، ارقام غیرتعهدی، انتشار سرمایه^{۲۳} و B/M، باقیمانده الگو را به عنوان بازده نامشهود در نظر گرفت. بازده نامشهود می‌تواند منعکس کننده اطلاعاتی درباره آینده و فرصتهای رشد آینده شرکت باشد که توسط معیارهای حسابداری در دوره‌های شناخت ارقام تعهدی، شناسایی و اندازه‌گیری نشده است. نتایج پژوهش وی نشان داد که نابهنجاری ارقام تعهدی در نتیجه نادیده گرفتن متغیر بازده نامشهود دوره‌های قبل در بررسی رابطه بین ارقام تعهدی و بازده آینده سهام است و به محض این که این

متغیر در الگوی پژوهش وارد می‌شود، رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده سهام حذف می‌شود. برخلاف ادبیات پیشین، که بیانگر اشتباه سرمایه گذاران در استفاده از اطلاعات اقلام تعهدی است در دیدگاه بازده نامشهود، نابهنجاری اقلام تعهدی به دلیل واکنش سرمایه گذاران نسبت به اطلاعاتی است که در دوره‌های شناخت و اندازه گیری اقلام تعهدی مدنظر قرار نگرفته است.

مروری بر پیشینه پژوهش

فدیک و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی و آزمون فرضیه ثبات پرداختند. بر اساس این فرضیه، نابهنجاری اقلام تعهدی مبتنی بر قیمت گذاری نادرست در نتیجه تمرکز سرمایه گذاران بر سود بدون در نظر گرفتن ماهیت برگشت پذیر اقلام تعهدی است و با برگشت اقلام تعهدی در دوره آینده، قیمت گذاری نادرست بازار تصحیح می‌شود. نتایج بررسی نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام ارتباط منفی هست و با برگشت اقلام تعهدی اختیاری در دوره‌های آینده، این رابطه منفی حذف می‌شود.

وو و ژانگ^{۲۴} (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی این موضوع پرداختند که آیا نابهنجاریهای بازار سرمایه ناشی از عامل ریسک یا قیمت گذاری نادرست است. آنها در این پژوهش متغیرهایی نظیر B/M، اندازه، انتشار سرمایه، رشد داراییها، اقلام تعهدی و احتمال ورشکستگی را در نظر گرفتند. نتایج پژوهش نشان داد که بازده‌های اضافی، که بر اساس این متغیرها ایجاد می‌شود نه به دلیل عامل ریسک، بلکه ناشی از قیمت گذاری نادرست این متغیرها توسط سرمایه گذاران است. هرشلیفر و همکاران^{۲۵} (۲۰۱۰) در پژوهشی به بررسی عامل ریسک در نابهنجاری اقلام تعهدی پرداختند. آنها در این پژوهش، علاوه بر متغیرهای الگوی سه عاملی فاما و فرنچ، یک متغیر به نام CMA را به عنوان عامل ریسک نیز در نظر گرفتند. آنها CMA را تفاوت بین بازده پرتفوهایی با اقلام تعهدی کم (شرکتهای محافظه کار) و بازده پرتفوهایی با اقلام تعهدی زیاد، تعریف کردند. نتایج نشان داد که اقلام تعهدی حتی پس از کنترل عامل CMA نیز می‌تواند بازده‌های آینده را پیش بینی کند و ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام را نمی‌توان به عوامل ریسک نسبت داد.

ریساتک (۲۰۱۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر نابهنجاری اقلام تعهدی پرداخت. وی از طریق رگرسیون بازده سهام بر متغیرهایی نظیر اقلام تعهدی، اقلام غیرتعهدی، انتشار سرمایه و B/M، باقیمانده الگو را به عنوان بازده نامشهود در نظر گرفت. مطالعه وی نشان داد که بین اقلام تعهدی و بازده سهام رابطه معکوسی هست؛ همچنین با وارد کردن متغیر بازده نامشهود دوره‌های قبل به الگوی رگرسیونی، رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام از بین می‌رود. رایبر و یهودا^{۲۶} (۲۰۰۸) در پژوهشی به این موضوع پرداختند که در چه موقعیتی استدلال رشد و پایداری برای قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی کاربرد دارد. آنها از طریق رگرسیون بازده سهام بر اقلام تعهدی و جریانهای نقد نشان دادند که اطلاعات اقلام تعهدی بیشتر با ویژگیهای رشد و اطلاعات جریانهای نقدی با پایداری سود مرتبط است.

رضازاده و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی نقش تحریفات حسابداری در کاهش پایداری اقلام تعهدی در بازه زمانی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۷ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تحریفات حسابداری در کاهش پایداری اقلام تعهدی عاملی مهم است؛ همچنین رشد فروش، پایداری اقلام تعهدی را کاهش، و استفاده کارآمد از داراییها، پایداری اقلام تعهدی را افزایش می‌دهد. مشایخی و همکاران (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی نابهنجاری اقلام تعهدی و نابهنجاری هزینه‌های سرمایه‌ای در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۰ پرداختند. آنها از طریق بررسی عملکرد پرتفویهای تشکیل شده بر هزینه‌های سرمایه‌ای و اقلام تعهدی دریافتند که نابهنجاری اقلام تعهدی و نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای در بازار سرمایه ایران وجود دارد، ولی از هم جدا است و سرمایه‌گذاران با به کارگیری همزمان هر دو نابهنجاری به جای فقط استفاده از یک نابهنجاری، 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 تأمین مالی خارجی را در بازه زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۸ مورد بررسی

قرار دادند. نتایج بررسی نشان داد، بین اقلام تعهدی و معیارهای رشد شرکت رابطه مثبت و معناداری هست. کلاته رحمانی (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی نسبت جریانهای نقد عملیاتی به قیمت (OCF/P) در ارتباط با نابهنجاری اقلام تعهدی پرداخت. نتایج این پژوهش در بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۵ نشان داد که هرچند قدرت توضیح دهندگی اقلام تعهدی اختیاری برای بازدهی آینده در حضور متغیر کنترل (OCF/P) از بین می‌رود، این قدرت توضیح دهندگی توسط متغیر کنترل در بر گرفته نمی‌شود (ضریب متغیر کنترل در رگرسیون از لحاظ آماری معنادار نیست).

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به بررسی ادبیات پژوهش و مطالعات انجام شده در زمینه نابهنجاری اقلام

تعهدی، فرضیه‌های این پژوهش به شرح زیر است:

- ۱- اقلام تعهدی با بازده آینده سهام رابطه معکوس دارد.
- ۲- بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه اقلام تعهدی و بازده آینده سهام تأثیر دارد.

جامعه آماری، نمونه آماری و بازه زمانی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش، شامل تمام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸ است. در این پژوهش، نمونه‌گیری با استفاده از روش حذفی نظام‌مند انجام شده است؛ لذا نمونه انتخابی شامل تمام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که شرایط زیر را دارا باشند:

۱. سال مالی آنها به ۲۹ اسفند ماه هر سال منتهی باشد.
۲. طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
۳. اطلاعات صورتهای مالیاتی از سال ۱۳۷۸ به طور کامل و پیوسته در دسترس باشد.
۴. جزء شرکتهای سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند.
۵. شرکتهای باید در بازه زمانی پژوهش دارای ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام مثبت و خالص داراییهای عملیاتی مثبت باشند.

برای انتخاب شرکتهای نمونه ابتدا کل شرکتهای پذیرفته شده در بورس انتخاب شدند؛ سپس شرکتهای سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی از جامعه آماری حذف گردید. در ادامه سایر محدودیتها بر تعداد شرکتهای موجود لحاظ شد. در انتها ۸۰ شرکت که دارای این شرایط باشند در بازه زمانی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸ انتخاب شدند.

روش پژوهش و چگونگی محاسبه متغیرها

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی، و از نظر ماهیت از نوع توصیفی-همبستگی است. در این پژوهش متغیر وابسته، بازده آینده سهام و متغیرهای مستقل شامل اقلام تعهدی و بازده نامشهود دوره‌های قبل (ppir) است. متغیرهای کنترلی شامل انتشار سرمایه (iss)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (B/M) و بازده نامشهود دوره جاری (cpir)^{۲۷} است. در این پژوهش با توجه به پژوهش ریساتک (۲۰۱۰) و هم‌چنین به منظور رفع واریانس ناهمسانی و هم خطی بین متغیرها از لگاریتم متغیرها استفاده شده است. ابتدا مطابق پژوهش ریساتک (۲۰۱۰) از رگرسیونهای مقطعی بر مبنای روابط (۱) و (۲) برای محاسبه متغیرهای بازده نامشهود دوره‌های قبل (ppir) و بازده نامشهود دوره جاری (cpir) استفاده شده است:

$$Ret_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 bm_{i,t-1} + \gamma_2 TACC_{i,t} + \gamma_3 NTACC_{i,t} + \gamma_4 iss_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

$$Ret_{i,(t-5, t-1)} = \gamma_0 + \gamma_1 bm_{i,(t-5)} + \gamma_2 \Delta \log(B)_{i,(t-5, t-1)} + \gamma_3 iss_{i,(t-5, t-1)} + u_{i,(t-5, t-1)} \quad (2)$$

در این روابط، $Ret_{i,t}$ ، لگاریتم بازده سهام در پایان سال t ؛ $Ret_{i,(t-5, t-1)}$ ، لگاریتم بازده سهام بین سالهای $t-1$ و $t-5$ ؛ $bm_{i,(t-1)}$ ، لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال $t-1$ ؛ $bm_{i,(t-5)}$ ، لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال $t-5$ ؛ $TACC_{i,t}$ ، کل اقلام تعهدی در سال t و $NTACC_{i,t}$ ، کل اقلام غیر تعهدی در سال t است. در این الگو بازده سهام از طریق رابطه (۳) محاسبه شده است:

$$R_{it} = \frac{(1+\alpha)P_{i,t} - P_{i,t-1} - \alpha(1000) + (1+\alpha)D_{i,t}}{P_{i,t-1} + \alpha(1000)} \quad (3)$$

که در آن $R_{i,t}$ بازده سهام شرکت i در دوره t ؛ $P_{i,t}$ ، قیمت سهام شرکت i در انتهای دوره؛ $P_{i,t-1}$ ، قیمت سهام شرکت i در ابتدای دوره؛ $D_{i,t}$ ، سود نقدی هر سهم طی دوره و α ، درصد سهام جایزها است.

در این پژوهش بر اساس مطالعه ریچاردسون و همکاران^{۲۸} (۲۰۰۶) معیار اقلام تعهدی، خالص داراییهای عملیاتی، و از طریق رابطه (۴) محاسبه شده است:

$$TACC_t = \log \left(\frac{NOA_t}{NOA_{t-1}} \right) \quad (4)$$

NOA، خالص داراییهای عملیاتی که به شرح رابطه (۵) به دست آمده است:

$$(5) \quad \text{بدیهیهای عملیاتی} - (\text{داراییهای عملیاتی}) = \text{خالص داراییهای عملیاتی}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{سرمایه گذارهای کوتاه مدت و بلندمدت + وجه نقد} - (\text{کل داراییها}) = \text{داراییهای عملیاتی} \\ \text{بدیهیهای جاری} - (\text{بدیهیهای مالی}) = \text{بدیهیهای عملیاتی} \end{array} \right.$$

اقلام غیر تعهدی طبق پژوهش ریساتک (۲۰۱۰) از طریق رابطه (۶) محاسبه شده است:

$$NTACC_t = \Delta \log(B)_{t-1,t} - TACC_t \quad (6)$$

که در آن $\Delta \log(B)_{t-1,t}$ ، تغییرات لگاریتم ارزش دفتری است که به شرح رابطه (۷)

محاسبه شده است:

$$\Delta \log(B)_{t-1,t} = \log \left(\frac{B_t}{B_{t-1}} \right) \quad (7)$$

که در آن $\log \left(\frac{B_t}{B_{t-1}} \right)$ لگاریتم ارزش دفتری در پایان سال t تقسیم بر ارزش دفتری

در سال $t-1$ و $iss_{i,t}$ ، متغیر انتشار سرمایه در سال t است. متغیر انتشار سرمایه در سال t ،

طبق پژوهش ریساتک (۲۰۱۰) از طریق رابطه (۸) به دست آمده است:

$$iss_t = \Delta \log(M)_{t-1,t} - \log(\text{ret})_t \quad (8)$$

که در آن $\Delta \log(M)_{t-1,t}$ ، تغییرات لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بین سال t و $t-1$ ؛ $\log(\text{ret})_t$ ، لگاریتم بازده سهام در سال t و $\text{iss}_{i,(t-5,t-1)}$ ، متغیر انتشار سرمایه بین سالهای $t-1$ و $t-5$ است.

متغیر فوق بر اساس پژوهش ریساتک (۲۰۱۰) از طریق رابطه (۹) محاسبه شده است:

$$\text{iss}_{t-1,t-5} = \Delta \log(M)_{t-1,t-5} - \text{Log}(\text{ret})_{t-1,t-5} \quad (9)$$

که در آن $\Delta \log(M)_{t-1,t-5}$ ، تغییرات لگاریتم در ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بین سالهای $t-1$ و $t-5$ ؛ $\text{Log}(\text{ret})_{t-1,t-5}$ ، لگاریتم بازده سهام بین سال $t-1$ و $t-5$ ؛ $\Delta \log(B)_{i,(t-5,t-1)}$ ، تغییرات لگاریتم ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بین سالهای $t-1$ و $t-5$ ؛ $u_{i,t} = \text{cpir}$ ، بازده نامشهود دوره جاری؛ و $u_{i,(t-5,t-1)} = \text{ppir}$ ، بازده نامشهود دوره قبل است.

باقیمانده این الگوها، بیانگر بازدههایی است که از طریق متغیرهای مورد استفاده در الگوهای رگرسیونی قابل توضیح نبوده، و به عنوان بازده نامشهود در نظر گرفته شده است. متغیر ppir متغیر مستقل و متغیر cpir متغیر کنترلی است. به این ترتیب، در هر سال دو رگرسیون مقطعی (۱) و (۲) برآورد شده است. باقیمانده الگوی رگرسیونی (۱) به عنوان بازده نامشهود دوره جاری (cpir) و باقیمانده الگوی رگرسیونی (۲) به عنوان بازده نامشهود دوره‌های قبل (ppir) در نظر گرفته شده است. با توجه به دوره پژوهش، که از سالهای ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸ است برآورد رگرسیونهای مقطعی از سال ۱۳۸۷ شروع می‌شود و تا سال ۱۳۸۳ ادامه می‌یابد به گونه‌ای که داده‌های چهار سال قبل از سال ۱۳۸۳ (یعنی سال ۱۳۷۸) در دسترس باشد. در مجموع ده رگرسیون مقطعی برآورد شده است. از آنجا که بازده آینده سهام برای بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ در نظر گرفته شده است، رگرسیونهای مقطعی از سال ۱۳۸۷ برآورد گردیده است.

دلیل و تیمن (۲۰۰۶) برای محاسبه بازده نامشهود با اشاره به اینکه آثار B/M بر بازده سهام در نتیجه واکنش بیش از اندازه سرمایه گذاران نسبت به عملکرد گذشته شرکت است که این بیش واکنش طی پنج سال برملا، و روند قیمت‌ها معکوس می‌شود، این دوره پنج

ساله را به یک دوره یکساله (دوره جاری) و یک دوره چهار سال قبل تقسیم بندی کردند. در این پژوهش نیز به پیروی از مطالعه دنیل و تیمن (۲۰۰۶) و ریساتک (۲۰۱۰) از همین شیوه برای محاسبه متغیرهای پژوهش به منظور به دست آوردن بازده نامشهود استفاده شده است.

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوی رگرسیونی به شرح رابطه (۱۰) استفاده شده است:

$$Ret_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 TACC_{i,t} + \beta_2 bm_{i,(t-5)} + \beta_3 ciss_{i,(t-1,t)} + \beta_4 piss_{i,(t-5,t-1)} + \beta_5 cpir_{i,t} + \beta_6 ppir_{i,t-1} + \varepsilon_0 \quad (10)$$

در این رابطه، $Ret_{i,t+1}$ ، لگاریتم بازده سهام در پایان سال $TACC_{i,t;t+1}$ ، کل اقلام تعهدی در سال t ؛ $bm_{i,(t-5)}$ ، لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال $t-5$ ؛ $ciss_{i,t;t-5}$ ، متغیر انتشار سرمایه در سال t ؛ $piss_{i,(t-5,t-1)}$ ، متغیر انتشار سرمایه بین سالهای $t-1$ و $t-5$ ؛ $cpir_{i,t;t-5}$ ، بازده نامشهود دوره جاری؛ $ppir_{i,t-1}$ ، بازده نامشهود دوره قبل؛ ε_0 ، خطای الگو است.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

آمار توصیفی مرتبط با متغیرهای محاسبه شده به شرح جدول شماره (۱) است:

جدول شماره ۱: آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

انحراف معیار	میانگین	حداکثر	حداقل	نماد	نام متغیر
۰/۱۹۳۷۵۹	۰/۰۲۹۵۴	۰/۷۶۱۶۲۰	۰/۵۶۸۴۷	<i>Ret</i>	بازده سهام
۰/۱۸۹۱۷۸	۰/۰۷۹۴۶	۱/۶۳۰۳۹۹	-۰/۷۵۱۰۶	<i>TAC</i> <i>C</i>	اقلام تعهدی
۰/۳۶۷۵۵۲	-۰/۵۴۸۹۹	۰/۱۴۹۲۳۰	-۱/۷۲۵۲۰	<i>bm</i>	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۰۵۰۳۲۹	-۰/۰۴۳۸۱	۰/۲۸۸۷۲۵	-۰/۲۷۱۸۱	<i>ciss</i>	انتشار سرمایه دوره جاری
۰/۰۹۴۴۲۵	-۰/۱۳۰۶۴	۰/۱۹۳۰۷۳	-۰/۵۷۳۲۸	<i>piss</i>	انتشار سرمایه دوره‌های قبل
۰/۱۶۵۴۸۷	۰/۰۰۰۸۹	۰/۶۲۰۷۶۵	-۰/۴۴۴۳۷	<i>cpir</i>	بازده نامشهود دوره جاری
۰/۲۵۴۱۶۵	-۰/۰۰۰۱۷	۰/۹۴۲۸۸	-۱/۲۳۴۱۳	<i>ppir</i>	بازده نامشهود دوره‌های قبل

همان‌طور که در بخش روش پژوهش بیان شد در محاسبه متغیرها از لگاریتم استفاده شده از آنجا که لگاریتم اعداد اعشاری منفی است، برخی از آماره‌های محاسبه شده در جدول شماره (۲) منفی بیان شده است. قبل از آزمون فرضیه‌های پژوهش آزمون نرمال بودن متغیرها انجام شد. نتایج بیانگر نرمال بودن متغیرها بود. نمونه‌ای از نتایج این آزمون در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

جدول شماره ۲: نتایج آزمون نرمال بودن برای متغیر بازده سهام

	بازده ۸۵	بازده ۸۶	بازده ۸۷	بازده ۸۸
آماره جارک - برا	۱/۰۷	۵/۱	۰/۲۶	۲/۱۸
سطح معناداری	۰/۵۸۴	۰/۰۷۷	۰/۸۷	۰/۳۳

با توجه به جدول شماره (۲) مشاهده می‌شود که سطح معناداری آماره جارک - برا بیش از ۰/۰۵ است که نشان‌دهنده عادی بودن بازده سهام است. برای باقیمانده‌های الگوهای مقطعی نیز آزمون نرمال انجام شد که نتایج بیانگر عادی بودن است.

چگونگی آزمون فرضیه اول

برای آزمون فرضیه اول، رابطه بین متغیرهای بازده آینده سهام و ارقام تعهدی به پیروی از پژوهش ریساتک (۲۰۱۰) بر مبنای الگوی رگرسیونی تک متغیره (۱۱) مورد بررسی قرار گرفته است:

$$Ret_{i,t+1} = \alpha + \beta TACC_{i,t} + \varepsilon_0 \quad (11)$$

اگر ضریب ارقام تعهدی (β) در این الگو در سطح اطمینان ۹۵٪ منفی و معنادار باشد، بیانگر ارتباط معنادار و معکوس ارقام تعهدی با بازده آینده سهام است. به منظور بررسی معنادار بودن ضریب β از آماره t در سطح خطای $\alpha = ۰/۰۵$ استفاده شده است. برای برآورد الگوی (۱۱) به منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی از آزمون F لیمر و برای بررسی همسانی واریانس از آزمون وایت استفاده شده است. نتایج آزمون F لیمر نشان داد که احتمال F لیمر $۰/۹۶۶$ ، و چون این مقدار از $۰/۰۵$ بیشتر است، از روش داده‌های تلفیقی در برآورد الگوی رگرسیونی (۱۱) استفاده شده است. نتایج آزمون وایت نیز نشان داد که مقدار احتمال آماره F برابر با $۰/۷۶۴$ است. چون این مقدار از $۰/۰۵$ بیشتر است، بین داده‌ها ناهمسانی واریانس نیست. خلاصه نتایج برآورد الگوی رگرسیونی (۱۱) در جدول شماره (۳) عرضه شده است.

جدول شماره ۳: نتایج برآورد الگوی رگرسیونی (۱۱) به روش داده‌های تلفیقی

$Ret_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 TACC_{i,t} + \varepsilon_0$				
سطح معناداری	آماره t	ضریب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۰۰۰۱	۳/۸۳۱۸۷	۰/۰۳۹۹۹	β_0	عرض از مبدأ
۰/۰۱۰۲	-۲/۵۸۱۶۴	-۰/۱۳۱۴۴	$TACC_{i,t}$	ارقام تعهدی
۶/۶۶۴۸	آماره F	۰/۱۴۵۶	ضریب تعیین	
۰/۰۱۰۱۹	سطح معناداری F	۲/۱۷۳۷	آماره دورین - واتسون	

با توجه به جدول شماره (۳) مشاهده می شود، سطح معناداری اقلام تعهدی ۰/۰۱۰۲ است که از ۰/۰۵ کمتر، و بیانگر ارتباط معنادار اقلام تعهدی با بازده آینده سهام است؛ هم چنین با توجه به ضریب منفی اقلام تعهدی می توان نتیجه گرفت که اقلام تعهدی با بازده آینده سهام رابطه منفی و معنادار دارد؛ در نتیجه فرضیه اول پژوهش پذیرفته می شود.

برای بررسی نبودن خود همبستگی در نتایج الگوی رگرسیونی (۱۱) از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. مقدار دوربین واتسون محاسبه شده در جدول شماره (۳) برابر با ۲/۱۷۳۷ است. از آنجا که این مقدار بین اندازه های بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بین باقیمانده ها مشکل خود همبستگی نیست. برای بررسی معناداری کل الگو از آزمون F استفاده گردید. با توجه به جدول (۳) سطح معناداری آماره F برابر با ۰/۰۱۰۱۹ است که از ۰/۰۵ کمتر است؛ لذا کل الگو برآورد شده معنادار است.

چگونگی آزمون فرضیه دوم

در این پژوهش متغیر مستقل اول، اقلام تعهدی است. برای بررسی تأثیر بازده نامشهود دوره های قبل (ppir) بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام، متغیر بازده نامشهود دوره های قبل (ppir) به عنوان متغیر مستقل دوم استفاده شده است. پس از محاسبه این متغیر از طریق الگوهای رگرسیونی مقطعی (۱) و (۲) برای بررسی فرضیه دوم پژوهش یا به عبارتی بررسی تأثیر ppir بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام از الگوی رگرسیونی چند متغیره (۱۲) استفاده شده است:

$$\text{Ret}_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{TACC}_{i,t} + \beta_2 \text{bm}_{i,(t-5)} + \beta_3 \text{ciss}_{i,t} + \beta_4 \text{piss}_{i,(t-5,t-1)} + \beta_5 \text{cpir}_{i,t} + \beta_6 \text{ppir}_{i,t-1} + \varepsilon_0 \quad (12)$$

چگونگی بررسی تأثیر ppir بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام به این صورت است که ابتدا الگوی رگرسیونی (۱۲) با در نظر گرفتن اقلام تعهدی به عنوان متغیر مستقل و متغیرهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (bm)، انتشار سرمایه دوره جاری (ciss)، انتشار سرمایه دوره های قبل (piss) و بازده نامشهود دوره جاری (cpir) به عنوان متغیرهای کنترلی برآورد شده است. در مرحله بعد، متغیر ppir به عنوان

متغیر مستقل دوم به الگو اضافه شده است. دلیل اضافه کردن جداگانه متغیر ppir به الگوی رگرسیون، بررسی تأثیر متغیر ppir بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام به طور مستقل و جداگانه (پس از لحاظ کردن اثر متغیرهای کنترلی پژوهش) است.

برآورد الگوی رگرسیونی (۱۲) قبل از در نظر گرفتن متغیر ppir

برای برآورد الگوی (۱۲) بدون در نظر گرفتن متغیر ppir به منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی از آزمون F لیمر استفاده شده است. نتایج آزمون F لیمر نشان داد که احتمال F لیمر ۰/۶۳ است و چون این مقدار از ۰/۰۵ بیشتر است از روش داده‌های تلفیقی در برآورد الگوی رگرسیون استفاده شده است. برای بررسی همسانی واریانس از آزمون وایت استفاده شده است. نتایج آزمون وایت نشان داد که مقدار احتمال آماره F با ۰/۰۰۱ برابر است. چون این مقدار از ۰/۰۵ کمتر است، بین داده‌ها ناهمسانی واریانس وجود دارد. در این پژوهش برای رفع ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است. پس از برطرف شدن مشکل ناهمسانی واریانس، خلاصه نتایج برآورد الگوی رگرسیونی (۱۲) در جدول شماره (۴) نشان شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد الگوی رگرسیونی (۱۲) قبل از در نظر گرفتن متغیر ppir به از روش GLS

Ret _{i,t+1} = β ₀ + β ₁ TACC _{i,t} + β ₂ bm _{i,(t-5)} + β ₃ ciss _{i,t} + β ₄ piss _{i,(t-5,t-1)} + β ₅ cpir _{i,t} + ε ₀				
سطح معناداری	آماره t	ضریب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۰۰۰۰	۱۹/۰۵۶۹۵	۰/۲۷۵۳۱۳	β ₀	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰۰	-۵/۳۵۹۸۷۱	-۰/۷۴۳۳۹۷	TACC _{i,t}	اقلام تعهدی
۰/۰۰۰۰	۸/۶۶۲۳۲۹	۴/۵۳۱۷۲۰	bm _{i,(t-5)}	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۰۰۰۰	-۱۶/۹۴۰۶۹	-۱/۸۳۰۴۹۷	ciss _{i,t}	انتشار سرمایه دوره جاری
۰/۳۷۳۷	۰/۸۹۰۵۵۱	۰/۰۹۹۸۳۰	piss _{i,(t-5,t-1)}	انتشار سرمایه دوره‌های قبل
۰/۰۰۰۰	۱۲/۰۴۸۷۲	۰/۸۳۱۱۹۴	cpir _{i,t}	بازده نامشهود دوره جاری
۶۱۴۴/۰۶۷	آماره F	۰/۹۸۸۴۹۴	R ² ضریب تعیین	
۰/۰۰۰۰	معناداری آماره F	۱/۷۱۵۱۰۵	آماره دوربین واتسون	

با توجه به جدول (۴) مشاهده می‌شود که سطح معناداری ضریب اقلام تعهدی برابر با ۰/۰۰۰۰ است که از ۰/۰۵ کمتر است؛ همچنین ضریب اقلام تعهدی برابر با ۰/۷۴۳۹۷- است. با توجه به سطح معناداری و علامت منفی ضریب اقلام تعهدی می‌توان نتیجه گرفت که ارتباط بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی، رابطه‌ای معکوس و معنادار است.

برای بررسی نبودن خود همبستگی در نتایج الگوی رگرسیونی از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. مقدار دوربین واتسون محاسبه شده با توجه به جدول شماره (۴) برابر با ۱/۷۱۵۱۰۵ است. از آنجا که این مقدار بین اندازه بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی نیست. برای بررسی معناداری کل الگو از آزمون F استفاده شده است. با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده در جدول شماره (۴) که برابر با ۰/۰۰۰۰ است، کل الگوی رگرسیون برآورد شده از لحاظ آماری معنادار است.

جدول شماره ۵: خلاصه نتایج برآورد الگوی رگرسیونی (۱۲) پس از در نظر گرفتن متغیر ppir به روش GLS

$$Ret_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 TACC_{i,t} + \beta_2 bm_{i,(t-5)} + \beta_3 ciss_{i,t} + \beta_4 piss_{i,(t-5,t-1)} + \beta_5 cpir_{i,t} + \beta_6 ppir_{i,t-1} + \varepsilon_0$$

سطح معناداری	آماره t	ضریب	نماد متغیر	نام متغیر
۰/۰۸۷۸	-۱/۷۱۱۱۶۶	-۰/۱۹۳۹۵۹	β_0	عرض از مبدأ
۰/۰۶۰۳	۱/۸۸۴۰۵۴	۱/۱۳۸۲۲۹	$TACC_{i,t}$	اقلام تعهدی
۰/۱۸۵۰	-۱/۳۲۸۰	-۰/۱۶۵۹۳۲	$bm_{i,t}$	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار
۰/۹۵۵۵	-۰/۰۵۵۸۰۶	-۲۱/۶۹۲۳۵	$ciss_{i,t}$	انتشار سرمایه دوره جاری
۰/۱۳۲۶	-۱/۵۰۷۰۵	-۰/۴۵۵۶۱۵	$piss_{i,(t-5,t-1)}$	انتشار سرمایه دوره‌های قبل
۰/۴۶۶۰	۰/۷۲۹۶۴۷	۰/۴۵۷۶۸۴	$cpir_{i,t}$	بازده نامشهود دوره جاری
۰/۰۱۲۳	-۲/۵۱۶۳۹۸	-۰/۶۱۰۵۱۳	$ppir_{i,t-1}$	بازده نامشهود دوره‌های قبل
۱۲۱/۱۱۹۴	آماره F	۰/۷۵۳۹۱		ضریب تعیین
۰/۰۰۰۰	معناداری آماره F	۲/۰۰۵۱۴۱		آماره دوربین - واتسون

برآورد الگوی رگرسیونی (۱۲) بعد از در نظر گرفتن متغیر ppir

در این مرحله، متغیر ppir به عنوان متغیر مستقل به الگوی رگرسیونی (۱۲) اضافه شده است تا تاثیر ورود این متغیر بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام بررسی شود. برابر روش برآورد الگوی رگرسیونی (۱۲) بعد از در نظر گرفتن متغیر ppir، نتایج آزمون F لیمر نشان داد که احتمال F لیمر ۰/۰۷۸ است و چون این مقدار از ۰/۰۵ بیشتر است، از روش داده‌های تلفیقی در برآورد الگوی رگرسیون استفاده شده است. نتایج آزمون وایت نیز نشان داد که مقدار احتمال آماره F برابر با ۰/۰۰۰۴۲ است. چون این مقدار از ۰/۰۵ کمتر است، بین داده‌ها ناهمسانی واریانس وجود دارد. برای رفع ناهمسانی واریانس از روش GLS استفاده شده است. خلاصه نتایج برآورد الگوی رگرسیونی (۱۲) در جدول شماره (۵) ارائه شده است.

با توجه به جدول (۵) مشاهده می‌شود که پس از وارد کردن متغیر مستقل بازده نامشهود دوره‌های قبل (ppir) به الگوی رگرسیون، سطح معناداری ضریب اقلام تعهدی برابر با ۰/۰۶۰۳ شده است. از آنجایی که این مقدار از ۰/۰۵ بیشتر است، معناداری متغیر اقلام تعهدی پس در نظر گرفتن متغیر ppir از بین رفته است؛ هم‌چنین علامت ضریب اقلام تعهدی مثبت شده است که نشان می‌دهد متغیر ppir بر رابطه معنادار و معکوس بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام تأثیر گذاشته و به عدم معناداری و ایجاد رابطه مثبت بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام منجر شده است.

برای بررسی نبودن خود همبستگی از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. مقدار دوربین واتسون محاسبه شده با توجه به جدول (۵)، برابر با ۲/۰۰۵۱۴۱ است. از آنجا که این مقدار بین اندازه بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی نیست؛ هم‌چنین با توجه به احتمال آماره F که برابر با ۰/۰۰۰ است، کل الگوی رگرسیون برآورد شده از لحاظ آماری معنادار است. تأثیر متغیر بازده نامشهود دوره‌های قبل (ppir) بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام به شرح جدول شماره (۶) است.

جدول شماره ۶: تأثیر متغیر ppir بر سطح معناداری ضریب متغیر اقلام تعهدی			
ضریب متغیر اقلام تعهدی بعد از در نظر گرفتن متغیر ppir		ضریب متغیر اقلام تعهدی قبل از در نظر گرفتن متغیر ppir	
علامت مورد انتظار	سطح معناداری	علامت مورد انتظار	سطح معناداری
مثبت	۰/۰۶۰۳	منفی	۰/۰۰۰۰

با توجه به جدول شماره (۶)، مشاهده می شود که در سطح خطای $\alpha = 0/05$ قبل از در نظر گرفتن متغیر ppir، سطح معناداری ضریب متغیر اقلام تعهدی از $0/05$ کمتر و معنادار است؛ هم چنین علامت مورد انتظار منفی است که بیانگر ارتباط معکوس و معنادار بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام است. ولی پس از در نظر گرفتن متغیر ppir، سطح معناداری برابر با $0/0603$ است که از $0/05$ بیشتر شده؛ هم چنین علامت مورد انتظار مثبت شده است. بنابراین، ارتباط معکوس و معنادار اقلام تعهدی با بازده آینده سهام پس از اضافه کردن متغیر ppir به الگوی رگرسیونی (۱۰) از بین رفته است. لذا بازده نامشهود دوره های قبل (ppir) بر رابطه معکوس بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام تأثیر دارد. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش پذیرفته می شود.

نتیجه گیری و پیشنهاد

در این پژوهش نابهنجاری اقلام تعهدی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج آزمون فرضیه اول، نشان دهنده ارتباط معکوس و معنادار اقلام تعهدی با بازده آینده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج فرضیه اول با مبانی نظری پشتوانه این فرضیه سازگار است. نتایج آزمون این فرضیه مشابه نتایج پژوهش اسلون (۱۹۹۶)، زاچ (۲۰۰۳) و ریساتک (۲۰۱۰) است؛ هم چنین نتایج فرضیه اول با پژوهش مشایخی و همکاران (۱۳۸۹) و حقیقت و ایرانشاهی (۱۳۸۹) مطابقت دارد.

برای بررسی علت ایجاد نابهنجاری اقلام تعهدی، دیدگاه بازده نامشهود دوره های قبل که اخیراً در زمینه نابهنجاری اقلام تعهدی، توسط ریساتک (۲۰۱۰) مطرح شده، آزمون و

بررسی شد. نتایج آزمون فرضیه دوم مطابق با پژوهش ریساتک (۲۰۱۰)، بیانگر تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام است. بر این مبنا اطلاعات نامشهودی نظیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری آینده هست که در دوره‌های شناخت و اندازه‌گیری اقلام تعهدی، مدنظر قرار نگرفته و لذا در صورتهای مالی منعکس نگردیده است، که این امر می‌تواند در ایجاد نابهنجاری اقلام تعهدی مؤثر باشد و به ایجاد رابطه معکوس بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام (نابهنجاری اقلام تعهدی) منجر گردد.

با توجه به نتایج پژوهش به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود علاوه بر اطلاعات اقلام تعهدی، که در صورتهای مالی منعکس شده است به اطلاعاتی که درباره وضعیت آینده شرکت در بازار سرمایه وجود دارد، توجه کافی مبذول کنند. این اطلاعات، همان اطلاعات نامشهود است که بهره‌گیری از آنها به سرمایه‌گذاران در افزایش بازده سرمایه‌گذاری یاری خواهد رساند.

محدودیت‌های پژوهش

- ۱- نتایج این پژوهش در سطح شرکتهای پذیرفته شده در بورس به دست آمده است. هنگام تسری نتایج به دست آمده به سایر شرکتهای باید با احتیاط عمل شود.
- ۲- تورم سبب می‌شود تا اطلاعات صورتهای مالی نتواند وضعیت مالی و نتایج عملکرد شرکتهای را بدرستی نشان دهد؛ بنابراین با در نظر گرفتن اثر تورم، ممکن است نتایج متفاوتی حاصل شود.

یادداشتها

- | | |
|--------------------------------------|---|
| 1- Accrual Anomaly | 2- Sloan |
| 3- Mispricing | 4- Resuttek |
| 5- Prior Periods Intangible Return | 6- Capital Asset Pricing Model |
| 7- Market Anomalies | 8- Zach |
| 9- Persistence Argument | 10- Growth Argument |
| 11- Persistence | 12- Fixation Hypothesis |
| 13- Zhang | 14- Xie |
| 15- Kraft | 16- Core |
| 17- Fedyk | 18- Fairfield |
| 19- Kotari | 20- Intangible and Tangible Information |
| 21- Daniel and Titman | 22- Book -to-Market Equity Ratio |
| 23- Equity Issuance | 24- Wu and Zhang |
| 25- Hirshleifer | 26- Hribar and Yehuda |
| 27- Current Period Intangible Return | 28- Richardson |

منابع و مأخذ

- حقیقت، حمید و علی اکبر ایرانشاهی. (۱۳۸۹). «بررسی واکنش سرمایه گذاران نسبت به جنبه‌های سرمایه گذاری اقلام تعهدی». *بررسیهای حسابداری و حسابرسی*، ش ۶۱، ص ۳ تا ۲۳.
- رضازاده، جواد، رحیم پور، محمد و محمود نصیری. (۱۳۹۰). «نقش تحریفات موقت حسابداری در کاهش پایداری اقلام تعهدی». *دانش حسابداری*، ش ۴، ص ۴۹ تا ۶۴.
- کلاته رحمانی، راحله. (۱۳۸۸). «قدرت توضیح دهندگی اقلام تعهدی در رابطه با رفتار بازده سهام: بررسی تاثیر سود و ریسک سیستماتیک شرکتها». *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شهید بهشتی.
- مشایخی، بیتا، فدایی نژاد، محمد اسماعیل و راحله کلاته رحمانی. (۱۳۸۹). «مخارج سرمایه ای، اقلام تعهدی و بازده سهام». *پژوهشهای حسابداری مالی*، ش ۱، ص ۷۷ تا ۹۲.
- Core, J.E. (2006). "Discussion of an analysis of the theories and explanations offered for the mispricing of accruals and accrual components". *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, No.2, pp. 341-350.
- Daniel, K. and Titman, S. (2006). "Market reactions to tangible and intangible information". *The Journal of Finance*, Vol. 61, No.4, pp. 1605-1643.
- Fairfield, P, Whisenant, S. and Yohn, T. (2003). "Accrued earnings and growth: Implications for future profitability and market mispricing". *The Accounting Review*, Vol. 78, pp. 353-371.
- Fama, E.F., and French, K. (2008). "Dissecting anomalies". *The Journal of Finance*, No.4, pp. 1653-1677.

- Fedyk, T., Singer, Z. and Sougiannis, T. (2011). "Does the accrual anomaly end when abnormal accrual reverse?". *The Canadian Academic Accounting Association Conference*.
- Hirshleifer, D., Hou, K. and Teoh, S.H. (2010). "Accrual anomaly: riskor mispricing?". *The Journal of Finance*, Vol. 65, No. 5, pp.1-51.
- Hribar, P. and Yehuda, N. (2008). "Reconciling growth and persistence as explanations for accrual mispricing". *Working paper*. Johnson School Research Paper Series, No. 11-09, pp. 1-42.
- Kothari, S.P., Loutskina, E. and Nikolaev V. (2006). "Agency theory of overvalued equity as an explanation for the accrual anomaly". available at: <http://ssrn.com>
- Kraft, A., Leone, A. and Wasley, C. (2006). "An analysis of the theories and explanations offered for the mispricing of accruals and accrual components". *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, pp. 297-339.
- Richardson, S.A., Sloan, R.G. Soliman, M.T., and Tuna, I. (2006). "The Implications of accounting distortions and growths for accruals and profitability". *The Accounting Review*, Vol. 81, No. 3, pp. 713-743.
- Resutek, R.J. (2010). "Intangible returns, accruals, and return reversal: amltiperiod examination of the accrual anomaly". *The Accounting Review*, Vol. 85, No. 4, pp. 1347-1374.
- Sloan, R.G. (1996). "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?". *The Accounting Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 289-315.
- Wu, J. and Zhang, L. (2011). "Does risk explain anomalies? Evidence from expected return estimates". *The National Bureau of Economic Research*. No. W15950. pp. 1-46.
- Xie, H. (2001). "The mispricing of abnormal accruals". *The Accounting Review*, Vol. 76, pp. 357-373.
- Zach, T. (2003). "*Inside the Accrual Anomaly*". *Ph.D Dissertation*, University of Rochester.
- Zhang F. (2007). "Accruals, investment and the accrual anomaly". *The Accounting Review*. Vol. 82, No. 5, pp. 1333-1363.