Arshive of SID

investigating the Investors' Confidence from Rate of Stability of Accruals Component in Tehran Stock Exchange

Mohamad Ali Aghaei[1], Mahdis Nikzad Ghadikolaee[2], Vahid Ahmadian[3]
1- Department of Accounting Tarbiat Modarres University, Iran
aghaeim@modares.ac.ir
2- Master of Accounting Tarbiat Modarres University, Iran
m.nikzadghadikolaee@yahoo.com
3- Accounting PhD student Tarbiat Modarres University, Iran
Vahid.ahmadian@modares.ac.ir

Abstract
The aim of this study is to investigate perception ability investors from rate of stability of accruals component in comparison with the cash component in predictions of future earnings in Tehran Stock Exchange. For this purpose, first, stability of accruals earnings and its components (net working capital, non-current operating assets and financial assets) has been compared with cash earnings component and based of this comparison and the reaction of investors to this item, the inexperienced investor hypothesis in Tehran Stock Exchange conclusion has been investigated. This study is implemented using combined data with a sample of 142 firms in Tehran Stock Exchange in the period of 1382 to 1391. Research findings indicate that stability of earnings accruals and their components is less than cash component, but investors make mistake in prediction that accrual component is less stable compared to cash component due lack of experience. Proving the existence of accrual anomaly in the Iranian capital market will be effective in stock valuation models.

Keywords: Accruals component, Cash earnings component, Accruals anomaly, Stock returns, Inexperienced investor hypothesis.

www.SID.ir

Arshive of SID

فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال سوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۱) زمستان ۱۳۹۴
تاریخ دریافت: ۹۳/۶/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۲/۲
صص: ۳۰ – ۱۵

بررسی میزان اطمینان سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران نسبت به پایداری اقلام تعهدی سود

محمدعلی آقایی[۱]، مهدیس نیکزاد قادیکلایی[۲]، وحید احمدیان[۳]*
۱- استادیار حسابداری دانشگاه تربیت مدرس تهران، ایران
aghaeim@modares.ac.ir
۲-کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه تربیت مدرس تهران، ایران
m.nikzadghadikolaee@yahoo.com
۳- دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه تربیت مدرس تهران، ایران
vahid.vhmadian@modares.ac.ir

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی توانایی درک سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران از میزان پایداری جزو تعهدی سود در مقایسه با جزو نقدی در پیش‌بینی سودهای آتی است. بدین منظور ابتدا پایداری جزو تعهدی سود و اجزای آن (سرمایه درگردش خالص، دارایی‌های عملیاتی غیرجاری و دارایی‌های مالی) با جزو نقدی سود مقایسه می‌شود و بر اساس این مقایسه و واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به این اقلام، در مورد فرضیه سرمایه‌گذار بی‌تجربه در بورس اوراق بهادار تهران نتیجه گیری به عمل می‌آید. این پژوهش در قالب داده‌های ترکیبی با نمونه‌ای به حجم ۱۴۲ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ اجرایی شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که پایداری بخش تعهدی سود و اجزای آن از جزو نقدی کمتر بوده، اما سرمایه‌گذاران به دلیل بی‌تجربگی، در پیش‌بینی پایداری کمتر اقلام تعهدی در مقایسه با جزو نقدی، دچار اشتباه می‌شوند. اثبات وجود نابهنجاری‌های اقلام تعهدی (اقلام تعهدی خلاف قاعده) در بازار سرمایه ایران از لحاظ علمی در مدل‌های ارزشگذاری سهام اثرگذار خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی، جزو نقدی سود، اقلام تعهدی خلاف قاعده، بازده سهام، فرضیه سرمایه‌گذار بی‌تجربه.

* نویسنده مسؤول

www.SID.ir

Arshive of SID

مقدمه

یکی از مهمترین تصمیم‌گیری‌هایی که در دنیای امروزی به صورت وسیع صورت می‌گیرد، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری است که گزارشگری مالی و از جمله صورت سود و زیان ارایه شده توسط شرکت‌ها نقش اساسی در این تصمیم گیری‌ها ایفا می‌کنند. عنصر کلیدی که از طریق صورت سود و زیان در دسترس سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد و آنها نسبت به تغییرات آن واکنش نشان می‌دهند، سود خالص گزارش شده از سوی شرکت‌هاست که سرمایه‌گذاران از آن در تصمیم‌گیری‌های خود برای ارزیابی عملکرد شرکت‌ها و پیش‌بینی بازده آتی سهام استفاده می‌کنند. اما، تنها رقم سود گزارش شده نمی‌تواند تصمیم‌گیران را در انجام فعالیت خود یاری کند، بلکه آن باید دارای ویژگی‌هایی باشد که بتواند گروه‌های مختلف تصمیم گیرنده را در فرآیند تصمیم گیری یاری نماید. این ویژگی‌ها با عنوان ویژگی‌های کیفی سود تعریف می‌شوند. یکی از ابزارهای ارزیابی کیفیت سود، پایداری سود گزارش شده است؛ پایداری سود به معنی تکرار (استمرار) سود جاری است [۱۰]. هر چه پایداری سود بیشتر باشد، فرض می‌شود کیفیت سودهای گزارش شده بالاتر است. پایداری اجزای مختلف سود، متفاوت از یکدیگر است و سرمایه‌گذاران نیز در برآورد سودهای آتی و جریان‌های نقدی مورد انتظار خود، به بخش پایدار سود بیشتر از بخش ناپایدار آن اهمیت می‌دهند [۱۶]. اما چه بخشی از سود پایدارتر است؟ و آیا سرمایه‌گذاران آن را به درستی تشخیص می‌دهند و در برآوردهایشان وزن مناسبی برای بخش‌های مختلف سود قائل می‌شوند؟

به نظر اسلوان[1] [۱۵] هر چند حسابداری تعهدی خلاصه عملکرد شرکت‌ها را بهتر از حسابداری نقدی نشان می‌دهد، اما چون در الگوی پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها، پایداری جزو تعهدی سود از جزو نقدی آن کمتر است، بنابراین در ارزیابی عملکرد شرکت‌ها باید به اقلام تعهدی، وزن و اهمیت کمتری داده شود؛ در حالی که یافته‌های او حاکی بود سرمایه‌گذاران بی تجربه در ارزیابی‌های خود به اقلام تعهدی وزن کمتری نمی‌دهند و به همین دلیل دچار خطا می‌شوند. در واقع سرمایه‌گذاران ذهنیت‌گرایی که در برآورد اقلام تعهدی به کار رفته را به درستی درنمی‌یابند و بدین ترتیب، در پیش‌بینی‌های خود، عوامل تأثیرگذار در پیش بینی صحیح بازده آتی و از جمله نقش پایداری اقلام تعهدی را مد نظر قرار نداده، یا برآورد اشتباهی از آن دارند که واکنش نادرست آنها را به دنبال دارد [۱۴]. از آنجایی که هم پیش‌بینی سود و هم ایجاد اقلام تعهدی هر دو، در بردارندهٔ درجهٔ زیادی از ذهن‌گرایی مدیریت است، اشتباهای موجود در برآوردهای تجاری مدیریت و سرمایه‌گذاران، به احتمال زیادی هم در پیش‌بینی سودهای آتی و هم در اقلام تعهدی آشکار می‌شود [۵]. پژوهش‌های خارجی انجام شده، پایداری جزو نقدی سود و اقلام تعهدی را مقایسه کرده و واکنش سرمایه‌گذاران را نسبت به این موضوع بررسی کرده‌اند، حال، انجام یک پژوهش در زمینه بررسی تطبیقی پایداری بخش تعهدی سود و اجزا آن در مقایسه با جزو نقدی سود خالص و همچنین آزمون درک سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران از میزان پایداری اجزای سود، هدف اصلی پژوهش حاضر خواهد بود. این بررسی‌ها، بر اساس طبقه بندی جدید اقلام تعهدی که اسکات[2] [۱۳] آن را ارایه کرده است،

1. Sloan
2. Scott

www.SID.ir

Arshive of SID

صورت می‌گیرد. طبقه‌بندی جدید، عناصری را شامل می‌شود که در پژوهش‌های قبلی نادیده گرفته شده است. بدین ترتیب، انجام پژوهش حاضر، گامی در جهت فراهم نمودن اطلاعات برای کمک به امر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در خصوص ارزیابی عملکرد شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران خواهد بود.

ادبیات و مبانی نظری پژوهش

پایداری اقلام تعهدی و نقدی

ترازنامه طبقه بندی منظمی از اقلام با توجه به ماهیت منافع و تعهداتی که آن اقلام بازنمایی می‌کنند فراهم می‌سازد. بیشتر اقلام به کار رفته در ترازنامه، اقلام تعهدی هستند [۱۲]. بین قابلیت اتکای اقلام مختلف ترازنامه تفاوت وجود دارد و به طور کلی جزو تعهدی سود نسبت به جزو نقدی آن با عدم اطمینان بیشتری تعیین می‌شود؛ زیرا اقلام تعهدی با توجه به قضاوت‌ها، برآوردها و تخصیص‌ها (از جریان‌های نقدی ایجادشده در دیگر دوره‌ها) به وجود می‌آیند در حالی که جزو نقدی سود عینی‌تر است [۷]. این انعطاف پذیری، قابلیت اطمینان اقلام تعهدی و در نتیجه پایداری آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بنابراین انتظار می‌رود اقلام نقدی نسبت به اقلام تعهدی ضریب پایداری بیشتری داشته باشند. همچنین بین همه اقلام تعهدی ترازنامه قابلیت اتکای یکسانی وجود ندارد و اقلام تعهدی موجود نیز باید به طور جداگانه طبقه‌بندی شوند؛ اما به هرحال هر یک از این اجزا نیز برآوردهایی از جریان‌های نقدی آتی، اقلام انتقالی از جریان‌های نقدی گذشته، تخصیص‌ها و ارزشیابی‌ها را شامل می‌شوند که در هر حال مستلزم اعمال ذهنیت بیشتری در مقایسه با اندازه گیری ساده جریان‌های نقدی هستند [۱۵]. اگر به تبعیت از ریچاردسون[1] و همکاران [۱۲] و برمبنای ماهیت فعالیت‌های اقتصادی واحدتجاری، کل اقلام تعهدی به سه دسته اقلام تعهدی عملیاتی جاری و اقلام تعهدی غیرجاری و اقلام تعهدی مالی تقسیم شود؛ با توجه به اقلام حساب‌های متفاوتی که در هر طبقه قرار می‌گیرد؛ هر طبقه با قابلیت اتکای متفاوتی اندازه‌گیری می‌شود [۱۳]. اما به هر حال، به دلیل ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌های متفاوت در هر طبقه، قابلیت اتکای این اجزا، پایین‌تر از جزو نقدی سود تعیین می‌شود تا نشان دهندهٔ دامنه‌ای از دارایی‌ها و بدهی‌های متفاوت با درجات متغیری از قابلیت اتکا باشد [۱۲]. از این حیث، با توجه به نوع حساب‌های به کار رفته در هر طبقه و تفاوت در ذهنیت به کار رفته در اندازه‌گیری آنها، قابلیت اتکای طبقه اول در پایین‌ترین سطح، طبقه دوم متوسط و طبقه سوم با درجه بالا اندازه‌گیری می‌شود [۶].

فرضیه سرمایه‌گذار بی‌تجربه

اگر سرمایه‌گذاران به دلیل بی تجربگی در پیش‌بینی پایداری کمتر اجزای تعهدی سود که قابلیت اتکای پایینی دارند، کوتاهی کنند، یک رابطه منفی بین اجزای یاد شده و بازده سهام درآینده به وجود می‌آید. این امر باعث می‌شود تا اشخاص تصمیم گیری اشتباه انجام دهند و به دلیل تحمل هزینه‌های معاملات و نیز انتخاب‌های نادرست، بازده کمتری کسب کنند [۱۴]. مطالعات اسلوان [۱۵] نخستین تلاشی است که برای تجزیه و تحلیل اثرات پایداری نسبی جریان‌های نقدی و تعهدی سودهای فعلی، بر پیش‌بینی سودهای آتی صورت گرفته است. وی نشان داد که سبد سرمایه‌گذاری شرکت‌هایی با اقلام تعهدی بالا،

1. Richardson

www.SID.ir

Arshive of SID

بازده‌های آتی پایین‌تری کسب می‌کند. اسلوان این موضوع را به پایداری کمتر اقلام تعهدی در مقایسه با جزو نقدی سود نسبت داد به نحوی که نادیده گرفتن پایداری متفاوت اجزای نقدی و تعهدی سود، به واکنش نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی و قیمت گذاری اشتباه سهام منجر می‌شود. وی این رفتار را "اقلام تعهدی خلاف قاعده" می‌نامد. اقلام تعهدی خلاف قاعده بدین معنی است که سرمایه‌گذاران، سودهای آتی را با توجه به اطلاعات گذشته برآورد می‌کنند، اما در این برآورد وزن مناسبی به اجزای مختلف سود قائل نمی‌شوند [۵]؛ حال، زمانی که سودهای آینده اعلام می‌شود، میزان این سودها با توجه به حرکت معکوس اقلام تعهدی نسبت به انتظارات سرمایه‌گذاران، پایین‌تر یا بالاتر خواهد بود و موجب غافلگیری سرمایه‌گذاران می‌شود [۱۵]. بعدها این فرضیه با عنوان "فرضیه سرمایه‌گذار بی تجربه" معروف شد. بر اساس فرضیه اخیر، سرمایه‌گذاران قادر نیستند تا نسبت به اطلاعات اجزای سودهای موجود واکنش اثربخش یا کاملی نشان دهند [۵]. اگر سرمایه‌گذاران پایداری کمتر اقلام تعهدی با قابلیت اتکای پایین را به طور صحیح پیش‌بینی نکنند این موضوع ممکن است به قیمت گذاری نادرست سهم و شکست بازار و تخصیص غیربهینه منابع کمیاب بینجامد و فرآیند انباشت و توزیع کارآمد سرمایه را با مشکل مواجه سازد و صرفه جویی‌هایی ناشی از مقیاس و توسعه اقتصادی و رفاه اجتماعی را با خطر روبرو کند؛ بنابراین بررسی شیوه واکنش سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران نسبت به کیفیت اقلام تعهدی و اجزای آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. اگر وجود نابهنجاری‌های اقلام تعهدی (اقلام تعهدی خلاف قاعده) در بازار سرمایه ایران ثابت شود آنگاه می‌تواند از لحاظ علمی در مدل‌های قیمت گذاری سهام اثرگذار باشد و عواملی غیر از ریسک سیستماتیک را برجسته کند که می‌توانند در پیش‌بینی بازده در ایران دخالت داشته باشد.

پیشینه پژوهش

سیلوا و ماچادو[1] (۲۰۱۴) به بررسی پایداری و مربوط بودن اقلام تعهدی و همچنین وجود نظریه سرمایه‌گذار بی تجربه در بازار سرمایه برزیل در دوره ۱۵ ساله پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که ضریب پایداری اقلام تعهدی نسبت به ضریب پایداری جریان نقدی پایین‌تر بوده است؛ اما بازار به درستی جزو اقلام تعهدی سود را قیمت گذاری می‌کند؛ به نحوی که رابطه مثبت و معنادار از نظر آماری بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام وجود دارد. بدین ترتیب، فرضیه سرمایه‌گذار بی‌تجربه در بازار سرمایه برزیل پذیرفته نمی‌شود [۱۴]. بوبکری[2] (۲۰۱۲) به بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی، پایداری سود و اقلام تعهدی غیرعادی در کشور کانادا پرداخته است. نتایج پژوهش، حاکی از آن است که اولاً ضریب پایداری جزو دارایی عملیاتی غیرجاری و دارایی‌های مالی کمتر از جزو نقدی است و ثانیاً سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار کانادا قابلیت اتکای کم اقلام تعهدی و اجزای آن را به درستی درک نمی‌کنند [۵]. پاپاناستاسوپولوس[3] و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی ارتباط بین اقلام تعهدی و فعالیت‌های تامین مالی خارجی با بازده آتی سهام پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که سبد سرمایه‌گذاری‌هایی با اقلام تعهدی بالا و حجم بالایی از فعالیت‌های تامین مالی خارجی، بازده‌های پایین‌تری

1. Silva & Machado
2. Boubakri
3. Papanastasopoulos

www.SID.ir

Arshive of SID

کسب می‌کنند. این نتایج در مورد شرکت‌ها، حاکی از قدرت پیش‌بینی بالاتر بازده آتی سهام توسط متغیر فعالیت‌های تامین مالی خارجی در حضور اقلام تعهدی سرمایه در گردش بوده است [۱۱]. آندرو[1] و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی نقش اقلام تعهدی حسابداری در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی در کشور اسپانیا پرداختند. نتایج پژوهش آنان حاکی از آن بود که اقلام تعهدی حسابداری از توان فزاینده‌ای در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی برخوردار بوده و افزودن متغیر اقلام تعهدی حسابداری به مدل جریان‌های نقدی جاری، خطای پیش‌بینی را کاهش می‌دهد. کن[2] و همکاران (۲۰۱۰) رابطه بین جمع اقلام تعهدی را با بازده آتی بازار بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها حاکی از این است که اقلام تعهدی اختیاری رابطه مثبت با بازده آتی بازار دارند، لیکن قدرت پیش‌بینی کنندگی مجموع اقلام تعهدی با عواملی چون انتخاب دوره زمانی، معیارهای بازده، روش برآورد، شرایط تجاری، شاخص‌های صرف ریسک و مدل مورد استفاده برای تفکیک اقلام تعهدی رابطه قوی دارد [۸]. اوی[3] و همکاران (۲۰۰۸) در پژوهشی رابطه بین پایداری سود، اقلام تعهدی و سهام در دست مدیران را در شرکت‌های استرالیایی بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها به صورت زیر بوده است: ۱- پایداری اقلام تعهدی نسبت به اجزای نقدی پایین‌تر است؛ ۲- پایداری اجزای اقلام تعهدی با قابلیت اتکا اجزای آن رابطه مثبت دارد؛ ۳- بین پایداری سود و سهام در دست مدیران رابطه‌ای وجود ندارد.

دستگیر و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی پایداری تغییرات غیرعادی در وجه نقد و نیز مقایسه آن با پایداری اقلام تعهدی غیرعادی و کارایی بازار در لحاظ نمودن ویژگی‌های پایداری تغییرات غیرعادی در اجزای سود پرداختند. برای تخمین الگوها از اطلاعات مالی ۱۱۱ شرکت طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ استفاده شده است. نتایج بیانگر عدم تفاوت بین پایداری تغییرات غیرعادی منفی و مثبت در وجه نقد است. همچنین اقلام تعهدی غیرعادی نسبت به تغییرات غیرعادی مثبت و منفی در وجه نقد پایداری بیشتری دارد. نتیجه دیگر این پژوهش آن است که بورس اوراق بهادار، در انعکاس پایداری اجزای مختلف سود ناکارآمد است [۲]. حقیقت و بختیاری (۱۳۹۰) به بررسی محتوای اطلاعاتی افزاینده اقلام تعهدی خلاف قاعده در مقایسه با جریان‌های نقدی عملیاتی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که اقلام تعهدی خلاف قاعده، تنها در در رویکرد کل اقلام تعهدی است. همچنین در رویکرد کل اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی، توان توضیحی اقلام تعهدی غیرعادی در بازده آتی سهام را کاهش نمی‌دهد [۱]. محمدزادگان (۱۳۸۵) در پژوهشی با عنوان «قابلیت اتکای اقلام تعهدی با پایداری سود و قیمت سهام» نشان داد که سرمایه‌گذاران برآورد دقیقی در مورد اقلام تعهدی با قابلیت اتکای کم ندارند و در نتیجه خطای ارزشیابی در مورد این اقلام از سایر اقلام بیشتر است. همچنین دارایی‌های عملیاتی و غیرعملیاتی، که از طریق ایجاد بدهی‌های جاری به دست می‌آید به مراتب قابلیت اتکای بیشتری خواهد داشت و ضریب پایداری آنها بیشتر از حالتی خواهد بود که از محل ایجاد بدهی‌های غیرجاری یا انتشار سهام عادی باشد که با قابلیت اتکای کم انداز گیری می‌شود [۴]. هاشمی و جلالی مقدم (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر اقلام تعهدی بر رابطه تامین مالی خارجی با بازده آتی سهام پرداختند. نمونه آماری شامل ۸۰ شرکت پذیرفته شده در بورس

1. Andreou
2. Kan
3. Oei

www.SID.ir

Arshive of SID

اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ بوده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که اقلام تعهدی با بازده آتی سهام ارتباط مثبت و معنادار دارد و تامین مالی خارجی با بازده آتی سهام ارتباط معنادار ندارد، اما با اضافه نمودن متغیر اقلام تعهدی به رابطه تامین مالی خارجی با بازده سهام، رابطه مذکور منفی و معنادار شد که بیانگر وجود نابهنجاری در تامین مالی خارجی است [۳].

فرضیه‌های پژوهش

۱- جزو تعهدی سود حسابداری، ضریب پایداری کمتری نسبت به جزو نقدی آن دارد؛

۲- جزو تعهدی عملیاتی جاری نسبت به جزو نقدی سود حسابداری ضریب پایداری کمتری دارد؛

۳- جزو تعهدی عملیاتی غیرجاری نسبت به جزو نقدی سود حسابداری ضریب پایداری کمتری دارد؛

۴- جزو تعهدی مالی نسبت به جزو نقدی سود حسابداری ضریب پایداری کمتری دارد؛

۵- سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران قابلیت اطمینان اقلام تعهدی را در پیش‌بینی سودهای آتی و تنظیم انتظاراتشان بیش از حد برآورد می‌کنند.

هدف فرضیه آخر، آزمون نظریه سرمایه‌گذار بی‌تجربه (اقلام تعهدی خلاف قاعده) یا واکنش بیش از اندازه سهامداران در بورس اوراق بهادار تهران است که بر اساس نتایج ۴ فرضیه اول تحلیل خواهد شد.

روش پژوهش

جامعه آماری این پژوهش، همه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، به استثنای شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانکی و بیمه‌ای هستند. نمونهٔ پژوهش را ۱۴۲ شرکت پذیرفته شدهٔ بورس اوراق بهادار، در بین سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۱ تشکیل داده است. نمونه‌های در نظر گرفته شده، شامل شرکت‌هایی هستند که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند باشد و در سال‌های مورد بررسی، سال مالی خود را تغییر داده باشند؛ قبل از پایان سال مالی ۱۳۸۰در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و اطلاعات آنها برای سال‌های مورد بررسی در دسترس باشد؛ در طول دوره مورد مطالعه وقفهٔ عملیاتی نداشته باشند. بدین ترتیب، با در نظر گرفتن روش داده‌های ترکیبی (واحدهای مقطعی در طول زمان) که برای آزمون فرضیه‌های پژوهش مورد استفاده قرار خواهد گرفت، کل نمونه، ۱۴۲۰ شرکت- سال را شامل می‌شود. اطلاعات لازم در ارتباط با این شرکت‌ها از نرم افزار ره‌آورد نوین و لوح‌های فشردهٔ بورس اوراق بهادار جمع‌آوری و خلاصه شده است.

ساختار مدل پژوهش

به منظور آزمون فرضیه‌های۲ تا ۴ این پژوهش از رابطه زیر استفاده شده است:

(۱)

$$ROA_{it+1} = \gamma_0 + \gamma_1 ROA_{it} + \gamma_2 \Delta wc_{it} + \gamma_3 \Delta NCO_{it} + \gamma_4 \Delta FIN_{it} + \vartheta_{it+1}$$

شیوه محاسبه متغیرهای بکار رفته در مدل بالا به شرح زیر است:

ROA_{it} بازده واقعی دارایی‌هاست که از تقسیم سود خالص بر متوسط دارایی‌ها در سال t حاصل می‌شود. Δwc تغییر در اقلام تعهدی عملیاتی جاری که از رابطه تغییر در دارایی‌های عملیاتی جاری (تغییرات در کل دارایی‌های جاری منهای تغییرات در وجوه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه مدت) منهای تغییر در بدهی عملیاتی جاری (تغییرات در کل بدهی‌های جاری منهای تسهیلات مالی کوتاه مدت) به دست می‌آید.

www.SID.ir

Arshive of SID

ΔNCO تغییر در دارایی‌های عملیاتی خالص غیرجاری است. این طبقه از طریق رابطه تغییر در دارایی‌های غیر جاری (کل دارایی‌های غیرجاری منهای سرمایه‌گذاری بلندمدت و پیش پرداخت‌ها) منهای تغییر در بدهی‌های غیرجاری (کل بدهی‌های غیر جاری منهای تسهیلات مالی بلند مدت) اندازه‌گیری می‌شود. ΔFIN تغییر در دارایی‌های مالی خالص را اندازه‌گیری می‌کند. این طبقه از طریق تغییر در سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت و سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت منهای تغییر در تسهیلات مالی کوتاه مدت و تسهیلات مالی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. نحوه استنتاج مدل فوق، در زیر تشریح می‌شود: اسکات و همکاران [۱۳] با استفاده از مدل شماره ۲ نشان دادند که با فرض ثبات سایر عوامل میزان اریب نزولی در ضرایب پایداری، همیشه برای جزو تعهدی سود بیشتر از جزو نقدی آن و یا به عبارت دیگر پایداری جزو تعهدی سود همواره از جزو نقدی سود کمتر است.

(۲)

$$ROA^{*}_{it+1} = \varphi + \gamma ROA^{*}_{it} + \varepsilon_{it+1}$$

رفتار خود سود می‌تواند به دو جزو تعهدی و نقدی تقسیم شود. جزو نقدی سود نیز از اختلاف رفتار خود سود و جزو تعهدی سود به دست می‌آید. با جداسازی اقلام نقدی و تعهدی سود، مدل به صورت زیر درخواهد آمد:

(۳)

$$ROA^{*}_{it+1} = \varphi + \gamma CF_{it} + \gamma AC^{*}_{it} + \varepsilon_{it+1}$$

از آنجا که جزو تعهدی سود برای یک شرکت معمولاً دارای میزان خطایی است، بنابراین:

(۴)

$$AC_{it} = AC^{*}_{it} + e_{it}$$

(۵)

$$ROA_{it+1} = ROA^{*}_{it+1} + e_{it+1}$$

و بدین ترتیب با جایگزین کردن معادله ۴ و ۵ در معادله ۲، مدل به صورت زیر در می‌آید:

(۶)

$$ROA_{it+1} = \varphi + \gamma CF_{it} + \gamma AC_{it} + \vartheta_{it+1}$$

υ نشان دهنده خطاها است

(۷)

$$\vartheta_{it+1} = \varepsilon_{it+1} + e_{it+1} - \gamma e_{it}$$

(۸)

$$\left(\gamma_{AC} - \gamma\right) = \frac{-\gamma \frac{Var\,(e)}{var\,(AC)}}{1 - \varphi^{2}_{CF,AC}}$$

(۹)

$$\left(\gamma_{CF} - \gamma\right) = -\varphi_{CF,AC}\left(\gamma_{AC} - \gamma\right)$$

بنابراین:

(۱۰)

$$ROA_{it+1} = \varphi_0 + \varphi_1 CF_{it} + \varphi_2 AC_{it} + \vartheta_{it+1}$$

حال به تبعیت از ریچاردسون و همکاران [۱۲]، با تأکید بر این واقعیت که ضریب پایداری جزو تعهدی نسبت به جزو نقدی پایین‌تر است؛ CF با تفاوت (ROA – AC) در معادله ۱۰ جایگزین می‌شود. شایان ذکر است که این معادلهٔ رگرسیون را می‌توان برحسب پارامترهای پایداری در رابطهٔ (۳) به شرح زیر بازنویسی کرد:

(۱۱)

$$ROA_{it+1} = \gamma_0 + \gamma_1 ROA_{it} + \gamma_2 AC_{it} + \vartheta_{it+1}$$

(۱۲)

$$\gamma_1 = \varphi_1 \quad)$$

www.SID.ir

Arshive of SID

(۱۳)

$$\gamma_2 = \varphi_2 - \varphi_1$$

در معادله بالا:

γ_1 ضریب پایداری جزو نقدی است و γ_2 تفاوت بین ضریب پایداری جزو تعهدی وضریب پایداری جزو نقدی است. به منظور آزمون فرضیه اول از معادله بالا استفاده می‌شود.

از آنجایی که به منظور آزمون فرضیه‌های دو، سه، چهار پژوهش هریک از اقلام تعهدی به طور جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرند و چون قابلیت اندازه‌گیری هریک از اقلام تعهدی با هم متفاوت است، بنابراین باید هریک از این اقلام را به صورت جداگانه در مدل جایگزین کرد، پس:

(۱۴)

$$ROA_{it+1} = \varphi_0 + \varphi_1 ROA_{it} + \varphi_2 \Delta wc_{it} + \varphi_3 \Delta NCO_{it} + \varphi_4 \Delta FIN_{it} + \vartheta_{it+1}$$

و با توجه به معادله ۱۱:

(۱۵)

$$ROA_{it+1} = \gamma_0 + \gamma_1 ROA_{it} + \gamma_2 \Delta wc_{it} + \gamma_3 \Delta NCO_{it} + \gamma_4 \Delta FIN_{it} + \vartheta_{it+1}$$
$$\gamma_2 = \varphi_2 - \varphi_1$$
$$\gamma_3 = \varphi_3 - \varphi_1$$
$$\gamma_4 = \varphi_4 - \varphi_1$$

در مدل بالا:

γ_1 برابر ضریب پایداری جزو نقدی است و γ_2 و γ_3 و γ_4 برابر است با تفاوت بین ضریب پایداری اجزای جزو تعهدی و جزو نقدی است. به منظور آزمون فرضیه ۵ دو مدل به شرح زیر مورد استفاده قرار می‌گیرد:

(۱۶)

$$RET_{it+1} = Y_0 + Y_1 ROA_{it} + Y_2 AC_{it} + \vartheta_{it+1}$$

(۱۷)

$$RET_{it+1} = Y_0 + Y_1 ROA_{it} + Y_2 \Delta wc_{it} + Y_3 \Delta NCO_{it} + Y_4 \Delta FIN_{it} + \vartheta_{it+1}$$

در معادله بالا، RET بازده غیرعادی خرید و نگهداری است و در پژوهش حاضر به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

(۱۸)

$$RET_{it} = \prod_{\tau=14}^{15}(1 + R_{it}) - \prod_{\tau=14}^{15}(1 + R_{indice\,\tau})$$

و در معادله بالا، R_{it} بازده ماهانه شرکت در ماه t و Rindice τ بازده ماهانه سهام صنعت در ماه t است.

یافته‌های پژوهش

جدول ۱ نشان دهنده اندازه شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای پژوهش است. در این جدول، به ازای هر یک از متغیرهای مدل، شاخص‌های میانگین، میانه، انحراف معیار، بیشترین و کمترین مقدار هر متغیر نمایش داده شده است. مقایسه میانگین مشاهده‌ها با میانه آنها و اختلاف اندک آنها بیانگر معمول بودن توزیع مشاهده‌هاست. میانگین به دست آمده برای متغیر بازده غیر عادی مثبت بوده و نشان می‌دهد شرکت‌های نمونه پژوهش، یک بازده غیرعادی را طی سال‌های ۸۲ تا ۹۱ تجربه کرده‌اند؛ اما این رقم بسیار کوچک است. همچنین، بازده دارایی‌های شرکت‌های نمونه، که از تقسیم سود خالص به جمع دارایی‌ها به دست می‌آید، رقم ۰/۱۱۳ بوده و علامت مثبت آن بدین معنی است که شرکت‌های نمونه این پژوهش، در مجموع سود آور بوده‌اند. همچنین این رقم به عنوان جزو نقدی سود، از جزو تعهدی سود (AC) شرکت‌های نمونه بالاتر بوده است. میانگین و میانهٔ اقلام تعهدی (AC) هر دو مثبت و حاکی از آن است که دارایی عملیاتی شرکت‌ها در دورهٔ مورد مطالعه رشد دارد. میانگین به

www.SID.ir

Arshive of SID

دست آمده برای دو متغیر تغییر در سرمایه درگردش خالص غیرنقدی ΔWC_t و تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیرجاری ΔNCO_t مثبت است و نشان می‌دهد که این دو متغیر، منابع اصلی اقلام تعهدی شرکت‌ها بوده‌اند. این در حالی است که میانگین به دست آمده برای متغیر تغییر در خالص دارایی‌های مالی ΔFIN_t شرکت‌های نمونه، به صورت منفی بوده است.

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
بازده غیر عادی سهام	RET_t	۰/۰۱۰	۰/۰۱۱	۰/۰۴۲	−۰/۲۲۲	۰/۱۶۲
بازده دارایی‌ها	ROA_t	۰/۱۱۳	۰/۱۱۰	۰/۱۳۵	−۰/۳۱۰	۰/۷۲۰
بازده دارایی‌ها یکسال بعد	ROA_{t+1}	۰/۱۱۹	۰/۱۰۴	۰/۱۳۳	−۰/۳۱۰	۰/۷۲۰
تغییر در سرمایه درگردش خالص غیرنقدی	ΔWC_t	۰/۳۷۸	۰/۰۳۵	۰/۱۳۵	−۰/۴۸۰	۰/۷۵۰
تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیرجاری	ΔNCO_t	۰/۰۲۴	۰/۰۰۵	۰/۱۲۶	−۰/۷۸۰	۰/۹۹۰
تغییر در خالص دارایی‌های مالی	ΔFIN_t	−۰/۰۱۵	۰−/۰۱۱	۰/۱۴۶	−۰/۹۵۰	۰/۸۱۰
جزو تعهدی سود	AC_t	۰/۰۴۶	۰/۰۳۰	۰/۱۱۷	−۰/۵۱۰	۰/۸۰۰

همانگونه که قبلاً اشاره شد، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از روش تحلیل رگرسیون در داده‌های ترکیبی شرکت‌های نمونه استفاده می‌شود. بدین منظور لازم است در ابتدا وضعیت عرض از مبدأ مشخص شود. برای تعیین مدل مناسب از آزمون‌های چاو و هاسمن استفاده می‌شود. این آزمون فرض الگوی مقدار ثابت مشترک که همان همگن بودن مقاطع مختلف است؛ را می‌آزماید. خلاصه نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن در جدول ۲ ارایه شده است.

جدول (۲) نتایج برازش مدل رگرسیونی آزمون فرضیه‌ها

آزمون	آزمون	آماره	احتمال
مدل مورد استفاده برای آزمون فرضیه شماره ۱	F لیمر	۲/۳۶۳	۰/۰۰۰
	هاسمن	۲۱۲/۵۶۱	۰/۰۰۰
مدل مورد استفاده برای آزمون فرضیه شماره ۲	F لیمر	۲/۳۶۷	۰/۰۰۰
	هاسمن	۲۱۴/۴۱۰	۰/۰۰۰
مدل اول فرضیه شماره ۵	F لیمر	۳/۵۱۴	۰/۰۰۰
	هاسمن	۵/۸۶۱	۰/۰۰۰
مدل دوم فرضیه شماره ۵	F لیمر	۱/۱۵۳	۰/۱۳۴

نتایج بدست آمده برای برازش مدل آزمون فرضیه‌های پژوهش حاکی از آن است که در سه مدل، مقاطع مورد بررسی ناهمگن بوده و عرض از مبدا سال‌های مورد بررسی و شیب شرکت‌ها با هم متفاوت

www.SID.ir

Arshive of SID

است، لذا روش مورد استفاده برای آزمون رگرسیون این مدل‌ها، از نوع پانل و با توجه به نتایج آزمون هاسمن، الگوی اثرات ثابت خواهد بود. در مورد مدل دوم فرضیه شماره پنج، از آنجا که مقدار احتمال آماره F لیمر بیشتر از ۵ درصد است، امکان استفاده از الگوی پنل وجود ندارد و برای آزمون مدل مذکور، از الگوی مقدار ثابت مشترک استفاده شده است.

از آنجا که هدف فرضیه اول، آزمون ضریب پایداری کمتر جزو تعهدی سود (φ_2) در مقابل ضریب پایداری جزو نقدی آن است؛ بنابراین برای پذیرش فرضیه، باید $\varphi_2 - \varphi_1 < 0$ باشد. نتایج آزمون این فرضیه، در جدول ۳ نشان داده شده است:

جدول (۳) نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
بازده دارایی‌ها	ROA_t	۰/۴۸۸	۱۴/۳۱۶	۰/۰۰۰
تغییرات جزو تعهدی سود	AC_t	-۰/۰۹۰	-۳/۴۷۲	۰/۰۰۰
مقدار ثابت	Constant	۰۶۲/۰	۱۲/۸۲۳	۰/۰۰۰
آماره F: ۹۱۶/۱۹			ضریب تعیین تعدیل شده: ۷۳۲/۰	
سطح معناداری آماره F: ۰۰۰/۰			آماره دوربین واتسون: ۹۱۸/۱	

همان گونه که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل، حاکی از آن است که حدود ۰/۷۳ از تغییرات در بازده آتی دارایی‌ها در شرکت‌های نمونه، توسط متغیرهای مستقل استفاده شده در مدل پژوهش توضیح داده می‌شود. ضریب متغیر ROA یعنی γ_1، ۰/۴۹ بوده است. با توجه به رابطه ($\gamma_1 = \varphi_1$) این رقم، ضریب پایداری جزو نقدی سود را نشان می‌دهد. همچنین، تفاوت بین ضریب پایداری جزو تعهدی و ضریب پایداری جزو نقدی (γ_2) ۰/۰۹، و به صورت منفی بوده است. از آنجا که ($\gamma_2 = \varphi_2 - \varphi_1$) بنابراین، ضریب پایداری جزو تعهدی سود، ۰/۴۰ بوده و پایین‌تر از ضریب جزو نقدی آن (۰/۴۹) است.

بدین ترتیب، فرضیه اول این پژوهش، مبنی بر پایداری کمتر جزو تعهدی سود نسبت به جزو نقدی آن، در سطح اطمینان ۰/۹۵ پذیرش می‌شود. در فرضیه‌های ۲، ۳ و ۴ این پژوهش، هدف مقایسه جداگانه ضریب پایداری اقلام تعهدی عملیاتی جاری، اقلام تعهدی عملیاتی غیرجاری و اقلام تعهدی مالی با ضریب پایداری جزو نقدی سود است. بنابراین:

برای پذیرش فرضیه (۲)، باید $\varphi_2 - \varphi_1 < 0$ یا $\gamma_2 < 0$، برای پذیرش فرضیه (۳)، $\varphi_3 - \varphi_1 < 0$ یا $\gamma_3 < 0$ و برای پذیرش فرضیه (۴)، $\varphi_4 - \varphi_1 < 0$ یا $\gamma_4 < 0$ باشد. نتایج آزمون فرضیه‌های شماره ۲، ۳ و ۴ پژوهش، در جدول ۴ نشان داده شده است:

www.SID.ir

Arshive of SID

جدول (۴) نتایج آزمون فرضیه ۲، ۳ و ۴ پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
بازده دارایی‌ها	ROA_t	۰/۴۸۰	۱۴/۰۵۰	۰/۰۰۰
تغییر در سرمایه درگردش خالص غیرنقدی	ΔWC_t	−۰/۱۰۱	−۳/۸۴۱	۰/۰۰۱
تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیرجاری	ΔNCO_t	−۰/۰۷۴	−۲/۱۴۶	۰/۰۳۲
تغییر در خالص دارایی‌های مالی	ΔFIN_t	−۰/۰۳۸	−۱/۲۰۸	۰/۲۲۷
مقدار ثابت	Constant	۰/۰۶۴	۱۳/۱۷۶	۰/۰۰۰
آماره F: ۸۵۷/۱۹			ضریب تعیین تعدیل شده: ۷۳۴/۰	
سطح معناداری آماره F: ۰۰۰/۰			آماره دوربین واتسون: ۹۲۵/۱	

همان گونه که در جدول ۴ ملاحظه می‌شود، ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل، حاکی از آن است که بیش از ۰/۷۳ از تغییرات در بازده آتی دارایی‌های شرکت‌های نمونه توسط متغیرهای مستقل استفاده شده در مدل پژوهش توضیح داده می‌شود. مقدار آماره F نیز ۱۹/۸۶ بوده و سطح معناداری آن، حاکی از معنادار بودن کل مدل رگرسیون برازش شده است. در جدول ۴، متغیرهای مستقل بازده دارایی‌ها (ROA) و تغییر در سرمایه درگردش خالص غیرنقدی (ΔWC_t) در سطح اطمینان ۰/۹۵ و متغیر مستقل تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیرجاری (ΔNCO_t) در سطح اطمینان ۰/۹۵ معنادار هستند. جزو تغییر در خالص دارایی‌های مالی (ΔFIN_t) نیز هیچ رابطه معناداری با بازده دارایی‌های سال بعد نداشته است. نتایج نشان می‌دهد؛ ضریب متغیر ROA یعنی γ_1، ۰/۴۸ و مثبت بوده است. با توجه به رابطه ($\varphi_1 = \gamma_1$) این رقم، ضریب پایداری جزو نقدی سود را نشان می‌دهد. همچنین، تفاوت بین ضریب پایداری تغییر در سرمایه درگردش خالص غیرنقدی (ΔWC_t) وضریب پایداری جزو نقدی، یعنی γ_2، ۱۰ درصد و به صورت منفی بوده است. از آنجا که ($\gamma_2 = \varphi_2 - \varphi_1$) بنابراین، ضریب پایداری این جزو تعهدی سود (سرمایه درگردش خالص غیرنقدی)، ۰/۳۸ بوده و پایین‌تر از ضریب جزو نقدی آن (۰/۴۸) است. بدین صورت، فرضیه دوم این پژوهش، مبنی بر پایداری کمتر جزو تغییر در سرمایه در گردش خالص غیرنقدی نسبت به جزو نقدی سود، در سطح اطمینان ۰/۹۵ پذیرش می‌شود.

تفاوت بین ضریب پایداری جزو تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیرجاری (ΔNCO_t) و ضریب پایداری جزو نقدی؛ یعنی γ_3، ۰/۰۷ و به صورت منفی بوده است. از آنجا که ($\gamma_3 = \varphi_3 - \varphi_1$) بنابراین، ضریب پایداری جزو تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیرجاری (ΔNCO_t)، ۰/۴۱ بوده و پایین‌تر از ضریب جزو نقدی آن (۰/۴۸) است. بدین صورت، فرضیه سوم این پژوهش، مبنی بر پایداری کمتر جزو تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیرجاری نسبت به جزو نقدی سود، در سطح اطمینان ۰/۹۵ پذیرش می‌شود.

تفاوت بین ضریب پایداری جزو تغییر در خالص دارایی‌های مالی (ΔFIN_t) و ضریب پایداری جزو نقدی سود، یعنی γ_4، ۰/۰۳ به صورت منفی بوده، اما معنادار نیست. بنابراین، فرضیه چهارم این پژوهش، مبنی بر پایداری کمتر جزو تغییر در خالص دارایی‌های مالی نسبت به جزو نقدی سود، مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. در فرضیه پنجم، هدف، بررسی این موضوع است که

www.SID.ir

Arshive of SID

سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران، این قابلیت کم اقلام تعهدی و اجزای آن را چگونه درک کرده‌اند؟ قبلاً اشاره شد که چنانچه سرمایه‌گذاران مفهوم قابلیت اتکای اقلام تعهدی را درک کنند، نباید رابطهٔ منفی‌ای بین اقلام تعهدی و اجزای با ضریب کمتر با بازده غیرعادی سهام وجود داشته باشد.

برای پذیرش فرضیه مذکور، در مدل ۱ آن باید $Y_2<0$, و همچنین ضرایب در مدل شماره دو آن باید به صورت زیر شود:

$\gamma_2<0$ (ΔWC), $\gamma_3<0$ (ΔNCO) and $\gamma_4=0$ (ΔFIN)

نتایج آزمون مدل ۱ فرضیه پنجم، در مورد میزان درک سرمایه‌گذاران از ضریب پایداری پایین جزو تعهدی سود نسبت به جزو نقدی آن در جدول ۵ نشان داده شده است.

جدول (۵) نتایج آزمون فرضیه پنجم پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
بازده دارایی‌ها	ROA_t	۰/۶۴	۶/۱۸۱	۰/۰۰۰
تغییرات جزو تعهدی سود	AC_t	−۱/۰۲۲	−۱۱/۲۴۶	۰/۰۰۰
مقدار ثابت	Constant	−۰۱۵/۰	−۰/۵۴	۰/۵۹
آماره F: ۲۲۸/۷۶		ضریب تعیین تعدیل شده: ۱۴/۰		
سطح معناداری آماره F: ۰۰۰/۰		آماره دوربین واتسون: ۱۳۲/۲		

همچنین، نتایج آزمون مدل ۲ فرضیه پنجم، در مورد میزان درک سرمایه‌گذاران از ضریب پایداری اجزای اقلام تعهدی در جدول ۶ نشان داده شده است:

جدول (۶) نتایج آزمون فرضیه پنجم پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
بازده دارایی‌ها	ROA_t	۰/۴۳۴	۴/۰۵۳	۰/۰۰۱
تغییر در سرمایه درگردش خالص غیرنقدی	ΔWC_t	−۰/۲۴۱	−۲/۰۰۵	۰/۰۴۵
تغییر در دارایی‌های عملیاتی غیرجاری	ΔNCO_t	−۰/۴۳۳	−۳/۰۰۱	۰/۰۰۲
تغییر در خالص دارایی‌های مالی	ΔFIN_t	−۰/۰۴۲	−۰/۲۶۲	۰/۷۹۳۱
مقدار ثابت	Constant	−۰/۰۶۷	۳/۱۴۹	۰/۰۰۱
آماره F: ۶۳۹/۱۱		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰۵/۰		
سطح معناداری آماره F: ۰۰۰/۰		آماره دوربین واتسون: ۹۷۴/۱		

در آزمون مدل اول فرضیه پنجم در جدول ۵، مقدار آماره F نشان دهنده معناداری کل مدل رگرسیون برازش شده در سطح اطمینان ۰/۹۵ است. با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده می‌توان ادعا کرد،

www.SID.ir

Arshive of SID

حدود ۰/۱۴ از تغییرات متغیر بازده غیرعادی توسط دو متغیر مستقل مدل توضیح داده می‌شود. بر اساس شواهد به دست آمده از این مدل، جزو نقدی سود دارای رابطهٔ مثبت با بازده غیرعادی و اقلام تعهدی دارای یک رابطه منفی با بازده غیرعادی هستند. با توجه به مقدار منفی به دست آمده برای اقلام تعهدی، می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران نسبت به تغییرات اقلام تعهدی واکنش نادرستی نشان می‌دهند. به عبارت دیگر، در بورس اوراق بهادار تهران، اقلام تعهدی خلاف قاعده وجود دارد.

نتایج آزمون مدل دوم فرضیه پنجم در جدول ۶ نشان داده شده است، بر اساس شواهد به دست آمده از این مدل، جزو نقدی سود دارای رابطهٔ مثبت با بازده غیرعادی است. همچنین هر سه جزو اقلام تعهدی، دارای یک رابطه منفی با بازده غیرعادی دارایی‌ها هستند، اما ضرایب به دست آمده و مقدار معناداری برای هریک از این اجزا حاکی از آن است که این رابطه در مورد ΔWC_t و ΔNCO_t معنادار بوده، اما در مورد ΔFIN_t معنادار نیست. این در حالی است که در فرضیه‌های ۲ تا ۴ پژوهش، ضریب پایداری ΔWC_t (۰/۳۸) و ΔNCO_t (۰/۴۱) کمتر از ΔFIN_t برآورد شده بود و بدین ترتیب، به نظر می‌رسد اجزایی از اقلام تعهدی که ضریب پایداری کمتری نسبت به جزو نقدی سود داشته‌اند، دارای رابطه منفی قوی‌تری با بازده غیر عادی بوده‌اند. در این خصوص، با استناد به ادبیات پژوهش، درک نادرست سرمایه‌گذاران از قابلیت اتکای اجزای اقلام تعهدی است باعث می‌شود آنها، ضریب بیشتری نسبت به این اجزا قائل شوند. با توجه به ضریب منفی به دست آمده برای متغیر (AC_t) در جدول ۵ و ضرایب منفی معنادار ΔWC_t و ΔNCO_t در جدول ۶، دلایل کافی برای رد فرضیه پنجم این پژوهش وجود ندارد و این فرضیه مورد پذیرش واقع می‌شود.

نتیجه‌گیری

نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه نخست، ضرایب پایداری ۰/۴۹ برای جزو نقدی و ۰/۴۰ برای جزو تعهدی سود را نشان می‌دهد؛ بدین ترتیب، فرضیه اول پژوهش مورد پذیرش قرار می‌گیرد. این نتایج نشان می‌دهد که اجزایی از سود که بیشتر تحت تأثیر اعمال متهورانه مدیریت و اصول پذیرفته شده حسابداری در مورد زمان شناسایی درآمدها و هزینه‌ها قرار می‌گیرند، از درجه ماندگاری پایین‌تری برخوردارند. دلیل این امر، می‌تواند، بالا بودن حجم خطای برآورد اقلام تعهدی در مقایسه با اقلام نقدی باشد. همچنین جزو تعهدی سود، قابلیت دستکاری بیشتری از سوی مدیر را دارد که این امر نیز می‌تواند قابلیت اتکای آن را تحت تأثیر قرار دهد. نتایج فرضیه ۱، با نتایج پژوهش‌های اسلوان [۱۵]، سیلوا و ماچادو [۱۴] بوبکری [۵] و حقیقت و ایرانشاهی [۱] سازگاری داشته است. نتایج آزمون فرضیه ۲ حاکی از آن است که تغییر در سرمایه درگردش خالص غیرنقدی نسبت به اقلام جریان‌های نقدی ضریب پایداری کمتری دارند. این ضریب پایداری پایین، بیشتر به دلیل قابلیت اتکای پایین اندازه‌گیری‌های مربوط به اقلام اصلی این طبقه، شامل موجودی کالا و حساب‌های دریافتنی باشد، چون این اقلام، بیشتر تحت تأثیر برآوردهای مدیریت قرار می‌گیرند و همچنین دستکاری این اقلام، بیشتر امکان پذیر است [۶]. نتایج فرضیه ۲، مطابق با نتایج پژوهش‌های اسلوان [۱۵] و ناسازگار با نتایج پژوهش بوبکری [۵] بوده است. نتایج آزمون فرضیه ۳ حاکی از آن است که اقلام تعهدی عملیاتی غیرجاری نسبت به جزو نقدی سود ضریب پایداری کمتری دارند. ضریب پایداری

www.SID.ir

Arshive of SID

پایین این طبقه نیز، به دلیل عناصر ذهنی و با قابلیت اتکای پایینی است که در این طبقه وجود دارد، مانند دارایی‌های ثابت، که در اندازه گیری‌های اولیه، شیوه استهلاک آنها و همچنین شناسایی کاهش ارزش‌های بعدی، ابهام‌های قابل ملاحظه‌ای وجود دارد و بنابراین، تحت تأثیر برآوردها و قضاوت‌های مدیر قرار می‌گیرند. نتایج فرضیه ۳، سازگار با نتایج پژوهش‌های اسلوان [۱۵] و بوبکری [۵] بوده است. در مورد فرضیه ۴، نتایج حاکی از آن است که تفاوت معناداری بین ضریب پایداری اقلام بررسی شده وجود ندارد و جزو تعهدی مالی، نسبت به جزو نقدی سود حسابداری ضریب پایداری کمتری ندارد که این نتیجه گیری، ناسازگار با نتایج پژوهش بوبکری [۵] بوده است. در مورد این ناسازگاری باید توجه داشت ذهنیت نسبتاً اندکی در اندازه گیری‌های عناصر تشکیل دهنده جزو تعهدی تغییر در خالص دارایی‌های مالی، مانند سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت و بدهی‌های مالی وجود دارد و بدین ترتیب، این جزو از اقلام تعهدی می‌تواند با درجهٔ بالایی از قابلیت اتکا اندازه‌گیری شود و در این جنبه با وجوه نقد مشابه است. نتایج به دست آمده برای فرضیه پنجم، حاکی از واکنش بیش از اندازه از سوی سرمایه‌گذاران است، بدین صورت که سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران، زمانی که انتظاراتشان را در مورد سود شکل می‌دهند، به جزو تعهدی سود در مقایسه با جزو نقدی آن، ضریب پایداری بیشتری قائل می‌شوند و بدین ترتیب، یک رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده غیرعادی سهام به وجود می‌آید. در این رابطه، آنچه که موجب پیش‌بینی نادرست سرمایه‌گذاران می‌شود، ناآگاهی آن‌ها از ضریب پایداری پایین اقلام تعهدی در مقایسه با اقلام نقدی است. نتایج حاصل از آزمون رابطه بین اجزای اقلام تعهدی و بازده غیرعادی سهام نشان می‌دهد که آن دسته از اجزای اقلام تعهدی که پایداری کمتری داشته‌اند، رابطه منفی قوی‌تری با بازده غیرعادی سهام داشته‌اند. بدین ترتیب، عامل ایجاد واکنش غیر معقول از سوی سرمایه‌گذاران در بازار بورس اوراق بهادار تهران، درک نادرست آنان از ضریب پایداری اجزای تعهدی و نقدی سود بوده و سرمایه‌گذاران بی تجربه در بورس اوراق بهادار تهران، به اجزای با قابلیت پایین اقلام تعهدی، واکنش بیش از اندازه نشان می‌دهند. نتایج فرضیه پنج، مطابق با یافته‌های پژوهش‌های ژانگ [۱۶] و ماشروالا و همکاران [۹] و مخالف با یافته‌های سیلوا و ماچادو [۱۴] است. همچنین، بوبکری [۵] به رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده غیرعادی در بازار سرمایه کانادا پی برده بود، اما در مورد اجزای اقلام تعهدی، این رابطه برای جزو wc بی معنی و در مورد سایر اجزا معنادار بوده است.

پیشنهادهای کاربردی

نتایج پژوهش حاکی از آن است که اجزای سودهای گذشته رابطه معناداری با سودهای آتی دارند و می‌توانند در پیش‌بینی‌های آن مورد استفاده قرار گیرند. بدین ترتیب، سرمایه‌گذاران می‌توانند در پیش‌بینی‌های خود از آنها استفاده کنند. همچنین، نتایج پژوهش حاکی از آن است که اجزای نقدی و تعهدی سود از عوامل مؤثر بازده غیرعادی سهام هستند، بنابراین می‌توانند در پیش‌بینی‌های سهامداران مورد استفاده قرار گیرند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه ۱ حاکی از آن است که جزو تعهدی سود ضریب پایداری کمتری نسبت به جزو نقدی آن دارد؛ همچنین نتایج آزمون فرضیه‌های ۲، ۳ و ۴، نشان می‌دهد که اجزای تعهدی سود از

www.SID.ir

Arshive of SID

ضریب پایداری پایین‌تری نسبت به جزو نقدی سود و از ضریب پایداری متفاوتی نسبت به یکدیگر برخوردارند. مطابق با نتایج آزمون ۵، این روابط از دید سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران به درستی درک نشده است. پیشنهاد می‌شود، سرمایه‌گذاران با دقت بیشتری نسبت به تغییرات اقلام تعهدی و اجزا آن واکنش نشان دهند. آنها می‌توانند از تحلیل‌گران مالی در اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری کمک بگیرند. در این راستا به حسابداران پیشنهاد می‌شود در ذیل صورت سود و زیان یا صورت جریان وجوه نقد و یا در یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی، اجزای نقدی و تعهدی سود را تفکیک کرده و به نحو مناسب‌تری گزارش نمایند. این امر می‌تواند قدرت پیش‌بینی سرمایه‌گذاران را افزایش دهد. پیشنهاد برای الزام این امر توسط سازمان حسابرسی و سایر نهادهای سیاست‌گذار در حسابداری، در صورتی که پژوهش‌های بیشتری در این مورد صورت بگیرد و سایر جنبه‌های آن بررسی شود؛ با قوت بیشتری قابل ارایه است.

منابع

[۱] حقیقت، حمید؛ ایرانشاهی، علی. (۱۳۸۹). بررسی واکنش سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به جنبه‌های پایداری اقلام تعهدی. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲ (۳). ۳۱- ۴۸.

[۲] دستگیر، محسن؛ سروش‌یار، افسانه؛ علی‌احمدی، سعید. (۱۳۹۲). ارزیابی تأثیر تغییرات غیرعادی وجه نقد در پایداری سود و کارایی بورس اوراق بهادار تهران در تشخیص ویژگی‌های پایداری سود، *دانش حسابداری*، ۴ (۱۳). ۷- ۲۷.

[۳] هاشمی، سید عباس؛ جلالی مقدم، حسین. (۱۳۹۲). تأثیر اقلام تعهدی بر رابطه تأمین مالی خارجی با بازده آتی سهام، *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۵ (۲). ۵۳- ۷۲.

[۴] محمدزادگان، اکبر. (۱۳۸۵). بررسی بین قابلیت اتکای ا قلام تعهدی، پایداری سود و قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره) قزوین.

[5] Boubakri, F. (2012). The Relationship between Accruals Quality, Earnings Persistence and Accruals Anomaly in the Canadian Context, *International Journal of Economics and Finance*. 4 (6): 51- 63.

[6] Chan, K. Chan, C. Jegadeesh, N. & Lakonishok, J. (2006). Earnings Quality and Stock Returns. *Journal of Business*. 79 (3): 1041-1082.

[7] Charitou, A. Clubb, C. & Andreou, A. (2001). The Effect of Earnings Permanence, Growth and Firm Size on the Usefulness of Cash Flows and Earnings in Explaining Security Returns: Empirical Evidence for the UK. *Journal of Business Finance and Accounting*. 28 (5): 563-594.

[8] Kan, Q. Liu. Q. & Qi, R. (2010). Predicting Stock Market Returns with Aggregate Discretionary Accruals.

[9] Mashruwala, C. Rajgopal, S. & Shevlin, T. (2006). Why is the Accrual Anomaly not Arbitraged Away? The Role of Idiosyncratic Risk and Transaction Costs. *Journal of Accounting and Economics*. 28: 201- 234.

[10] Oei, R. Ramsay, and Mather, P. (2008). Earnings Persistence, Accruals and Managerial Share Ownership", *Accounting and Finance*. 48: 475- 502.

[11] Papanastasopoulos, G. Thomakos, D & Wang, T. (2011). Accruals and the Performance of Stock Returns Following External Financing Activities. *British Accounting Review*, 43: 214–229.

[12] Richardson, S. A. Sloan, R. G. Soliman, M. T. & Tuna, I. (2005). Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock

www.SID.ir

Arshive of SID

Prices**.** *Journal of Accounting and Economics*, 39 (3): 437-485.

[13] Scott, A. R. Sloan, M. Soliman andI. Tuna (2005). "Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock Returns", *Journal of Accounting Research***,** 39: 437-485.

[14] Silva Filho, A. and Machado, Marcio, M. (2014). Persistence and Relevance of Accruals: Evidences from the Brazilian Capital Market working paper. Available at SSRN: http://ssrn.com/ abstract=2409398.

[15] Sloan, R. (1996). Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings? *The Accounting Review*. 71: 289-315.

[16] Zhang, X. F. (2007). Accruals, Investment, and the Accrual Anomaly. *The Accounting Review*, *82* (5), 1333-1363.

www.SID.ir