تاثیر خطای برآورد اقلام تعهدی بر سود دوره در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مهشید قباتی اسکندری

کارشناس مالی سازمان آب و برق خوزستان، دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری

m.g.eskandari@gmail.com

راضیه احمدی

کارشناس مالی سازمان آب و برق خوزستان، کارشناس ارشد مدیریت مالی

Razie.ahmadi@gmail.com

مهدخت مودب

کارشناس مالی سازمان آب و برق خوزستان، دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری

mahdokhtmoaddab@gmail.com

چکیده

در این مقاله نشان می‌دهیم که اقلام تعهدی شامل حداقل دو فرآیند بنیادی متمایز هستند، یکی با همبستگی پیاپی مثبت و دیگری با همبستگی پیاپی منفی. همچنین درمی‌یابیم که اقلام تعهدی مثبت و منفی چه تاثیری بر پایداری اقلام تعهدی و توانایی پیش بینی سود دارد. بدین منظور از مدل تعدیل شده دیچو (2012) استفاده شده است. جامعه آماری این تحقیق، تمام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ۱۳۸۱ تا پایان سال ۱۳۹۲ می‌باشد (۴۶۹ شرکت، ۴۸۷۱ سال-شرکت). برای تعیین نمونه آماری به روش حذفی سیستماتیک عمل شده است که تعداد ۱۹۷ شرکت (معادل ۱۹۸۴ سال-شرکت) جهت برآورد مدل ها و آزمون فرضیه های تحقیق انتخاب شده اند. از مدل آماری رگرسیون چند متغیره و داد ه های ترکیبی (تابلویی و تلفیقی) استفاده شده است. نتایج آزمون فرضیه ها نشان می دهد که ۱) جزء تعهدی سود نسبت به جزء نقدی، از پایداری کمتری برخوردار است، ۲) ناپایداری جزء تعهدی سود، ناشی از خطای برآورد اقلام تعهدی است. در مجموع نتایج حاصله تاثیر وارونگی اقلام تعهدی را بر سود دوره مورد تایید قرار می دهد.

واژه های کلیدی: برگشت اقلام تعهدی، پایداری سود، ناهنجاری اقلام تعهدی، کاهش ارزش موجودی کالا.

مقدمه

حجم روزافزون پژوهش ها، از وارونگی اقلام تعهدی در آزمون‌های مدیریت سود و قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی بهره می‌برد. ایده کلیدی که زیربنای این پژوهش است این بوده که "خطاها" در اقلام تعهدی را باید در نهایت وارونه کرد. وارونگی اقلام تعهدی یعنی برگشت یا معکوس شدن مدیریت سود بر مبنای اقلام تعهدی این دوره در دوره آتی. در این مقاله بررسی جامعی از وارونگی اقلام تعهدی و تاثیر آنها بر سود انجام می‌دهیم. اقلام تعهدی نمایانگر پیش‌بینی‌های مدیران از منافع آتی یا برعکس آن بوده، زمانی که یا (1) منافع آتی پیش‌بینی شده محقق شده‌اند یا (2) شواهد جدید حاکی از آن باشد که احتمال تحقق منافع آتی پیش‌بینی شده وجود نداشته باشد. بر همین اساس، اقلام تعهدی را به دو دسته تقسیم می‌کنیم: (1) اقلامی که به درستی منافع آتی را پیش‌بینی می‌کنند و (2) خطاهای تخمین اقلام تعهدی. دسته اول را "اقلام تعهدی مثبت" و دسته دوم را "خطای تخمین اقلام تعهدی" می‌نامیم.

رشد فروش و رشد کارکنان از جمله اطلاعات اساسی قابل محاسبه از طریق گزارش های مالی است که دربرگیرنده اطلاعات درمورد سودآوری آتی و ارزش شرکت می باشد (اولسون،1995 ؛ اولسون و فلتهام، 2005 ؛ فیرفیلد و همکاران، 2003)، و اقلام تعهدی مثبت؛ توانایی پیش بینی این دو نماینده رشد را دارا می باشند (بوشمن،2011 ؛ دیچو و دیجو،2002 دیفوند و پار، 2001) بنابراین، بخش اول اقلام تعهدی مثبت، اقلام تعهدی می باشند که با رشد شرکت ارتباط دارند و در تجزیه و تحلیل داده های آماری این متغیر به شکل سری زمانی همبستگی مثبت مشاهده خواهد شد. بخش دوم اقلام تعهدی مثبت مربوط به پیش بینی صحیح نوسانات در سرمایه در گردش می باشد. مثلا اگر شرکت در زمان کاهش موقت قیمت ها خرید بیش از حد معمول انجام دهد، اقلام تعهدی ناشی از موجودی نیز موقتا افزایش می یابد. اما در دوره بعد، موجودی ها نیز مصرف شده و به حالت قبل (عادی) خود برگشته و معکوس می شود. بنابراین، بخش دوم اقلام تعهدی مثبت، اقلام تعهدی هستند که در سری زمانی آن همبستگی منفی وجود داشته و با نوسانات موقت سرمایه در گردش مرتبط می باشند.
بخش اقلام تعهدی منفی، یعنی بخش خطای تخمین اقلام تعهدی که منافع آتی را نمی توانند پیش بینی نمایند اما در هر حال، معکوس خواهند شد و زمانی معکوس می شوند که مشخص می شود منافع آتی مرتبط با آن ها تبدیل به تغییر در جریان وجوه نقد نخواهد شد اما بر سود آن دوره تأثیر منفی خواهد گذاشت (آلن و همکاران،2011).

ادبیات و پیشینه تحقیق

دچو و همکاران (۱۹۹۸) نخستین بررسی جامع ویژگی‌های سری‌های زمانی اقلام تعهدی را فراهم کرده‌اند. آنها اقلام تعهدی سرمایه در گردش را به صورت تابعی خطی از تغییر در فروش، مدل سازی می‌کنند. همچنین اینگونه فرض می‌کنند که تغییر در فروش به طور پیاپی ناهمبسته است و بنابراین پیش‌بینی می‌کنند که اقلام تعهدی نیز به طور پیاپی ناهمبسته خواهند بود. همراستا با این پیش‌بینی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش در سطح شرکت همبستگی پیاپی نزدیک به صفر دارند. تناقضی که در مطالعه دچو و همکاران وجود دارد یافته‌های آنها بوده مبنی بر اینکه رشد فروش به طور مثبت و پیاپی همبسته است (همبستگی پیاپی ۰/۱۷ در نمونه آنها) که به این معنی بوده که باید سطح مشابهی از همبستگی پیاپی مثبت در اقلام تعهدی مشاهده شود. ما این تناقض را با نشان دادن حذف خطای اقلام تعهدی مرتبط با شوک‌های موقتی در سرمایه در گردش ارائه شده در مدل دچو و همکاران تبیین می‌نماییم.

تعدادی از پژوهش‌های پیشین، در بافت مدیریت سود به وارونگی اقلام تعهدی اشاره می‌کنند. یکی از نخستین این پژوهش‌ها مطالعه دفوند و پارک (۲۰۰۱) است که در مدل سازی اقلام تعهدی سرمایه در گردش "بهنجار" به عنوان تابعی خطی از تغییر در فروش، از جونز (۱۹۹۱) پیروی می‌کند. نویسندگان چنین فرض می‌کنند که اقلام تعهدی "نابهنجار" باقی مانده متعاقبا وارونه خواهند شد. همراستا با فرضیه آنها، دفوند و پارک در می‌یابند که ضرایب پاسخ سود و بازبینی‌های پیش‌بینی کننده تحلیلگر، زمانی که سود به اقلام تعهدی نابهنجار نسبت داده شوند کوچکتر هستند. هرچند مطالعه آنها علاوه بر آنکه شواهدی مستقیم برای وارونگی اقلام تعهدی نابهنجار ارائه نمی‌دهد، امکان اینکه چنین وارونگی‌هایی می‌توانند به درستی منافع آتی را پیش‌بینی کنند را در نظر می‌گیرد.

موهرل (۲۰۰۲) یکی از اولین مطالعه‌هایی است که مستقیما وارونگی اقلام تعهدی را بررسی می‌کند. پژوهش وی بر نمونه دستی جمع آوری شده از وارونگی‌ها متمرکز بوده که به بازسازی مجدد تعهدات[1] مربوط می‌شود. این مطالعه چنین نتیجه می‌گیرد که زمانبندی و بزرگی وارونگی‌ها با استفاده مدیران از آنها به منظور مدیریت فرصت طلبانه سود برای رسیدن به اهداف سود، سازگار است. تعبیر دیگر از نتایج وی این است که وارونگی‌ها به درستی جریان‌های نقدی آتی مرتبط با برنامه‌های بازسازی را پیش‌بینی می‌کنند.

بابر و همکاران (۲۰۱۱) نیز با بررسی خودهمبستگی‌ها در اقلام تعهدی نابهنجار شواهدی درباره وارونگی اقلام تعهدی نابهنجار ارائه می‌دهند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد خودهمبستگی‌های اقلام تعهدی نابهنجار بیشتر در تاخیر زمانی یک چهارم منفی هستند. مطالعه همچنین رابطه‌ای منفی میان سرعت وارونگی اقلام تعهدی نابهنجار و احتمال اینکه شرکت پیش‌بینی‌های تحلیلگران را برآورده یا بر آنها فائق آید را ثبت می‌کند. نویسندگان اینگونه نتیجه می‌گیرند که وارونگی اقلام تعهدی نشان دهنده وارونگی مدیریت پیشین سود است. تعبیری دیگر از این نتایج این است که وارونگی‌ها به درستی جریان‌های خروج وجه نقد آتیِ مرتبط با نوسانات موقتی در سرمایه در گردش را پیش‌بینی کرده و به درستی در پیش‌بینی‌های تحلیل گران استفاده شده‌اند.

مطالعه دیگری توسط دچو همکاران (۲۰۱۲) توصیه می‌کند که خطاهای اقلام تعهدی در آزمون‌های مدیریت سود لحاظ شوند. در حمایت از این دیدگاه، نویسندگان شواهدی از وارونگی‌های اقلام تعهدی در نمونه‌ای از شرکت-سال مشمول اقدامات اجرایی کنترل سود کمیسیون اوراق بهادار و دادوستد را ارائه می‌کنند.

بالاخره، مقالات زک (۲۰۰۶) و فدیک و همکاران (۲۰۱۳) این امر را بررسی می‌کنند که آیا وارونگی های اقلام تعهدی می‌توانند ناهنجاری اقلام تعهدی اسلوان (۱۹۹۶) مبنی بر اینکه اقلام تعهدی به طور منفی با (۱) تغییرات آتی سود و (۲) بازده‌های آتی سهام مرتبط هستند را تبیین کنند. این مقالات نتایج ناهمسانی را گزارش می‌کنند که مقاله اول تنها نقش محدودی را برای خطاها به تصویر کشیده و مقاله دوم نقش گسترده‌تری را برای آنها لحاظ کرده است. محدودیتی کلیدی در هر دو مطالعه این است که آنها وارونگی‌های اقلام تعهدی خوب که به درستی منافع آتی را پیش‌بینی کرده و به تغییرات آتی سود مرتبط نیستند را کنترل نمی‌کنند.

---

[1] Liabilities

فرضیه ها

براساس ادبیات پژوهش فرضیه های ۱و ۲ به شرح زیر تدوین شده اند:

۱- جزء تعهدی سود نسبت به جزء نقدی، از پایداری کمتری برخوردار است.
۲- ناپایداری جزء تعهدی سود، ناشی از خطای برآورد اقلام تعهدی است.

روش تحقیق

پژوهش حاضر از لحاظ ماهیت توصیفی و از نوع همبستگی و از لحاظ هدف کاربردی است. مدل آماری به کار گرفته شده در این پژوهش مدل رگرسیون چند متغیره می باشد. جامعه آماری این تحقیق، تمام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ۱۳۸۶ تا پایان سال ۱۳۹۱ می‌باشد (۴۶۹ شرکت، ۴۸۷۱ سال-شرکت). برای تعیین نمونه آماری به روش حذفی سیستماتیک، شروط زیر اعمال شده است:

۱- ابتدا شرکتهایی که پایان سال مالی آنها ۲۹ یا ۳۰ اسفند ماه نیست حذف شده است (۱۵۵ شرکت، ۱۸۵۳ سال-شرکت).
۲- سپس بانک ها و موسسات مالی و شرکت های سرمایه گذاری مالی (به دلیل ماهیت متفاوت فعالیت آنها از سایر واحد های تجاری) حذف شده اند (۵۶ شرکت، ۶۶۸ سال-شرکت).
۳- در پایان مشاهدات پرت (صدک اول و صدک ۹۹ تمام مشاهدات) و نیز تمام شرکتهایی که داده های آنها برای محاسبه متغیرهای تحقیق در دسترس نبود، حذف شدند (۶۱ شرکت، ۳۶۶ سال-شرکت).

با اعمال شرایط فوق تعداد ۱۹۷ شرکت (معادل ۱۹۸۴ سال-شرکت) جهت برآورد مدل ها و آزمون فرضیه های تحقیق انتخاب شده اند. روش گردآوری اطلاعات و داده های مورد نیاز در دو مرحله انجام شده است. در مرحله‌ی اول برای تدوین مبانی نظری تحقیق از روش کتابخانه‌یی (و مراجعه به پایان نامه ها[۲] و مقالات فارسی[۳] و انگلیسی[۴] از طریق سایت های مربوطه) و در مرحله‌ی دوم، برای گردآوری داده‌های مورد نظر از اطلاعات ارائه شده در سایت اطلاع رسانی بانک مرکزی[۵] و صورت‌های مالی ارائه شده به سازمان بورس اوراق بهادار[۶]، و سایر منابع اطلاعاتی مرتبط مانند بانک اطلاعاتی تدبیرپرداز و ره آورد نوین استفاده شده است.

در این پژوهش جهت آزمون فرضیه ها از داده های ترکیبی (تابلویی و تلفیقی) استفاده شده است. تحلیل های آماری از طریق نرم افزار Eviews انجام شده است و در نهایت فرضیه های پژوهش از طریق آزمون t، F فیشر و ضریب تعیین (R^2) آزمون شده اند. مزایای استفاده از داده‌های ترکیبی عبارتند از:

الف) از آنجا که داده های ترکیبی به افراد، بنگاه ها، ایالات، کشورها و از این قبیل واحدها طی زمان ارتباط دارند، وجود ناهمسانی واریانس در این واحدها محدود می شود.

---

[2]) Www.IRANDOC.ir
[3]) Www.SID.ir
[4]) Www.SSRN.com, Www.Sciencedirect.com, Www.Ebscohost.com, Www.Proquest.com
[5]) Http://tsd.cbi.ir/
[6]) www.RDIS.ir

ب) با ترکیب مشاهدات سری زمانی و مقطعی، داده‌های ترکیبی با اطلاعات بیشتر، تغییرپذیری بیشتر، همخطی کمتر میان متغیرها، درجات آزادی بیشتر و کارایی بیشتر ارائه می نمایند.

ج) با مطالعه مشاهدات مقطعی تکراری، داده های ترکیبی به منظور مطالعه پویایی تغییرات مناسب تر و بهترند.

د) داده های ترکیبی تاثیراتی که نمی توان به سادگی در داده های مقطعی و سری زمانی مشاهده کرد، بهتر معین می کنند.

و) داده های ترکیبی ما را قادر می سازند تا مدل های رفتاری پیچیده تر را مطالعه کنیم.

ه) داده های ترکیبی با ارائه داده برای هزاران واحد، می توانند تورشی را که ممکن است در نتیجه لحاظ افراد یا بنگاه ها حاصل می شود، حداقل سازد (ابریشمی، ۱۳۷۲).

پس از گردآوری داده های تحقیق، در مرحله اول، با استفاده از رویکرد الن، لارسون و اسلوان (۲۰۱۳)، کل اقلام تعهدی به اجزای ۱) اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش، ۲) اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش و ۳) خطای برآورد اقلام تعهدی به شکل زیر تجزیه شده است:

$$\boldsymbol{ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SGR_{it} + \alpha_2 EMPGR_{it} + \alpha_3 CF_{it-1} + \alpha_4 CF_{it} + \alpha_5 CF_{it+1} + \varepsilon_{it}} \quad (۱)$$

که در آن، ACC کل اقلام تعهدی (تعدیل شده با مجموع دارایی‌های ابتدای دوره)، SGR رشد درآمد فروش (درصد تغییرات درآمد فروش)، EMPGR رشد هزینه های کارکنان (درصد تغییرات هزینه‌های عمومی و اداری)، CF جریان وجوه نقد عملیاتی (که برای دوره گذشته، جاری و آتی محاسبه شده و با مجموع دارایی‌های ابتدای دوره، همگن شده است). پس از برآورد مدل فوق، عبارت $\alpha_0 + \alpha_1 SGR_{it} + \alpha_2 EMPGR_{it}$ معادل اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش (MDDGROWTH)، عبارت $CF_{it-1} + \alpha_4 CF_{it} + \alpha_5 CF_{it+1}$ معادل اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش (MDDMATCH) و ε_{it} معادل خطای برآورد اقلام تعهدی (MDDERROR) تعریف می‌شود. در ادامه، برای آزمون فرضیه اول پژوهش، مدل زیر برآورد شده است:

$$INC_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_2 ACC_{it} + \varepsilon_{it+1} \quad (۲)$$

که در آن، INC سود خالص تعدیل شده با مجموع دارایی‌های ابتدای دوره است و سایر متغیرها پیش از این تعریف شده‌اند. در مدل فوق، چنانچه ضریب متغیر ACC به صورت معناداری از ضریب متغیر CF کمتر باشد، فرضیه اول رد نخواهد شد. برای آزمون فرضیه دوم، مدل (۳) به شرح زیر برآورد شده است:

$$INC_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_3 MDDGROWTH_{it} + \alpha_4 MDDMATCH_{it} + \alpha_5 MDDERROR_{it} + \varepsilon_{it+1} \quad (۳)$$

که در آن تمام متغیرها پیش از این تعریف شده‌اند. در مدل (3) چنانچه ضریب متغیر MDDERROR به صورت معناداری از ضریب دو متغیر MDDGROWTH و MDDMATCH کوچکتر باشد، فرضیه دوم تحقیق رد نمی‌شود.

قبل از تجزیه و تحلیل داده ها لازم است از پایایی سری داده ها در طول دوره مورد بررسی اطمینان حاصل شود. برای بررسی پایایی داده های تحقیق از آزمون های، دیکی فولر تعمیم یافته (نوع فیشر)[۷] و آزمون فیلیپس و پرون (نوع فیشر)[۸] استفاده شده

[7]) Augmented Dickey-Fuller test (Fisher type)
[8]) Phillips-Perron test (Fisher type)

است. برای تجزیه و تحلیل داده های تحقیق و برآورد مدل ها، از رویکرد داده های ترکیبی[9] استفاده شده است. داده‌های ترکیبی اصولا به حرکت واحدهای مقطعی طی زمان اشاره دارند. مدل‌های مبتنی بر این نوع داده‌ها را مدل های رگرسیون داده های ترکیبی می نامند. به طور کلی می‌توان گفت داده‌های ترکیبی تحلیل‌های تجربی را به شکلی غنی می‌سازند در صورت استفاده از داده های سری زمانی یا مقطعی این امکان وجود ندارد. استفاده از داده‌های مقطعی برای چند سال متوالی نتایج بهتر و قابل‌اعتمادتری را در بردارد و قدرت توضیح دهندگی مدل را افزایش می‌دهد

در رویکرد داده های ترکیبی، روی عرض از مبدا و ضریب شیب مدل زیر محدودیت ها و فرضیاتی در نظر گرفته می شود:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

که در آن Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} مجموعه متغیرهای مستقل و ε_{it} جمله خطای مدل است. رویکرد داده های ترکیبی معمولاً شامل سه الگوی مقید[10] ، اثرات ثابت[11] و اثرات تصادفی[12] است.

- **الگوی مقید**

در الگوی مقید عرض از مبدا در مدل رگرسیون برای تمامی مقاطع زمانی (مثلاً سال) و مکانی (مثلاً شرکت) یکسان در نظر گرفته می شود. از محاسن الگوی مقید، سادگی برآورد آن است و از معایب آن، ناتوانی این الگو برای در نظر گرفتن ویژگی‌های خاص هر مقطع است. این الگو در حالت ساده به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

- **الگوی اثرات ثابت**

در مدل اثرات ثابت، عرض از مبدا در مدل رگرسیون به این دلیل بین سال ها یا شرکت ها متفاوت در نظر گرفته می شود که هر سال یا شرکت، ویژگی های خاص خود را داراست. الگوی اثرات ثابت در شرایطی مناسب است که عرض از مبدا خاص سال یا شرکت با یک یا چند متغیر توضیحی همبستگی داشته باشد (ابریشمی، ۱۳۷۲).

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

- **الگوی اثرات تصادفی**

در مدل اثرات تصادفی فرض می‌شود که عرض از مبدا یک واحد تکی، انتخابی تصادفی از جامعه‌ای بزرگتر با یک میانگین ثابت است. بدین ترتیب عرض از مبدا تکی، به صورت انحرافی از این میانگین ثابت بیان می‌شود. اثرات تصادفی در شرایطی

---

[9]) Pooled Data Approach
[10]) Pooled Model
[11]) Fixed Effect Model
[12]) Random Effect Model

مناسب است که عرض از مبدا (تصادفی) هر واحد مقطعی با متغیرهای توضیحی همبستگی نداشته باشد (ابریشمی، ۱۳۷۲). این مدل در حالت ساده به شکل زیر ارائه می شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \ , \ \alpha_i = \alpha + u_i \ , \ i = 1, 2, \dots, N \text{ or } T \quad (۷)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} + u_i \ , \ \psi_{it} = \varepsilon_{it} + u_i \ , Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \psi_{it} \quad (۸)$$

- **آزمون های انتخاب نوع الگو**

در این روش، برای انتخاب نوع روش برآورد مدل، ابتدا آزمون F مقید[۱۳] به صورت زیر اجرا شده است:

$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 \Leftrightarrow$ تمام عرض از مبداها با هم برابرند $\Leftrightarrow$ مدل Pooled

$H_1: \exists\, r \neq s \ \Rightarrow \ \alpha_r \neq \alpha_s \Leftrightarrow$ حداقل یکی از عرض از مبداها با بقیه متفاوت است $\Leftrightarrow$ مدل اثرات ثابت

$$F = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{Pooled})/(T-1)}{(1-R^2_{LSDV})/(NT-T-K)} \quad (۹)$$

$$F = \frac{(RSS_{Pooled} - RSS_{LSDV})/(T-1)}{RSS_{LSDV}/(NT-T-K)} \quad (۱۰)$$

در مدل های مزبور R^2_{LSDV} و RSS_{LSDV} به ترتیب ضریب تعیین و مجموع مربعات باقیمانده‌های حاصل از مدل اثرات ثابت و R^2_{Pooled} و RSS_{Pooled} به ترتیب ضریب تعیین و مجموع مربعات باقیمانده‌های حاصل از مدل Pooled است. N، تعداد مقاطع (در اینجا شرکت‌ها) و T طول دوره زمانی (یعنی سال‌ها) می‌باشد. در صورت رد فرضیه صفر، مدل با روش اثرات ثابت[۱۴] و در غیر این صورت مدل را با روش Pooled برآورد می‌شود. در رویکرد دوم، ابتدا الگوهای اثرات تصادفی و مقید با استفاده از آزمون بروش-پاگان مقایسه می شوند:

$H_0:$ عدم وجود اثرات تصادفی $\Leftrightarrow$ مدل Pooled

$H_1:$ وجود اثرات تصادفی $\Leftrightarrow$ مدل اثرات تصادفی

آماره ضرایب لاگرانژ برای آزمون فوق به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{\sum_{i=1}^{N}(\sum_{t=1}^{T} u_{it})^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} u_{it}^2} - 1\right]^2 = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{T^2 \bar{u}'\bar{u}}{u'u} - 1\right]^2 \sim \chi^2 \quad (۱۱)$$

[13]) Restricted F-test
[14]) Fixed effects model

در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، از الگوی مقید برای برآورد مدل استفاده می شود. ولی در صورت رد فرضیه صفر، باید با استفاده از آزمون هاسمن، الگوی اثرات تصادفی را در مقابل الگوی اثرات ثابت آزمون کرده و الگوی برتر را جهت برآورد مدل انتخاب نمود (افلاطونی، ۱۳۹۲).

در صورت انتخاب مدل اثرات ثابت، باید با استفاده از آزمون هاسمن[15] آن را در مقابل مدل اثرات تصادفی[16] به صورت زیر آزمون کرد:

H_0: مدل اثرات تصادفی $\Leftrightarrow$ بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد

H_1: مدل اثرات ثابت $\Leftrightarrow$ بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد

$$H = \left(\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}\right)' \left(\hat{Var}\left(\hat{\beta}_{FEM}\right) - \hat{Var}\left(\hat{\beta}_{REM}\right)\right)^{-1} \left(\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}\right) \sim \chi^2 \qquad (۱۲)$$

در مدل مزبور؛ $\hat{\beta}_{FEM}$ ضرایب شیب در مدل اثرات ثابت، $\hat{\beta}_{REM}$ ضرایب شیب در مدل اثرات تصادفی و Var نماد واریانس است. این آماره از توزیع $\chi 2$ برخوردار است.در صورت رد فرضیه صفر، مدل به روش اثرات ثابت برآورد می شود. در غیر این صورت، به روش اثرات تصادفی عمل می شود (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

نتایج تحقیق

- آماره های توصیفی

آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در نگاره (۱) ارائه شده‌اند. آماره‌های مذکور شمایی کلی از وضعیت توزیع داده های پژوهش ارائه می نمایند. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که میانگین (میانه) بازده سهام ۰/۳۸ (۰/۱۲)، سود خالص ۰/۲۳ (۰/۰۹)، جریان وجوه نقد عملیاتی ۰/۲۵ (۰/۱۰)، اقلام تعهدی ۰/۰۲- (۰/۰۰)، رشد فروش ها ۰/۱۷ (۰/۱۶)، رشد هزینه های کارکنان ۰/۱۷ (۰/۱۴)، اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش ۰/۰۱ (۰/۰۰)، اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقت سرمایه در گردش ۰/۰۵- (۰/۰۱-) و خطای برآورد اقلام تعهدی ۰/۰۲ (۰/۰۲) است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که حداکثر (حداقل) بازده سهام ۰/۳۸ (۰/۱۲)، سود خالص ۰/۲۳ (۰/۰۹)، جریان وجوه نقد عملیاتی ۰/۲۵ (۰/۱۰)، اقلام تعهدی ۰/۰۲- (۰/۰۰)، رشد فروش ها ۰/۱۷ (۰/۱۶)، رشد هزینه های کارکنان ۰/۱۷ (۰/۱۴)، اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش ۰/۰۱ (۰/۰۰)، اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش ۰/۰۵- (۰/۰۱-) و خطای برآورد اقلام تعهدی ۰/۰۲ (۰/۰۲) می‌باشد.

نگاره (۱): آماره های توصیفی پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
RET	۰/۳۸	۰/۱۲	۲/۵۵	−۰/۵۰	۰/۷۰

[15]) Hausman test
[16]) Random effects model

INC	۰/۲۳	۰/۰۹	۲/۴۹	−۰/۱۳	۰/۳۶
CF	۰/۲۵	۰/۱۰	۳/۲۷	−۰/۱۵	۰/۳۹
ACC	−۰/۰۲	۰/۰۰	۱/۲۴	−۱/۴۴	۰/۲۸
SGR	۰/۱۷	۰/۱۶	۰/۹۵	−۰/۳۲	۰/۲۲
EMPGR	۰/۱۷	۰/۱۴	۱/۱۳	−۰/۳۰	۰/۲۳
MDDGROWTH	۰/۰۱	۰/۰۰	۱/۲۲	−۱/۲۹	۰/۲۲
MDDMATCH	−۰/۰۵	−۰/۰۱	۰/۶۷	−۱/۳۰	۰/۱۵
MDDERROR	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۱۴	−۰/۰۶	۰/۰۳

تعریف متغیرها:
RET: بازده سالانه سهام
INC: سود خالص همگن شده با دارایی‌های ابتدای دوره
CF: جریان وجوه نقد عملیاتی همگن شده با دارایی‌های ابتدای دوره
ACC: اقلام تعهدی همگن شده با دارایی‌های ابتدای دوره
SGR: درصد رشد درآمد فروش
EMPGR: درصد رشد هزینه های کارکنان
MDDGROWTH: اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش
MDDMATCH: اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش
MDDERROR: خطای برآورد اقلام تعهدی

- **تحلیل همبستگی**

برای بررسی جهت و شدت همبستگی خطی بین متغیرهای پژوهش، آزمون ضرایب همبستگی انجام شده و نتایج آن در نگاره (۲) ارائه شده است. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که بین بازده سهام و متغیرهای رشد فروش‌ها (۰/۱۷) و خطای برآورد اقلام تعهدی (۰/۱۷-) همبستگی معناداری در سطح ٪۱ وجود دارد. همبستگی معناداری بین سود خالص و متغیرهای جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۷۳)، اقلام تعهدی (۰/۲۷)، رشد فروش‌ها (۰/۲۲)، اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش (۰/۵۶)، اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش (۰/۴۰-) و خطای برآورد اقلام تعهدی (۰/۲۲-) در سطح ٪۱ وجود دارد. بین جریان وجوه نقد عملیاتی و اقلام تعهدی نیز همبستگی منفی و معناداری (۰/۴۶-) در سطح ٪۱ وجود دارد. جریان وجوه نقد عملیاتی با رشد فروش ها (۰/۱۴) و خطای برآورد اقلام تعهدی (۰/۱۴) همبستگی مثبت و با اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش (۰/۸۱-) همبستگی منفی و معناداری دارد. در سایر موارد نیز بین برخی دیگر از متغیرهای پژوهش، همبستگی‌های معناداری وجود دارد، که در نگاره (۲) قابل مشاهده است.

نگاره (۲): جدول ضرایب همبستگی

متغیرها	RET	INC	CF	ACC	SGR	EMPGR	MDDGROWTH	MDDMATCH	MDDERROR
RET	۱								
INC	۰/۰۶	۱							
CF	۰/۰۳	۰/۷۳**	۱						
ACC	۰/۰۳	۰/۲۷**	−۰/۴۶**	۱					
SGR	۰/۱۷**	۰/۲۲**	۰/۱۴*	۰/۰۹	۱				
EMPGR	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۳۵**	۱			
MDDGROWTH	۰/۰۹	۰/۵۶**	−۰/۰۷	۰/۸۲**	۰/۱۱*	۰/۰۳	۱		
MDDMATCH	−۰/۰۹	−۰/۴۰**	−۰/۸۱**	۰/۶۱**	−۰/۱۱*	۰/۰۱	۰/۰۷	۱	
MDDERROR	−۰/۱۷**	−۰/۲۲**	۰/۱۴*	۰/۰۹	۰/۲۰**	۰/۳۵**	۰/۱۱*	−۰/۱۱*	۱

** و * به ترتیب معناداری در سطح ٪۱ و ٪۵

- **نتایج آزمون پایایی متغیرها**

قبل از برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌های پژوهش، باید پایایی متغیرها بررسی شود. وجود متغیرهای ناپایا در مدل سبب می‌شود تا آزمون‌های تی استیودنت و فیشر از اعتبار لازم برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط توزیع‌های مذکور، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون‌های آماری نباشند (نوفرستی، ۱۳۸۷). برای بررسی پایایی متغیرهای پژوهش، از آزمون‌های ریشه واحد پسران و همکاران، دیکی فولر تعمیم یافته، و آزمون فیلیپس و پرون استفاده شده و نتایج در جدول (۳) ارائه گردیده‌اند.

نگاره (۳): نتایج آزمون پایایی متغیرها

متغیرها	ایم، پسران و شین	دیکی فولر تعمیم یافته	فیلیپس و پرون
RET	-۲۵/۱۵	۱۴۰۳/۲۳	۱۶۳۲/۹۲
INC	-۱۰/۱۴	۷۱۷/۳۶	۷۸۰/۸۹
CF	-۳۳/۵۱	۸۱۰/۱۹	۹۲۶/۶۹
ACC	-۱۷/۳۵	۸۱۶/۸۲	۹۵۹/۱۰
SGR	-۱۸/۷۹	۱۲۷۶/۲۰	۱۵۱۲/۸۴
EMPGR	-۱۴/۰۲	۸۱۳/۶۲	۹۹۲/۷۸
MDDGROWTH	-۱۸/۶۲	۱۹۶/۸۷	۲۲۸/۷۴
MDDMATCH	-۳۲۰/۸۲	۶۸۳/۹۵	۸۳۹/۰۸
MDDERROR	-۱۴/۴۰	۵۹۶/۵۵	۶۷۱/۵۵

تذکر: تمام آماره ها در سطح ٪۱ معنادارند.

- **نتایج برآورد مدل‌های پژوهش**

-نتایج آزمون‌های انتخاب الگوهای مناسب برآورد مدل‌ها

قبل از برآورد مدل‌های پژوهش و آزمون فرضیه‌ها، ابتدا باید الگوی مناسب برآورد هر مدل مشخص شود. بدین منظور از آزمون‌های لیمیر (چاو) و بروش-پاگان استفاده شده و نتایج در نگاره (۴) ارائه گردیده است.

نگاره (۴): نتایج آزمون های انتخاب الگوی مناسب برآورد مدل ها

مدل ها/آزمون‌ها	آماره لیمیر (معناداری)	آماره بروش-پاگان (معناداری)	نتیجه
مدل (۱)	۰/۳۱ (۰/۹۷)	۱/۷۸ (۰/۱۸)	الگوی مقید (داده‌های تلفیقی)
مدل (۲)	۱/۵۵ (۰/۱۲)	۱/۴۵ (۰/۲۳)	الگوی مقید (داده‌های تلفیقی)
مدل (۳)	۱/۳۷ (۰/۲۰)	۰/۲۵ (۰/۶۲)	الگوی مقید (داده‌های تلفیقی)

تذکر: هیچ یک از آماره‌ها معنادار نیستند.

عدم معناداری آماره‌های لیمیر و بروش-پاگان در خصوص تمامی مدل‌ها بیانگر آن است که الگوی داده‌های تلفیقی (مقید) به ترتیب بر الگوهای اثرات ثابت و اثرات تصادفی ارجحیت دارد و در برآورد مدل‌های پژوهش باید از الگوی مقید (تلفیقی) استفاده کرد.

- نتایج برآورد مدل (۱) و محاسبه اجزای متفاوت اقلام تعهدی

برای محاسبه اجزای متفاوت اقلام تعهدی مدل (۱) برآورد شده و نتایج آن در نگاره (۵) ارائه شده است. نتایج نشان می دهد که ضریب متغیرهای رشد فروش ها (۰/۰۹۰)، جریان وجوه نقد عملیاتی دوره گذشته (۰/۲۶۴)، جریان وجوه نقد عملیاتی دوره جاری (۰/۶۵۶-) و جریان وجوه نقد عملیاتی دوره آتی (۰/۱۷۱) در سطح ٪۱ معنادارند.

نگاره (۵): نتایج برآورد مدل (۱)

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SGR_{it} + \alpha_2 EMPGR_{it} + \alpha_3 CF_{it-1} + \alpha_4 CF_{it} + \alpha_5 CF_{it+1} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	ضریب	تی استیودنت	معناداری	VIF
عرض از مبدا	-۰/۰۰۱	-۰/۵۱	۰/۶۱	---
SGR	۰/۰۹۰**	۹/۸۴	۰/۰۰	۱/۱۵
EMPGR	۰/۰۰۸	۰/۳۴	۰/۷۴	۱/۱۳
CF(-1)	۰/۲۶۴**	۱۱/۹۲	۰/۰۰	۲/۰۸
CF	-۰/۶۵۶**	-۲۶/۴۹	۰/۰۰	۲/۳۰
CF(1)	۰/۱۷۱**	۸/۱۲	۰/۰۰	۱/۸۸
ضریب تعیین	٪۶۶/۰۴		ضریب تعیین تعدیل شده	٪۶۵/۷۱

آماره فیشر (معناداری)	۱۹۸/۳۸** (۰/۰۰)	آماره دوربین واتسون	۱/۸۶

** معناداری در سطح ٪۱

مقدار شاخص عامل تورم واریانس[۱۷] نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل (۱) با هم مشکل همخطی شدید ندارند[۱۸]. معناداری آماره فیشر (۱۹۸/۳۸) در سطح ٪۱ حاکی از معناداری کلی مدل برآورد شده است. مقدار آماره دوربین واتسون (۱/۸۶) حاکی از عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی مرتبه اول در اجزای اخلال مدل برآورد شده است[۱۹]، لذا نتایج مدل برآورد شده کاذب نیست و برای محاسبه اجزای متفاوت اقلام تعهدی قابل اتکاست. ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می‌دهند که متغیرهای مستقل در مجموع حدود ۶۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند.

پس از برآورد مدل (۱)، با استفاده از ضرایب حاصله و متغیرهای مستقل، اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش و اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش محاسبه شده و جمله خطای مدل (۱) معادل خطای برآورد اقلام تعهدی در نظر گرفته شده است.

- نتایج برآورد مدل (۲) و آزمون فرضیه اول پژوهش

برای آزمون فرضیه اول پژوهش، مدل (۲) برآورد شده و نتایج آن در نگاره (۶) ارائه شده است.

نگاره (۶): نتایج برآورد مدل (۲)

$$INC_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_2 ACC_{it} + \varepsilon_{it+1}$$

متغیر	ضریب	تی استیودنت	معناداری	VIF
عرض از مبدا	۰/۰۲۰**	۵/۹۲	۰/۰۰	---
CF	۰/۹۱۸**	۴۷/۵۲	۰/۰۰	۱/۲۳
ACC	۰/۸۰۰**	۳۹/۹۲	۰/۰۰	۱/۲۳
ضریب تعیین	٪۸۲/۷۷		ضریب تعیین تعدیل شده	٪۸۲/۷۴
آماره فیشر (معناداری)	۳۳۹۰/۵۳** (۰/۰۰)		آماره دوربین واتسون	۱/۵۲

مقایسه ضرایب **CF** و **ACC**: آماره والد (معناداری) ۳۰/۱۰** (۰/۰۰)

** معناداری در سطح ٪۱

نتایج ارائه شده نشان می دهد که عرض از مبدا (۰/۰۲۰) و ضریب متغیرهای جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۹۱۸)، و اقلام تعهدی (۰/۸۰۰) در سطح ٪۱ معنادارند. مقادیر آماره تورم واریانس بیانگر عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل است.

[17]) Variance Inflation Factor (VIF)

[۱۸]) زمانی که مقدار آماره VIF کمتر از ۵ (در برخی دیگر از منابع عدد ۱۰ نیز ذکر شده است) باشد، شواهدی از وجود همخطی چندگانه بین متغیرهای مستقل مدل وجود ندارد (کاتنر، ۲۰۰۴).

[۱۹]) زمانی که مقدار آماره دوربین–واتسون بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، هیچ گونه شواهدی از وجود مشکل خودهمبستگی سریالی بین اجزای اخلال وجود ندارد (افلاطونی، ۱۳۹۲)

معناداری آماره فیشر (۳۳۹۰/۵۳) در سطح ۱٪ حاکی از معناداری کلی مدل برآورد شده است. مقدار آماره دوربین-واتسون (۱/۵۲) حاکی از عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی مرتبه اول در اجزای اخلال مدل برآورد شده است، لذا نتایج مدل برآورد شده کاذب نیست و برای آزمون فرضیه اول پژوهش قابل اتکاست. ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می‌دهند که متغیرهای مستقل در مجموع حدود ۸۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند.

معنادار بودن آماره والد (۳۰/۱۰) نشان می‌دهد که ضریب اقلام تعهدی (۰/۸۰۰) به صورت معناداری از ضریب جریان وجوه نقد عملیاتی (۰/۹۱۸) کوچکتر است. این موضوع بدان معناست که پایداری جزء تعهدی سود از پایداری جزء نقدی سود، کمتر است. بنابراین، فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود.

- **نتایج برآورد مدل (۳) و آزمون فرضیه دوم پژوهش**

برای آگاهی از این موضوع که پایداری کمتر اقلام تعهدی نسبت به جریان وجوه نقد عملیاتی، به کدامین جزء از اجزای اقلام تعهدی قابل انتساب است، مدل (۳) برآورد شده و نتایج آن در نگاره (۷) ارائه گردیده است. نتایج نشان می دهد که عرض از مبدا (۰/۰۲۶) و ضریب متغیر خطای برآورد اقلام تعهدی (۰/۶۲۸) در سطح ۵٪ و ضریب متغیرهای جریان وجوه نقد عملیاتی (۱/۰۱۱)، اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش (۰/۸۸۸) و اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش (۰/۹۶۹) در سطح ۱٪ معنادارند. مقادیر آماره تورم واریانس بیانگر عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل است.

نگاره (۷): نتایج برآورد مدل (۳)

$$INC_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_3 MDDGROWTH_{it} + \alpha_4 MDDMATCH_{it} + \alpha_5 MDDERROR_{it} + \varepsilon_{it+1}$$

متغیر	ضریب	تی استیودنت	معناداری	VIF
عرض از مبدا	۰/۰۲۶*	۲/۳۳	۰/۰۲	---
CF	۱/۰۱۱**	۲۳/۰۹	۰/۰۰	۳/۳۳
MDDGROWTH	۰/۸۸۸**	۲۱/۰۷	۰/۰۰	۱/۰۱
MDDMATCH	۰/۹۶۹**	۸/۸۰	۰/۰۰	۳/۳۲
MDDERROR	۰/۶۲۸*	۲/۷۲	۰/۰۱	۱/۰۲
ضریب تعیین	۷۳/۱۰٪		ضریب تعیین تعدیل شده	۷۲/۸۸٪
آماره فیشر (معناداری)	۳۳۲/۲۵** (۰/۰۰)		آماره دوربین واتسون	۱/۷۵

مقایسه ضرایب **MDDGROWT** و **MDDERROR**: آماره والد (معناداری) *۲/۲۱ (۰/۰۳)

مقایسه ضرایب **MDDMATCH** و **MDDERROR**: آماره والد (معناداری) *۲/۳۹ (۰/۰۲)

** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪ و ۵٪

معناداری آماره فیشر (۳۳۲/۲۵) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی مدل برآورد شده است. مقدار آماره دوربین-واتسون (۱/۷۵) حاکی از عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی مرتبه اول در اجزای اخلال مدل برآورد شده است، بنابراین نتایج مدل برآورد شده برای آزمون فرضیه دوم پژوهش قابل اتکاست. ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده نیز نشان می‌دهند که متغیرهای مستقل در مجموع حدود ۷۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند.

معناداری آماره‌های والد جهت مقایسه ضریب متغیر خطای برآورد اقلام تعهدی (۰/۶۲۸) با ضرایب متغیرهای اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش (۰/۸۸۸) و اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش (۰/۹۶۹) نشان می‌دهد که ضریب متغیر خطای برآورد اقلام تعهدی به صورت معناداری از ضریب دو متغیر اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش و اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش کوچکتر است. این موضوع بدان معناست که پایداری متغیر خطای برآورد اقلام تعهدی به صورت معناداری از میزان پایداری دو متغیر اقلام تعهدی ناشی از رشد سرمایه در گردش و اقلام تعهدی ناشی از نوسانات موقتی سرمایه در گردش کمتر است و پایداری کمتر اقلام تعهدی نسبت به جریان وجوه نقد عملیاتی قابل انتساب به خطاب برآورد اقلام تعهدی است. نتایج حاصله بیانگر عدم رد فرضیه دوم پژوهش است.

- **نتیجه گیری و پیشنهادات**

نتایج در کل نشان می‌دهد که ۱) جزء تعهدی سود نسبت به جزء نقدی، از پایداری کمتری برخوردار است، ۲) ناپایداری جزء تعهدی سود، ناشی از خطای برآورد اقلام تعهدی است.

ابتدا نشان می‌دهیم که وارونگی‌ها یک خصیصه فراگیر از اقلام تعهدی هستند. اقلام تعهدی شامل دو فرآیند متمایز هستند: (۱) یک فرآیند پایدار که رشد شرکت را منعکس می‌کند و (۲) یک فرآیند وارونه شونده که نوسان‌های موقت در سرمایه در گردش را منعکس می‌کند. همچنین نشان می‌دهیم که اکثر وارونگی‌های اقلام تعهدی، اقلام تعهدی "مثبت" را ارائه می‌دهند که به طور صحیح نوسان‌های موقت در سرمایه در گردش را پیش‌بینی می‌کنند. در نهایت، ما خطای تخمین اقلام تعهدی باقیمانده را مجزا می‌کنیم و نشان می‌دهیم که کمترین پایداری را در میان مؤلفه‌های سود دارد.

نخست، یافته های این پژوهش در ایران تاییدی بر ادعای لارکر (۲۰۰۳) مبنی بر اینکه پژوهشگران ویژگی‌های مهم اقتصادی داده‌های حسابداری منفی را با پی نبردن به اینکه داده‌ها توسط بیش از یک فرآیند بنیادی مشخص می‌شوند، می باشد. همچنین نشان می‌دهیم که چگونه یک نسخه اصلاح شده از مدل اقلام تعهدی در مطالعه دچو و دیچو (۲۰۰۲) را می‌توان برای کنترل وارونگی‌های اقلام تعهدی "مثبت" به کار برد. پژوهش مدیریت سود باید این وارونگی‌های اقلام تعهدی مثبت را قبل از استنتاج اینکه وارونگی‌های اقلام تعهدی نمایانگر مدیریت سود هستند، کنترل کند. سوم آنکه مطالعه ما بر پژوهشی تأثیر می‌گذارد که در تلاش است پایداری کمتر مؤلفه اقلام تعهدی سود و قیمت‌گذاری اشتباه مورد استناد اسلوان (۱۹۹۶) را توضیح دهد. اسلوان، پایداری کمتر مؤلفه اقلام تعهدی سود را به قابلیت اعتماد اقلام تعهدی نسبت می‌دهد. ما مشابه فرضیه اسلوان پی می‌بریم که خطای تخمین اقلام تعهدی در میان مؤلفه‌های سود دارای کمترین پایداری است. همچنین پی می‌بریم که پایداری اقلام تعهدی "مثبت" مرتبط با رشد شرکت کمتر از جریان‌های نقدی است. در مقابل، هیچ شواهدی مبنی بر این نمی‌یابیم که پایداری اقلام تعهدی "مثبت" مربوط به نوسان‌های موقت سرمایه در گردش در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایداری کمتری از جریان‌های نقدی دارد.

در نهایت، مطالعه ما سؤالات و فرصت‌هایی برای پژوهش بیشتر مطرح می‌کند. از همه مهم‌تر اینکه چرا ما قادر به مستند کردن شواهد نظام مند وارونگی‌های سال مجاور در خطاهای تخمین اقلام تعهدی در سطح شرکت نیستیم. مناسب‌ترین توضیح این است که وارونه سازی خطاهای تخمین با به وجود آمدن خطاهای جدید اغلب موازنه می‌شود. این توضیح با شواهد موجود در مطالعه دچو و همکارانش (۲۰۱۲) مطابقت دارد که رفتار اقلام تعهدی را در یک نمونه از شرکت‌هایی که در معرض فعالیت‌های اجرایی SEC بودند، مورد بررسی قرار دادند. با توجه به نتایج حاصل از فرضیه های پژوهش پیشنهاد می شود در تجزیه و

تحلیل های مالی رابطه بین اقلام تعهدی به صورت تفکیک شده و رشد فروش، نوسانات سرمایه در گردش و اقلام تعهدی موثر بر سود و بدون تاثیر بر جریان وجوه نقد، در نظر گرفته شده و استفاده شوند.

تقدیر و تشکر

از سازمان آب و برق خوزستان و معاونت منابع انسانی و مالی و پشتیبانی، دفتر تحقیقات و استانداردهای شبکه های آبیاری و زهکشی و دانشگاه شهید چمران اهواز که از این تحقیق حمایت نمودند تشکر و تقدیر به عمل می آید.

منابع

ابریشمی حمید (۱۳۷۲)، مبانی اقتصاد سنجی، انتشارات دانشگاه تهران، جلد دوم.

افلاطونی، عباس. (۱۳۹۲). تجزیه و تحلیل آماری با EViews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی. تهران، انتشارات ترمه.

افلاطونی عباس، نیکبخت لیلی (۱۳۸۹)، کاربرد اقتصادسنجی در حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی، انتشارات ترمه، تهران.

نوفرستی، محمد. (۱۳۸۷). ریشه واحد و همجمعی. تهران: انتشارات درسا.

Allen,Eric, Larson, Chad and Richard G. Sloan (2012), "Accrual Reversals, Earnings and Stock Returns", available at: http://www. ssrn. com/

Baber, W. R, S. H. Kang, and Y. Li. 2011 "Modeling Discretionary Accrual Reversal and the Balance Sheet as an Earnings Management Constraint" The Accounting Review (forthcoming).

Bushman R. M.، A. J. Smith and F. Zhang (2011). "Investment Cash Flow Sensitivities Really Reflect Related Investment Decision" Working Paper, University of North Carolina.

Dechow, P. M.، A. P. Hutton, J. H. Kim and R. G. Sloan. 2012."Detecting Earnings Management:A New Approach" Journal of Accounting Research 50: 275-334.

Dechow, P. M.، S. P. Kothari and R. L. Watts. (1998). "The Relation Between Earnings and Cash Flows" Journal of Accounting and Economics 25:133-168.

Dechow, P. M. and I. D. Dichev.(2002) . "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors" The Accounting Review 77: 35-59.

Defond, M. L. and C. W. Park. (2001). "The Reversa of Abnormal Accruals and the MarketValuation of Earnings Surprises" The Accounting Review76: 375-404.

Eric J.Allen a, ChadR.Larson b, RichardG.Sloan(2013), "Accrual reversals, earnings and stock returns" Journal ofAccountingandEconomics. 113–129

Fedyk, T.، Z. Singer and T. Sougiannis. 2011. "Does the Accrual Anomaly End When AbnormalAccruals Reverse?" Working Paper,University of Illinois.

Fairfield, P., Whisenant, J., and Yohn, T. (2003). "Accrued Earnings and Growth: Implications for Future Profitability and Market Mispricing." Accounting Review, vol. 78, no. 1 (January):353–371.

Jones, J. J.(1991). “Earnings Management During Import Relief Investigations” Journal ofAccounting Research29: 193-228.

Larcker, D., Richardson, S., & Tuna, I.(2007). “Corporate governance, accounting outcomes and firm performance”, The Accounting Review, Vol.82, No.9, p.963

Moehrle, S. R. 2002. “Do Firms Use Restructuring Charge Reversals to Meet Earnings Targets”,The Accounting Review77: 397-413.

Ohlson, James A. "Book Value and Dividends in Security Valuation"., Contemporary Research(Spring 1995).

Sloan, R. G.، 1996. “Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flowsabout Future Earnings?” The Accounting Review71: 289-315.