مطالعات نوین کاربردی در مدیریت و اقتصاد
سال اول، شماره 1، بهار 1397
ص‌ص 48-33

Quarterly Journal of New Applied Studies in
Management and Economics
ISSN: 2588-624X

بررسی تطبیقی تأثیر اجزای اقلام تعهدی عملیاتی بر سودآوری آتی و بازده آتی سهام در صنایع خودروسازی، سیمان و فلزات اساسی

مهرداد صدرآرا[1]، محسن محمدنوربخش لنگرودی[2]، نسترن حقگو طبالوندانی[3]

1- استادیار حسابداری، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان
MehrdadSadrara@ut.ac.ir
2- استادیار مالی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد رشت
Noorbakhsh@gilrec.co.ir
3- کارشناسی ارشد حسابداری، مؤسسه آموزش عالی راهبرد شمال رشت (نویسنده مسئول)
Nastaran.Haghgoo69@gmail.com

چکیده

گسترش روزافزون مسائل مالی شرکت‌ها باعث شده است تا همواره مباحث جدیدی در خصوص کسب منافع آتی آن‌ها مطرح گردد. در این راستا پژوهشگران بسیاری به دنبال ارتباط‌های نوین متغیرهای حسابداری ازجمله اقلام تعهدی با مباحث مالی و اقتصادی برآمده‌اند. پژوهش حاضر با بهره‌گیری از جنبه عملیاتی اقلام تعهدی و اجزای آن که ابتداً در سال 2006 توسط ریچاردسون ابداع گردید و در ادامه طی سال‌های 2011 تا 2017 از سوی پاپاناستاسوپولوس توسعه داده شد، به دنبال بررسی تأثیر اجزای اقلام تعهدی عملیاتی بر سودآوری آتی و بازده آتی سهام می‌باشد. جامعه آماری پژوهش حاضر را سه صنعت بورس اوراق بهادار تهران شامل صنایع خودروسازی، سیمان و فلزات اساسی تشکیل می‌دهد که با استفاده از نمونه‌گیری حذف سیستماتیک که صورت پذیرفت، درنهایت تعداد 55 شرکت انتخاب گردیدند و موضوع پژوهش بصورت تطبیقی و طی دوره زمانی 1389 تا 1393 در آن‌ها بررسی گردید. روش آماری مورد استفاده جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، رگرسیون چند متغیره با استفاده از روش‌های OLS و EGLS می‌باشد. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که در هر سه صنعت، رابطه معنی‌داری بین کل اقلام تعهدی عملیاتی و اجزای آن با بازده آتی سهام وجود ندارد؛ گرچه وجود رابطه منفی بین کل اقلام تعهدی عملیاتی و بازده آتی سهام تأیید می‌گردد؛ اما این رابطه به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. از طرفی در مورد رابطه اقلام تعهدی عملیاتی و اجزای آن با سودآوری آتی، بجز در صنعت سیمان، ارتباط معنی‌داری یافت نشد.

واژگان کلیدی: اقلام تعهدی عملیاتی، خالص دارایی‌های عملیاتی، سودآوری آتی، بازده آتی سهام، رشد فروش، تحریف‌های حسابداری.

Archive of SID
www.SID.ir

1. مقدمه

این موضوع به خوبی به اثبات رسیده است که شرکت‌های با اقلام تعهدی[1] کم نسبت به شرکت‌هایی که اقلام تعهدی زیادی دارند به بازده میانگین بیشتری دست می‌یابند که این مسئله اصطلاحاً به ناهنجاری اقلام تعهدی[2] در سراسر جهان منتج می‌شود (ریچاردسون و همکاران، 2010). هرچند، در منابع علمی بحثی همیشگی در این مورد وجود دارد که آیا این ناهنجاری نشان‌دهنده سوءقیمت‌گذاری (قیمت‌گذاری نادرست) سیستماتیک است یا نشانه صرف ریسک معقول و منطقی. براساس تعریفی که اسلون (1996) برای سوءقیمت‌گذاری ارائه می‌دهد، اقلام تعهدی پایداری کمی دارند، اما سرمایه‌گذاران بی‌تجربه روی سود تمرکز می‌کنند و به‌طور ضمنی در قیمت‌گذاری سهام به اقلام تعهدی نسبت به اقلام ضمانت شده اهمیت بیشتری می‌دهند. براساس تعریفی که خان در سال 2008 ارائه نمود، شرکت‌هایی که اقلام تعهدی کمی دارند، از این جهت که بیشتر در معرض ریسک آشفتگی (توقیف) هستند، بحرانی‌تر بشمار می‌روند.

در رابطه با سوءقیمت‌گذاری، مفهومی که از ناهنجاری اقلام تعهدی برداشت می‌شود پایداری کم اقلام تعهدی است. شرکت‌هایی که اقلام تعهدی زیادی دارند نسبت به شرکت‌های مقابل‌شان، سودآوری آتی[3] کمتری دارند. از سوی دیگر، بر اساس یافته‌های پاپاناستاسوپولوس (2017)، اقلام تعهدی تأثیر منفی بر سودآوری آتی دارند. بالعکس، در تعریف منطقی، پایداری کمتر اقلام تعهدی مطرح نشده است.

گسترش روزافزون مسائل مالی شرکت‌ها باعث شده است تا همواره مباحث جدیدی در خصوص کسب منافع آتی آن‌ها مطرح گردد. در این راستا پژوهشگران بسیاری در داخل و خارج از کشور به دنبال ارتباط‌های نوین متغیرهای حسابداری ازجمله اقلام تعهدی با مباحث مالی و اقتصادی برآمده‌اند. برای مثال پاپاناستاسوپولوس (2017) در مطالعات خود به نقل از ریتر (2003) اشاره می‌نماید که عملکرد سود با روندی افزایشی تا انتشار سهام همراه است، اما پس از انتشار سهام دچار تنزل می‌شود. از سوی دیگر، شرکت‌های منتشرکننده سهام نسبت به شرکت‌های بازخریدکننده، سودآوری کمتری در آینده دارند. بنابراین انتظار می‌رود شرکت‌های برخوردار از اقلام تعهدی بیشتر که سهام را منتشر می‌کنند، نسبت به شرکت‌های دارای اقلام تعهدی کم که سهام را بازخرید می‌کنند سودآوری کمتری در آینده داشته باشند. برای شرکت‌های دارای اقلام تعهدی زیاد که سهام را بازخرید می‌کنند نسبت به شرکت‌های مقابل‌شان که منتشرکننده سهام‌اند، نمی‌توان پیش‌بینی مشابهی ارائه داد.

پژوهش حاضر با توجه به جنبه عملیاتی اقلام تعهدی کل و به ویژه اجزای آن که ابتدا در سال 2006 توسط ریچاردسون ابداع شد و سپس در سال‌های 2011 تا 2017 توسط پاپاناستاسوپولوس و همکاران توسعه داده شد، رابطه بین اجزای تعاملی اقلام تعهدی عملیاتی[4] را با سودآوری آتی و بازده آتی سهام[5] مورد بررسی قرار می‌دهد. یافته‌های تجربی بسیاری ازجمله پژوهش وو و همکاران (2010) وجود رابطه منفی بین کل اقلام تعهدی با سودآوری آتی و بازده سهام را تأیید می‌نمایند. گرچه این نتایج همواره در خصوص اشکال مختلف اقلام تعهدی متفاوت بوده و تأکید ما در این پژوهش، شکل عملیاتی اقلام تعهدی است. از طرفی سودها و همچنین عملکرد قیمت سهام از اقلام تعهدی، خلاصه اقتصادی معنی‌داری از این رابطه ارائه می‌کنند. با توجه به مباحث فوق، پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به این سوال است که در

1. Accruals
2. Accruals Anomaly
3. Future Profitability
4. Operating Accruals
5. Future Stock Return

Archive of SID

www.SID.ir

صورتی که جنبه عملیاتی اقلام تعهدی درنظر گرفته شود، آیا رابطه منفی و معنی‌داری بین کل اقلام تعهدی عملیاتی با سودآوری آتی و بازده آتی سهام برقرار است؟ همچنین بین اجزای این اقلام شامل رشد فروش[1] و کارایی در بکارگیری دارایی‌های عملیاتی[2] (تحریف‌های حسابداری[3]) و تعامل این اجزاء با سودآوری آتی و بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری برقرار است؟

2. پیشینه پژوهش

سابرامانیام (1996) موضوع قیمت‌گذاری اقلام تعهدی و رابطه این اقلام با سودآوری آتی را بررسی نمود. وی پژوهش خود را در 21135 سال- شرکت طی دوره زمانی 1973 تا 1993 انجام داد. محقق مورد اشاره به این نتیجه رسید که رابطه مثبت قوی‌ای بین اقلام تعهدی اختیاری و سودآوری آتی وجود دارد. به باور وی، این رابطه مثبت، بیانگر توانایی اقلام تعهدی اختیاری در انتقال اطلاعات در مورد قدرت سودآوری آتی شرکت به عموم است.

دسای و همکاران (2004) طی پژوهشی به بررسی رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام با درنظرگرفتن متغیر رشد فروش پرداختند. آن‌ها نتیجه‌گیری نمودند که ناهنجاری اقلام تعهدی، در سطح کل اقلام تعهدی با درنظرگرفتن رشد فروش کاهش داده نمی‌شود. همچنین پژوهشگران یاد شده تشخیص دادند که ناهنجاری اقلام تعهدی با درنظرگرفتن نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، در سطح کل اقلام تعهدی باقی می‌ماند.

ریچاردسون و همکاران (2006)، مبحث اجزای عملیاتی اقلام تعهدی را مطرح نمودند. آن‌ها در پژوهش خود، پیامدهایی از عوامل رشد شرکت و تحریف‌های حسابداری را برای اقلام تعهدی حسابداری و سودآوری درنظر گرفتند. محققان یاد شده بیان نمودند که جزء رشد، با احتمال بیشتری توسط رشد در سرمایه‌گذاری به‌وجود می‌آید؛ درمقابل، شرکت‌هایی که دارای بیشترین کاهش در جزء کارایی در بکارگیری دارایی‌های عملیاتی (گردش خالص دارایی‌های عملیاتی) هستند، بیشترین مقدار تحریف‌های حسابداری مربوط به دارایی‌ها را هم به همراه دارند. محققان مزبور، تأثیر هریک از اجزای یاد شده را بر پایداری اقلام تعهدی ارزیابی نمودند و در نهایت به این نتیجه رسیدند که هردو جزء رشد و کارایی در بکارگیری دارایی‌های عملیاتی بر پایداری کمتر اقلام تعهدی تأثیر گذارند؛ اگرچه سهم جزء کارایی بیشتر است.

دوکاکیس و پاپاناستاسوپولوس (2014) معتقد بودند که قیمت‌گذاری بیش از اندازه سرمایه‌گذار با توجه به آن قسمت از اقلام تعهدی است که مُنتسب به تحریف‌های حسابداری می‌باشد. با این حال، آن‌ها به فرضیات مشابهی در این رابطه، برای آن بخش از اقلام تعهدی که مُنتسب به رشد باشد، دست پیدا نکردند. همچنین محققان یاد شده بیان نمودند که به نظر توانایی پیش‌بینی جزء رشد از اقلام تعهدی، بیشتر با توضیح منطقی بر اساس نظریه‌های سرمایه‌گذاری سازگار باشد. به عبارتی، قیمت‌گذاری بیش از اندازه در بخشی از تحریف‌های حسابداری می‌تواند محدودیت‌های تأمین مالی را کاهش داده و منجر به افزایش ارزش سرمایه‌گذاری مدیران شرکت به‌عنوان یک پاسخ عقلانی در مورد کاهش در هزینه سرمایه شود.

پِنگ و همکاران (2016) رابطه اقلام تعهدی، عدم تجانس (ناهنجاری) نگرش‌های سرمایه‌گذاران و بازده‌های آتی سهام را در نمونه‌ای متشکل از 1116 شرکت طی بازه زمانی 1994 تا 2007 بررسی نمودند. آن‌ها برای اندازه‌گیری اقلام

1. Sales Growth
2. Efficiency using the operating assets
3. Accounting Distortions

Archive of SID

www.SID.ir

تعهدی از معیار اقلام تعهدی اختیاری جونز (1991) استفاده نموده و در ابتدا تأثیر این متغیر را بر ناهنجاری نگرش‌های سرمایه‌گذاران و سپس تأثیر تعامل اقلام تعهدی و ناهنجاری نگرش‌های سرمایه‌گذاران را بر بازده‌های آتی سهام شرکت سنجیدند. نتایج آن‌ها نشان داد که سطح ناهنجاری نگرش‌های سرمایه‌گذاران در خصوص ارزش شرکت، زمانی افزایش می‌یابد که اقلام تعهدی موجود در شرکت افزایش یافته باشد. همچنین بازده‌های آتی سهام شرکت پس از اعلان سود، زمانی کمتر خواهد بود که ناهنجاری نگرش‌های سرمایه‌گذاران به‌واسطه افزایش اقلام تعهدی، افزایش یافته باشد. در نهایت نتایج آن‌ها نشان داد که اثر محرک اقلام تعهدی بر ناهنجاری نگرش‌های سرمایه‌گذاران در خصوص بازده‌های آتی سهام، زمانی بیان می‌شود که محدودیت‌های مربوط به فروش کوتاه‌مدت شرکت جنبه الزام‌آور داشته باشند.

پاپاناستاسوپولوس (2017) رابطه ناهنجاری اقلام تعهدی و فعالیت‌های تأمین مالی را با تمرکز بر قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی در مقابل توضیح عقلانی اقلام تعهدی طی سال‌های 1989 تا 2013 بررسی نمودند. نمونه مورد بررسی آن‌ها را 22973 سال – شرکت در بورس اوراق بهادار لندن شامل می‌شد. نتایج آن‌ها نشان داد ارتباط منفی معنی‌داری بین اقلام تعهدی عملیاتی با بازده آتی سهام و سودآوری آتی (بازده آتی دارایی‌ها) وجود دارد.

پاپاناستاسوپولوس (2017) در پژوهشی دیگر به بررسی رابطه بین رشد دارایی‌ها با بازده آتی و بازده غیرعادی آتی سهام تحت موضوع ناهنجاری رشد دارایی‌ها در 16 کشور اروپایی پرداخت. وی در این بررسی، شرکت‌های سودده و زیان‌ده را مد نظر قرار داد و پژوهش خود را در 54 هزار سال- شرکت سودده و 17 هزار سال- شرکت زیان‌ده انجام داد. وی در تحقیق خود به سه نتیجه مشخص دست یافت. اول اینکه ناهنجاری رشد دارایی در اروپا بیشتر به دلیل قیمت‌گذاریِ غلط بوده و خود منجر به ایجاد چالشی در خصوص تعاریف مبتنی بر ریسک می‌گردد. دوم اینکه نتایج تحقیقش، می‌تواند برای محققین مبنایی مناسب جهت بررسی سود و زیان در زمان بروز ناهنجاری رشد دارایی‌ها فراهم آورد. در نهایت نتایج حاضر می‌تواند به آن دسته از مدیران سرمایه‌گذاری که در حوزه بین‌المللی فعال هستند در جهت اخذ تصمیمات مناسب در خصوص تخصیص دارایی‌ها یاری رساند.

در بین تحقیقات داخلی نیز، فرخی (1388) به بررسی رابطه اجزای رشد خالص دارایی‌های عملیاتی در پیش‌بینی بازده دارایی‌ها و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نمونه مورد بررسی وی را 160 شرکت طی دوره زمانی 1376 تا 1387 شامل می‌شد. نتایج وی نشان داد که رشد خالص دارایی‌های عملیاتی در حالت کلی و همین‌طور با تفکیک به دو جزء اقلام تعهدی و رشد خالص دارایی‌های عملیاتی بلندمدت، رابطه منفی با بازده آتی دارایی‌ها دارد.

رضازاده و همکاران (1390) در پژوهشی از اجزای اقلام تعهدی عملیاتی استفاده نمودند و با استفاده از این اجزاء، نقش تحریفات موقت حسابداری را در کاهش پایداری اقلام تعهدی بررسی نمودند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که تحریفات حسابداری عاملی مهم در کاهش پایداری اقلام تعهدی است. از سوی دیگر، نتایج آن‌ها حاکی از این بود که رشد فروش، پایداری اقلام تعهدی را کاهش و استفاده کارآمد از دارایی‌ها، پایداری اقلام تعهدی را افزایش می‌دهد. وی در خصوص اجزای اقلام تعهدی عملیاتی، رابطه منفی بین جزء رشد فروش و همچمنین رابطه مثبتی بین تغییرات کارایی و اجزای تعاملی با سودآوری آتی مشاهده نمود؛ گرچه رابطه بین اجزای تعاملی با سودآوری آتی معنی‌دار نبود. لازم به ذکر است آن‌ها از متغیر بازده خالص دارایی‌های عملیاتی (نرخ بازده حسابداری) (RNOA) به عنوان معیار سودآوری آتی استفاده نمودند.

Archive of SID

www.SID.ir

دستگیر و مهرجو (1391) به بررسی اثر تغییرات اجزاء اقلام تعهدی عملیاتی بر سودآوری شرکت‌ها طی سال‌های 1381 تا 1386 پرداختند. آن‌ها از متغیر بازده خالص دارایی‌های عملیاتی (RNOA) به عنوان معیار سودآوری آتی استفاده نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد که بین تغییرات خالص اقلام تعهدی عملیاتی (کل اقلام تعهدی عملیاتی) و سرمایه در گردش شرکت در سال جاری و در سمت مقابل، سود سال آینده رابطه منفی وجود دارد. همچنین بین تغییرات کارایی در سال جاری و سود سال آینده رابطه مثبتی برقرار است. در عین حال نتایج بدست آمده در مورد اثرات رشد فروش و تغییرات خالص اقلام تعهدی عملیاتی غیرجاری شرکت در سال جاری و سود سال آینده، معنی‌دار نیست.

سلیم‌پور (1395) به بررسی رابطه اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری با سود آوری آتی در 86 شرکت بورس اوراق بهادار تهران طی دوره 1384 تا 1393 پرداخت. نتایج وی نشان داد بین اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری با سودآوری آتی شرکت، رابطه مثبت معنی‌داری وجود دارد.

در نهایت، رستمی و همکاران (1395) انتساب اقلام تعهدی عملیاتی به اجزای رشد فروش و تحریف‌های حسابداری را در 115 شرکت برای بازه زمانی 1392- 1388 در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نمودند. نتایج مقدماتی محققان فوق نشان داد که بین اقلام تعهدی عملیاتی و بازده آتی سهام شرکت‌ها رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد؛ از طرفی، نتایج پژوهش بیانگر آن بود که بین هر کدام از اجزای رشد فروش، کارایی در بکارگیری دارایی‌های عملیاتی و جزء تعاملی اجزای یاد شده نیز با بازده آتی سهام شرکت‌ها رابطه منفی و معنی‌داری برقرار است.

3. فرضیات پژوهش

با توجه به مبانی نظری و ادبیات عنوان شده، فرضیات پژوهش به شکل زیر مطرح گردیدند:

فرضیه اول: بین کل اقلام تعهدی عملیاتی و سودآوری آتی رابطه منفی معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین تأثیر همزمان رشد فروش، تغییرات کارایی در بکارگیری دارایی‌های عملیاتی و تعامل این اجزاء با سودآوری آتی رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین کل اقلام تعهدی عملیاتی و بازده آتی سهام رابطه منفی معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین تأثیر همزمان رشد فروش، تغییرات کارایی در بکارگیری دارایی‌های عملیاتی و تعامل این اجزاء با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری وجود دارد.

4. مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

در پژوهش حاضر جهت سنجش فرضیه‌های اول و دوم پژوهش به ترتیب از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره پاپاناستاسوپولوس (2017) به شرح ذیل استفاده می‌شود.

$$ROA_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 ROA_t + \gamma_2 TACC_t + \upsilon_{t+1} \quad (1)$$

$$ROA_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 ROA_t + \gamma_2 SG_t - \gamma_3 \Delta AT_t - \gamma_4 (SG_t * \Delta AT_t) + \upsilon_{t+1} \quad (2)$$

همچنین جهت سنجش فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش نیز به ترتیب از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره ذیل استفاده می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

$$RET_{t+1}=\gamma_0 + \gamma_1 TACC_t + \gamma_2 SIZE_t + \gamma_3 BM_t + \upsilon_{t+1} \quad (3)$$

$$RET_{t+1}=\gamma_0 + \gamma_1 SG_t - \gamma_2 \Delta AT_t - \gamma_3 (SG_t * \Delta AT_t) + \gamma_4 SIZE_t + \gamma_5 BM_t + \upsilon_{t+1} \quad (4)$$

که در این مدل‌ها:

متغیرهای وابسته:

1) بازده دارایی‌ها (سودآوری آتی) که از تقسیم سود خالص بر میانگین کل دارایی‌ها محاسبه می‌گردد:

$$ROA = \frac{\text{Net income}}{\text{Average total assets}}$$

میانگین کل دارایی‌ها نیز برابر است با (کل دارایی‌های ابتدای دوره + کل دارایی‌های انتهای دوره) تقسیم بر 2

2) بازده آتی سهام که از رابطه پرایس و همکاران (2010) بدست خواهد آمد:

$RET_{t+1}=Log\ (Ret+1)$

لازم به ذکر است جهت بدست آوردن عدد بازده سهام سالانه نیز، از رابطه (قیمت سهام در پایان سال، بعلاوه سود نقدی، منهای قیمت سهام در ابتدای سال)، تقسیم بر قیمت سهام در ابتدای سال استفاده شده است.

متغیرهای مستقل:

1) اقلام تعهدی عملیاتی که بر اساس مدل ریچاردسون و همکاران (2006) بصورت زیر محاسبه می‌شود:

$$ACC_t = \frac{\Delta NOA_t}{NOA_{t-1}}$$

که در آن:

ACC_t= کل اقلام تعهدی عملیاتی شرکت

ΔNOA_t= تغییرات خالص دارایی‌های عملیاتی دوره جاری نسبت به دوره قبل

NOA_{t-1}= خالص دارایی‌های عملیاتی شرکت در پایان سال t-1

به بیان دیگر، کل اقلام تعهدی عملیاتی به‌عنوان تغییر در خالص دارایی‌های عملیاتی شناسایی می‌شود. خالص دارایی‌های عملیاتی نیز از تفاوت کلیه دارایی‌های عملیاتی (OA) منهای بدهی‌های عملیاتی (OL) شرکت‌ها محاسبه می‌گردد.

لازم به ذکر است در پژوهش حاضر مطابق با پژوهش هیرشلیفر و همکاران (2004) دارایی‌های عملیاتی (OA)، کلیه دارایی‌ها منهای وجه نقد و معادل آن درنظر گرفته شده است. به عبارت دیگر می‌توان دارایی‌های عملیاتی را از طریق فرمول کل دارایی‌ها منهای وجه نقد، سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت محاسبه نمود. همچنین بدهی‌های عملیاتی (OL) شامل کلیه بدهی‌ها منهای تسهیلات مالی کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.

2) رشد فروش که بصورت زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$SG_t = (\frac{Sales_t - Sales_{t-1}}{Sales_{t-1}})$$

3) کارایی در بکارگیری دارایی‌های عملیاتی (گردش خالص دارایی‌های عملیاتی) که یکی از اجزای نسبت‌های فعالیت (گردش دارایی) هست نیز همانند رابطه ریچاردسون و همکاران (2006) بصورت زیر محاسبه خواهد شد:

Archive of SID
www.SID.ir

$$AT_t = \frac{Sales_t}{NOA_t}$$

$$\Delta AT_t = [(\frac{Sales_t}{NOA_t}) - (\frac{Sales_{t-1}}{NOA_{t-1}})] \Big/ \frac{Sales_t}{NOA_t}$$

متغیرهای کنترلی:

در این پژوهش مطابق با پژوهش‌های پاپاناستاسوپولوس (2014) و پاپاناستاسوپولوس (2017) به‌منظور کنترل تأثیر قیمت-گذاری دارایی‌های عملیاتی بر بازده سهام در مدل سوم و چهارم از متغیرهای کنترلی زیر استفاده شده است:

1) اندازه شرکت (Size) = لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها

2) ارزش دفتری به ارزش بازار (BM): نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار

ارزش دفتری = حقوق صاحبان سهام تقسیم بر تعداد سهام منتشر شده

ارزش بازار = تعداد سهام منتشر شده × قیمت سهام

5. روش پژوهش

روش پژوهش حاضر با توجه به هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت، توصیفی و همبستگی است. فرضیه‌ها در این پژوهش با توجه به مدل‌های رگرسیونی چند متغیره سنجش شده‌اند. همچنین برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از بانک‌های اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار شامل صورت‌های مالی، یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی، گزارش‌های سالانه منتشر شده در بورس اوراق بهادار با استفاده از نرم‌افزار رهاورد نوین و سایت‌های اینترنتی بورس اوراق بهادار نظیر tse.ir، کُدال (codal.ir) و fipiran.com (مرکز پردازش اطلاعات مالی، مدیریت فناوری بورس تهران) استفاده شده است. پس از جمع‌آوری داده‌ها نیز، برخی از محاسبات در رابطه با متغیرها با استفاده از نرم‌افزار اکسل انجام شده و تجزیه‌وتحلیل نهایی به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش با نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews نسخه 9 صورت پذیرفته است.

1.5. جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر را کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در سه صنعت منتخب بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی 5 ساله از 1389 تا 1393 تشکیل داده است. نکته مورد اشاره در این باب آن است که با توجه به مدل عملیاتی پژوهش و با درنظرگرفتن این موضوع که به‌منظور محاسبه اقلام تعهدی عملیاتی، تحریف‌های حسابداری (تغییرات کارایی در بکارگیری دارایی‌های عملیاتی) و رشد فروش نیاز به اطلاعات سال گذشته می‌باشد و از طرفی متغیرهایی نظیر سودآوری آتی و بازده آتی سهام در پژوهش وجود دارند که اطلاعات سال آینده را نیاز دارند، لذا اطلاعات صورت-های مالی شرکت‌های نهایی پژوهش برای سال‌های 1388 و 1394 نیز کاملاً بررسی و استخراج شده است. همچنین در پژوهش حاضر به‌منظور دستیابی به نمونه نهایی و مورد مطالعه پژوهش، از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک (روش غربالگری) استفاده گردیده و بر اساس این روش، حجم نمونه (تعداد شرکت‌های نهایی) بر اساس محدودیت‌های زیر تعیین شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

1- سال مالی شرکت‌های نمونه باید منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد و همچنین شرکت‌های نمونه طی دوره بررسی، تغییر سال مالی نداده باشند.

2- کلیه اطلاعات مورد نیاز متغیرهای پژوهش برای تکمیل پژوهش، در شرکت‌های مورد بررسی وجود داشته و در دسترس باشد.

3- شرکت‌های نمونه می‌بایستی به‌طور مستمر، حداقل از ابتدای سال 1388 تا پایان سال 1394 در بورس حضور داشته و وقفه معاملاتی بیش از 6 ماه نداشته باشند.

4- شرکت‌های نمونه نباید جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌های مالی، بیمه‌ها و بانک‌ها، هلدینگ و لیزینگ باشند.

5- شرکت‌های نمونه می‌بایستی دارای خالص دارایی‌های عملیاتی مثبت باشند.

شرایط فوق در کلیه شرکت‌های موجود در سه صنعت منتخب در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی پژوهش، اعمال گردید؛ با توجه به محدودیت‌های اعمال شده، درنهایت تعداد 55 شرکت، نمونه نهایی پژوهش را تشکیل دادند.

6. نتایج

1.6. آمار توصیفی

جدول زیر نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول 1. آمار توصیفی

نام متغیر	تعداد مشاهدات	حداقل	حداکثر	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	جارک‌برا	احتمال آماره
ROA_{t+1}	275	-0.2573	0.6981	0.1118	0.0854	0.1474	0.6701	4.0195	32.4936	0.0000
RET_{t+1}	275	0.0025	1.2869	0.3875	0.3912	0.2908	0.5691	2.9254	14.9113	0.0006
ROA_t	275	-0.2573	0.6981	0.1317	0.1099	0.1445	0.6081	3.7798	23.91862	0.0001
$TACC_t$	275	-0.7566	4.1052	0.2054	0.0871	0.5419	3.2191	18.2889	3153.39	0.0000
SG_t	275	-0.9310	2.7328	0.2118	0.1800	0.3726	2.0153	14.3116	1652.29	0.0000
ΔAT_t	275	-0.9135	4.1595	0.1231	0.0577	0.5350	3.6017	24.6271	5954.04	0.0000
$SG_t*\Delta AT_t$	275	-0.6957	10.2032	0.1423	0.0179	0.8843	10.4614	117.203	154460.6	0.0000
$SIZE_t$	275	11.6781	19.0093	14.4650	14.0244	1.5928	0.9510	3.4279	43.5555	0.0000
BM_t	275	-1.54E-08	5.56E-08	3.94E-09	1.94E-09	7.16E-09	3.9433	24.8003	6158.33	0.0000

همان‌طور که در جدول مشخص است تعداد 55 شرکت طی 5 سال مورد بررسی قرار گرفته و 275 (سال- مشاهده) را رقم زده است. همان طور که مشاهده می گردد میزان حداقل، حداکثر، میانگین، میانه، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی هریک از متغیرها در 275 مشاهده درج گردیده است.

Archive of SID

www.SID.ir

2.6. ضریب همبستگی

جدول 2. ضریب همبستگی

متغیرها	$TACC_t$	ROA_t	ROA_{t+1}	RET_{t+1}	SG_t	ΔAT_t	$SIZE_t$	BM_t	$SG_t*\Delta AT_t$
$TACC_t$	1	0.2938	0.1726	0.0162	0.3062	-0.6169	-0.0374	0.0265	-0.4249
ROA_t		1	0.7948	0.0438	0.2009	-0.1013	-0.0963	0.0435	-0.1483
ROA_{t+1}			1	0.0037	0.1866	-0.0236	-0.1148	0.0857	-0.0986
RET_{t+1}				1	0.0062	-0.0194	0.1866	-0.0882	0.0167
SG_t					1	0.4473	-0.0052	-0.0474	0.2984
ΔAT_t						1	0.0269	-0.0513	0.5815
$SIZE_t$							1	-0.7605	0.0840
BM_t								1	-0.0643
$SG_t*\Delta AT_t$									1

جدول 2، ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. جهت بررسی همبستگی بین متغیرهای پارامتریک از آزمون همبستگی پیرسون و برای متغیرهای ناپارامتریک از آزمون همبستگی اسپیرمن استفاده می‌شود. با توجه به اینکه متغیرهای مستقل این پژوهش از توزیع غیر نرمال پیروی می‌کنند در نتیجه از ماتریس همبستگی اسپیرمن (بالای قُطر اصلی) برای بررسی همبستگی بین متغیرهای مستقل استفاده شده است. جدول فوق نشان می‌دهد با توجه به اینکه همبستگی بین متغیرها کمتر 0/80 می‌باشد، بین متغیرها همبستگی (هم‌خطی) جدی وجود ندارد.

3.6. آزمون مانایی

در این قسمت به بررسی مانایی یا پایایی متغیرهای پژوهش پرداخته شد. پایایی متغیرهای پژوهش، به معنی ثابت بودن میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف است. در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل، باعث بوجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. برای اینکه متغیرها مانا باشند یا باید تک تک متغیرها مانا باشند که برای آزمون مانایی تک تک متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد استفاده می‌گردد و یا اینکه اگر تک تک متغیرها مانا نبودند باید وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها مورد بررسی قرار بگیرد که برای این کار، آزمون‌های متعارف نظیر آزمون هم انباشتگی کائو[1] به‌کار گرفته می‌شود. در پژوهش حاضر از آزمون‌های ریشه واحد از نوع آزمون‌های فیلیپس پرون (PP) استفاده شد که نتایج این آزمون در جدول 3 نشان داده شده است.

1. Kao Cointegration Test

Archive of SID

www.SID.ir

جدول 3. آزمون مانایی

نام متغیر	فیلیپس پرون (PP)		نتیجه
	آماره	احتمال	
ROA_{t+1}	-7.1860	0.0000	مانا است
RET_{t+1}	-5.1547	0.0000	مانا است
ROA_t	-6.5460	0.0000	مانا است
$TACC_t$	-18.0277	0.0000	مانا است
SG_t	-17.8440	0.0000	مانا است
ΔAT_t	-18.4445	0.0002	مانا است
$SG_t*\Delta AT_t$	-16.6708	0.0000	مانا است
$SIZE_t$	-4.4713	0.0003	مانا است
BM_t	-10.7360	0.0000	مانا است

با توجه به نتایج آزمون، چون مقدار احتمال آماره برای تمامی متغیرها کمتر از 0/05 است، در نتیجه تمام متغیرها در طی دوره پژوهش در سطح پایا (مانا) می‌باشند.

4.6. نتایج آزمون فرضیه‌ها

1.4.6. نتایج آزمون فرضیه اول در سه صنعت

با توجه به آزمون‌های بعمل آمده، مدل رگرسیونی اول برای صنعت خودروسازی و قطعات در حالت پانلی (اثرات ثابت) و برای دو صنعت دیگر در حالت تلفیقی مورد آزمون قرار می‌گیرد. همچنین مدل رگرسیونی اول در صنعت‌های خودروسازی و قطعات، و سیمان به روش EGLS (به علت وجود مشکل ناهمسانی واریانس‌ها) و برای صنعت فلزات به روش OLS مورد آزمون قرار گرفت که نتایج در جدول 4 قابل مشاهده است.

جدول 4. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیرها	صنعت خودروسازی و قطعات			صنعت سیمان، آهک و گچ			صنعت فلزات اساسی		
	ضرایب	آماره t	معنی‌داری	ضرایب	آماره t	معنی‌داری	ضرایب	آماره t	معنی‌داری
ROA_t	0.0642	0.6604	0.5106	0.0284	1.3776	0.1726	0.7462	7.4817	0.0000
$TACC_t$	-0.0104	-1.1080	0.2708	0.0038	0.7355	0.4644	0.0045	0.2288	0.8198
C	0.0192	5.4626	0.0000	-0.2464	-1.9298	0.0576	0.0062	0.3001	0.7651
AR(1)				1.0433	100.05	0.0000			
ضریب تعیین	0.8289			0.5928			0.5080		
ضریب تعیین تعدیل شده	0.7832			0.5725			0.4922		
آماره دوربین واتسون	2.2700			2.0274			2.0367		
آماره F	18.1673			3309.34			32.017		
احتمال آماره F	0.0000			0.0000			0.0000		
متغیر وابسته	ROA_{t+1}								

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود، ضریب متغیر مستقل پژوهش (TACC)، در هر سه صنعت با توجه به سطح معنی‌داری آماره t که عدد بیشتر از 0/05 را نشان می‌دهد، معنی‌دار نمی‌باشد. گرچه ذکر این نکته ضروری است که رابطه بین متغیر مستقل و پیوسته در این مدل در صنعت خودروسازی و قطعات، منفی و در دو صنعت دیگر، مثبت

Archive of SID
www.SID.ir

می‌باشد. ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj.R^2$) نیز نشان می‌دهد که به ترتیب حدود 78 درصد در صنعت خودروسازی و قطعات، 57 درصد در صنعت سیمان و 49 درصد در صنعت فلزات اساسی، تغییرات متغیر وابسته (ROA_{t+1}) توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌گردد. آماره F و سطح معنی‌داری آن در این الگو در هر سه صنعت نشان‌دهنده آن است که مدل رگرسیونی در حالت کلی معنی‌دار بوده و با توجه به آماره دوربین- واتسون بدست آمده در هر سه صنعت فاقد مشکل خودهمبستگی می‌باشد. **بنابراین، فرضیه اول با توجه به عدم معنی‌داری در هر سه صنعت، تأیید نمی‌گردد. به عبارت دیگر بین کل اقلام تعهدی عملیاتی و سودآوری آتی رابطه منفی معنی‌داری یافت نشد.**

2.4.6. نتایج آزمون فرضیه دوم در سه صنعت

با توجه به آزمون‌های بعمل آمده، مدل رگرسیونی دوم برای صنعت خودروسازی و قطعات در حالت پانلی (اثرات ثابت) و برای دو صنعت دیگر در حالت تلفیقی مورد آزمون قرار می‌گیرد. همچنین مدل رگرسیونی دوم در صنعت سیمان به روش EGLS (به علت وجود مشکل ناهمسانی واریانس‌ها) و برای دو صنعت دیگر به روش OLS مورد آزمون قرار گرفت که نتایج در جدول 5 قابل مشاهده است.

جدول 5. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیرها	صنعت خودروسازی و قطعات			صنعت سیمان، آهک و گچ			صنعت فلزات اساسی		
	ضرایب	آماره t	معنی‌داری	ضرایب	آماره t	معنی‌داری	ضرایب	آماره t	معنی‌داری
ROA_t	0.0342	2.9583	0.0067	0.1753	1.9966	0.0224	0.7384	7.2088	0.0000
SG_t	-0.0025	-0.1107	0.9121	0.2988	5.5149	0.0000	0.0466	0.9913	0.3255
ΔAT_t	0.0129	0.8965	0.3724	0.1144	4.0077	0.0002	0.0526	1.1051	0.2735
$SG_t*\Delta AT_t$	-0.0179	-1.6539	0.1017	-0.5025	-3.8283	0.0003	-0.0382	-1.9003	0.0622
C	0.0198	2.6799	0.0088	0.0624	1.4418	0.1538	-0.0015	-0.0738	0.9414
AR(1)				0.7339	6.1091	0.0000			
ضریب تعیین	0.5562			0.6341			0.5389		
ضریب تعیین تعدیل شده	0.4251			0.6080			0.5082		
آماره دوربین واتسون	2.0340			1.9254			2.2906		
آماره F	4.2433			24.268			17.533		
احتمال آماره F	0.0000			0.0000			0.0000		
متغیر وابسته	ROA_{t+1}								

همان‌طور که در جدول 5 مشاهده می‌شود، ضریب متغیرهای مستقل پژوهش (اجزای اقلام تعهدی عملیاتی)، در صنایع خودروسازی و قطعات، و فلزات اساسی با توجه به سطح معنی‌داری آماره t که عدد بیشتر از 0/05 را نشان می‌دهد، معنی‌دار نمی‌باشد. در صورتی که در صنعت سیمان، رابطه متغیرهای ذکر شده با متغیر وابسته معنی‌دار است. همچنین بر اساس نتایج حاصله، جزء تغییرات کارایی در هر سه صنعت، رابطه مثبت و جزء تعاملی رشد فروش و تغییرات کارایی در هر سه صنعت، رابطه منفی با متغیر وابسته دارد. ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj.R^2$) نیز نشان می‌دهد که به ترتیب حدود 42 درصد در صنعت خودروسازی و قطعات، 60 درصد در صنعت سیمان و 50 درصد در صنعت فلزات اساسی، تغییرات متغیر وابسته (ROA_{t+1}) توسط متغیرهای مستقل تبیین می‌گردد. آماره F و سطح معنی‌داری آن در این الگو در هر سه صنعت نشان‌دهنده آن است که مدل رگرسیونی در حالت کلی معنی‌دار بوده و با توجه به آماره دوربین- واتسون بدست

Archive of SID
www.SID.ir

آمده در هر سه صنعت فاقد مشکل خودهمبستگی می‌باشد. **بنابراین، فرضیه دوم با توجه به عدم معنی‌داری در صنایع خودروسازی، و فلزات اساسی تأیید نمی‌گردد؛ اما این فرضیه در صنعت سیمان تأیید می‌گردد.**

3.4.6. نتایج آزمون فرضیه سوم در سه صنعت

با توجه به آزمون‌های بعمل آمده، مدل رگرسیونی سوم برای صنعت خودروسازی و قطعات و صنعت فلزات اساسی در حالت پانلی (اثرات ثابت) و برای صنعت سیمان در حالت پانلی (اثرات تصادفی) مورد آزمون قرار می‌گیرد. همچنین مدل رگرسیونی سوم در صنعت خودروسازی و قطعات، به روش EGLS (به علت وجود مشکل ناهمسانی واریانس‌ها) و برای دو صنعت دیگر به روش OLS مورد آزمون قرار گرفت که نتایج در جدول 6 قابل مشاهده است.

جدول 6. نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

متغیرها	صنعت خودروسازی و قطعات			صنعت سیمان، آهک و گچ			صنعت فلزات اساسی		
	ضرایب	آماره t	معنی‌داری	ضرایب	آماره t	معنی‌داری	ضرایب	آماره t	معنی‌داری
$TACC_t$	-0.0029	-1.3391	0.1852	-0.0021	-0.0977	0.8224	-0.0012	-0.2425	0.6097
$SIZE_t$	0.0034	0.3837	0.7024	0.1920	5.1565	0.0000	0.0181	0.5448	0.5893
BM_t	149638.5	0.7899	0.4324	-1040536	-0.3165	0.7525	-252999	-0.4115	0.6832
C	0.3771	2.8770	0.0054	-2.3361	-4.4167	0.0000	0.2425	0.4654	0.6445
AR(1)	0.5977	17.839	0.0000				0.5598	5.8967	0.0000
ضریب تعیین	0.3288			0.6633			0.3975		
ضریب تعیین تعدیل شده	0.2884			0.6528			0.3664		
آماره دوربین واتسون	2.0838			1.8415			2.4340		
آماره F	2198.95			91.475			887.468		
احتمال آماره F	0.0000			0.0000			0.0000		
متغیر وابسته	RET_{t+1}								

همان‌طور که در جدول 6 مشاهده می‌شود، ضریب متغیر مستقل پژوهش (TACC)، در هر سه صنعت، منفی و با توجه به سطح معنی‌داری آماره t که عدد بیشتر از 0/05 را نشان می‌دهد، معنی‌دار نمی‌باشد. ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj.R^2$) نیز نشان می‌دهد که به ترتیب حدود 28 درصد در صنعت خودروسازی و قطعات، 65 درصد در صنعت سیمان و 36 درصد در صنعت فلزات اساسی، تغییرات متغیر وابسته (RET_{t+1}) توسط متغیرهای مستقل و کنترلی تبیین می‌گردد. آماره F و سطح معنی‌داری آن در این الگو در هر سه صنعت نشان‌دهنده آن است که مدل رگرسیونی در حالت کلی معنی‌دار بوده و با توجه به آماره دوربین- واتسون بدست آمده در هر سه صنعت فاقد مشکل خودهمبستگی می‌باشد. **بنابراین، فرضیه سوم با توجه به عدم رابطه همزمانِ منفی و معنی‌دار در هر سه صنعت، تأیید نمی‌گردد. به عبارت دیگر بین کل اقلام تعهدی عملیاتی و بازده آتی سهام رابطه منفی وجود دارد؛ اما این رابطه به لحاظ آماری معنی‌دار نیست.**

4.4.6. نتایج آزمون فرضیه چهارم در سه صنعت

با توجه به آزمون‌های بعمل آمده، مدل رگرسیونی چهارم برای صنعت خودروسازی و قطعات و صنعت سیمان در حالت پانلی (اثرات ثابت) و برای صنعت فلزات اساسی در حالت پانلی (اثرات تصادفی) مورد آزمون قرار می‌گیرد. همچنین مدل رگرسیونی چهارم در صنعت خودروسازی و قطعات و صنعت سیمان به روش EGLS (به علت وجود مشکل

Archive of SID
www.SID.ir

ناهمسانی واریانس‌ها) و برای صنعت فلزات اساسی به روش OLS مورد آزمون قرار گرفت که نتایج در جدول 7 قابل مشاهده است.

جدول 7. نتایج آزمون فرضیه چهارم پژوهش

متغیرها	صنعت خودروسازی و قطعات			صنعت سیمان، آهک و گچ			صنعت فلزات اساسی		
	ضرایب	آماره t	معنی‌داری	ضرایب	آماره t	معنی‌داری	ضرایب	آماره t	معنی‌داری
SG_t	0.0044	1.9901	0.0420	-0.0104	-1.1380	0.2604	-0.0207	-1.7478	0.0898
ΔAT_t	0.0052	1.8750	0.0654	-0.0053	-0.6846	0.4967	0.0052	0.3868	0.7014
$SG_t*\Delta AT_t$	-0.0028	-0.9321	0.3548	0.0560	2.0509	0.0454	0.0005	0.0925	0.9269
$SIZE_t$	0.0016	0.1809	0.8570	0.0317	1.5215	0.1343	0.0550	1.6053	0.1179
BM_t	373818	1.6709	0.0997	-811811	-1.4578	0.1510	-582738	-0.9501	0.3489
C	0.3984	2.9288	0.0047	-0.0195	-0.0645	0.9488	-0.3305	-0.6246	0.5365
AR(1)	0.5946	19.0194	0.0000	0.6762	12.2671	0.0000	0.4545	3.8797	0.0005
ضریب تعیین	0.4889			0.4777			0.9977		
ضریب تعیین تعدیل شده	0.4684			0.4566			0.9965		
آماره دوربین واتسون	2.2753			2.1943			2.4057		
آماره F	2061.75			931.02			824.62		
احتمال آماره F	0.0000			0.0000			0.0000		
متغیر وابسته	RET_{t+1}								

همان‌طور که در جدول 7 مشاهده می‌شود، ضریب متغیرهای مستقل پژوهش (اجزای اقلام تعهدی عملیاتی)، در هر سه صنعت معنی‌دار نمی‌باشد. گرچه ذکر این نکته ضروری است که سطح معنی‌داریِ متغیری نظیر رشد فروش در صنعت اول و متغیر جز تعاملی رشد فروش و تغییرات کارایی در صنعت دوم، بصورت مستقل معنی‌دار می‌باشد؛ اما در حالت کلی در یک رگرسیون در کنار دو جزء دیگر بصورت همزمان معنی‌دار نمی‌باشد و برای تأیید فرضیه لازم است تا هر دو جزء اقلام تعهدی عملیاتی و جز تعاملی آن‌ها، رابطه معنی‌داری با متغیر وابسته داشته باشند. ضریب تعیین تعدیل شده ($Adj.R^2$) نیز نشان می‌دهد که به ترتیب حدود 46 درصد در صنعت خودروسازی و قطعات، 45 درصد در صنعت سیمان و 99 درصد در صنعت فلزات اساسی، تغییرات متغیر وابسته (RET_{t+1}) توسط متغیرهای مستقل و کنترلی تبیین می‌گردد. آماره F و سطح معنی‌داری آن در این الگو در هر سه صنعت نشان‌دهنده آن است که مدل رگرسیونی در حالت کلی معنی‌دار بوده و با توجه به آماره دوربین- واتسون بدست آمده در هر سه صنعت فاقد مشکل خودهمبستگی می‌باشد. **بنابراین، فرضیه چهارم با توجه به عدم معنی‌داری در هر سه صنعت تأیید نمی‌گردد. به عبارت دیگر بین تأثیر همزمان رشد فروش، تغییرات کارایی در بکارگیری دارایی‌های عملیاتی و تعامل این اجزاء با بازده آتی سهام رابطه معنی‌داری وجود ندارد.**

7. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

پژوهش حاضر به بررسی تأثیر اجزای اقلام تعهدی عملیاتی بر سودآوری آتی و بازده آتی سهام طی دوره زمانی 1389 تا 1393 و بصورت تطبیقی در سه صنعت بورس اوراق بهادار تهران شامل صنایع خودروسازی، سیمان و فلزات اساسی پرداخته است. نتایج حاصل از فرضیه اول پژوهش، در صنعت‌های سیمان، و فلزات، از لحاظ ارتباط مثبت بین اقلام تعهدی و سودآوری آتی با پژوهش‌های سلیم‌پور (1395) و سابرامانیام (1996)، سازگار و با پژوهش‌های فرخی (1388)، دستگیر و مهرجو (1391)، دوکاکیس و پاپاناستاسوپولوس (2014)، و پاپاناستاسوپولوس (2017)، ناسازگار است. البته

Archive of SID
www.SID.ir

این نکته را می‌بایست ذکر نمود که محققینی نظیر سلیم‌پور (1395) و سابرامانیام (1996) بر روی اشکال اختیاری و غیراختیاری اقلام تعهدی تمرکز نموده بودند؛ همچنین نحوه محاسبه متغیر خالص دارایی‌های عملیاتی در پژوهش فرخی (1388) با پژوهش حاضر متفاوت بود. با توجه به پژوهش‌های مطرح شده در فوق، به تبع، نتایج حاصل از فرضیه اول پژوهش، در صنعت خودروسازی با پژوهش‌های فرخی (1388)، دستگیر و مهرجو (1391) و پاپاناستاسوپولوس (2017)، سازگار و با پژوهش‌های سلیم‌پور (1395) و سابرامانیام (1996) ناسازگار است. لازم به ذکر است همان‌طور که پیش‌تر مطرح گردید، دستگیر و مهرجو (1391)، متغیر بازده خالص دارایی‌های عملیاتی را مبنای سودآوری آتی پژوهش خود قرار داده بودند.

نتایج حاصل از فرضیه دوم پژوهش در هر سه صنعت، فارغ از بحث تعیین معنی‌داری، از لحاظ ارتباط مثبت بین جزء تغییرات کارایی و سودآوری آتی با نتایج رضازاده و همکاران (1390)، دستگیر و مهرجو (1391) و دوکاکیس و پاپاناستاسوپولوس (2014) سازگار است. گرچه همان‌طور که پیش‌تر مطرح گردید این محققان، متغیر بازده خالص دارایی‌های عملیاتی را مبنای سودآوری آتی پژوهش خود قرار داده بودند. همچنین از طرفی نتایج کلیه اجزای اقلام تعهدی عملیاتی در صنایع خودروسازی، و فلزات اساسی از لحاظ عدم معنی‌داری با متغیر وابسته نیز با نتایج دستگیر و مهرجو (1391)، سازگار و با نتایج سایر محققان فوق، ناسازگار است.

نتایج حاصل از فرضیه سوم پژوهش در هر سه صنعت با نتایج پژوهش‌های رستمی و همکاران (1395)، دوکاکیس و پاپاناستاسوپولوس (2014) و پاپاناستاسوپولوس (2017)، از لحاظ رابطه منفی بدست آمده، سازگار و با نتایج هاشمی و جلالی مقدم (1392) از لحاظ ارتباط مثبتی که بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام بدست آورده بودند، ناسازگار است. گرچه همان‌طور که پیش‌تر مطرح گردید، رابطه منفی بدست آمده در پژوهش حاضر به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. لازم به ذکر است برخی محققینی که در زمینه اشکال عملیاتی اقلام تعهدی فعالیت نمودند (نظیر رستمی و همکاران، 1395؛ و دوکاکیس و پاپاناستاسوپولوس، 2014) در پژوهش‌های خود نحوه دیگری از محاسبه NOA را انجام دادند و ضمناً در مدل‌های آن‌ها متغیرهای کنترلی دخیل نبودند).

نتایج حاصل از فرضیه چهارم پژوهش در صنایع سیمان، و فلزات اساسی با نتایج رستمی و همکاران (1395) و دوکاکیس و پاپاناستاسوپولوس (2014)، فارغ از بحث تعیین معنی‌داری، از لحاظ رابطه منفی جزء رشد فروش با بازده آتی سهام، سازگار است. همچنین این نتایج در صنایع سیمان، و فلزات اساسی در خصوص رابطه مثبت جزء تعاملی با بازده آتی سهام با نتایج دوکاکیس و پاپاناستاسوپولوس (2014)، سازگار و با نتایج رستمی و همکاران (1395)، ناسازگار است.

با توجه به نتایج پژوهش به مدیران مالی شرکت‌های بورسی پیشنهاد می‌گردد تا در صورت امکان ارزیابی مجدد اقلام تعهدی، علی‌الخصوص اقلام تعهدی عملیاتی را در دستور کار خود قرار دهند. این موضوع به دلیل اثر مثبتِ پایداربودن اقلام تعهدی عملیاتی بر سودآوری آتی شرکت اهمیت دارد. ادبیات پژوهش نیز نشان داده که اقلام تعهدی کمتر، نشان دهنده پایداری بیشتر اقلام تعهدی است. در واقع شرکت‌هایی که اقلام تعهدی زیادی دارند نسبت به شرکت‌های مقابل-شان، سودآوری آتی کمتری دارند. همچنین سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران پیشنهاد می‌گردد با توجه به تأثیرگذاری اقلام تعهدی عملیاتی و اجزای آن بر سودآوری شرکت و بازده سهام، قبل از هرگونه اقدام جهت تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری در سهام و همچنین بیان هرگونه تحلیل در مورد سودآوری سهام شرکت‌ها، نسبت به ارزیابی دقیق سطح

Archive of SID

www.SID.ir

اقلام تعهدی عملیاتی، پایداری آن و همچنین اجزای اقلام تعهدی عملیاتی اقدام نمایند. این ارزیابی از جنبه اثرگذاری آن در بازده آتی سهام برای سهامداران نیز می‌تواند دارای اهمیت باشد.

از طرفی به نظر می‌رسد که اطلاعات مندرج در ترازنامه و سودوزیان با توجه به عدم وجود رابطه معنی‌دار بین متغیرهای مستقل و وابسته در اغلب فرضیه‌های پژوهش، برای سرمایه‌گذاران فاقد محتوای اطلاعاتی است؛ به‌طوری‌که به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران، اطلاعات مندرج در ترازنامه و سودوزیان را در تصمیم‌گیری‌های خود در خصوص منافع آتی شرکت ازجمله سودآوری و بازده سهام لحاظ نمی‌کنند. از این رو با توجه به اهمیت محتوای اطلاعاتی اقلام ترازنامه و سودوزیان به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود تا در تصمیم‌گیری‌های آتی خود، توجه بیشتری به اقلام صورت‌های مالی فوق در کنار سایر اطلاعات صورت‌های مالی و اخبار بازار داشته باشند. استفاده کارآمدتر از دارایی‌های عملیاتی توسط مدیران شرکت‌های بورسی نیز می‌تواند عاملی به‌سزا در کاهش تحریف‌های حسابداری مرتبط با دارایی‌ها باشد. در صورت تحقق این موضوع، می‌توان انتظار داشت پایداری اقلام تعهدی شرکت‌های بورسی نیز به سبب حذف یا کاهش تحریف‌های حسابداری، افزایش پیدا نموده تا بدین صورت عکس‌العمل‌های مناسب‌تری نسبت به این اقلام صورت پذیرد.

در ارتباط با پژوهش‌های آتی، با توجه به نتایج متفاوتی که در خصوص رابطه اشکال مختلف اقلام تعهدی و سودآوری آتی توسط برخی محققین بدست آمده است (برای مثال، سلیم‌پور (1395) و سابرامانیام (1996)، رابطه مثبت اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری با سودآوری آتی؛ پژوهش حاضر، رابطه مثبت اقلام تعهدی عملیاتی با سودآوری آتی؛ و سایر محققین، رابطه منفی اقلام تعهدی با سودآوری آتی)، پیشنهاد می‌گردد با استفاده از پشتوانه نظری قوی، در پژوهشی جداگانه رابطه این اشکال از اقلام تعهدی در کنار یکدیگر و بصورت تعاملی بر سودآوری آتی سنجیده شود. همچنین پیشنهاد می‌گردد در صورت امکان در تحقیقات آتی، به‌طور خاص موضوعاتی نظیر تفکیک شرکت‌ها به دارابودن اقلام تعهدی کم و زیاد و همچنین درنظرگرفتن شرکت‌های انتشاردهنده و بازخریدکننده سهام، در ارزیابی رابطه بین اقلام تعهدی عملیاتی با سودآوری آتی و بازده سهام دخیل گردد.

منابع

1. دستگیر، محسن و علی مهرجو (1391). بررسی اثر تغییرات اجزاء اقلام تعهدی عملیاتی بر سودآوری شرکت‌ها. تحقیقات حسابداری و حسابرسی، شماره 15، ص‌ص 21-4.
2. رستمی، شعیب؛ قلیزاده، محمدحسن و ثمین کهنسال (1395). انتساب اقلام تعهدی عملیاتی به اجزای رشد فروش و تحریف-های حسابداری: دیدگاهی ویژه در بررسی ناهنجاری اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران. مجله اقتصادی، شماره‌های 7 و 8، ص‌ص 112- 93.
3. رضازاده، جواد؛ رحیم‌پور، محمد و محمود نصیری (1390). نقش تحریفات موقت حسابداری در کاهش پایداری اقلام تعهدی. مجله دانش حسابداری، سال دوم، شماره 4، ص‌ص 64- 49.
4. سلیم‌پور، علی (1395). بررسی رابطه اقلام تعهدی اختیاری و غیراختیاری با سودآوری آتی. اولین کنفرانس بین‌المللی مدیریت، حسابداری، علوم تربیتی و اقتصاد مقاومتی؛ اقدام و عمل، مازندران، ساری.
5. فرخی، محسن (1388). بررسی رابطه اجزای رشد دارایی‌های عملیاتی در پیش‌بینی بازده دارایی‌ها و بازده سهام. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره) قزوین.

Archive of SID

www.SID.ir

6. هاشمی، عباس و حسین جلالی مقدم (1392). تأثیر اقلام تعهدی بر رابطه تأمین مالی خارجی با بازده آتی سهام. مجله پژوهش-های حسابداری مالی، سال پنجم، شماره دوم، ص‌ص 72-53.
7. Desai, H., Rajgopal, S., & Venkatachalam, M (2004). Value-glamour and accruals mispricing: One anomaly or two? The Accounting Review, 79, pp. 355–385.
8. Doukakis, L. & Papanastasopoulos, G (2014). The accrual anomaly in the U.K. stock market: Implications of growth and accounting distortions. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 32, pp. 256 - 277.
9. Hirshleifer, D., Hou, K., Teoh, S., Zhang, Y (2004). Do investors overvalue firms with bloated balance sheets? Journal of Accounting and Economics, 38, pp. 297–331.
10. Papanastasopoulos, G (2014). Accounting accruals and stock returns: Evidence from European equity markets. European Accounting Review, 23, pp. 729–768.
11. Papanastasopoulos, G (2017). Accrual anomaly and corporate financing activities. Finance Research Letters, 20, pp. 125-129.
12. Papanastasopoulos, G (2017). Asset growth anomaly in Europe: Do profits and losses matter? Economics Letters, http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2017.04.029.
13. Peng, Emma Y., Yan, An., & Yan, Meng (2016). Accounting accruals, heterogeneous investor beliefs, and stock returns. Journal of Financial Stability, 24, pp. 88–103.
14. Price, R., Roman, F.J & Brian Rountree (2010). The impact of governance reform on performance and transparency. Journal of Financial Economics, 99, pp. 76-96.
15. Richardson, S., Sloan, R., Soliman, M., & Tuna, I (2006). The implications of firm growth and accounting distortions for accruals and profitability. The Accounting Review, 81, pp. 713–743.
16. Richardson, S., Tuna, I. & Wysocki, P (2010). Accounting anomalies and fundamental analysis: a review of recent research advances. J. Account. Econ. 50, pp. 410–454.
17. Ritter, J (2003). Investment banking and securities issuance. In: Constantinides, G., Harris, M., Stulz, R (Eds.), Handbook of Economics and Finance. North-Holland, Amsterdam, pp. 255–306.
18. Sloan, R.G (1996). Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings? The Accounting Review, 71, pp. 289-315.
19. Subramanyam, K.R (1996). The pricing of discretionary accruals. Journal of Accounting and Economics, 22, pp. 249-281.
20. Wu, J., Zhang, L., & Zhang, F (2010). The q-theory approach to understanding the accrual anomaly. Journal of Accounting Research, 48, pp. 177–223.

Archive of SID

www.SID.ir