Shahid Bahonar University of Kerman

Journal of Accounting Knowledge

Print ISSN: 2008 - 8914 Online ISSN: 2476 - 292X

Iranian Accounting Association

The Effect of Firm Sales Decline on Conservatism Based on the Asymmetric Timeliness of Accruals

Mehran Hossein Afshari*

Mohsen Dastgir**

Shokrollah Khajavi****

Abstract

Objective: Because conservatism in financial statements is applied primarily through the adjustment of accruals, conservative research has largely examined the impact of aspects of this feature on changes in accruals. The role of accruals is primarily to improve cash flow fluctuations. In conservative research based on accruals, typically several economic components of accruals such as sales growth, gross assets, machinery and equipment in the Jones model, and components such as multi-period cash flows in the Dichau and Dicho models Used. Bushman et al. And Allen et al. Improved the two models by combining the above two models. Byzalov and Basu also helped improve these models by breaking down bad news indicators into more detailed components. Therefore, the purpose of this study is to investigate the effect of bad news from other components of company sales, such as product group sales, fourth quarter sales and the company's share of industry, on conditional conservatism in accrual-based models.

Methods: To achieve the objectives of this research, data from 144 companies from manufacturing companies listed on the Tehran Stock Exchange for 11 years from 2006 to 2016 using Rahavardnovin software, Kodal site and the site of research, development and Islamic studies of the stock exchange, it was gathered. And the relationships between the research variables were analyzed using panel data and the generalized least squares method.

Results: The findings of this study showed that the decrease in sales of the product group and the decrease in sales in the fourth quarter increase conservatism in accruals, because the decrease in these indicators gives signals to the company about the possibility of future sales decline. ; But the decline in the company's share of industry sales has not had a significant effect on the conservative behavior of managers and accountants.

Conclusion: In evaluating working capital accruals, managers, in addition to the bad news caused by the decline in the company's overall sales, also pay attention to the analysis of sales

---

Journal of Accounting Knowledge, Vol. 12, No. 4, Ser.47, pp. 1-21.

* Ph.D. in Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (**Email:** m.h.afshar@iaubushehr.ac.ir).

** **Corresponding Author**, Professor of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (**Email:** m.dastgir@khuisf.ac.ir).

*** Professor of Accounting, Shiraz University, Shiraz, Iran. (**Email:** shkhajavi@rose.shirazu.ac.ir).

Submitted: 24 November 2020 **Accepted:** 6 July 2021

Publisher: Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.

DOI: 10.22103/jak.2021.16821.3379 ©The Authors.

Abstract

decline of each product group in the evaluation of accruals, and if they see a decrease in sales in some product groups, They evaluate their inventory of these products for the next period with more conservatism. Also, if sales are declining for the fourth quarter, it is likely that the decline will continue in the next financial period, resulting in a lack of timely sale of available inventories at the end of the fiscal year, and the company is likely to devalue inventories. On the other hand, it seems that due to the lack of strong competition in the Iranian market and the limited available markets, managers pay more attention to sales changes and do not pay attention to changes in sales share in the industry, as a benchmark and predictive indicator of the future.

Keywords: *Conditional Conservatism, Accruals, Quarterly Statement, Market Competition.*
Paper Type: *Research Paper*.

Citition: Hossein Afshari, M., Dastgir, M., Khajavi, Sh. (2021). The effect of firm sales decline on conservatism based on the asymmetric timeliness of accruals. *Journal of Accounting Knowledge*, 12(4), 1-21 [In Persian].

مجله دانش حسابداری
شاپا چاپی: ۸۹۱۴-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۲۴۷۶-۲۹۲X
دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران

تأثیر افت فروش شرکت بر محافظه‌کاری مبتنی بر عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی

مهران حسین افشاری*
محسن دستگیر**
شکراله خواجوی***

چکیده

هدف: هدف از این پژوهش بررسی تأثیر اخبار بد بر شاخص‌های مبتنی بر فروش، مانند کاهش فروش به تفکیک گروه محصولات، کاهش فروش سه ماهه چهارم و کاهش فروش سهم صنعت، بر محافظه‌کاری مشروط در الگوهای مبتنی بر اقلام تعهدی است.

روش: در این پژوهش ، داده های ۱۴۴ شرکت برای مدت ۱۱ سال از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ از بورس اوراق بهادار تهران جمع آوری شد. و روابط بین متغیرهای پژوهش با استفاده از داده های پانل و روش حداقل مربعات تعمیم داده شده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

یافته‌ها: یافته های این مطالعه نشان داد کاهش فروش گروه محصولات و کاهش فروش سه ماهه چهارم رابطه معناداری با محافظه‌کاری مشروط در اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد؛ اما کاهش سهم شرکت در فروش صنعت تأثیر قابل توجهی ندارد.

نتیجه‌گیری: مدیران در ارزیابی اقلام تعهدی سرمایه در گردش، علاوه بر اخبار بد ناشی از کاهش فروش کلی شرکت، به بررسی و تجزیه وتحلیل کاهش فروش تک تک گروه محصولات در ارزیابی اقلام تعهدی نیز توجه می‌کنند. همچنین اگر فروش برای سه ماهه چهارم رو به نزول باشد علامت‌هایی را مبنی بر کاهش درآمد آینده حاصل از موجودی‌های در دسترس در پایان سال مالی ارائه می‌دهد و شرکت احتمالا موجودی‌ها را کاهش ارزش می‌دهد. از طرفی به نظر می‌رسد مدیران بیشتر به تغییرات فروش توجه دارند و به تغییر سهم فروش در صنعت به عنوان معیار و شاخص اخباری از وضعیت آینده توجه نمی‌کنند.

واژه‌های کلیدی : ***محافظه‌کاری مشروط، عدم تقارن زمانی، جریان نقدی عملیاتی، اقلام تعهدی، اخبار بد.***

مجله دانش حسابداری، دوره دوازدهم، ش ۴، پیاپی ۴۷، صص. ۲۱-۱.

* دکترای گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران. (**رایانامه:** m.h.afshar@iaubushehr.ac.ir).

** **نویسنده مسئول**، استاد گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران. (**رایانامه:** m.dastgir@khuisf.ac.ir).

*** استاد گروه حسابداری، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (**رایانامه:** shkhajavi@rose.shirazu.ac.ir).

تاریخ دریافت: ۹۹/۹/۴ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۰/۴/۱۵

ناشر: دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

DOI: 10.22103/jak.2021.16821.3379

©The Authors.

نوع مقاله: *پژوهشی.*

استناد: **حسین افشاری، مهران؛ دستگیر، محسن؛ خواجوی، شکراله. (۱۴۰۰). تأثیر افت فروش شرکت بر محافظه‌کاری مبتنی بر عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی. *مجله دانش حسابداری*، ۱۲(۴)، ۲۱-۱.**

مقدمه

پژوهش در مورد اقلام تعهدی غیر عادی نیاز به درک خوبی از روند عادی اقلام تعهدی دارد. باسو[1] (۱۹۹۷) استدلال کرد این روند عادی درون خود باید شامل محافظه‌کاری مشروط باشد که موجب شناخت به موقع اخبار بد نسبت به اخبار خوب می‌شود و به عنوان عدم تقارن زمانی در شناخت زیان در مقابل سود یا به عبارت دیگر عدم تقارن در اقلام تعهدی، شناخته می‌شود. نتایج پژوهش بایزالو[2] و باسو (۲۰۱۶) نشان داد چگونه محافظه‌کاری حسابداری از آزمون های کاهش ارزش دارایی‌ها ناشی می‌شود و پیش‌بینی کردند که برخی از محرک‌های این کاهش ارزش، زیان‌هایی هستند که می‌توان توسط شاخص‌های جزئی‌تر اخبار بد اندازه‌گیری کرد ولی اندازه‌گیری نشده‌اند.

از آن‌جا که مبلغ فروش یکی از مهم‌ترین ارقام گزارشات حسابداری و یکی از مهمترین معیارها برای برنامه‌ریزی، ارزیابی و تصمیم‌گیری امور شرکت است، در پژوهش‌های اخیر نیز به عنوان یکی از محرک‌های اصلی عدم تقارن در اقلام تعهدی مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است. تجزیه این معیار کلی به معیارهای جزئی‌تر همچون تفکیک فروش بر حسب گروه محصولات، تفکیک فروش به دوره‌های فصلی و بررسی فروش به لحاظ سهم آن در صنعت، می‌تواند موجب مطالعه دقیق‌تر تأثیر تغییرات این شاخص‌ها بر اقلام تعهدی و محافظه‌کاری شود. برای مثال، اخبار بد ناشی از کاهش فروش می‌تواند به عنوان محرکی برای محافظه‌کاری باعث شناسایی زیان کاهش ارزش برای موجودی‌ها شود. لیکن در نظر گرفتن تغییرات کلی فروش باعث می‌شود حسابداران عموماً آزمون کاهش ارزش دارائی‌ها را بر اساس ادغام گروه موجودی‌ها انجام دهند. این رویکرد باعث تهاتر سودها و زیان‌های تحقق نیافته و در نتیجه باعث مخفی شدن اخبار بد توسط مدیریت می‌شود. در حالی‌که تفکیک فروش به گروه محصولات باعث می‌شود موجودی‌های زیان‌ده شناسایی و جهت کنارگذاری آن‌ها تصمیم‌گیری شود (بایزالو و باسو، ۲۰۱۶).

این پژوهش با بررسی تأثیر اخبار بد ناشی از تغییرات در شاخص‌های جزئی‌تر مبتنی بر فروش، بینش جدیدی در مورد اقلام تعهدی ارائه کرده وباعث بهبود الگوهای مبتنی بر اقلام تعهدی برای آزمون های مدیریت سود می‌شود. در این پژهش در پی پاسخ به این پرسش هستیم که آیا در ایران بین عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی و محرک‌های محافظه‌کاری همچون اخبار بد ناشی از کاهش فروش درگروه محصولات، کاهش فروش سه ماهه چهارم و کاهش سهم فروش شرکت در صنعت، ارتباط معناداری وجود دارد؟

آنچه این پژوهش را از پژوهش‌های دیگر متمایز می‌کند این است که در پژوهش‌های پیشین رابطه محرک‌های کلی و عمده محافظه‌کاری همچون تغییرات فروش کل با عدم تقارن اقلام تعهدی بررسی شده است. اما در این پژوهش، علاوه بر

موارد فوق، کاهش فروش به تفکیک گروه محصولات، کاهش در فروش سه ماهه چهارم و کاهش در سهم فروش شرکت در صنعت نیز به‌عنوان شاخص اخبار بد و محرک محافظه‌کاری مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

انتظار می‌رود نتایج پژوهش حاضر دیدگاه‌های جدیدی را جهت مطالعه محافظه‌کاری و همچنین الگوهای دقیق تری را جهت مطالعه مدیریت سود، پیش روی پژوهش‌گران قرار دهد و به حسابرسان جهت طراحی آزمون‌های بهتر و دقیق‌تر اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی و همچنین ارزیابی بهتر از سطح محافظه‌کاری در شرکت، یاری رساند.

این مقاله با طرح مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش‌های مرتبط با موضوع آغاز و با تبیین روش پژوهش و فرضیه‌های برگرفته از مسئله و مبانی نظری پژوهش ادامه می‌یابد، و به تشریح نتایج آزمون فرضیه‌ها پرداخته می‌شود و نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

محافظه‌کاری و عدم تقارن زمانی در اقلام تعهدی

عدم تقارن زمانی شناسایی زیان که به آن محافظه‌کاری مشروط نیز گفته می‌شود، از طریق استانداردهای حسابداری در شیوه‌هایی همچون قاعده اقل بهای تمام شده وخالص ارزش فروش در موجودی‌های کالا، کاهش ارزش سرقفلی و کاهش ارزش دارایی‌ها ، در سود نمود می‌یابد. چنین شیوه های حسابداری محافظه‌کارانه‌ای شناخت به موقع‌تر زیان نسبت به سود را در اقلام تعهدی کوتاه مدت الزام می‌کنند (به عنوان مثال، باسو، ۱۹۹۷؛ بال و شیواکومار[۳]، ۲۰۰۶؛ پاتاتوکاس و توماس[۴]، ۲۰۱۱؛ بال و همکاران، ۲۰۱۳). پژوهش‌هایی که در زمینه محافظه‌کاری انجام شده نشان می‌دهد که عدم تقارن زمانی در اقلام تعهدی، تحت تأثیر اخبار بد ناشی از محرک‌های متفاوتی، همچون دعاوی حقوقی (باسو، ۱۹۹۷؛ هولتاسون و واتز[۵]، ۲۰۰۱؛ کیانگ[۶]، ۲۰۰۷)، خصوصیات کشور و صنعت (دالیوال[۷] و همکاران، ۲۰۱۴)، حاکمیت شرکتی (گارسیا لارا[۸] و همکاران، ۲۰۰۹)، مالکیت سهام مدیریتی (لافوند و رویچادوری[۹]، ۲۰۰۸)، قراردادهای بدهی (نیکولوو[۱۰]، ۲۰۱۰ و جایارمن[۱۱] و شیواکومار، ۲۰۱۳) و عدم تقارن اطلاعاتی (واتز، ۲۰۰۳؛ مورا و واکر[۱۲]، ۲۰۱۵؛ راچ و تیلور[۱۳]، ۲۰۱۵)، قرار دارد. یکی از محرک های مهم عدم تقارن در اقلام تعهدی، تغییرات فروش است (بایزالوو و باسو، ۲۰۱۶). بسیاری از اقلام تعهدی با رشد فروش شرکت در ارتباط هستند (دی‌چاو[۱۴] و همکاران، ۱۹۹۸). برای مثال، برای پشتیبانی از فروش بیشتر، احتمالا موجودی‌های کالا و حساب‌های دریافتنی افزایش می‌یابند. از طرفی کاهش فروش می‌تواند پیش بینی کننده وخامت بیشتر در تقاضا باشد (فایرفیلد[۱۵] و همکاران، ۲۰۰۹). احتمال دارد حجم فروش و قیمت آینده موجودی‌های کالا، کمتر از میزان مورد انتظار باشد، که در نتیجه باعث شناسایی زیان کاهش ارزش در موجودی‌ها خواهد شد.

محافظه‌کاری مشروط و تفکیک فروش بر اساس گروه محصولات

هر سازمان با توجه با اهداف خود از انواعی از استراتژی‌ها استفاده می‌کند. یکی از آن‌ها، استراتژی تنوع‌بخشی محصول است که از آن به‌عنوان روشی برای ادامهٔ رشد و تغییر یاد می‌شود. با به‌کارگیری این استراتژی شرکت‌ها قادر به انتخاب بین داشتن یک بخش عملیاتی (شرکت متمرکز) یا چند بخش عملیاتی (شرکت متنوع) هستند. برخی مطالعات

گذشته گزارشگری بر اساس بخش ها را به عنوان یک انتخاب افشا اختیاری مورد بررسی قرار داده اند. این مطالعات به طور کلی دریافتند که انتخاب گزارش دهی بخش ها تحت تأثیر هزینه‌های خاص خود هستند (برگر و هان[۱۶]، ۲۰۰۷). هر طبقه از دارایی، شامل زیرمجموعه‌ای از دارایی‌هایی است که هر یک دارای ارزش منصفانه مختص خود هستند. ارزش منصفانه تعیین شده همچنین ممکن است با عمر مورد انتظار محصولات تغییر کند. برای مثال، کاهش در تقاضای کوتاه مدت تأثیر بیشتری بر قیمت محصولات فاسد شدنی دارد، چرا که باید سریعاً به فروش روند، در مقایسه با قیمت موجودی‌های با عمر بلند که می‌تواند پس از تامین تقاضا به فروش برسند. کاهش ارزش متفاوت برای این اقلام غیر مشابه، می تواند اطلاعات مهمی را به سهامداران انتقال دهد. برای مثال، اگر شرکتی جهت یک محصول ناموفق کاهش ارزش گزارش کند، این موضوع نشان می‌دهد که می‌توان سودآوری آینده شرکت را با حذف، اصلاح یا تغییر محصول بهبود بخشید در مقایسه اگر یک شرکت کاهش ارزش موجودی ها را از طریق تهاتر محصولات پنهان کند. این کار باعث گزارش سودآوری متوسط بر مجموعه دارایی‌ها خواهد شد، بدون اینکه مسیر روشنی جهت بهبود عملکرد ارائه دهد (بات[۱۷] و همکاران، ۲۰۱۴). بنابراین، اگر حسابداران تصمیم بگیرند اطلاعات با اهمیتی در مورد کاهش ارزش موجودی‌ها گزارش کنند، آنها گزارشات خود را بر اساس زیرمجموعه های مجزا از موجودی‌ها، ارائه خواهند کرد. به طور مشابه آنها احتمالاً مجموعه های مجزا از حسابهای دریافتنی را تشکیل خواهند داد که بر اساس فاکتورهای اقتصادی همچون نوع مشتریان یا زمان تعویق آن‌ها دسته بندی خواهند شد (بایزالو و باسو، ۲۰۱۶). برای مثال، حتی زمانی که یک زیان تحقق نیافته مربوط به یک زیر مجموعه خاص از موجودی ها به وسیله یک سود تحقق نیافته سایر اقلام موجودی پوشانده شود، این زیان می تواند مهم باشد، زیرا افشای آن ۱) بیانگر اطلاعات مهمی به سرمایه‌گذاران در مورد فعالیت‌های اقتصادی غیرمفید شرکت است. ۲) سود گزارش شده را کاهش می‌دهد. ۳) باعث کاهش پاداش عملکرد مدیران و یا ارزش بازار سهام آن‌ها می‌شود و ۴) می‌تواند باعث فعال شدن قراردادهای بدهی و سایر محدودیت های قراردادی مبتنی بر گزارشگری سود شود (پاته‌پا[۱۸]، ۲۰۱۴).

بنابراین، حتی زمانی که مجموع فروش شرکت افزایش می‌یابد، محصول‌هایی که با کاهش فروش مواجه بوده‌اند، به احتمال زیاد دارای کاهش ارزش دارایی‌های مربوطه هستند. بنابراین، مشروط به کسب اطلاعات در سطح شرکت، تغییرات در فروش در سطح گروه محصولات دارای اثر نامتقارنی بر اقلام تعهدی در سطح شرکت است (بایزالو و باسو، ۲۰۱۶). مادامی‌که الگوهای مبتنی بر اقلام تعهدی نوعاً از شاخص‌های سالانه سطح شرکت استفاده می‌کنند. می‌توان آنها را با شاخص‌های دقیقتر تقویت نمود. جهت حفظ تمرکز در این پژوهش فقط متغیر فروش سطح شرکت حاصل از الگوی اصلی، به متغیر گروه محصولات، تجزیه شده، به صورتی که با عملیات کاهش ارزش مربوط باشد. حتی زمانی که مجموع فروش شرکت افزایش می‌یابد، محصول‌هایی که با کاهش فروش مواجه بوده‌اند، به احتمال زیاد دارای کاهش ارزش دارایی‌های مربوطه هستند. بنابراین، مشروط به کسب اطلاعات در سطح شرکت، تغییرات در فروش در سطح گروه محصولات دارای اثر نامتقارنی بر اقلام تعهدی در سطح شرکت است (بایزالوو و باسو، ۲۰۱۶). بر همین اساس فرضیه اول پژوهش به شرح زیر تدوین شده است.

فرضیه اول: اخبار بد مربوط به کاهش فروش درسطح گروه محصولات دارای تأثیر معناداری بر عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی است.

محافظه‌کاری مشروط و سود سه ماهه چهارم

مطالعات قبلی نشان می‌دهند که سودهای سه ماهه چهارم به طور سیستماتیک از سود سه‌ماهه‌های قبل از آن متفاوت است، و اینکه بازار سهام نسبت به سود سه‌ماهه چهارم در مقایسه با سود سه ماهه‌های قبل از آن واکنش متفاوتی نشان می‌دهد. (به عنوان مثال کالینز، هوپ وود و مک‌کویین[19] ۱۹۸۴؛ مندنهال و نیکولاس[20]، ۱۹۸۸). این تفاوت‌ها به فرصت‌طلبی مدیریتی، اقتصاد فصلی، فرصت‌هایی برای مخارج اختیاری، تعدیلات مربوط به پایان سال حسابداری، و غیره نسبت داده می‌شوند. سودهای ماه‌های میانی سال نیازی نیست پیش از انتشار، حسابرسی شود، در حالی که سود سه ماهه چهارم به عنوان بخشی از سود سالانه پیش از انتشار، مورد حسابرسی قرار می‌گیرد. از آنجا که حسابرسان در معرض مسئولیت قانونی ناشی از بیش نمایی در سود هستند، استدلال می‌شود که آن‌ها ترجیح می‌دهند سودهایی را که محافظه‌کارانه تر محاسبه‌شده تأیید کنند. از این رو، انتظار می‌رود که سودهای سه ماهه چهارم محافظه‌کارانه تر از سه ماهه‌های دیگر گزارش شوند.

مفاهیم محافظه‌کاری برای سودهای سه ماهه چهارم در مقابل سود سه ماهه‌های طی سال

محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری به این معنی است گزارش‌های مالی اطلاعات جدید و مناسبی را به بازار منتقل می‌کنند و باعث تغییر در انتظارات سرمایه‌گذاران می شوند که به تبع آن سرمایه‌گذاران به این اطلاعات واکنش نشان می‌دهند (کردستانی و خلیلی، ۱۳۹۰). اما چرا محافظه‌کاری حسابرسی باعث می‌شود که سود سه‌ماهه چهارم به طور سیستماتیک از سود سه‌ماهه‌های خلال سال متفاوت باشد. باسو و همکاران (۲۰۰۱) استدلال کردند سودهای سه ماهه چهارم احتمالا در انعکاس خبرهای بد نسبت به سود سایر دوره‌ها به موقع تر خواهند بود، و این امر عمدتا از طریق اقلام تعهدی عملیاتی حاصل می‌شود. آن‌ها همچنین استدلال کردند که عدم تقارن در زمان بندی سودها برای انعکاس اخبار بد در میان دوره‌های سه ماهه، احتمالا با تغییرات در تعهدات قانونی حسابرسان مرتبط است. باسو و همکاران (۲۰۰۱) ابتدا انگیزه‌های مدیران را در تعیین سودهای سه ماهه مورد بررسی قرار دادند. حسابداران سود را از سوابق معاملات و وقایع گذشته، برآوردهای مربوط به معاملات و وقایع آینده، و برآوردهای آتی که اغلب براساس اطلاعات مدیران است، ایجاد و شناسایی می‌کنند. پژوهش‌های قبلی استدلال می‌کنند که مدیران انگیزه‌های زیادی برای افشای سریعتر اخبار بد درباره عملکرد شرکت در مقایسه با اخبار خوب دارند (برای مثال، دونتا[21] ۱۹۸۹). یافته‌های تجربی به طور مداوم از هر کدام از این جایگزین‌ها پشتیبانی نمی‌کنند. اسکینر[22] (۱۹۹۴) و تومان[23] (۱۹۹۶) استدلال می‌کنند که مدیران انگیزه‌هایی برای انتشارزودتر اخبار بد دارند تا بدینوسیله ریسک مواجه با دعاوی حقوقی سرمایه‌گذاران را کاهش دهند و بدینوسیله موجب عدم تقارن در شناسایی سود نسبت به زیان می‌شوند. اسکینر (۱۹۹۴) گزارش می‌دهد در طول سال‌های ۱۹۸۳ تا ۱۹۹۰، عملکردهای منفی بزرگ و غافل‌گیرکننده بیشتر از سایر سودها به طور متناوب و بصورت داوطلبانه توسط شرکت‌ها افشاء شده‌اند که این موضوع با نتایج پژوهش‌های پیش گفته سازگار است. باسو (۱۹۹۵) انگیزه مدیران را برای گزارش محافظه‌کارانه سود به دلیل مالیات، مقررات، هزینه‌های

سیاسی و سایر دلایل قراردادی مورد بررسی قرار می‌دهد. اگر این استدلال معتبر باشد، ما انتظار داریم که مدیران در همه سه ماه‌های سال اخبار بد را به صورت برابر و سریع گزارش دهند. با این حال، سود سه‌ماهه چهارم به عنوان بخشی از سود سالانه، پیش از انتشار آن‌ها حسابرسی می‌شود (به دلیل وجود اقلام محاسباتی همچون تعدیلات پایان سال)، در حالی که سود سه‌ماهه‌های قبلی، قبل از انتشار نیازی به حسابرسی ندارد. حتی هنگامی‌که تعدیلات مستلزم بازبینی سودهای میان دوره‌ایی توسط حسابرسان هستند، بازبینی می‌تواند در زمان حسابرسی سالانه انجام شود (باسو و همکاران، ۲۰۰۱). اترج[۲۴] و همکاران (۱۹۹۴) نشان دادند که تعداد قابل توجهی از شرکت‌ها بررسی‌های خود را پس از انتشار صورت‌های مالی سه ماهه انجام داده‌اند. این بررسی‌ها اغلب مناسب بودن سیاست‌های حسابداری را ارزیابی کرده‌اند و شامل حجم حسابرسی‌ها یا تست گزارش‌ها نمی‌شوند. بنابراین، تعدیلات حسابرسان بر صورتهای مالی میان دوره‌ایی اغلب از طریق سودهای سه ماهه چهارم جریان می‌یابد. علاوه بر این، تا حدی که سودهای حسابرسی از سودهای مورد بررسی تفاوت داشته باشد به دلیل موشکافی بیشتر، این اثرات حسابرسی باید در سودهای سه ماهه چهارم متمرکز شوند.

نقش اقلام تعهدی در سه ماهه چهارم

دیچاو (۱۹۹۴) نشان داد اقلام تعهدی عملیاتی، باعث افزایش به موقع بودن سودهای مرتبط با جریان‌های نقدی در شناخت اخبار می‌شوند. باسو (۱۹۹۷) نشان داد برتری سودهای مرتبط با جریان‌های نقدی در به موقع بودن، عمدتاً به دلیل حساسیت بیشتر سودها به اخبار بد جاری است، که او آن را به محافظه‌کاری تعبیر می‌کند. او استدلال می‌کند که، از آنجا که محافظه‌کاری از طریق کاهش ارزش دارائی‌ها و حذف دارائی‌ها، که معمولا تأثیر کمی‌بر جریان‌های نقدی همزمان دارد، منعکس می‌شود، اثرات محافظه‌کاری اساساً در اقلام تعهدی حسابداری منعکس می‌شود. از این رو، پیش بینی می‌شود که جریان نقدی، عدم تقارن زمانی کمتری به نسبت سودها، داشته باشد. نتایج مشابهی در سطح سه ماهه نیز مشاهده می‌شود. این استدلال همچنین نشان می‌دهد که در مقایسه با سودها، اندازه گیری جریان‌های نقدی نباید عدم تقارن زمانی بیشتری را در سه ماهه چهارم نشان دهند. بر همین اساس فرضیه دوم پژوهش به شرح زیر تدوین شده است.

فرضیه دوم: اخبار بد مربوط به کاهش فروش در سه ماهه چهارم دارای تأثیر معناداری بر عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی است.

رقابت در بازار محصول

رقابت در بازار محصول، توان بازار شرکت‌ها تعریف می‌شود. توان بازار به معنای کنترل یک شرکت بر قیمت یا سطح تولید محصول آن است. در تعریف عملیاتی، توان بازار به معنای توان انحصاری، انحصار چند جانبه یا رقابتی یک شرکت است (پاندی[۲۵]، ۲۰۰۴). در ادبیات مالی استراتژیک و اقتصادی و مالی، میتوان تعاریف مختلفی از ساختار بازار یافت. در ادبیات استراتژیک بیان می‌شود که حفظ و بقای شرکت‌ها در محیط رقابتی دنیای امروز، راهی جز کسب مزیت رقابتی برای آن‌ها باقی نمی‌گذارد و کسب مزیت رقابتی به منزله قدرت بازار شرکت‌ها است (حاجی‌پور و مؤمنی، ۱۳۸۸). رقابتی بودن بازار محصول بدین معناست که شرکت‌های مختلف در تولید و فروش کالا رقابت تنگاتنگی دارند و کالاهای آن‌ها نسبت به

دیگری برتری چندانی ندارد، چرا که اگر غیر از این باشد، بازار به سمت انحصار یا انحصار چند جانبه تمایل پیدا می‌کند (خدامی‌پور و بزرایی، ۱۳۹۲).

رقابت در بازار و محافظه‌کاری

مفهوم رقابت باید دربردارنده تمام شکل‌های رقابت (شامل معامله‌های بازار، مزایده‌ها، و غیره)، ابزارهای رقابتی (شامل قیمت آگهی‌های تجاری، تحقیق و توسعه، ادغام و تحصیل شرکت‌ها و تلاش‌های انجام شده) و اهداف رقابتی (شامل منافع سهم بازار، کنترل شرکتی، تبلیغات و بقا) باشد. رقابت زمانی قابل مشاهده است که تلاش‌های انجام شده برای بهبود کارآیی اقتصادی دارای اثرات مثبت باشد به طوری که شرکت‌ها و افراد را به سوی بهره وری و تلاش‌های شغلی ترغیب کند (قائمی و صابر، ۱۳۹۵). رقابت در بازار یکی از عوامل تقاضای محافظه کاری است. بدین گونه که با افزایش رقابت در بازار رقبای موجود در یک صنعت خاص برای جلوگیری از ورود رقبای جدید یا انتشار اطلاعات محرمانه به رقبای موجود، محافظه کاری در گزارشگری مالی را در پیش خواهند گرفت. بدین معنی که آنان اخبار و علائم بد و نامساعد در رابطه با عواملی چون حجم تقاضا، بهای تمام شده و قیمت‌های فروش را برجسته کرده و اخبار و علائم خوب و مساعد را پوشش می دهند. با توجه به اینکه رقبای بالقوه در صدد سرمایه گذاری در صنایع با کمترین میزان ریسک و کسب بیشترین بازده هستند، در صورتی که صنایعی چنین ویژگی‌هایی را داشته باشند، سریع وارد خواهند شد. برای جلوگیری از تهدیدات ورود رقبا، فعالین صنعت، محافظه کاری در گزارشگری را درپیش می گیرند. هر چند با این اقدام انتظارات بازار سرمایه از عملکرد آتی خود را پایین نگه می دارند (دروگ[۲۶] و استاگتون[۲۷]، ۱۹۹۰). یکی دیگر از جنبه‌هایی که انتظار می‌رود رقابت بازار محصول بر محافظه‌کاری موثر باشد، تأثیر اخبار بد مربوط به سهم بازار یک شرکت از صنعت بر محافظه‌کاری است. در پژوهش‌های محافظه‌کاری، یکی از شاخص‌های اخبار که معمولا تأثیر آن بر اقلام تعهدی و محافظه‌کاری مشروط بررسی می‌شود، تغییر در فروش است. بسیاری از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که کاهش فروش به عنوان یکی از شاخص‌های اخبار بد داری تأثیر مثبت و معناداری بر محافظه‌کاری مشروط است. اما حالتی را در نظر بگیرید که فروش شرکت افزایش یافته ولی سهم آن شرکت در بازار کاهش یافته است. برای مثال، در یک صنعت کل فروش ۱۰۰ ریال و سهم فروش شرکت الف ۳۰ ریال است که معنی آن سهم ۳۰ درصدی شرکت الف از فروش صنعت مربوطه است. حال چنانچه فروش صنعت در سال بعد به ۲۰۰ ریال و فروش شرکت الف به ۴۰ ریال افزایش یابد، علیرغم اینکه فروش شرکت الف افزایش یافته ولی سهم آن از فروش صنعت به ۲۰ درصد کاهش یافته است که این می‌تواند بیانگر اخبار بدی از آینده فروش این شرکت باشد. چنانچه سهم فروش یک شرکت در صنعت مربوطه کاهش یابد، انتظار می‌رود مدیریت شرکت به این موضوع به عنوان نشانه‌ایی بد از اوضاع آینده توجه کرده و آن را عاملی موثر بر کاهش فروش آینده و میزان موجودی‌های مورد نیاز خود در آینده بداند. چرا که کاهش سهم فروش می‌تواند پیش بینی کننده وخامت بیشتر تقاضا باشد. قیمت و فروش آتی موجودی‌ها احتمال دارد کمتر از میزان مورد انتظار باشد که در نتیجه باعث کاهش ارزش موجودی‌ها خواهد شد. لذا، انتظار می‌رود، در صورت کاهش سهم فروش

یک شرکت در صنعت مربوطه، این موضوع به عنوان یک شاخص اخبار بد در نظر گرفته شده و تعدیلات محافظه‌کارانه‌ایی در اقلام تعهدی صورت گیرد. بر همین اساس فرضیه سوم پژوهش به شرح زیر تدوین شده است.

فرضیه سوم: اخبار بد مربوط به کاهش سهم فروش در صنعت دارای تأثیر معناداری بر عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی است.

پیشینه پژوهش

پک[۲۸] (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر شناسایی به‌موقع سودها بر اقلام تعهدی پرداخت. او نشان داد، چنانچه سودهایی که به موقع شناسایی می‌شوند به الگوی اقلام تعهدی اضافه شوند، کیفیت اقلام تعهدی در مقایسه با الگوی دیچاو و دیچو[۲۹] (۲۰۰۲) افزایش می‌یابد. لارا و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر محافظه‌کاری مشروط بر مدیریت سود پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که محافظه‌کاری مشروط نه تنها باعث کاهش مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی می‌شود بلکه شرایطی را برای انتخاب بین و اقلام تعهدی مدیریت سود واقعی ایجاد می کند. آن‌ها در پژوهش خود استاندارد SFAS۱۲۱ را به‌عنوان یک عامل نظارتی کاملاً برونزا در نظر گرفتند که سطح محافظه‌کاری مشروط را افزایش می‌دهد، اما از نظر کمی بر مدیریت سود تأثیر نمی‌گذارد. آن‌ها دریافتند که پس از اعمال این مقررات ، شرکت‌ها مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی را کاهش می‌دهند و مدیریت سود واقعی را افزایش می‌دهند.

ژانگ[۳۰] (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی رابطه محافظه کاری مشروط و اعتبار تجاری در بحران مالی جهانی پرداخت. او پژوهش خود را با تمرکز بر اعتبار تجاری در طی بحران مالی جهانی سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۸ گسترش داد، دوره‌ای که با شوک تأمین اعتبار شناخته می‌شود. یافته‌های او نشان داد ارتباط بین محافظه کاری مشروط و اعتبار تجاری بعد از شروع بحران کاهش قابل توجهی را تجربه می کند و این تنها زمانی اتفاق می‌افتد که عرضه کنندگان و مشتریان معاملات مکرر داشته باشند یا در نزدیکی یکدیگر باشند یا زمانی که مشتریان به لحاظ مالی دارای محدودیت مالی بوده و قدرت چانه‌زنی بالا داشته باشند و یا هنگامی که تامین کنندگان نقدینگی کافی داشته باشند. بایزالو و باسو (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر تفکیک شاخص‌های اخبار بد بر محافظه‌کاری مشروط پرداختند. آن‌ها پیش بینی کردند که عدم تقارن ناشی از اخبار غیر متمرکز نسبت به اخبار متمرکز دارای تأثیر بیشتری بر محافظه‌کاری مشروط در شناسایی اقلام تعهدی دارد. آن‌ها جزئیات اخبار بد را در سطح فروش بخش‌ها و شاخص‌های سه ماهه بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که تفکیک اخبار بد باعث بهبود رابطه بین اخبار بد و محافظه‌کاری مشروط در اقلام تعهدی سرمایه در گردش خواهد شد.

تاری وردی و عمادیان (۱۴۰۰) به بررسی تأثیر حساسیت جریانات نقدی نامتقارن بر رابطه محدودیت در تأمین مالی و محافظه‌کاری مشروط پرداختند. آنها در پژوهش خود تعداد ۱۳۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قراردادند. یافته‌های آنها نشان داد که محدودیت در تأمین مالی بر محافظه‌کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد. حساسیت جریانات نقدی نامتقارن برمحافظه‌کاری مشروط تأثیر معناداری ندارد. همچنین حساسیت جریانات نقدی نامتقارن بر رابطه محدودیت در تأمین مالی و محافظه‌کاری مشروط تأثیر معناداری ندارد. اسدی مشیزی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به الگوبندی عوامل مؤثر بر محافظه‌کاری با مطالعه ادبیات و استخراج عوامل مؤثر در شرکت‌های پذیرفته شده در

بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنها از صورت‌های مالی ۱۵۴ شرکت برای گردآوری داده ها استفاده کردند. و برای اندازه گیری متغیر محافظه‌کاری از معیار گیولی و هاین[۳۱] (۲۰۰۰) استفاده کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که معیارهای جریان های نقدی آزاد، اهرم مالی، مدیریت سود، هزینه سرمایه، استقلال هیئت‌مدیره، بیش‌اطمینانی مدیریت، پاداش هیئت‌مدیره، اندازه شرکت و کیفیت افشا به ترتیب اولویت از عوامل تأثیرگذار بر معیار محافظه‌کاری حسابداری هستند. به عبارتی ویژگی‌های شرکتی و تفکرات مدیریتی حاکم بر رویه‌های اتخاذ شده در شرکت از تأثیرگذاری بیشتری نسبت به سایر عوامل برخوردار هستند.

قاسمی‌نژاد و بنی مهد (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر محافظه‌کاری اجتماعی بر تردید حرفه ای حسابرسان مستقل پرداختند.آنها داده های خود را ازطریق پرسشنامه و از ۴۶۶ نفر از حسابرسان مستقل سازمان حسابرسی، دیوان محاسبات کشور و موسسات عضو جامعه حسابداران رسمی ایران در سال ۱۳۹۸ جمع آوری کردند. شواهد آزمون آنها نشان داد محافظه‌کاری اجتماعی موجب افزایش تردید حرفه‌ای حسابرسان و مولفه‌های آن شامل ذهن پرسشگر، وقفه در قضاوت، جستجوی دانش، درک میان فردی، اعتماد به نفس و خودرای بودن می‌شود. نتایج پژوهش آنها نشان داد که وجود ویژگی شخصیتی محافظه‌کاری اجتماعی در میان حسابرسان مستقل موجب افزایش تردید حرفه‌ای آنان می گردد.

مهرانی و سمیعی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر محافظه‌کاری مشروط را بر کارایی سرمایه‌گذاری در منابع انسانی پرداختند. آن‌ها در پی یافتن پاسخ این پرسش بودند که آیا می توان کارایی تصمیمات سرمایه‌گذاری مدیریت را از طریق شناسایی سریعتر زیان‌ها در مقایسه با سودها (محافظه‌کاری مشروط) بهبود بخشید؟ نتایج آن‌ها نشان داد میان محافظه‌کاری مشروط و کارایی سرمایه‌گذاری درمنابع انسانی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. نتایج نشان داد که از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، محافظه‌کاری موجب کاهش ناکارایی تصمیمات بازار نیروی انسانی می‌شود. سدیدی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی محافظه‌کاری حسابداری و تأثیرکیفیت سود بر بازده داراییها و بازده سهام پرداختند. نتایج پژوهش آنها حاکی است که شاخص کیفیت سود معرفی شده بر مبنای شاخص محافظه‌کاری می‌تواند بخشی از تفاوت نرخ بازده داراییهای عملیاتی و نرخ بازده سهام جاری را با سال بعد بیان کند؛ به عبارتی واحدهای اقتصادی که روشهای محافظه‌کارانه را اعمال می‌کنند، می‌توانند با تغییر سرمایه‌گذاری در دارایی‌های عملیاتی، کیفیت سود واحد را تغییر دهند.

روش شناسی پژوهش

روش پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت، یک پژوهش توصیفی با تاکید بر روابط همبستگی است، علاوه براین، در حوزه مطالعات پس رویدادی (استفاده از اطلاعات گذشته) قرار می‌گیرد و مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و سایر اطلاعات واقعی است که با روش استنتاجی به کل جامعه آماری قابل تعمیم خواهد بود.

الگوهای آماری مورد استفاده در تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها

در این پژوهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش با استفاده از تعریف آلن[۳۲] و همکاران (۲۰۱۳) و بر اساس رویکرد ترازنامه‌ای، به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$ACC_{it}=(\Delta ACT_{it}-\Delta CHE_{it})-(\Delta LCt_{it}-\Delta DLC_{it}-\Delta TXP_{it}) \quad (۱)$$

که در آن: ΔACT_{it}: تغییرات در جمع دارایی جاری شرکت i در سال t. ΔCHE_{it} : تغییرات در وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت شرکت i در سال t. ΔLCt_{it}: تغییرات در جمع بدهی‌های جاری شرکت i در سال t. ΔDLC_{it}: تغییرات در اسناد پرداختنی و وام‌های کوتاه مدت شرکت i در سال t. ΔTXP_{it}: تغییرات در مالیات پرداختنی شرکت i در سال t. در پایان جهت هم مقیاس شدن، عدد حاصل بر جمع کل دارایی‌ها تقسیم می‌شود. در این پژوهش تغییرات در گروه محصولات به پیروی از بایزالوو و باسو (۲۰۱۶) برای تمام گروه محصولاتی از شرکت که در سال t دارای کاهش فروش بوده‌اند، به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$pgSGR_t^- \equiv \sum_s \Delta pgSALES_{s,t}^- / SALES_{t-1} \quad (۲)$$

که در آن: $\sum_s \Delta pgSALES_{s,t}^-$: برابر است با جمع تغییرات فروش برای تمام گروه محصولات که دارای کاهش فروش در سال t باشند. $SLES_{t-1}$: برابر است با فروش سال قبل در سطح شرکت. اگر تمام گروه محصولات دارای کاهش فروش باشند، پس $pgSGR_t^-$ با SGR_t در سطح شرکت برابر خواهد بود، با این وجود، اگر برخی از بخش‌ها دارای افزایش فروش باشند سپس $pgSGR_t^-$ به اطلاعات اضافه خواهد شد. همچنین در این پژوهش به پیروی از بایزالوو و باسو (۲۰۱۶)، از الگوی زیر جهت آزمون فرضیه اول استفاده شده است.

$$\begin{aligned} ACC_{it}=&\alpha_0+\alpha_1 SGR_{it}+\alpha_2 EGR_{it}+\alpha_3 CF_{it-1}+\alpha_4 CF_{it}+\alpha_5 CF_{it+1}+\beta_1 DS_{it}+\beta_2 DS_{it}\times SGR_{it}+\beta_3 DE_{it}+\\ &\beta_4 DE_{it}\times EGR_{it}+\beta_5 DC_{it-1}+\beta_6 DC_{it-1}\times CF_{it-1}+\beta_7 DC_{it}+\beta_8 DC_{it}\times CF_{it}+\\ &\beta_9 DC_{it+1}+\beta_{10} DC_{it+1}\times CF_{it+1}+\delta_1 pgDS_{it}+\delta_2 pgDS_{it}\times pgSGR_{it}^-+\mu_{it} \end{aligned} \quad (۳)$$

که در آن: SGR_{it}: درصد تغییرات فروش شرکت i در سال t نسبت به سال t-1 است. EGR_{it}: درصد تغییرات مجموع تعداد کارکنان شرکت i در سال t نسبت به سال t-1 است. CF: جریان نقدی عملیاتی، که از صورت جریان وجوه نقد استخراج و جهت هم مقیاس شدن بر جمع داریی‌ها تقسیم شده است. CF_{it-1} : جریان نقدی عملیاتی شرکت i درسال t-1. CF_{it}: جریان نقدی عملیاتی شرکت i درسال t. CF_{it+1} : جریان نقدی عملیاتی شرکت i درسال t+1. DS_{it}: یک متغیر موهومی است که برای مقادیر منفی SGR_{it} برابر با ۱، و برای مقادیر مثبت صفر است. DE_{it}: یک متغیر موهومی است که برای مقادیر منفی EGR_{it} برابر با ۱، و برای مقادیر مثبت صفر است. DC_{it-1}: یک متغیر موهومی است که برای مقادیر منفی CF_{it-1} برابر با ۱، و برای مقادیر مثبت صفر است. DC_{it}: یک متغیر موهومی است که برای مقادیر منفی CF_{it} برابر با ۱، و برای مقادیر مثبت صفر است. DC_{it+1}: یک متغیر موهومی است که برای مقادیر منفی CF_{it+1} برابر با ۱، و برای مقادیر مثبت صفر است. $pgDS_{it}$: یک متغیر موهومی‌است که اگر حتی یکی از گروه محصولات شرکت در سال t دارای کاهش فروش باشند، مقدار آن ۱ و در مجموع فروش گروه‌های کاهش یافته ضرب می‌شود و در غیر اینصورت اگر هیچ گروهی از

محصولات با کاهش فروش مواجه نباشند، مقدار آن صفر است. فرض ۱ پیش بینی می‌کند که ضریب $pgDS_{it} \times pgSGR_{it}^{-}$ مثبت است و به این معنی است که زمانی‌که حتی یکی از گروه محصولات با کاهش همراه باشد ($pgDS_{it} = 1$)، اخبار بد این کاهش تأثیر مستقیمی بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد.

برای آزمون فرضیه ۲ به تبعیت از بایزالو و باسو (۲۰۱۶) فروش سه ماهه چهارم به الگو اضافه می شود:

$$ACC_{it}=\alpha_0+\alpha_1 SGR_{it}+\alpha_2 EGR_{it}+\alpha_3 CF_{it-1}+\alpha_4 CF_{it}+\alpha_5 CF_{it+1}+\beta_1 DS_{it}+\beta_2 DS_{it}\times SGR_{it}+\beta_3 DE_{it}+\beta_4 DE_{it}\times EGR_{it}+\beta_5 DC_{it-1}+\beta_6 DC_{it-1}\times CF_{it-1}+\beta_7 DC_{it}+\beta_8 DC_{it}\times CF_{it}+\beta_9 DC_{it+1}+\beta_{10} DC_{it+1}\times CF_{it+1}+\delta_1 DS4_{it}+\delta_2 SGR4_{it}+\delta_3 DS4_{it}\times SGR4_{it}+\mu_{it} \quad (۴)$$

که درآن $SGR4_{it}$ برابر است با درصد تغییرات در فروش‌های ۳ ماهه چهارم سال t، که به نسبت سه ماهه مشابه در سال t-1 محاسبه شده است. $DS4_{it}$ برابر است با متغیر موهومی که برای مقادیر منفی $SGR4_{it}$ برابر ۱، در غیر این صورت برابر صفر است. مابقی متغیرها در الگوهای قبلی توضیح داده شده‌اند.برای آزمون فرضیه ۳ تغییرات سهم فروش شرکت از صنعت به الگو اضافه شده است:

$$ACC_{it}=\alpha_0+\alpha_1 SGR_{it}+\alpha_2 EGR_{it}+\alpha_3 CF_{it-1}+\alpha_4 CF_{it}+\alpha_5 CF_{it+1}+\beta_1 DS_{it}+\beta_2 DS_{it}\times SGR_{it}+\beta_3 DE_{it}+\beta_4 DE_{it}\times EGR_{it}+\beta_5 DC_{it-1}+\beta_6 DC_{it-1}\times CF_{it-1}+\beta_7 DC_{it}+\beta_8 DC_{it}\times CF_{it}+\beta_9 DC_{it+1}+\beta_{10} DC_{it+1}\times CF_{it+1}+\delta_1 DI_{it}+\delta_2 INDSGR_{it}+\delta_3 DI_{it}\times INDSGR_{it}+v_{it} \quad (۵)$$

که درآن $INDSGR_{it}$ برابر است با درصد تغییرات در سهم فروش سالانه شرکت در صنعت در سال t، که در مقایسه با نسبت سهم فروش شرکت در صنعت در سال t-1 محاسبه شده است. DI_{it} برابر است با متغیر موهومی که اگر $INDSGR_{it}$ منفی باشد برابر ۱ و در غیر اینصورت برابر صفر است. مابقی متغیرها در الگوهای قبلی توضیح داده شده‌اند.

روش گردآوری داده‌ها

در این پژوهش برای جمع آوری اطلاعات در زمینه ادبیات و پیشینه پژوهش، با مطالعه کتب و مقالات و جستجو در سایت‌های اینترنتی، اطلاعات مورد نیاز جمع‌آوری شده است. همچنین جهت گردآوری اطلاعات لازم برای آزمون فرضیه‌ها از نرم افزار ره‌آورد نوین و سایت اینترنتی مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار و سایت کدال استفاده شده است.

نمونه آماری و روش نمونه‌گیری

در پژوهش حاضر به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از داده‌های مالی طبقه‌بندی شده و حسابرسی شده شرکت‌های تولیدی فعال پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. نمونه آماری این پژوهش شامل تمامی شرکت‌هایی است که شرایط ذیل را دارا باشند:

۱) در طول سال‌های مالی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ در بورس اوراق بهادار تهران حضور داشته باشند.

۲) پایان سال مالی آن‌ها پایان اسفند ماه باشد.

۳) اطلاعات آنها در دسترس باشد.

قلمرو زمانی این پژوهش ۱۱ سال از سال ۱۳۸۵ تا سال ۱۳۹۵ است. با توجه به این‌که در پژوهش حاضر رابطه اقلام تعهدی سال جاری با جریان وجه نقد سال قبل و سال آتی بررسی می‌شود، لذا، داده‌های این پژوهش برای ۱۳ سال یعنی از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ جمع آوری شده است. متناسب با شرایط فوق الذکر تعداد ۱۴۴ شرکت از شرکت‌های جامعه انتخاب و داده‌های آن‌ها در آزمون فرضیه‌ها مورد استفاده قرار گرفته است.

یافته‌های پژوهش

نتایج آمار توصیفی

نتایج آمار توصیفی متغیرهای این پژوهش را می‌توان در جدول ۱ مشاهده کرد.

جدول۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
ACC	۰/۰۴۱	۰/۰۴۲	۰/۷۵۵	-۰/۹۲۸	۰/۱۳۸	-۰/۳۷۵	۷/۸۰۶
SGR	۰/۱۸۲	۰/۱۵۳	۲/۷۴۲	-۰/۷۷۵	۰/۳۳۳	۱/۵۸۱	۱۰/۸۸۹
EGR	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۶	۰/۹۷۱	-۰/۷۹۹	۰/۱۳۲	۱/۳۶۲	۱۵/۳۰۹
CF_{t-1}	۰/۰۸۸	۰/۰۷۰	۰/۶۹۷	-۰/۳۵۷	۰/۱۳۴	۰/۷۱۱	۴/۹۴۱
CF_t	۰/۰۸۲	۰/۰۶۴	۰/۶۹۷	-۰/۳۵۰	۰/۱۳۰	۰/۷۳۹	۴/۹۷۹
CF_{t+1}	۰/۰۷۸	۰/۰۶۱	۰/۶۹۷	-۰/۵۴۶	۰/۱۴۰	۰/۶۱۴	۵/۲۸۳
SGR4	۰/۲۲۲	۰/۱۶۱	۳/۵۳۹	-۱	۰/۴۹۹	۱/۶۶۹	۹/۴۳۶
INDSGR	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۲۵۴	-۰/۳۱۹	۰/۰۳۱	-۲/۳۳۷	۳۵/۹۵۹
DCt-1	۰/۲۱۳	۰	۱	۰	۰/۴۰۹	۱/۴۰۳	۲/۹۶۹
DCt	۰/۲۲۴	۰	۱	۰	۰/۴۱۷	۱/۳۲۵	۲/۷۵۵
DCt+1	۰/۲۴۸	۰	۱	۰	۰/۴۳۲	۱/۱۶۸	۲/۳۶۴
DE	۰/۵۳۵	۱	۱	۰	۰/۴۹۹	-۰/۱۳۹	۱/۰۱۹
DS	۰/۲۴۹	۰	۱	۰	۰/۴۳۳	۱/۱۶۰	۲/۳۴۵
PGDS	۰/۷۶۸	۱	۱	۰	۰/۴۲۲	-۱/۲۷۲	۲/۶۱۸
DS4	۰/۳۱۱	۰	۱	۰	۰/۴۶۳	۰/۸۱۷	۱/۶۶۸
DI	۰/۵۴۸	۱	۱	۰	۰/۴۹۸	-۰/۱۹۴	۱/۰۳۸

همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، میانگین تغییرات فروش در سه‌ماهه چهارم (SGR4) ۰/۲۲۲و میانه آن نیز ۰/۱۶۱ است که بیان گر این است که بخش عمده تغییرات فروش سه‌ماهه چهارم از نوع افزایش بوده است. مقدار میانگین شاخص اخبار بد فروش سه‌ماهه چهارم (DS_4) نیز مؤید همین موضوع است، زیرا این متغیر موهومی به ازائ مقادیر منفی مقدار ۱ گرفته و اگر بیشتر تغییرات از نوع کاهش باشد میانگین این متغیر باید از ۰/۵ بیشتر باشد، در حالی‌که مقدار آن طبق جدول ۱، ۰/۳۱۱ است. در مقابل تغییرات در سهم فروش شرکت در صنعت (INDSGR) با میانگین ۰/۰۰۲ و میانه ۰/۰۰۰ بیان گر این است که بیشتر تغییرات از نوع کاهش است. مقدار شاخص این متغیر نیز (DI) با مقدار ۰/۵۴۸ این موضوع را تأیید می‌کند.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

با توجه به اینکه داده‌های این پژوهش از نوع داده‌های ترکیبی است. باید تعیین نمود که روش مناسب جهت برآورد الگوها از نوع تجمعی یا تابلویی باشد. برای بررسی این موضوع از آزمون لیمر استفاده می‌شود. پس از تعیین روش مناسب، از طریق آزمون هاسمن به انتخاب بین الگوی اثرات ثابت یا اثرات تصادفی می‌پردازیم. نتایج این ۲ آزمون و انتخاب الگوهای مناسب در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول۲. نتایج آزمون لیمر وهاسمن

	آزمون لیمر			آزمون‌هاسمن		
	آماره آزمون لیمر	سطح معناداری	الگوی انتخابی	آماره آزمون‌هاسمن	سطح معناداری	الگوی انتخابی
الگوی ۳	۷/۵۳۵	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی	۳۰/۱۲۰	۰/۰۳۱	اثرات ثابت
الگوی ۴	۷/۳۸۱	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی	۳۲/۳۱۰	۰/۰۲۰	اثرات ثابت
الگوی ۵	۷/۵۹۷	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی	۲۹/۰۶۰	۰/۰۴۸	اثرات ثابت

همان‌گونه که در جدول۲ مشاهده می‌شود، برای هر سه الگوی پژوهش باید داده‌ها را بصورت تابلویی و به روش اثرات ثابت مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

جهت بررسی هم‌خطی بین متغیرهای پژوهش از عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده و نتایج مربوط به متغیرهای هر الگو در جدول خروجی الگو درج شده است. نتایج نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرها دارای هم‌خطی نیستند. نتایج آزمون الگوی ۳ را می‌توان در جدول ۳ مشاهده کرد. این الگو با استفاده روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته برای ۱۵۸۴ سال-شرکت مشاهده طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ برآورد شده است.

همانطور که در جدول ۳ مشاهده می شود، ضریب تعیین تعدیل شده گویای این است که متغیرهای مستقل حدود ۳۶ درصد، از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین آماره F برابر با ۳۳/۰۴۵ درصد و سطح معناداری آن ۰/۰۰۰ است، که بیانگر معناداری کلی الگو است. فرضیه ۱ در صورتی تأیید می‌شود که ضریب PGSGR*PGDS معنادار باشد. یافته‌ها نشان می‌دهد که ضریب PGSGR*PGDS معادل ۰/۰۴۲ مثبت و سطح معناداری ۰/۰۴۳ است. در نتیجه رابطه آن با متغیر وابسته در سطح ۵ درصد معنادار است. همچنین قدر مطلق آماره t با مقدار ۲/۰۲۹ معنادار بودن ظریب را تأیید می‌کند. در نتیجه می‌توان بیان کرد که اخبار بد مربوط به کاهش در گروه محصولات رابطه مثبت و معناداری با عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد. همچنین یافته‌ها نشان می‌هد که رابطه متغیرهای کنترلی الگو شامل تغییرات فروش، تغییرات جریان‌های نقدی سال قبل، سال جاری و سال آتی با متغیر وابسته در سطح ۵ درصد و رابطه تغییرات تعداد کارکنان با متغیر وابسته در سطح ۱۰درصد معنادار است.

جدول۳. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری	VIF
عرض از مبدا	۰/۰۶۳	۰/۰۱۰	۶/۳۸۷	۰/۰۰۰	
SGR	۰/۰۵۵	۰/۰۱۱	۵/۰۲۹	۰/۰۰۰	۱/۸۳۱
EGR	-۰/۰۶۰	۰/۰۳۱	-۱/۸۹۰	۰/۰۵۸	۲/۳۵۹
CF_{t-1}	۰/۱۸۷	۰/۰۳۳	۵/۷۳۷	۰/۰۰۰	۲/۴۹۱
CF_t	-۰/۴۲۲	۰/۰۳۶	-۱۱/۷۳۰	۰/۰۰۰	۲/۸۷۲
CF_{t+1}	۰/۱۵۸	۰/۰۳۳	۴/۷۷۵	۰/۰۰۰	۲/۷۰۰
DS	-۰/۰۰۸	۰/۰۱۰	-۰/۸۶۶	۰/۳۸۷	۲/۳۷۵
SGR_DS	۰/۱۹۱	۰/۰۴۱	۴/۵۵۶	۰/۰۰۰	۲/۷۶۲
DE	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۷	-۲/۴۷۴	۰/۰۱۴	۱/۵۴۴
EGR_DE	۰/۲۰۵	۰/۰۵۴	۳/۸۲۱	۰/۰۰۰	۲/۱۵۵
DC_{t-1}	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۰	-۰/۰۹۷	۰/۹۲۳	۲/۱۷۹
CF_{t-1} *DC_{t-1}	۰/۱۱۸	۰/۰۹۲	۱/۲۸۵	۰/۱۹۹	۲/۱۶۸
DC_t	۰/۰۱۶	۰/۰۱۰	۱/۶۶۱	۰/۰۹۷	۲/۲۸۴
CF_t *DC_t	-۰/۳۰۱	۰/۱۰۰	-۳/۰۲۴	۰/۰۰۳	۲/۲۹۶
DC_{t+1}	۰/۰۱۸	۰/۰۰۹	۱/۹۵۰	۰/۰۵۱	۲/۱۰۴
CF_{t+1} * DC_{t+1}	۰/۰۳۶	۰/۰۸۰	۰/۴۵۶	۰/۶۴۸	۲/۱۷۷
PGDS	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	-۰/۸۸۱	۰/۳۷۰	۱/۲۶۴
PGSGR*PGDS	۰/۰۴۲	۰/۰۲۱	۲/۰۲۹	۰/۰۴۳	۱/۶۸۹
ضریب تعیین	۰/۳۶۸				
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۵۷				
آماره F الگو	۳۳/۰۴۵				
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰				
آماره دوربین واتسون	۲/۰۲۱				

نتایج آزمون الگوی ۴ را می‌توان در جدول ۴ مشاهده کرد. این الگو با استفاده روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته برای ۱۵۸۴ سال- شرکت مشاهده طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ برآورد شده است. همانطور که در این جدول مشاهده می‌شود، ضریب تعیین تعدیل شده گویای این است که متغیرهای مستقل حدود ۳۷ درصد، از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین آماره F برابر با ۳۳/۶۷۱ و درصد سطح معناداری آن ۰/۰۰۰ است، که بیانگر معناداری کلی الگو است. همچنین آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۹۵۷ است که بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی مرتبه اول در جملات اخلال در الگو است. فرضیه ۲ در صورتی تأیید خواهد شد که ضریب SGR4*DS4 معنادار باشد. در بررسی نتایج فرضیه ۴ مشاهده می‌شود که ضریب SGR4*DS4 معادل ۰/۰۶۴ مثبت و سطح معناداری ۰/۰۲۶ است. در نتیجه رابطه این متغیر با متغیر وابسته در سطح اطمینان ۵ درصد تأیید می‌شود و معنادار است. در نتیجه می‌توان بیان کرد که اخبار بد مربوط به کاهش در فروش

سه ماهه چهارم سال، رابطه معنادارو مثبتی با عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد. و فرضیه ۲ در سطح اطمینان ۵ درصد تأیید می‌شود. همچنین یافته‌ها نشان می‌هد که رابطه متغیرهای کنترلی الگو شامل تغییرات فروش، تغییرات تعداد کارکنان، تغییرات جریان‌های نقدی سال قبل، سال جاری و سال آتی با متغیر وابسته در سطح ۵ درصد معنادار است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری	VIF
عرض از مبدا	۰/۰۵۲	۰/۰۰۹	۵/۹۶۲	۰/۰۰۰	
SGR	۰/۰۹۲	۰/۰۱۴	۶/۴۲۳	۰/۰۰۰	۲/۶۶۰
EGR	-۰/۰۷۳	۰/۰۳۲	-۲/۲۸۱	۰/۰۲۳	۲/۳۳۳
CF_{t-1}	۰/۲۳۲	۰/۰۳۴	۶/۸۷۹	۰/۰۰۰	۲/۴۹۵
CF_t	-۰/۴۵۲	۰/۰۳۷	-۱۲/۲۰۰	۰/۰۰۰	۲/۸۸۲
CF_{t+1}	۰/۱۵۱	۰/۰۳۴	۴/۴۲۶	۰/۰۰۰	۲/۷۳۸
DS	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۰	-۰/۷۴۰	۰/۴۶۰	۲/۴۵۷
SGR_DS	۰/۱۶۴	۰/۰۴۴	۳/۷۲۹	۰/۰۰۰	۲/۹۹۵
DE	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۷	-۲/۴۲۷	۰/۰۱۵	۱/۵۴۸
EGR_DE	۰/۲۴۹	۰/۰۵۶	۴/۴۷۶	۰/۰۰۰	۲/۱۷۳
DC_{t-1}	۰/۰۰۴	۰/۰۱۰	۰/۳۵۰	۰/۷۲۷	۲/۱۸۰
$CF_{t-1} * DC_{t-1}$	۰/۰۹۱	۰/۰۹۵	۰/۹۵۳	۰/۳۴۱	۲/۱۶۵
DC_t	۰/۰۲۰	۰/۰۱۰	۱/۹۷۸	۰/۰۴۸	۲/۲۸۱
$CF_t * DC_t$	-۰/۲۳۳	۰/۱۰۲	-۲/۲۸۷	۰/۰۲۲	۲/۳۰۵
DC_{t+1}	۰/۰۱۴	۰/۰۰۹	۱/۵۰۶	۰/۱۳۲	۲/۱۰۸
$CF_{t+1} * DC_{t+1}$	۰/۰۱۷	۰/۰۸۱	۰/۲۰۴	۰/۸۳۸	۲/۱۸۶
DS4	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۹۳۳	۰/۳۵۱	۲/۳۴۲
SGR4	-۰/۰۱۹	۰/۰۰۹	-۲/۱۱۰	۰/۰۳۵	۲/۴۸۰
SGR4*DS4	۰/۰۶۴	۰/۰۲۹	۲/۲۲۴	۰/۰۲۶	۲/۸۹۰
ضریب تعیین	۰/۳۸۳				
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۷۲				
آماره F الگو	۳۳/۶۷۱				
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰				
آماره دوربین واتسون	۱/۹۵۷				

نتایج آزمون الگوی ۵ را می‌توان در جدول ۵ مشاهده کرد. این الگو با استفاده روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته برای ۱۵۸۴ سال-شرکت مشاهده طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ برآورد شده است. همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین تعدیل شده گویای این است که متغیرهای مستقل حدود ۳۶ درصد، از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین آماره F برابر با ۳۱/۹۹۴ و درصد سطح معناداری آن ۰/۰۰۰ است که بیانگر معناداری کلی الگو است. فرضیه ۳ در صورتی تأیید خواهد شد که ضریب INDSGR*DI معنادار باشد. در بررسی نتایج فرضیه۳ مشاهده می‌شود که

ضریب INDSGR*DI معادل ۰/۱۰۳ مثبت و سطح معناداری ۰/۶۲۱ است. در نتیجه رابطه آن با متغیر وابسته حتی در سطح اطمینان ۱۰ درصد معنادار نیست. همچنین قدر مطلق آماره t ۰/۴۹۴ است که بیانگر معنادار نبودن ضریب است.در نتیجه می‌توان بیان کرد که اخبار بد مربوط به کاهش سهم فروش شرکت در صنعت، رابطه معناداری با عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی سرمایه در گردش ندارد و فرضیه ۳ تأیید نمی‌شود. همچنین یافته‌ها نشان می‌هد که رابطه متغیرهای کنترلی الگو شامل تغییرات فروش، تغییرات تعداد کارکنان، تغییرات جریان‌های نقدی سال قبل، سال جاری و سال آتی با متغیر وابسته در سطح ۵ درصد معنادار است.

جدول ۵. نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آمارهt	سطح معناداری	VIF
عرض از مبدا	۰/۰۵۳	۰/۰۰۹	۵/۶۸۵	۰/۰۰۰	
SGR	۰/۰۶۲	۰/۰۱۲	۵/۲۹۸	۰/۰۰۰	۱/۸۹۵
EGR	-۰/۰۷۳	۰/۰۳۲	-۲/۲۸۳	۰/۰۲۳	۲/۳۳۹
CF_{t-1}	۰/۲۲۵	۰/۰۳۴	۶/۶۵۳	۰/۰۰۰	۲/۴۸۸
CF_t	-۰/۴۴۴	۰/۰۳۷	-۱۱/۸۸۶	۰/۰۰۰	۲/۸۸۰
CF_{t+1}	۰/۱۵۱	۰/۰۳۴	۴/۴۲۵	۰/۰۰۰	۲/۶۹۸
DS	-۰/۰۱۱	۰/۰۱۰	-۱/۱۰۶	۰/۲۶۹	۲/۳۱۵
SGR_DS	۰/۲۲۴	۰/۰۳۹	۵/۷۴۷	۰/۰۰۰	۲/۳۰۵
DE	-۰/۰۱۸	۰/۰۰۷	-۲/۵۴۷	۰/۰۱۱	۱/۵۴۶
EGR_DE	۰/۲۳۳	۰/۰۵۵	۴/۲۲۰	۰/۰۰۰	۲/۱۵۰
DC_{t-1}	۰/۰۰۳	۰/۰۱۰	۰/۲۶۵	۰/۷۹۱	۲/۱۸۱
CF_{t-1} *DC_{t-1}	۰/۰۹۲	۰/۰۹۶	۰/۹۶۱	۰/۳۳۷	۲/۱۶۸
DC_t	۰/۰۱۸	۰/۰۱۰	۱/۷۸۱	۰/۰۷۵	۲/۲۸۴
CF_t * DC_t	-۰/۲۵۹	۰/۱۰۳	-۲/۵۲۰	۰/۰۱۲	۲/۲۹۸
DC_{t+1}	۰/۰۱۴	۰/۰۰۹	۱/۵۲۶	۰/۱۲۷	۲/۰۹۹
CF_{t+1} * DC_{t+1}	۰/۰۲۳	۰/۰۸۲	۰/۲۷۸	۰/۷۸۱	۲/۱۷۶
DI	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۷۰۷	۰/۴۸۰	۱/۳۶۵
INDSGR	۰/۰۰۹	۰/۱۷۱	۰/۰۵۵	۰/۹۵۷	۳/۶۵۳
INDSGR*DI	۰/۱۰۳	۰/۲۰۹	۰/۴۹۴	۰/۶۲۱	۳/۲۸۵
ضریب تعیین	۰/۳۷۰				
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۵۹				
آماره F الگو	۳۱/۹۹۴				
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰				
آماره دوربین واتسون	۱/۹۶۸				

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تأثیر اخبار بد ناشی از کاهش در فروش گروه محصولات، بر محافظه‌کاری مشروط در اقلام تعهدی سرمایه در گردش مورد آزمون قرار گرفت. بدین منظور اطلاعات ۱۴۴ شرکت برای دوره زمانی ۱۱ ساله ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ تجزیه و تحلیل شد. نتایج نشان می‌دهد، PGSGR*PGDS که ضریب آن ۰/۰۴ و در سطح ۵ درصد معنادار است، دارای رابطه معناداری با عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی است. این بدان معنی است که مدیران در ارزیابی اقلام تعهدی سرمایه در گردش، علاوه بر اخبار بد ناشی از کاهش فروش کلی شرکت، به بررسی و تجزیه وتحلیل کاهش فروش تک تک گروه محصولات در ارزیابی اقلام تعهدی نیز توجه می‌کنند. بایزالو و باسو (۲۰۱۶) نیز نشان دادند تفکیک اخبار تغییرات فروش بر حسب بخش‌ها باعث بهبود الگو محافظه‌کاری مبتنی بر اقلام تعهدی می شود. همچنین در این پژوهش به بررسی رابطه بین اخبار بد ناشی از کاهش فروش در سه ماهه چهارم سال با اقلام تعهدی سرمایه در گردش، پرداخته شد. نتایج نشان داد رابطه متغیر مستقل با متغیر وابسته در سطح اطمینان ۵ درصد معنادار است. در توضیح این نتیجه می‌توان این چنین بیان کرد که، اگر فروش برای تمام سال افزایش یابد ولی در سه ماهه چهارم رو به نزول باشد علامت‌هایی را مبنی بر کاهش درآمد آینده حاصل از موجودی‌های در دسترس در پایان سال مالی ارائه می‌دهد و شرکت احتمالا موجودی‌ها را کاهش ارزش می‌دهد. شرکت‌ها بسیاری از برآوردهای سالانه را به سه ماهه‌های میانی تخصیص می‌دهند و نوعاً آن‌ها را بابت خطاهای برآوردی در پایان سال مالی اصلاح می‌کنند. از آنجا که حسابرسان نسبت به مدیران تمایل بیشتری به محافظه‌کاری دارند و برنامه‌های حسابرسی بیشتر جهت سودهای سه ماهه چهارم تنظیم و جاری می‌گردد، محافظه‌کاری نیز در سه ماهه چهارم افزایش می‌یابد (باسو و همکاران، ۲۰۰۲). بنابراین، تغییرات فروش در سه ماهه چهارم (و نه الزاماً در سایر سه ماهه‌ها) باعث افزایش آثار عدم تقارن بر روی اقلام تعهدی سالانه می‌شود. با این توصیف انتظار این است که بین اخبار بد مربوط به کاهش فروش در سه ماهه چهارم و اقلام تعهدی رابطه معناداری وجود داشته باشد. این نتیجه با نتایج حاصل از پژوهش بایزالوو و باسو (۲۰۱۶) همسو است.

همچنین نتایج نشان داد اخبار بد مربوط به کاهش سهم فروش شرکت در صنعت، رابطه معناداری با عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی سرمایه در گردش ندارد. بسیاری از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که کاهش فروش به عنوان یکی از شاخص‌های اخبار بد داری تأثیر مثبت و معناداری بر محافظه‌کاری مشروط است. اما در حالتی که فروش شرکت افزایش یافته ولی سهم آن شرکت در بازار کاهش یافته باشد، انتظار می‌رود مدیریت شرکت به این موضوع به عنوان نشانه‌ایی بد از اوضاع آینده توجه کرده و آن را عاملی موثر بر کاهش فروش آینده و میزان موجودی‌های مورد نیاز خود در آینده بداند. چرا که کاهش سهم فروش می‌تواند پیش بینی کننده وخامت بیشتر تقاضا باشد، که در نتیجه باعث کاهش ارزش موجودی‌ها خواهد شد. لذا، انتظار می‌رود، در صورت کاهش سهم فروش یک شرکت در صنعت مربوطه، این موضوع به عنوان یک شاخص اخبار بد در نظر گرفته شده و تعدیلات محافظه‌کارانه‌ای در اقلام تعهدی صورت گیرد. اما در این پژوهش چنین رابطه‌ایی تأیید نمی‌گردد. این موضوع احتمالاً به این دلیل است که مدیران بیشتر به تغییرات فروش توجه دارند و به تغییر سهم فروش در

صنعت به عنوان معیار و شاخص اخباری از وضعیت آینده توجهی نداشته و در برنامه‌ریزی‌های محافظه‌کاری چندان مورد نظر قرار نمی‌دهند. با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش پیشنهاد می‌شود حسابرسان جهت برنامه‌ریزی حسابرسی و کاهش ریسک حسابرسی، به ارزیابی کیفیت محافظه‌کاری اعمال شده در گزارشات مالی، از طریق بررسی رابطه بین زیان‌های شناسایی شده با شاخص‌های اخبار بد مبتنی بر تغییرات تک تک دارایی‌های مؤثر بر محافظه‌کاری، همچون موجودی‌های کالا، سرمایه‌گذاری‌ها و غیره، بیشتر توجه کنند. همچنین توجه ویژه‌ای به تغییرات فروش در سه ماهه چهارم سال مالی داشته باشند. همچنین سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی جهت تحلیل وضعیت آتی شرکت می‌توانند توجه بیشتری به اطلاعات سه ماهه چهارم داشته باشند. همچنین پیشنهاد می‌شود شرکت‌ها جهت اعمال بهتر محافظه‌کاری مشروط در شناسایی زیان کاهش ارزش که منجر به کیفیت بهتر گزارشگری مالی خواهد شد، به اخبار بد شاخص‌ها، بصورت جداگانه توجه داشته و از بکارگیری آثار تجمیعی این اخبار خودداری کنند.

تقدیر و تشکر

صمیمانه از داوران فرهیخته مجله دانش حسابداری که با رهنمودهای خود باعث ارتقاء این مقاله شدند سپاسگزاری می‌شود.

یادداشت‌ها

1. Basu
2. Byzalov
3. Ball and Shivakumar
4. Patatoukas and Thomas
5. Holthausen and Watts
6. Qiang
7. Dhaliwal
8. Garcia Lara
9. LaFond and Roychowdhury
10. Nikolaev
11. Jayaraman
12. Mora and Walker
13. Ruch and Taylor
14. Dechow
15. Fairfield
16. Berger and Hann
17. Bhat
18. Potepa
19. Collins, Hopwood and Mckeown
20. Mendenhall and Nichols
21. Dontoh
22. Skinner
23. Thoman
24. Etredge
25. Pandey
26. Darrough
27. Stoughton
28. Paek
29. Dechow and Dichev
30. Zhang
31. Givoly and Hayn
32. Allen

منابع

اسدی مشیزی، محمد حسین؛ حاجیها، زهره، جعفری، سیده محبوبه. (۱۳۹۹). الگوبندی عوامل مؤثر بر محافظه‌کاری در شرکت‌ها. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۲(۴۷)، ۱۶۸-۱۳۹.

تاری وردی، یداله؛ عمادیان، ندا. (۱۴۰۰). تأثیر حساسیت جریانات نقدی نامتقارن بر رابطه محدودیت در تأمین مالی و محافظه‌کاری مشروط. *پژوهش‌های حسابداری مالی وحسابرسی*، ۱۳(۴۹)، ۱۴۶-۱۱۹.

حاجی‌پور، بهمن؛ مؤمنی، مصطفی. (۱۳۸۸). بازشناسی رویکرد منبع محور نسبت به منابع سازمان و مزیت رقابتی پایدار. *اندیشه مدیریت*، ۱(۵)، ۱۰۲-۷۷

خدامی‌پور، احمد؛ بزرایی، یونس (۱۳۹۲). بررسی رابطه رقابت بازار محصول با ساختار هیئت مدیره و کیفیت افشا. *مجله دانش حسابداری*، ۴(۱۴)، ۶۶-۵۱.

سدیدی، مهدی؛ ثقفی، علی، احمدی، شاهین. (۱۳۹۰). محافظه‌کاری حسابداری و تأثیرکیفیت سود بر بازده دارایی‌ها و بازده سهام. *مجله دانش حسابداری*، ۲(۶)، ۲۴-۱۱.

قاسمی‌نژاد، احسان؛ بنی‌مهد، بهمن. (۱۳۹۹). تأثیر محافظه‌کاری اجتماعی بر تردید حرفه ای حسابرسان مستقل: آزمونی از نظریه روانشناختی شخصیتی. *دانش حسابداری مالی*، ۷(۳)، ۱-۲۷.

قائمی، محمدحسین؛ صابر، امیر. (۱۳۹۵). تأثیر غیرخطی رقابت در بازار محصول بر کیفیت سود. *مجله دانش حسابداری*، ۷(۲۷)، ۳۵-۶۲.

کردستانی، غلامرضا؛ خلیلی، مهدی. (۱۳۹۰). تأثیر محافظه‌کاری بر محتوای اطلاعاتی تفاضلی جریان‌های نقـدی و اقـلام تعهـدی. *مجلـه دانـش حسـابداری*، ۲(۴)، ۵۳-۱۰۴.

مهرانی، ساسان؛ سمیعی، فاطمه. (۱۳۹۷). تأثیر محافظه‌کاری مشروط بر کارایی سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی. *مجله دانش حسابداری*، ۱۰(۲)، ۱۵۶-۱۳۷.

References

Allen, E.J., Larson, C.R., Sloan, R.G. (2013). Accrual reversal, earnings and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 56(1), 113–129.

Asadi Mashizi, M., Hajiha, Z., Jafari, S. (2020). Modeling the factors affecting conservatism in companies. *Financial Accounting and Auditing Research*, 12(47), 139-168 [In Persian].

Ball, R., Kothari, S.P., Nikolaev, V.V. (2013). Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficient and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51(5), 1071–1097.

Ball, R., Shivakumar, L. (2006). The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of Accounting Research*, 44(2), 207–242.

Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, *24*(1), 3–37.

Basu, S. (1995). Conservatism and the asymmetric timeliness of earnings. *Ph. D. Dissertation*, University of Rochester.

Basu, S., Hwang, L.S., Jan, C.L. (2001). Auditor conservatism and quarterly earnings. *Available at http://ssrn.com/ abstract=2428862*.

Berger, P.G., Hann, R.N. (2007). Segment profitability and the proprietary and agency costs of disclosure. *The Accounting Review*, 82(4), 869–906.

Bhat, G., Lee, J.A., Ryan, S.G. (2014). Using loan loss indicators by loan type to sharpen the evaluation of the determinants and implications of banks' loan loss accruals. *Working Paper*, Available at http://ssrn.com/ abstract=2490670.

Byzalov, D., Basu, S. (2016). Conditional conservatism and disaggregated bad news indicators in accrual models. *Review of Accounting Studies*, 21(3), 859-897.

Collins, W.A., Hopwood, W.S., McKeown, J.C. (1984). The predictability of interim earnings over alternative quarters. *Journal of Accounting Research*, 22, 467-479.

Dhaliwal, D., Huang, S., Khurana, I. K., Pereira, R. (2014). Product market competition and conditional conservatism. *Review of Accounting Studies*, 19(4), 1309–1345.

Darrough, M.N., Stoughton, N.M. (1990). Financial disclosure policy in an entry game. *Journal of accounting and economics*, 12(1-3), 219-243.

Dechow, P.M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 18, 3–42.

Dechow, P.M., Dichev, I.D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(supplement), 35–59.

Dechow, P.M., Kothari, S.P., Watts, R.L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25, 133–168.

Dontoh, A. (1989). Voluntary disclosure. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 4, 480-511.

Ettredge, M.L., Simon, D.T., Smith, D.B. Stone, M.S. (1994). Why do firms purchase timely quarterly reviews? *Journal of Accounting and Economics*, 18, 131-155.

Fairfield, P., Ramnath, S., Yohn, T.L. (2009). Do industry-level analyses improve forecasts of financial performance? *Journal of Accounting Research*, 47(1), 147–178.

Garcia Lara, J.M., Garcia Osma, B., Penalva, F. (2009). Accounting conservatism and corporate governance. *Review of Accounting Studies*, 14(1), 161–201.

Ghaemi, M., Saber, A. (2017). Non-linear impacts of product market competition on earnings quality. *Journal of Accounting Knowledge*, 7(27), 35-62 [In Persian].

Ghaseminezhad, E., Banimahd, B. (2020). The impact of social conservatism on the professional doubts of independent auditors: A test of personality psychological theory. *Knowledge of Financial Accounting*, 7(3), 1-27 [In Persian].

Hajipour, B., Moumeni, M. (2009). Recognizing resource-based approach to organizational resources and constant competitive advantage (Case study: saran manufacturing co. *Management Thought*, 1(5), 77–102 [In Persian].

Holthausen, R.W., Watts, R.L. (2001). The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. *Journal of Accounting and Economics*, 31, 3–75.

Jayaraman, S., Shivakumar, L. (2013). Agency-based demand for conservatism: Evidence from state adoption of antitakeover laws. *Review of Accounting Studies*, 18(1), 95–134.

Jones, J.J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193–228.

Khodamipour, A., Bazraie, Y. (2013). Investigation on the relationship between product market competition with board structure and disclosure quality. *Journal of Accounting Knowledge*, 4(14), 51-66 [In Persian].

Kordestani, G., Khalili, M. (2011). Impact of accounting conservatism on differential information content of cash flows and accruals. *Journal of Accounting Knowledge*, 2(4), 53-104 [In Persian].

LaFond, R., Roychowdhury, S. (2008). Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 46(1), 101–135.

Lara, J.M.G., Osma, B.G., Penalva, F. (2020). Conditional conservatism and the limits to earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy*, 39(4), 106738.

Mehrani, S., Samie, F. (2019). Impacts of conditional conservatism on labor investment efficiency. *Journal of Accounting Knowledge*, 10(2), 137-156 [In Persian].

Mendenhall, R.R., Nichols, W.D. (1988). Bad News and differential market reactions to announcements of earlier-quarters versus fourth-quarter earnings. *Journal of Accounting Research*, 26(Supplement), 63-86.

Mora, A., Walker, M. (2015). The implications of research on accounting conservatism for accounting standard setting. *Accounting and Business Research*, 45(5), 620–650.

Nikolaev, V.V. (2010). Debt covenants and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 48(1), 51–89.

Paek, W. (2020). Asymmetric timeliness of earnings recognition and overestimation of accruals quality. *Korean Journal of Financial Studies*, 49(1), 135-161.

Pandey, I. (2004). Capital structure, profitability and market structure: Evidence from Malaysia. *Asia Pacific Journal of Economics and Business*, (8)2, 78-91.

Patatoukas, P.N., Thomas, J.K. (2011). More evidence of bias in differential timeliness estimates of conditional conservatism. *The Accounting Review*, 86(5), 1765–1793.

Potepa, J. (2014). The treatment of special items in determining CEO cash compensation. *Working Paper*, Available at http://ssrn.com/abstract=2426669.

Qiang, X. (2007). The effects of contracting, litigation, regulation, and tax costs on conditional and unconditional conservatism: Cross-sectional evidence at the firm level. *The Accounting Review*, 82(3), 759–796.

Ruch, G.W., Taylor, G. (2015). Accounting conservatism: A review of the literature. *Journal of Accounting Literature*, 34, 17–38

Sadidi, M., Saghafi, A., Ahmadi, S. (2011). Accounting conservatism and the effects of earning quality on the return of assets and stock return. *Journal of Accounting Knowledge*, 2(6), 11-24 [In Persian].

Skinner, D.J. (1994). Why firms voluntarily disclose bad news. *Journal of Accounting Research* 32, 38-60

Tari Verdi, Y, Emadian, N. (2021). The effect of asymmetric cash flow sensitivity on the relationship between financing constraints and conditional conservatism. *Financial Accounting and Auditing Research*, 13(49), 119-146 [In Persian].

Thoman, L., (1996). Legal damages and auditor efforts. *Contemporary Accounting Research*, 13, 275-306.

Watts, R.L. (2003a). Conservatism in accounting, part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17(3), 207–221.

Watts, R.L. (2003b). Conservatism in accounting, part II: Evidence and research opportunities. *Accounting Horizons*, 17(4), 287–301.

Zhang, Y. (2020). Conditional conservatism and trade credit during the global financial crisis. *Journal of Accounting and Public Policy*, 39(4), 106728.