



Shahid Bahonar  
University of Kerman



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.*

**Citation:** 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].

## تأثیر افت فروش شرکت بر محافظه کاری مبتنی بر عدم تقارن زمانی ارقام تعهدی

مهران حسین افشاری\*

محسن دستگیر\*\*

شکراله خواجهوی\*\*\*

### 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 محافظه کاری مشروط در الگوهای مبتنی بر ارقام 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 محافظه کاری مشروط در ارقام تعهدی سرمایه در گردش دارد؛ اما کاهش سهم شرکت در فروش صنعت تأثیر قابل توجهی ندارد.

نتیجه گیری: مدیران در ارزیابی ارقام تعهدی سرمایه در گردش، علاوه بر اخبار بد ناشی از کاهش فروش کلی شرکت، به بررسی و تجزیه و تحلیل کاهش فروش تک تک گروه محصولات در ارزیابی ارقام تعهدی نیز توجه می کنند. 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 می دهد و شرکت احتمالاً موجودی‌ها را کاهش ارزش می دهد. از طرفی به نظر می رسد مدیران بیشتر به تغییرات فروش توجه دارند و به تغییر سهم فروش در صنعت به عنوان معیار و شاخص اخباری از وضعیت آینده توجه نمی کنند.

**واژه‌های کلیدی:** محافظه کاری مشروط، عدم تقارن زمانی، جریان نقدی عملیاتی، ارقام تعهدی، اخبار بد.

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

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

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

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

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۴/۱۵

تاریخ دریافت: ۹۹/۹/۴

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

## نوع مقاله: پژوهشی.

**استناد:** حسین افشاری، مهران؛ دستگیر، محسن؛ خواجه‌جوی، 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<sup>۱</sup> (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<sup>۲</sup> و باسو (۲۰۱۶)** نشان داد چگونه محافظه‌کاری حسابداری از آزمون‌های 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 دارایی‌ها را بر اساس ادغام گروه موجودی‌ها انجام دهند. این رویکرد باعث تهاثر سودها و زیان‌های تحقق نیافته و در نتیجه باعث مخفی شدن اخبار بد توسط مدیریت می‌شود. در حالی که 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 و باعث بهبود الگوهای مبتنی بر اقلام تعهدی برای آزمون‌های مدیریت سود می‌شود. در این پژوهش 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 در گروه 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 به عنوان شاخص اخبار بد و محرک محافظه کاری مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

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

این مقاله با طرح مبانی نظری و پیشینه 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

#### محافظه کاری و عدم تقارن زمانی در ارقام تعهدی

عدم تقارن زمانی شناسایی زیان که به آن محافظه کاری مشروط نیز گفته می‌شود، از طریق استانداردهای حسابداری در شیوه‌هایی همچون قاعده اقل بهای تمام شده و خالص ارزش فروش در موجودی‌های کالا، کاهش ارزش سرقفلی و کاهش ارزش دارایی‌ها، در سود نمود می‌یابد. چنین شیوه‌های حسابداری محافظه کارانه‌ای شناخت به موقع تر زیان نسبت به سود را در ارقام تعهدی کوتاه مدت الزام می‌کنند (به عنوان مثال، باسو، ۱۹۹۷؛ بال و شیواکومار<sup>۳</sup>، ۲۰۰۶؛ پاتاتوکاس و توماس<sup>۴</sup>، ۲۰۱۱؛ بال و همکاران، ۲۰۱۳). پژوهش‌هایی که در زمینه محافظه کاری انجام شده نشان می‌دهد که عدم تقارن زمانی در ارقام تعهدی، تحت تأثیر اخبار بد ناشی از محرک‌های متفاوتی، همچون دعاوی حقوقی (باسو، ۱۹۹۷؛ هولتاسون و واتز<sup>۵</sup>، ۲۰۰۱؛ کیانگ<sup>۶</sup>، ۲۰۰۷)، خصوصیات کشور و صنعت (دالیوال<sup>۷</sup> و همکاران، ۲۰۱۴)، حاکمیت شرکتی (گارسیا لارا<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۰۹)، مالکیت سهام مدیریتی (لافوند و رویچادوری<sup>۹</sup>، ۲۰۰۸)، قراردادهای بدهی (نیکولوو<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۰ و جایارمن<sup>۱۱</sup> و شیواکومار، ۲۰۱۳) و عدم تقارن اطلاعاتی (واتز، ۲۰۰۳؛ مورا و واکر<sup>۱۲</sup>، ۲۰۱۵؛ راج و تیلور<sup>۱۳</sup>، ۲۰۱۵)، قرار دارد. یکی از محرک‌های مهم عدم تقارن در ارقام تعهدی، تغییرات فروش است (بایزالوو و باسو، ۲۰۱۶). بسیاری از ارقام تعهدی با رشد فروش شرکت در ارتباط هستند (دی‌چاو<sup>۱۴</sup> و همکاران، ۱۹۹۸). برای مثال، برای پشتیبانی از فروش بیشتر، احتمالاً موجودی‌های کالا و حساب‌های دریافتی افزایش می‌یابند. از طرفی کاهش فروش می‌تواند پیش‌بینی کننده وخامت بیشتر در تقاضا باشد (فایرفیلد<sup>۱۵</sup> 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.

#### محافظه کاری 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 به عنوان روشی برای ادامه رشد و تغییر یاد می‌شود. با به کارگیری 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 بخش‌ها را به عنوان یک انتخاب افشا اختیاری مورد بررسی قرار داده‌اند. این مطالعات به طور کلی دریافتند که انتخاب گزارش دهی بخش‌ها تحت تأثیر هزینه‌های خاص خود هستند (برگر و هان<sup>۶</sup>، 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، می‌تواند 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 موجودی‌ها را از طریق تهاثر محصولات پنهان کند. این کار باعث گزارش سودآوری متوسط بر مجموعه دارایی‌ها خواهد شد، بدون اینکه مسیر روشنی جهت بهبود عملکرد ارائه دهد (بات<sup>۷</sup> و همکاران، ۲۰۱۴). بنابراین، اگر حسابداران تصمیم بگیرند اطلاعات با اهمیتی در مورد کاهش ارزش موجودی‌ها گزارش کنند، آنها گزارشات خود را بر اساس زیرمجموعه‌های مجزا از موجودی‌ها، ارائه خواهند کرد. به طور مشابه آنها احتمالاً مجموعه‌های مجزا از حسابهای دریافتی را تشکیل خواهند داد که بر اساس فاکتورهای اقتصادی همچون نوع مشتریان یا زمان تعویق آن‌ها دسته‌بندی خواهند شد (بایزالو و باسو، ۲۰۱۶). برای مثال، حتی زمانی که یک زیان تحقق نیافته مربوط به یک زیرمجموعه خاص از موجودی‌ها به وسیله یک سود تحقق نیافته سایر اقلام موجودی پوشانده شود، این زیان می‌تواند 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 محدودیت‌های قراردادی مبتنی بر گزارشگری سود شود (پاتنه‌پا<sup>۸</sup>، 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). مادامی که 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 (بایزالو و باسو، ۲۰۱۶). بر همین اساس فرضیه اول پژوهش به شرح زیر تدوین شده است.

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

#### محافظه کاری 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 سه‌ماهه‌های قبل از آن واکنش متفاوتی نشان می‌دهد. (به عنوان مثال کالینز، هوپ و وود و مک کویین<sup>۱۹</sup> ۱۹۸۴؛ مندنهال و نیکولاس<sup>۲۰</sup>، 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 حساب‌برسان در معرض مسئولیت قانونی ناشی از بیش‌نمایی در سود هستند، استدلال می‌شود که آن‌ها ترجیح می‌دهند سودهایی را که محافظه‌کارانه‌تر محاسبه شده تأیید کنند. از این رو، انتظار می‌رود که سودهای سه ماهه چهارم محافظه‌کارانه‌تر از سه ماهه‌های دیگر گزارش شوند.

#### مفاهیم محافظه کاری 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 می‌شوند که به تبع آن سرمایه‌گذاران به این اطلاعات واکنش نشان می‌دهند (کردستانی و خلیلی، ۱۳۹۰). اما چرا محافظه کاری 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 احتمالاً در انعکاس خبرهای بد نسبت به سود سایر دوره‌ها به موقع‌تر خواهند بود، و این امر عمدتاً از طریق ارقام تعهدی عملیاتی حاصل می‌شود. آن‌ها همچنین استدلال کردند که عدم تقارن در زمان بندی سودها برای انعکاس اخبار بد در میان دوره‌های سه ماهه، احتمالاً با تغییرات در تعهدات قانونی حساب‌برسان 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، **دوتتا**<sup>۲۱</sup> ۱۹۸۹). یافته‌های تجربی به طور مداوم از هر کدام از این جایگزین‌ها پشتیبانی نمی‌کنند. **اسکینر**<sup>۲۲</sup> (۱۹۹۴) و **تومان**<sup>۲۳</sup> (۱۹۹۶) استدلال می‌کنند که مدیران انگیزه‌هایی برای انتشار زودتر 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 پیش‌گفته 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 ماهه‌های 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 هنگامی که تعدیلات مستلزم بازبینی سودهای میان دوره‌ای توسط حسابرسان هستند، بازبینی می‌تواند در زمان حسابرسی سالانه انجام شود (باسو و همکاران، ۲۰۰۱). اترج<sup>۲۴</sup> و همکاران (۱۹۹۴) نشان دادند که تعداد قابل توجهی از شرکت‌ها بررسی‌های خود را پس از انتشار صورت‌های مالی سه‌ماهه 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 دوره‌ای اغلب از طریق سودهای سه‌ماهه 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 سه‌ماهه چهارم متمرکز شوند.

#### نقش اقلام تعهدی در سه‌ماهه 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 معمولاً تأثیر کمی بر جریان‌های نقدی همزمان دارد، منعکس می‌شود، اثرات محافظه‌کاری اساساً در اقلام تعهدی حسابداری منعکس می‌شود. از این رو، پیش‌بینی می‌شود که جریان نقدی، عدم تقارن زمانی کمتری به نسبت سودها، داشته باشد. نتایج مشابهی در سطح سه‌ماهه نیز مشاهده می‌شود. این استدلال همچنین نشان می‌دهد که در مقایسه با سودها، اندازه‌گیری جریان‌های نقدی نباید عدم تقارن زمانی بیشتری را در سه‌ماهه چهارم نشان دهند. بر همین اساس فرضیه دوم پژوهش به شرح زیر تدوین شده است.

فرضیه دوم: اخبار بد مربوط به کاهش فروش در سه‌ماهه 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<sup>۲۵</sup>، 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 (خدمای پور و بزرای، ۱۳۹۲).

### رقابت در بازار و محافظه کاری

مفهوم رقابت باید در بردارنده 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 بهره‌وری 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 می‌دهند. با توجه به اینکه رقبای بالقوه در صدد سرمایه‌گذاری در صنایع با کمترین میزان ریسک و کسب بیشترین بازده هستند، در صورتی که صناعی چنین ویژگی‌هایی را داشته باشند، سریع وارد خواهند شد. برای جلوگیری از تهدیدات ورود رقبا، فعالین صنعت، محافظه کاری در گزارشگری را در پیش می‌گیرند. هر چند با این اقدام انتظارات بازار سرمایه از عملکرد آتی خود را پایین نگه می‌دارند (دروگ<sup>۲۶</sup> و استاگتون<sup>۲۷</sup>، ۱۹۹۰). یکی دیگر از جنبه‌هایی که انتظار می‌رود رقابت بازار محصول بر محافظه کاری موثر باشد، تأثیر اخبار بد مربوط به سهم بازار یک شرکت از صنعت بر محافظه کاری است. در پژوهش‌های محافظه کاری، یکی از شاخص‌های اخبار که معمولاً تأثیر آن بر اقلام تعهدی و محافظه کاری مشروط بررسی می‌شود، تغییر در فروش است. بسیاری از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که کاهش فروش به عنوان یکی از شاخص‌های اخبار بد دارای تأثیر مثبت و معناداری بر محافظه کاری 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 پیش‌بینی 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 ارقام 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 ارقام تعهدی است.

### پیشینه پژوهش

پک<sup>۲۸</sup> (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی تأثیر شناسایی به موقع سودها بر ارقام تعهدی پرداخت. او نشان داد، چنانچه سودهایی که به موقع شناسایی می‌شوند به الگوی ارقام تعهدی اضافه شوند، کیفیت ارقام تعهدی در مقایسه با الگوی **دیچاو و دیچو**<sup>۲۹</sup> (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 ارقام تعهدی می‌شود بلکه شرایطی را برای انتخاب بین و ارقام تعهدی مدیریت سود واقعی ایجاد می‌کند. آن‌ها در پژوهش خود استاندارد SFAS ۱۲۱ را به عنوان 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 ارقام تعهدی را کاهش می‌دهند و مدیریت سود واقعی را افزایش می‌دهند.

**ژانگ**<sup>۳۰</sup> (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی رابطه محافظه‌کاری 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 محافظه‌کاری مشروط و اعتبار تجاری بعد از شروع بحران کاهش قابل توجهی را تجربه می‌کند 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 ارقام 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 ارقام 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 قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که محدودیت در تأمین مالی بر محافظه‌کاری مشروط تأثیر مثبت و معناداری دارد. حساسیت جریان‌ات نقدی نامتقارن بر محافظه‌کاری 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 داده‌ها استفاده کردند. و برای اندازه‌گیری متغیر محافظه‌کاری از معیار **گیولی و هاین<sup>۳</sup> (۲۰۰۰)** استفاده کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که معیارهای جریان‌های 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 بنی‌مهد (۱۳۹۹)** در پژوهشی به بررسی تأثیر محافظه‌کاری اجتماعی بر تردید حرفه‌ای حساب‌رسان مستقل پرداختند. آن‌ها داده‌های خود را از طریق پرسشنامه و از ۴۶۶ نفر از حساب‌رسان مستقل سازمان حسابرسی، دیوان محاسبات کشور و موسسات عضو جامعه حسابداران رسمی ایران در سال ۱۳۹۸ جمع‌آوری 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 می‌گردد.

**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 می‌توان 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 در منابع انسانی رابطه منفی و معناداری وجود دارد. نتایج نشان داد که از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، محافظه‌کاری موجب کاهش کارایی تصمیمات بازار نیروی انسانی می‌شود. **سدیدی و همکاران (۱۳۹۰)** در پژوهشی به بررسی محافظه‌کاری حسابداری و تأثیر کیفیت 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.

## روش‌شناسی پژوهش

### روش پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت، یک پژوهش توصیفی با تأکید بر روابط همبستگی است، علاوه بر این، در حوزه مطالعات پس‌رویدادی (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<sup>۳۲</sup> و همکاران (۲۰۱۳) و بر اساس رویکرد ترانزنامه‌ای، به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$ACC_{it} = (\Delta ACT_{it} - \Delta CHE_{it}) - (\Delta LC_{it} - \Delta DLC_{it} - \Delta TXP_{it}) \quad (1)$$

که در آن:  $\Delta ACT_{it}$ : تغییرات در جمع دارایی جاری شرکت  $i$  در سال  $t$ .  $\Delta CHE_{it}$ : تغییرات در وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت شرکت  $i$  در سال  $t$ .  $\Delta LC_{it}$ : تغییرات در جمع بدهی‌های جاری شرکت  $i$  در سال  $t$ .  $\Delta DLC_{it}$ : تغییرات در اسناد پرداختی و وام‌های کوتاه مدت شرکت  $i$  در سال  $t$ .  $\Delta TXP_{it}$ : تغییرات در مالیات پرداختی 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 **بایز الوو و باسو (۲۰۱۶)** برای تمام گروه محصولات از شرکت که در سال  $t$  دارای کاهش فروش بوده‌اند، به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$pgSGR_t \equiv \sum_s \Delta pgSALES_{s,t} / SALES_{t-1} \quad (2)$$

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 **بایز الوو و باسو (۲۰۱۶)**، از الگوی زیر جهت آزمون فرضیه اول استفاده شده است.

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SGR_{it} + \alpha_2 EGR_{it} + \alpha_3 CF_{it-1} + \alpha_4 CF_{it} + \alpha_5 CF_{it+1} + \beta_1 DS_{it} + \beta_2 DS_{it} \times SGR_{it} + \beta_3 DE_{it} + \beta_4 DE_{it} \times EGR_{it} + \beta_5 DC_{it-1} + \beta_6 DC_{it-1} \times CF_{it-1} + \beta_7 DC_{it} + \beta_8 DC_{it} \times CF_{it} + \beta_9 DC_{it+1} + \beta_{10} DC_{it+1} \times CF_{it+1} + \delta_1 pgDS_{it} + \delta_2 pgDS_{it} \times pgSGR_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

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 دارایی‌ها تقسیم شده است.  $CF_{it-1}$ : جریان نقدی عملیاتی شرکت  $i$  در سال  $t-1$ .  $CF_{it}$ : جریان نقدی عملیاتی شرکت  $i$  در سال  $t$ .  $CF_{it+1}$ : جریان نقدی عملیاتی شرکت  $i$  در سال  $t+1$ .  $DS_{it}$ : 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 موهومی است 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 می کند که ضریب  $pgDS_{it} \times pgSGR_{it}$  مثبت است و به این معنی است که زمانی که 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:

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SGR_{it} + \alpha_2 EGR_{it} + \alpha_3 CF_{it-1} + \alpha_4 CF_{it} + \alpha_5 CF_{it+1} + \beta_1 DS_{it} + \beta_2 DS_{it} \times SGR_{it} + \beta_3 DE_{it} + \beta_4 DE_{it} \times EGR_{it} + \beta_5 DC_{it-1} + \beta_6 DC_{it-1} \times CF_{it-1} + \beta_7 DC_{it} + \beta_8 DC_{it} \times CF_{it} + \beta_9 DC_{it+1} + \beta_{10} DC_{it+1} \times CF_{it+1} + \delta_1 DS4_{it} + \delta_2 SGR4_{it} + \delta_3 DS4_{it} \times SGR4_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

که در آن  $SGR4_{it}$  برابر است با درصد تغییرات در فروش های 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 شده اند. برای آزمون فرضیه ۳ تغییرات سهم فروش شرکت از صنعت به الگو اضافه شده است:

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SGR_{it} + \alpha_2 EGR_{it} + \alpha_3 CF_{it-1} + \alpha_4 CF_{it} + \alpha_5 CF_{it+1} + \beta_1 DS_{it} + \beta_2 DS_{it} \times SGR_{it} + \beta_3 DE_{it} + \beta_4 DE_{it} \times EGR_{it} + \beta_5 DC_{it-1} + \beta_6 DC_{it-1} \times CF_{it-1} + \beta_7 DC_{it} + \beta_8 DC_{it} \times CF_{it} + \beta_9 DC_{it+1} + \beta_{10} DC_{it+1} \times CF_{it+1} + \delta_1 DI_{it} + \delta_2 INDSGR_{it} + \delta_3 DI_{it} \times INDSGR_{it} + v_{it} \quad (5)$$

که در آن  $INDSGR_{it}$  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 این صورت برابر صفر است. مابقی متغیرها در الگوهای قبلی توضیح داده شده اند.

### روش گردآوری داده ها

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

### نمونه آماری و روش نمونه گیری

در پژوهش حاضر به منظور آزمون فرضیه های پژوهش از داده های مالی طبقه بندی شده و حسابرسی شده شرکت های تولیدی فعال پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. نمونه آماری این پژوهش شامل تمامی شرکت هایی است که شرایط ذیل را دارا باشند:

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

۲) پایان سال مالی آن ها 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 این که در پژوهش حاضر رابطه اقلام تعهدی سال جاری با جریان وجه نقد سال قبل و سال آتی بررسی می شود، لذا، داده های این پژوهش برای ۱۳ سال یعنی از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ جمع آوری شده است. متناسب با شرایط فوق الذکر تعداد ۱۴۴ شرکت از شرکت های جامعه انتخاب و داده های آنها در آزمون فرضیه ها مورد استفاده قرار گرفته است.

### یافته های پژوهش

#### نتایج آمار توصیفی

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

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

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

همان گونه که در جدول مشاهده می شود، میانگین تغییرات فروش در سه ماهه چهارم (SGR4) ۰/۲۲۲ و میانه آن نیز ۰/۱۶۱ است که بیان گر این است که بخش عمده تغییرات فروش سه ماهه چهارم از نوع افزایش بوده است. مقدار میانگین شاخص اخبار بد فروش سه ماهه چهارم (DS<sub>4</sub>) نیز مؤید همین موضوع است، زیرا این متغیر موهومی به ازای مقادیر منفی مقدار ۱ گرفته و اگر بیشتر تغییرات از نوع کاهش باشد میانگین این متغیر باید از ۰/۵ بیشتر باشد، در حالی که 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 می کند.

## 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.

جدول ۲. نتایج آزمون لیمر وهاسمن

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

همان‌گونه که در جدول ۲ 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 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 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 ضریب 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 ارقام تعهدی سرمایه در گردش دارد. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد 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 ۱۰ درصد معنادار است.

جدول ۳. 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 <sub>t-1</sub>	۰/۱۸۷	۰/۰۳۳	۵/۷۳۷	۰/۰۰۰	۲/۴۹۱
CF <sub>t</sub>	-۰/۴۲۲	۰/۰۳۶	-۱۱/۷۳۰	۰/۰۰۰	۲/۸۷۲
CF <sub>t+1</sub>	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 <sub>t-1</sub>	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۰	-۰/۰۹۷	۰/۹۲۳	۲/۱۷۹
CF <sub>t-1</sub> *DC <sub>t-1</sub>	۰/۱۱۸	۰/۰۹۲	۱/۲۸۵	۰/۱۹۹	۲/۱۶۸
DC <sub>t</sub>	۰/۰۱۶	۰/۰۱۰	۱/۶۶۱	۰/۰۹۷	۲/۲۸۴
CF <sub>t</sub> *DC <sub>t</sub>	-۰/۳۰۱	۰/۱۰۰	-۳/۰۲۴	۰/۰۰۳	۲/۲۹۶
DC <sub>t+1</sub>	۰/۰۱۸	۰/۰۰۹	۱/۹۵۰	۰/۰۵۱	۲/۱۰۴
CF <sub>t+1</sub> *DC <sub>t+1</sub>	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
	۰/۳۶۸				
	۰/۳۵۷				
	۳۳/۰۴۵				
	۰/۰۰۰				
	۲/۰۲۱				

ضریب تعیین

ضریب تعیین تعدیل شده

آماره F الگو

سطح معناداری آماره F

آماره دوربین واتسون

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 اخلاص در الگو است. فرضیه ۲ در صورتی تأیید خواهد شد که ضریب  $SGR_4 * DS_4$  معنادار باشد. در بررسی نتایج فرضیه ۴ مشاهده می‌شود که ضریب  $SGR_4 * DS_4$  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 معنادار و مثبتی با عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد. و فرضیه ۲ در سطح اطمینان ۵ درصد تأیید می‌شود. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد 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 <sub>t-1</sub>	۰/۲۳۲	۰/۰۳۴	۶/۸۷۹	۰/۰۰۰	۲/۴۹۵
CF <sub>t</sub>	-۰/۴۵۲	۰/۰۳۷	-۱۲/۲۰۰	۰/۰۰۰	۲/۸۸۲
CF <sub>t+1</sub>	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 <sub>t-1</sub>	۰/۰۰۴	۰/۰۱۰	۰/۳۵۰	۰/۷۲۷	۲/۱۸۰
CF <sub>t-1</sub> *DC <sub>t-1</sub>	۰/۰۹۱	۰/۰۹۵	۰/۹۵۳	۰/۳۴۱	۲/۱۶۵
DC <sub>t</sub>	۰/۰۲۰	۰/۰۱۰	۱/۹۷۸	۰/۰۴۸	۲/۲۸۱
CF <sub>t</sub> *DC <sub>t</sub>	-۰/۲۳۳	۰/۱۰۲	-۲/۲۸۷	۰/۰۲۲	۲/۳۰۵
DC <sub>t+1</sub>	۰/۰۱۴	۰/۰۰۹	۱/۵۰۶	۰/۱۳۲	۲/۱۰۸
CF <sub>t+1</sub> *DC <sub>t+1</sub>	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 فرضیه ۳ مشاهده می‌شود که

ضریب  $INDSGR*DI$  معادل  $0/103$  مثبت و سطح معناداری  $0/621$  است. در نتیجه رابطه آن با متغیر وابسته حتی در سطح اطمینان ۱۰ درصد معنادار نیست. همچنین قدر مطلق آماره  $t$   $0/494$  است که بیانگر معنادار نبودن ضریب است. در نتیجه می توان بیان کرد که اخبار بد مربوط به کاهش سهم فروش شرکت در صنعت، رابطه معناداری با عدم تقارن زمانی ارقام تعهدی سرمایه در گردش ندارد و فرضیه ۳ تأیید نمی شود. همچنین یافته ها نشان می دهد که رابطه متغیرهای کنترلی الگو شامل تغییرات فروش، تغییرات تعداد کارکنان، تغییرات جریان های 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	آماره $t$	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 ارقام 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 ارقام تعهدی است. این بدان معنی است که مدیران در ارزیابی ارقام تعهدی سرمایه در گردش، علاوه بر اخبار بد ناشی از کاهش فروش کلی شرکت، به بررسی و تجزیه و تحلیل کاهش فروش تک تک گروه محصولات در ارزیابی ارقام تعهدی نیز توجه می‌کنند. **بایزالو و باسو (۲۰۱۶)** نیز نشان دادند تفکیک اخبار تغییرات فروش بر حسب بخش‌ها باعث بهبود الگو محافظه‌کاری مبتنی بر ارقام تعهدی می‌شود. همچنین در این پژوهش به بررسی رابطه بین اخبار بد ناشی از کاهش فروش در سه ماهه چهارم سال با ارقام 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 احتمالاً 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 حساب‌برسان 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 ارقام تعهدی سالانه می‌شود. با این توصیف انتظار این است که بین اخبار بد مربوط به کاهش فروش در سه ماهه چهارم و ارقام 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 ارقام 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 پیش‌بینی‌کننده 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 ارقام 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 راهنمودهای 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. Etridge                |
| 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 و حسابرسی، 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.
- خدای‌پور، احمد؛ بزرای، 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 تأثیر کیفیت سود بر بازده دارایی‌ها و بازده سهام. مجله دانش حسابداری، ۲(۶)، ۱۱-۲۴.
- قاسمی‌نژاد، احسان؛ بنی‌مهد، بهمن. (۱۳۹۹). تأثیر محافظه‌کاری اجتماعی بر تردید حرفه‌ای حساب‌رسان مستقل: آزمونی از نظریه روانشناختی شخصیتی. دانش حسابداری مالی، ۷(۳)، ۲۷-۱.
- 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 محافظه کاری بر محتوای اطلاعاتی تفاضلی جریانهای نقدی و ارقام تعهدی. *مجله دانش حسابداری*، ۲(۴)، ۵۳-۱۰۴.

مهرانی، ساسان؛ سمیعی، فاطمه. (۱۳۹۷). تأثیر محافظه کاری مشروط بر کارایی سرمایه گذاری 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 Osmá, 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., Osmá, 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.