Journal of Financial Accounting Knowledge
Vol.7, No.2, Summer, 2020:129-153

Conditional Conservatism and Disaggregated Bad News Indicators in Accrual Models

Saeid Emami Dehcheshmeh
Ph. D. Student, Department of Accounting, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran, Saeed.4690.se@gmail.com
Vali Khodadadi*
Invited Associate Prof, Department of Accounting, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran/ Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran. (Corresponding Author), vkhodadadi@scu.ac.ir
Saeid Nasiri
Assistant prof, Department of Accounting, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran, Saeed-nasiri@iauahvaz.ac.ir
Mehdi Basirat
Assistant prof, Department of Economic, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran. Mehdi.Basirat@yahoo.com

Abstract
Purpose: Conditional conservatism is an integral part of the process of normal accruals that are not formulated in these models. This research aims, in accordance with Byzalov et al (2016), by controlling the asymmetric behavior of explanatory variables in accrual models, which is due to the observance of the principle of conditional conservatism by accountants, on the one hand, measure the change in the explanatory power of accrual models, on the other hand, examines the usefulness of the model developed by Byzalov and Basu (2016) in measuring conditional conservatism.
Method: The model of Allen et al (2013) was the basis and were collected data from 150 companies listed in Tehran stock Exchange in the period 2006 to 2017, and bad news indicators were added to the original model step by step.
Results: Controlling current cash flow asymmetric effect to the initial accrual model in the first step and then taking into account the asymmetric cash flow effect of the before and the next year as well as the variable of sales growth and number of employees in the second stage and finally taking into account the cumulative effect of cash losses on selection as an indicator of bad news, they increased the explanatory power of the model step by step, and the Vuong test showed a significant increase.
Conclusions: The developed model of Byzalov and Basu (2016) has a higher explanatory power than the Alan et al. (2013) model and can be used to measure conditional conservatism in Iran.
Contribution: The present study provides a new insight about accruals by controlling the asymmetric effects of disaggregated bad news indicators on accruals, which is consistent with conditional conservatism, and offers a new model for measuring conditional conservatism and earnings management tests in Iran.
Keywords: Normal Accrual (Non- Discretionary), Abnormal Accrual (Discretionary), Conditional Conservatism, Matching Component, Growth Component.

* Received on 2020/February/ 26 Accepted on 2020/July/7
DOI: 10.30479/jfak.2020.12799.2639

مجله علمی دانش حسابداری مالی
دوره ۷- شماره(۲) ، پیاپی ۲۵، تابستان ۱۳۹۹، صفحه ۱۲۹-۱۵۳

محافظه‌کاری شرطی و شاخص‌های اخبار بد غیرتجمعی در مدل‌های تعهدی

سعید امامی ده چشمه
دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران، Saeed.4690.se@gmail.com
ولی خدادادی*
دانشیار مدعو، گروه حسابداری، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران/ دانشگاه شهید چمران، اهواز، ایران
(نویسنده مسئول)، vkhodadadi@scu.ac.ir
سعید نصیری
استادیار، گروه حسابداری، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران، Saeed-nasiri@iauahvaz.ac.ir
مهدی بصیرت
استادیار،گروه اقتصاد، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران، Mehdi.Basirat@yahoo.com

چکیده

هدف: محافظه‌کاری شرطی بخش جدانشدنی از فرایند اقلام تعهدی عادی است که در این مدل‌ها فرموله نشده-است. این تحقیق می‌کوشد مطابق با بایزالف و همکاران (۲۰۱۶)، از طریق کنترل رفتار نامتقارن متغیرهای توضیحی در مدل‌های تعهدی، که ناشی از رعایت اصل محافظه‌کاری شرطی بوسیله حسابداران است، از یک سو تغییر در قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های تعهدی را بسنجد و از سوی دیگر، سودمندی مدل توسعه‌یافته توسط بایزالف و باسو (۲۰۱۶) را در سنجش محافظه‌کاری شرطی بررسی نماید.
روش: مدل تعهدی آلن و همکاران (۲۰۱۳) مبنا قرارگرفت و داده‌های ۱۵۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ گردآوری شد و شاخص‌های اخبار بد مرحله به مرحله به مدل اولیه اضافه گردید.
یافته‌ها: کنترل اثرنامتقارن جریان نقد سال جاری در مدل تعهدی اولیه در مرحله اول و سپس لحاظ کردن اثر نامتقارن جریان نقد سال قبل و سال بعد و متغیر رشد فروش و تعداد کارکنان در مرحله دوم و نهایتا درنظر گرفتن اثر انباشته زیان‌های نقدی در انتخاب آنها به عنوان شاخص اخبار بد، قدرت توضیح‌دهندگی مدل را مرحله به مرحله افزایش داد و آزمون وونگ نشان داد که این افزایش معنادار است.
نتیجه‌گیری: مدل توسعه‌یافته بایزالف و باسو (۲۰۱۶)، نسبت به مدل آلن و همکاران (۲۰۱۳)، دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالاتر بوده و می توان از آن برای سنجش محافظه‌کاری شرطی در ایران استفاده نمود.
دانش‌افزایی: تحقیق حاضر، از طریق کنترل اثرات نامتقارن شاخص‌های اخبار بد غیرتجمعی بر اقلام تعهدی، که مطابق با محافظه‌کاری شرطی است، بینش جدیدی درباره اقلام تعهدی ارائه نموده و مدل جدیدی را برای سنجش محافظه‌کاری شرطی و مدیریت سود در ایران ارائه می‌نماید.

واژگان کلیدی: اقلام تعهدی عادی (غیراختیاری)، اقلام تعهدی غیرعادی (اختیاری)، محافظه‌کاری شرطی، مولفه تطابق، مولفه رشد.

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۲/۷ تاریخ پذیرش نهایی : ۱۳۹۹/۴/۱۷

۱- مقدمه

تحقیق روی اقلام تعهدی غیرعادی (اختیاری) نیازمند یک مدل اقلام تعهدی معتبر است که به‌درستی رخدادهای حسابداری و اقتصادی مهم را در فرایند اقلام تعهدی عادی بگنجاند (به عنوان مثال دیچو[۱] و همکاران، ۱۹۹۵) و برای رسیدن به این هدف باید محافظه‌کاری شرطی در مدل‌های تعهدی گنجانده‌شود.(بایزالف[۲] و همکاران،۲۰۱۶: ۸۵۹). این نوع محافظه‌کاری معمولا به عنوان شناخت بلادرنگ زیان و یا عدم تقارن زمانی سود تعریف می‌شود که نشان‌دهنده درجه بالاتر الزامات تایید برای سود نسبت به زیان می‌باشد (باسو[۳]، ۱۹۹۷و واتس[۴]، ۲۰۰۳). به عبارت ساده‌تر، عدم تقارن زمانی سود به معنی این است که افزایش ارزش دارایی‌ها به محض دریافت اخبار خوب به سرعت کاهش ارزش دارایی‌ها پس از از دریافت اخبار بد نیست (ملکی و همکاران، ۱۳۹۸: ۶۱)؛ در واقع همه متغیرهای توضیحی در مدل‌های اقلام تعهدی شامل اطلاعاتی درباره سود و زیان‌های تحقق‌نیافته هستند که به‌واسطه رعایت اصل محافظه‌کاری شرطی اثر نامتقارنی بر اقلام تعهدی دارند درحالی‌که در بسیاری از مدل‌های تعهدی این اثر نامتقارن کنترل نشده‌است. به طور خلاصه می‌توان گفت محافظه‌کاری شرطی بخش جدانشدنی از فرایند اقلام تعهدی عادی است که در مدل‌های تعهدی فرموله نشده‌است. این تحقیق می‌کوشد تا مطابق با بایزالف و همکاران (۲۰۱۶)، از طریق کنترل رفتار نامتقارن متغیرهای توضیحی در مدل‌های تعهدی، که ناشی از رعایت اصل محافظه‌کاری شرطی بوسیله حسابداران است، از یک سو تغییر در قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های تعهدی را بسنجد و از سوی دیگر، سودمندی مدل توسعه‌یافته توسط بایزالف و باسو (۲۰۱۶) را در سنجش محافظه‌کاری شرطی بررسی نماید.

رویه عمومی برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی شناسایی یک شاخص برای زیان اقتصادی و سپس ارزیابی زمان‌بندی شناسایی آن در سود حسابداری است. در شرکت‌های سهامی عام شاخص برای زیان اقتصادی معمولا بازده منفی سهام است که در مدل باسو (۱۹۹۷) توسعه‌یافته‌است، این مدل در مورد شرکت‌های سهامی خاص نمی‌تواند اعمال شود چرا که سهام آن‌ها در بورس معامله نمی‌شود. آزمون اصلی برای شرکت‌های خصوصی مدل تعهدی است که توسط بال و شیواکومار[۵] (۲۰۰۵) توسعه یافت. مدلی که مبتنی بر رابطه منفی بین اقلام تعهدی و جریان نقد است. در این مدل تعهدی، اطلاعاتی که نشان‌دهنده زیان اقتصادی می‌باشد، جریان نقد منفی است. بر اساس محافظه‌کاری شرطی، زمانی که اطلاعاتی درباره یک زیان اقتصادی وجود دارد، سود حسابداری آن را از طریق یک ذخیره که اقلام تعهدی را کاهش می‌دهد، منعکس می‌نماید. در این شرایط، رابطه منفی کمتری بین اقلام تعهدی و جریان نقد وجود دارد زیرا اقلام تعهدی جبران‌کننده‌ای برای جریان نقدی منفی نیستند. بنابراین سطح محافظه‌کاری ممکن است بوسیله تغییر در رابطه جریان نقد–اقلام تعهدی اندازه‌گیری شود. این رویکرد اقلام

تعهدی برای آزمون (سنجش) محافظه‌کاری شرطی در بسیاری از تحقیق‌های گذشته استفاده شده‌است.(بال و شیواکومار، ۲۰۰۶و ۲۰۰۸؛ پیک و کوییپرز و بویجنگ[۶]، ۲۰۱۰؛ هاین و کات[۷]، ۲۰۱۰؛ هوپ، توماس و ویاز[۸]، ۲۰۱۳؛ بایزالف و باسو، ۲۰۱۶).

پیشنهادات زیادی برای گسترش مدل ارائه شده توسط بال‌وشیواکومار مطرح شد ولی هیچ یک چالش جدی در آن ایجاد نکردند. بال‌وشیواکومار (۲۰۰۶) نشان دادند که متغیرهای دیگری از جمله تغییرات فروش، اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات و جریان نقد دوره قبل و بعد روی اقلام تعهدی اثر گذارند و می‌توانند در مدل قرار گیرند. اضافه کردن این متغیرها ضریب تعیین مدل را افزایش می‌دهد، درحالی‌که اندازه‌گیری محافظه‌کاری شبیه به مدل اولیه باقی می‌ماند. (لیو[۹] و همکاران، ۲۰۱۹: ۳-۵)

بایزالف و باسو (۲۰۱۶)، مبتنی بر مدل آلن، لارسون و اسلوان[۱۰] (۲۰۱۳) ، مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۵) را توسعه دادند. در این مدل متغیرهای اضافی نه تنها برای افزایش ضریب تعیین مدل استفاده می‌شوند بلکه اطلاعاتی در رابطه با عملکرد آینده را نیز دربرمی‌گیرند، زیرا فرض می‌شود هر متغیر به‌طور مستقل منعکس‌کننده اطلاعاتی درباره آینده شرکت است. بنابراین زمانی که متغیرها عملکرد ضعیف آینده را نشان می دهند، هرکدام از آن‌ها ضریب خاص خود را دارند.(لیو و همکاران، ۲۰۱۹: ۵).

هدف کلی تحقیق، بررسی سودمندی استفاده از مدل توسعه‌یافته بایزالف و باسو برای سنجش محافظه‌کاری شرطی است، از این رو مطابق با بایزالف و همکاران (۲۰۱۶) مدل تعهدی آلن و همکاران (۲۰۱۳) مبنا قرارگرفته‌می‌شود. سپس برای کنترل اثر نامتقارن متغیرهای مدل بر اقلام تعهدی که بواسطه رعایت اصل محافظه‌کاری انتظار آن وجود دارد، جریان نقد سال جاری، جریان نقد سال گذشته و سال آینده و کاهش فروش و کاهش تعداد کارکنان به عنوان شاخص اخبار بد غیرتجمعی، در مراحل مختلف به مدل اولیه اضافه می‌شوند و در نهایت اثر پایداری زیان نقدی به عنوان شاخص اخبار بد در بهبود مدل بررسی می‌گردد.

شایان ذکر است که از آنجا که برازش مدل‌های تعهدی با استفاده از داده‌های پانلی می‌تواند علاوه بر کنترل ناهمگونی مشاهده‌نشده بین مقاطع (شرکت‌ها) با افزایش حجم نمونه در دسترس، کارایی تخمین را افزایش دهد (کریستودولو و سارافیدز[۱۱]، ۲۰۰۸)، در این تحقیق نیز به پیروی از دیفوند و جیمبیلو[۱۲] (۱۹۹۴) از این رویکرد استفاده‌می‌شود.

در ادامه چارچوب نظری و توسعه فرضیه‌ها و تحقیق‌های پیشین مطرح خواهد شد، سپس روش‌شناسی تحقیق، یافته‌ها و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق بیان می‌شود.

۲- مبانی نظری، پیشینه تحقیق و توسعه فرضیه‌ها

۲-۱. مدل‌های اقلام تعهدی و مدیریت سود

در تحقیق‌های تجربی انجام‌شده تعاریف مختلفی از مدیریت سود صورت گرفته، رونن و یاری[۱۳] (۲۰۰۸) مدیریت سود را مجموعه‌ای از تصمیمات مدیریتی به منظور حداکثرکردن ارزش شرکت، قلمداد می‌کند، اسکات[۱۴] (۲۰۰۹) مدیریت سود را انتخاب رویه‌های حسابداری بوسیله مدیران برای رسیدن به یک هدف خاص تعریف کرد.(صالحی و همکاران،۱۳۹۴: ۱۰۴).

تاکنون تحقیقات زیادی برای ارائه مدل جهت اندازه‌گیری، تعیین و کشف مدیریت سود انجام شده‌است ولی هنوز علم حسابداری به جایی نرسیده‌است که بتواتند بگوید یک شرکت چند ریال (دلار) مدیریت سود انجام داده است. عدد به دست آمده در تمامی مدل‌های مدیریت سود دنیا، یک عدد نسبی است که در مقایسه با سال گذشته همان شرکت و یا شرکت‌های مشابه در یک گروه معنی پیدا می‌کند. مدل‌های رگرسیونی مدیریت سود، با استفاده از تشخیص همبستگی متغیرهای تاثیرگذار بر اقلام تعهدی و پیدا کردن نقاطی که این همبستگی گسسته می‌شود، سعی در کشف مدیریت سود دارند. نقطه عطف رویکرد مدل‌های رگرسیونی کشف مدیریت سود، مدل جونز[۱۵](۱۹۹۱) بوده‌است.(فداکار و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۵۴)؛ این مدل باعث شد افق مطالعاتی گسترده‌ای در این زمینه بوجود آید و مدل‌های دیگر بر اساس این مدل ارائه گردید. جونز و سایر محققین دهه ۱۹۸۰ معتقد بودند که مدیران بواسطه اختیاراتی که درباره اقلام تعهدی دارند می‌توانند سود را مدیریت کنند، بنابراین اقلام تعهدی اختیاری به عنوان شاخصی برای تعیین و کشف مدیریت سود در واحدهای تجاری مورد استفاده قرار می‌گیرند. فرض اصلی مدل جونز این است که اقلام تعهدی تابعی از فعالیت‌های تجاری واقعی شرکت‌ها می‌باشد و معیار فعالیت تجاری هر شرکت از طریق فروش آن تعیین می‌شود.(صالحی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۰۴)

همانطور که در بالا اشاره شد، مدل‌های تعهدی بر اساس برخی مفروضات اولیه ساخته می‌شوند. نقض هر یک از این مفروضات احتمال ایجاد خطای اندازه‌گیری سیستماتیک را افزایش می‌دهد. شناسایی عامل یا منبعی که باعث ایجاد خطای سیستماتیک می‌شود به طور نظری می‌تواند پیش‌بینی خطای مدل تعهدی را ممکن سازد. (قربانی،۱۳۹۸: ۷۶)؛ کانگ و سیوارماکریشنان[۱۶] (۱۹۹۵) بیان کردند که عوامل مختلفی مانند خطا در متغیرهای مستقل، وجود متغیرهای همبسته محذوف و همزمانیت می‌تواند باعث ایجاد خطای اندازه‌گیری سیستماتیک در مدل‌های تعهدی شود. مطالعات تجربی بسیاری کوشیده‌اند تا این عوامل ایجاد خطا را در مدل‌های تعهدی کنترل کنند. برای نمونه، دیچو وهمکاران (۱۹۹۵) به منظور رفع مشکل همزمانیت پیشنهاد می‌دهند که از تغییر فروش نقدی به جای تغییر فروش در مدل جونز استفاده شود. دیچو و همکاران (۲۰۰۲) اقلام تعهدی را به عنوان تابعی از جریان‌های نقدی جاری،

گذشته و آینده مدل‌سازی کردند زیرا اقلام تعهدی، دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی آتی را پیش‌بینی می‌کند و برعکس زمانی که وجوه نقد در گذشته شناسایی شده‌اند، اقلام تعهدی آن در زمان حاضر، شناسایی می‌شود. (مهرانی و همکاران، ۱۳۹۴، ۹)؛ کوتاری[۱۷] و همکاران (۲۰۰۵) به منظور کنترل تاثیر عملکرد مالی شرکت بر اقلام تعهدی عادی پیشنهاد می‌دهند که بازده دارایی‌ها به مجموعه متغیرهای کنترل‌کننده اقلام تعهدی عادی در مدل جونز اضافه شود. آلن، لارسون و اسلوان (۲۰۱۳) پیشنهاد می‌دهند که برای کاهش خطا در متغیر مستقل، علاوه بر تغییر فروش از تغییر تعداد کارکنان نیز به عنوان متغیر کنترل‌کننده سطح اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش استفاده شود.(قربانی، ۱۳۹۸: ۷۹)

آلن و همکاران (۲۰۱۳)، مدل‌های تعهدی قبلی را بوسیله ترکیب مولفه رشد[۱۸] (همانطور که در مدل جونز۱۹۹۱ آمده) و مولفه تطابق[۱۹](همانطور که در مدل دیچو و دیچف ۲۰۰۲ مطرح شده) ترکیب کردند و نشان دادند که مدل ترکیب شده یک بینش جدید و یک بهبود را در قدرت توضیح‌دهندگی ایجاد می‌کند. آن‌ها به طور خاص مولفه رشد را به عنوان یک تابع خطی درصد تغییرات در فروش و تعداد کارکنان تعیین کردند و مولفه تطابق را به عنوان یک ترکیب خطی از جریان‌های نقدی گذشته، حال و آینده مدل‌سازی کردند. آنها معتقد بودند بسیاری از اقلام تعهدی مربوط به رشد شرکت‌اند. (جونز۱۹۹۱و دیچو وهمکاران ۱۹۹۸)، و اینکه اقلام تعهدی، تغییرات در سرمایه‌درگردش را که بخاطر نوسان‌های دائمی در زمان‌بندی جریان‌های نقدی ایجاد می‌شوند، منعکس می‌نماید.(دیچو۱۹۹۴و دیچف و دیچو[۲۰]، ۲۰۰۲). (بایزالف و همکاران،۲۰۱۶: ۸۶۳)

قربانی و ودیعی (۱۳۹۷) در تحقیقی به توسعه مدل‌های جبری و تجربی را برای تبیین و کنترل مولفه‌های موثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی پرداختند. آن‌ها دریافتند که ناهمگونی در فرایند ایجاد اقلام تعهدی در شرکت‌های درون یک صنعت، خطای اندازه‌گیری مدل جونز را که در قالب قدر مطلق باقی‌مانده های مدل اندازه‌گیری می‌شود، افزایش می‌دهد. نتایج برازش مدل پیشنهادی آن‌ها نشان داد که تصریح مولفه‌های موثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی باعث افزایش توان توضیح‌دهندگی متغیرهای مشاهده‌شده می‌گردد. همچنین قربانی(۱۳۹۸) به بررسی اعتبار تجربی فرض رابطه خطی بین اقلام تعهدی و تغییرات فروش پرداخت. نتایج پژوهش او نشان داد که اقلام تعهدی عادی از یک الگوی خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش برخوردار هستند. همچنین مدل جونز به علت عدم کنترل این رفتار غیرخطی دارای خطای سیستماتیک قابل پیش‌بینی است. نتایج پژوهش او اهمیت کنترل رفتار نامتقارن اقلام تعهدی عادی را به ویژه در مطالعاتی که انگیزه مدیریت سود با نرخ رشد فروش همبستگی دارد، برجسته می‌کند.(قربانی، ۱۳۹۸: ۷۵)

دوپوچ، سیتامراجو، مشروالا و زاچ[۲۱] (۲۰۱۲) معتقد بودند که علی‌رغم محبوبیت مدل‌های تعهدی سنتی مقطعی در مدیریت سود، آن‌ها مستعد ابتلا به یک نوع خاص از خطای اندازه‌گیری هستند که ناشی از این فرض است که همه شرکت‌های یک صنعت دارای یک فرایند تولید تعهدی یکسانی هستند. با بررسی تجربی چندین عامل تعهدی از جمله (الف) گردش حساب‌های دریافتنی، (ب) گردش حساب‌های پرداختنی، (ج) گردش موجودی و (د) حاشیه سود، این فرض همگن را به چالش کشیدند. آن‌ها دریافتند که شرکت‌های مربوط به صنایع با تغییرات بالاتر در این تعیین‌کننده‌های تعهدی دارای اقلام تعهدی اختیاری مطلق بزرگتر هستند، بنابراین شواهدی در مورد خطای اندازه‌گیری ذاتی در مدل‌های تعهدی مقطعی سنتی ارائه می-دهند؛ برای پرداختن به این موضوع و کاهش خطای اندازه‌گیری در برآورد تعهدات اختیاری، چیو[۲۲] و همکاران (۲۰۱۹) یک رویکرد جایگزین که به آن «رویکرد چرخه[۲۳]» گفته می‌شود، پیشنهاد می‌کنند که صریحاً ناهمگونی فرایند تولید اقلام تعهدی شرکت‌ها را بر اساس چرخه‌های عملیاتی در نظر می‌گیرد. استفاده از این رویکرد نشان داد که اقلام تعهدی اختیاری که با استفاده از روش جدید تخمین زده می‌شوند دارای خطاهای اندازه‌گیری کمتری نسبت به آنچه که توسط روش سنتی بدون تنظیم چرخه تخمین زده می‌شود، می‌باشند؛ به خصوص در صنایعی که چرخه عملیاتی شرکت‌ها طولانی‌تر است. (چیو و همکاران، ۲۰۱۹: ۳)

۲-۲. مدل‌های اقلام تعهدی و محافظه‌کاری شرطی

درحالی‌که مدل‌های تعهدی معمولا از تعیین‌کننده‌های خطی استفاده می‌کنند، تحقیق‌های محافظه‌کاری یک عدم تقارن مهم را که هم بر سود و هم بر اقلام تعهدی تاثیر دارند، شناسایی کردند. باسو نشان داد که محافظه‌کاری به عدم تقارن زمانی سودها و اقلام تعهدی با توجه به اخبار بد و اخبار خوب اشاره دارد. او دریافت که سود خالص و اقلام تعهدی عملیاتی واکنش بیشتری به بازده منفی (یک شاخص برای اخبار بد در رابطه با جریان‌های نقدی آینده) نسبت به بازده مثبت (اخبار خوب) نشان می‌دهد که این همسو با پیش‌بینی‌های آن‌ها بود. این نوع محافظه‌کاری، محافظه‌کاری شرطی نامیده‌شد و معیارها و مدل‌های مختلفی برای اندازه‌گیری آن مطرح گردید؛ مدل باسو با اعمال حساسیت متفاوت برای سود خالص نسبت به بازده، محافظه‌کاری ناشی از تایید پذیری متفاوت درآمدها و هزینه ها را اندازه‌گیری می‌کند. اگر چه در بسیاری از مطالعات برای سنجش محافظه‌کاری شرطی از این مدل استفاده شده‌است، اما این مدل برای برآورد معیارهای مبتنی بر شرکت- سال مناسب نیست. (صالحی و همکاران، ۱۳۹۸: ۹). سو[۲۴]و همکاران (۲۰۱۱و۲۰۱۲) و کالینز[۲۵] و همکاران (۲۰۱۴) اعتقاد داشتند که مدل‌های عدم تقارن زمانی در تحقیق‌های محافظه‌کاری باید به جای سود با استفاده از اقلام تعهدی عملیاتی برآورد شوند اما کاربردها برای تحقیق‌های اقلام تعهدی بررسی نشد. (رمضان‌احمدی و همکاران، ۱۳۹۶: ۴ ؛ بایزالف و همکارن، ۲۰۱۶: ۸۶۹)

یکی از معیارهای اندازه‌گیری محافظه‌کاری، معیار مبتنی بر اقلام تعهدی است. این معیار از میزان و علامت اقلام تعهدی طی دوره زمانی برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری استفاده می‌کند. گیولی و هاین[۲۶] (۲۰۰۰) و بال‌وشیواکومار (۲۰۰۵) با استفاده از این معیار به اندازه‌گیری محافظه‌کاری پرداختند. گیولی و هاین بیان کردند که حسابداری تعهدی مجرایی برای اعمال محافظه‌کاری است و اعمال اختیار از جانب مدیران در شرایط عدم اطمینان زمینه پیدایش محافظه‌کاری را فراهم می‌کند. بنابراین وجود مستمر اقلام تعهدی منفی در طی یک دوره زمانی بلندمدت معیاری برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری فراهم می‌کند.(بال‌وشیواکومار، ۲۰۰۵: ۸۳)

بال و شیوا کومار (۲۰۰۵) در پژوهشی با عنوان «نقش اقلام تعهدی در شناسایی نامتقارن سود و زیان» به بررسی رابطه‌ی بین اقلام تعهدی و محافظه‌کاری حسابداری پرداختند. آن‌ها در مطالعه‌ی خود با تأکید بر همبستگی بین جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی، معیار جدیدی را برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری ارائه کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که مدل‌های غیرخطی اقلام تعهدی که در برگیرنده‌ی عدم تقارن در شناسایی سود و زیان هستند، معیار بهتری را برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری ارائه می‌کنند و نسبت به مدل‌های خطی مشابه، تغییرات اقلام تعهدی را بهتر تبیین می‌کنند. به علاوه مدل‌های خطی و متداول اقلام تعهدی اگرچه به‌واسطه‌ی حذف عدم تقارن در شناسایی سود و زیان ، تورش کم‌تری دارند، اما معیار به نسبت ضعیفی از فرآیند ایجاد اقلام تعهدی ارائه کرده و توانایی سودهای جاری را جهت پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی، کمتر از واقع نشان می‌دهند. همچنین بال وشیواکومار (۲۰۰۶) با استفاده از معیار باسو نقش اقلام تعهدی را در عدم تقارن زمانی شناسایی سود و زیان اقتصادی مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که به‌دلیل عدم تقارن زمانی شناسایی سود و زیان اقتصادی رابطه بین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی دوره جاری نمی تواند خطی باشد.

لیو و اسکرات[۲۷] (۲۰۱۹) بیان کردند که مدل تعهدی بال‌وشیواکومار (۲۰۰۵) دو جنبه اقلام تعهدی را که در حقیقت به شناسایی زیان مربوط نیست، در برمی‌گیرد؛ اولا، یک افزایش در اقلام تعهدی به علت طولانی شدن چرخه عملیاتی و ثانیا یک کاهش در اقلام تعهدی به علت کاهش در فروش. به همین خاطر یک تغییر در آزمون اقلام تعهدی راپیشنهاد کردند، آزمون حاشیه سود، آزمونی که این دو ویژگی ناخواسته را حذف می‌کنند.

موریرا و پوپ[۲۸] (۲۰۰۷)، تلاش کردند به این سوال که آیا مدل‌های تعهدی خطی تکه‌ای به طور واقعی می‌توانند عدم تقارن شناسایی سود و زیان را کنترل کند یا خیر؟ پاسخ دهند؛ آن‌ها ابتدا در مورد خطای مورد انتظار در برآورد اقلام تعهدی غیراختیاری زمانی که عدم تقارن که زیر بنای محافظه‌کاری است، کنترل نمی‌شود، بحث کردند. آن‌ها دریافتند که در شرکت‌هایی با اخبار بد، اقلام تعهدی غیراختیاری کمتر از واقع برآورد می‌شوند درحالی‌که در شرکت‌هایی با اخبار خوب بیش از واقع برآورد می‌شوند. براساس این نتیجه اولیه، با استفاده از ابزارهای

گرافیکی وآماری آزمون کردند که آیا مدل‌های خطی مقطعی این قبیل خطای اندازه‌گیری را برطرف می‌کنند یا خیر؟ شواهد تجربی نتایج ترکیبی را نشان داد. برای شرکت‌هایی با اخبار خوب همانطور که انتظار می‌رفت برآوردها به سمت پایین تصحیح شدند و برای شرکت‌هایی با اخبار بد، به طور غیرمنتظره بخشی از برآوردها هم به سمت پایین تصحیح شدند. از نظر آن‌ها دلیل این نتیجه غیرمنتظره، اتکا بر یک رابطه غیرخطی بین اقلام تعهدی و شاخص‌های درنظر گرفته‌شده برای اخبار بد است که مدل‌ها در کنترل آن ناتوان هستند. بنابراین به نظر نمی‌رسد که برآورد اقلام تعهدی غیراختیاری بر اساس این مدل‌ها کیفیت بهتری نسبت به مدل‌های تعهدی سنتی (قبلی) داشته‌باشد.

بایزالف و باسو (۲۰۱۶) معتقد به ترکیب محافظه‌کاری در مدل‌های اقلام تعهدی بودند، آن‌ها به جای استفاده از بازده سهام به عنوان یک شاخص خلاصه اخبار، از مجموع عدم تقارن های چندین شاخص به عنوان خلاصه اخبار استفاده کردند، و بیان کردند که محافظه‌کاری برای اقلام تعهدی سطح شرکت بوسیله جمع اثرات نامتقارن شاخص‌های اخبار تکی بهتر از اثر نامتقارن یک معیار خلاصه تجمعی از اخبار (که همه این شاخص‌ها را ترکیب کرده)، تخمین زده می‌شود. همچنین هر چقدر سطح تجمعی شاخص‌های اخبار پایین‌تر باشد معیار مناسب‌تری بوده و قدرت توضیح‌دهندگی مدل تعهدی را افزایش داده و از طرفی محافظه‌کاری شرطی را بهتر منعکس می‌کنند. آن‌ها همچنین به جای اینکه تنها از جریان نقد عملیاتی دوره جاری به عنوان شاخص اخبار بد استفاده کنند، از جریان نقد سال گذشته و سال آینده هم استفاده کردند و نتایج آن‌ها نشان از افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل تعهدی داشت. مدل تعهدی بسط داده‌شده توسط آن‌ها نه تنها منعکس کننده محافظه‌کاری شرطی بود بلکه خطای نوع اول در کشف مدیریت سود را نیز کاهش داد.

۳-۲. توسعه فرضیه‌ها

آلن و همکاران (۲۰۱۳)، تغییر در فروش و تغییر در تعداد کارکنان در دوره جاری را به عنوان شاخص رشد استفاده کردند. هر دو این متغیرها شامل اطلاعاتی در رابطه با سودها و زیان‌های آینده می‌باشند و از آنجا که تغییرات فروش پایدار هستند، (فایرفیلد[۲۹] و همکاران، ۲۰۰۹) یک کاهش فروش در دوره جاری کاهش‌های بیشتر در تقاضا را پیش‌بینی می‌کند و درآمد آینده از موجودی‌ها نسبت به آنچه در ابتدا انتظار می‌رفت، احتمالا کمتر خواهد شد؛ که این می‌تواند منجر به کاهش ارزش در موجودی‌ها شود. تقاضای ضعیف هم می‌تواند جریان نقدی برای سایر دارایی‌های جاری (مثلا حساب‌های دریافتنی) را کاهش دهد، بنابراین پیش‌بینی می‌شود که تغییرات فروش یک اثر نامتقارن روی اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد زیرا آن‌ها احتمالا کاهش ارزش دارایی‌ها را در زمان کاهش فروش در خود گنجانده‌اند درحالی‌که افزایش ارزش دارایی‌ها در زمان افزایش فروش را نمی‌توانند در خود جای دهند. تغییر در تعداد کارکنان

احتمالا اطلاعات بیشتری در بردارد، مدیران زمانی که در رابطه با تقاضای آینده مردد هستند، مایل‌اند کارکنان را اخراج کنند (بانکر[۳۰] و همکاران ۲۰۱۴). بنابراین بعد از کنترل تغییرات فروش جاری یک کاهش در تعداد کارکنان اخبار بد اضافی را منعکس می‌کنند که می‌تواند منجر به کاهش ارزش شود این منجر به یک رابطه نامتقارن بین تغییر در تعداد کارکنان و اقلام تعهدی سرمایه در گردش می‌شود.

فرضیه ۱؛ اقلام تعهدی، شناسایی نامتقارن زیان (محافظه‌کاری شرطی) را با توجه به متغیرهای رشد در دوره جاری نشان می‌دهند.

آلن و همکاران (۲۰۱۳)، برای در نظر گرفتن نقش تطابق اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی گذشته، حال و آینده را مورد استفاده قرار دادند. بعد از کنترل معیارهای رشد، متغیرهای جریان نقدی احتمالا بر اصلاح دارایی‌های جاری اثر گذارند. برای مثال؛ یک جریان نقدی منفی عملیاتی می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که حساب‌های دریافتنی غیرقابل وصول بیشتر از آنچه انتظار می‌روند، باشند و یا قیمت فروش کمتر از آنچه انتظار می‌رود باشند که این می‌تواند به ترتیب منجر به کاهش ارزش در حساب‌های دریافتنی و موجودی‌ها گردد، حتی زمانی که متغیرهای رشد مثبت هستند. بنابراین همچون بال و شیواکومار ۲۰۰۵و ۲۰۰۶)، انتظار یک رابطه خطی تکه‌ای بین جریان‌های نقدی دوره جاری و اقلام تعهدی وجود دارد. اگر چه بال‌وشیواکومار فقط روی جریان نقدی دوره جاری تمرکز نمودند، پیش‌بینی می‌شود که جریان‌های نقدی در گذشته و آینده هم اثرات نامتقارنی در خود دارند. جریان نقدی آینده به عنوان یک شاخص گذشته‌نگر برای علایم آینده بکار می‌رود، که مدیران در دوره جاری مشاهده می‌کنند.(دیچو و دیچف، ۲۰۰۲) از آنجا که علائم احتمالا نامطلوب باشند زمانی که جریان نقدی آینده تحقق‌یافته منفی است، از آنجا که جریان نقدی منفی آینده یک خبر بد (نامطلوب) می‌باشد، پیش‌بینی می‌شود که اقلام تعهدی دوره جاری منعکس‌کننده عدم تقارن زمانی، با توجه به جریان‌های نقدی آینده می‌باشند. از طرفی محافظه‌کاری اشاره به آن دارد که شناسایی جریان‌های نقدی گذشته (اخبار بد) به احتمال کمتر برای دوره جاری به تعویق افتاده‌باشد و زیان‌ها سریع‌تر از سودها شناسایی می‌شوند. این منجر به یک عدم تقارن در جهت مخالف بین جریان‌های نقدی گذشته و اقلام تعهدی دوره جاری خواهد شد که منعکس‌کننده شناسایی با تاخیر کمتر زیان‌های گذشته نسبت به سودهای گذشته است.

فرضیه۲؛ اقلام تعهدی، عدم تقارن زمانی (محافظه‌کاری شرطی) را با توجه به جریان نقدی آینده منعکس می‌کنند.

فرضیه ۳؛ اقلام تعهدی یک عدم تقارن در جهت مخالف را باتوجه به جریان نقدی گذشته نشان می‌دهد (یعنی شناسایی با تاخیر کمتر زیان‌های گذشته در رابطه با سودهای گذشته).

نوسان‌های موقت در جریان نقد عملیاتی در دوره‌های بعدی معکوس می‌شود (دیچو، ۱۹۹۴ و بال‌وشیواکومار، ۲۰۰۶). برای مثال اگر یک شرکت مبلغ زیادی کالا در پایان سال قبل خریداری کند و مبلغ آن را در ابتدای سال جاری پرداخت کند، جریان نقد عملیاتی آن در سال قبل بیشتر از حد معمول و در سال جاری کمتر از حد معمول است. به طور مشابه اگر یک شرکت یک سفارش عمده را در پایان سال جاری تکمیل کند و وجه آن در ابتدای سال بعد پرداخت نماید، یک جریان نقد کمتر از حد معمول در سال جاری و به دنبال آن یک جریان نقد بیشتر از حد معمول در سال بعد خواهد داشت. بنابراین یک جریان نقد عملیاتی منفی در دوره جاری لزوما نشان‌دهنده اخبار بد نیست. مثلا اگر آن جریان نقد منفی در سال جاری به دنبال یک جریان نقد مثبت در سال قبل باشد و یا به دنبال آن یک جریان نقد مثبت در سال بعد باشد، احتمالا آن جریان نقد عملیاتی منفی منعکس‌کننده انحراف ناپایدار در زمان‌بندی جریان نقد در طی عملیات عادی شرکت است تا اینکه یک کاهش معنادار در عملکرد شرکت باشد. (بانکر، ۲۰۱۴: ۲۲۴)

زیان‌های بالقوه زمانی به عنوان کاهش ارزش دارایی شناسایی می‌شوند که شواهد کافی مبنی بر پایداری زیان وجود داشته‌باشد. بنابراین زیان نقد عملیاتی به تنهایی کاهش ارزش را به دنبال ندارد. اگر جریان نقد عملیاتی در دو سال متوالی منفی باشد، نشان‌دهنده زیان نقدی پایدار است که معکوس نمی‌شود پس می توان آن را شاخصی برای کاهش ارزش دانست. با توجه به مطالب اخیر فرضیه ۴ و ۵ تحقیق به شرح زیر هستند:

فرضیه۴: شناسایی سود با توجه به جریان نقدی دوره جاری کوچکتر است، زمانی که جریان نقدی آینده منفی باشد.

فرضیه۵: عدم تقارن شناسایی زیان با توجه به جریان نقدی دوره جاری بزرگتر است وقتی که جریان نقدی آینده منفی است.

۳- روش تحقیق

این تحقیق در زمره تحقیق‌های همبستگی قرار دارد. از نظر هدف، یک تحقیق کاربردی است و در حوزه نظریه های اثباتی قرار می‌گیرد. از آنجا که برازش مدل‌های تعهدی با استفاده از داده‌های پانلی می‌تواند علاوه بر کنترل ناهمگونی مشاهده نشده بین مقاطع (شرکت‌ها) با افزایش حجم نمونه در دسترس، کارایی تخمین را افزایش دهد (کریستودولو و سارافیدز، ۲۰۰۸) در این تحقیق از این رویکرد استفاده می‌شود. برای انجام این تحقیق مطابق بایزالف و یاسو (۲۰۱۶)، مدل تعهدی آلن و همکاران (۲۰۱۳) مبنا اولیه قرار می‌گیرد، سپس به پیروی از بال‌و شیواکومار (۲۰۰۵)، جریان نقد عملیاتی سال جاری به عنوان شاخص اخبار بد جهت کنترل محافظه‌کاری شرطی به مدل اضافه می‌شود، در مرحله بعد برای هر متغیر یک شاخص

اخبار بد جهت کنترل محافظه‌کاری به مدل اضافه می‌شود و در نهایت به‌واسطه اینکه زیان نقد ممکن است به علت ناپایداری شاخص خبر مناسبی تلقی نگردد، اثر پایداری زیان نقدی بر سنجش محافظه‌کاری مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۳-۱. متغیرها و مدل‌ها

متغیرهای تحقیق در واقع متغیرهای تشکیل‌دهنده مدل اقلام تعهدی آلن و همکاران (۲۰۱۳) می‌باشد که به عنوان مدل اولیه جهت توسعه طی فرایند تحقیق معرفی شده‌است. متغیرهای تشکیل‌دهنده این مدل به شرح زیر می‌باشند:

۳-۱-۱. متغیر وابسته

اقلام تعهدی سرمایه در گردش (ACC): اقلام تعهدی سرمایه در گردش که با استفاده از رویکرد ترازنامه‌ای محاسبه می‌شوند و عبارتند از تغییر در دارایی‌های جاری غیرنقدی منهای تغییر در بدهی‌های عملیاتی جاری که بوسیله جمع دارایی‌های ابتدای دوره همگن و از مقیاس آزاد می‌شوند.

$$ACC_{it}=\Delta(CA_{it}-CASH_{it})-\Delta(CL_{it}-STD_{it}-TXP_{it})$$

در این روش CA_{it} دارایی‌های جاری؛ $CASH_{it}$ وجوه نقد، CL_{it} بدهی‌های جاری، STD_{it} حصه جاری بدهی‌های بلندمدت و TXP_{it} مالیات پرداختنی سود شرکت در سال می‌باشد.

۳-۱-۲. متغیرهای مستقل

- رشد فروش (SGR): رشد فروش به عنوان تغییر در فروش‌های سال قبل (t-۱) نسبت به سال جاری (t) تعریف می‌شود.

SGR_{it}: نرخ رشد فروش شرکت i درسال t است که از روش زیر بدست می‌آید:

$$\frac{sales_{it}-sales_{it-1}}{sales_{it-1}}$$

- رشد در تعداد کل کارکنان (EGR): رشد کارکنان به معنای درصد تغییر در تعداد کارکنان شرکت در سال قبل (t-۱) نسبت به سال جاری(t) می‌باشد.

$$\frac{Employees_{it}-Employees_{it-1}}{Employees_{it-1}}$$

Employees: تعداد کارکنان شرکت i در سال t و t-۱ است که از یادداشت‌های توضیحی استخراج گردیده‌است.

– جریان نقد عملیاتی (CFO): با استفاده از رویکرد ترازنامه‌ای محاسبه می‌شود و عبارت است از سود عملیاتی قبل از استهلاک منهای اقلام تعهدی سرمایه در گردش، که بوسیله جمع دارایی‌های ابتدای دوره همگن می‌شود.

۳–۱–۳. شاخص‌های اخبار بد

شاخص‌های اخبار بد که برای کنترل رفتار نامتقارن متغیرهای مدل اولیه به مدل اضافه می‌شوند مطابق با تحقیق بایزالف و باسو(۲۰۱۶) عبارتند از:

DS: یک متغیر مجازی که اگر رشد فروش(SGR) منفی باشد برابر یک و در سایر موارد برابر صفر است.

DE: یک متغیر مجازی که اگر رشد تعداد کارکنان (EGR) منفی باشد برابر یک و در سایر موارد برابر صفر است.

DC: یک متغیر مجازی که اگر جریان نقد عملیاتی(CFO) منفی باشد برابر یک و در سایر موارد برابر صفر است.

۳–۲. جامعه و نمونه آماری و بازه زمانی

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ می‌باشد. در این تحقیق برای این که نمونه آماری یک نماینده مناسب از جامعه آماری موردنظر باشد، از روش حذف سیستماتیک استفاده شده‌است. برای این منظور معیارهای زیر در نظر گرفته‌شده و در صورتی که شرکتی کلیه معیارها را احراز کرده باشد به عنوان نمونه تحقیق انتخاب شده و مابقی حذف می‌شوند. روند انتخاب به شرح زیر است:

۱– به منظور همگن شدن جامعه آماری در سال‌های مورد بررسی و با توجه به نیاز به داده‌های یک سال قبل‌تر برای محاسبه برخی از متغیرهای تحقیق، شرکت قبل از سال ۱۳۸۵ در بورس پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۹۷ در بورس فعال باشد.

۲– شرکت نباید از گروه شرکت‌های سرمایه گذاری، هلدینگ‌ها و واسطه‌گری مالی باشد.

۳– فعالیت شرکت تولیدی باشد.

۴– به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند باشد و طی بازه زمانی تحقیق تغییر سال مالی نداشته‌باشد.

۵– اطلاعات مالی شرکت‌ها در دسترس باشد.

۶– به پیروی از آلن و همکاران (۲۰۱۳) صنایعی که کمتر از ۳۰ مشاهده شرکت–سال داشته اند از نمونه حذف می‌شوند.

۷- از آنجا که در هر صنعت نیازمند حداقل ۵ مشاهده خبر بد (DS=۱ و DE=۱ و DC=۱) هستیم تا اختلال در برآورد عدم تقارن زمانی را کاهش دهیم، صنایعی که این ویژگی را دارا نیستند از نمونه حذف می‌شوند.

همه متغیرهای تحقیق در سطح صدک یکم و صدک ۹۹ ام توزیع خود وینسوره (ویرایش) شدند. با توجه به همه محدودیت‌های اعمال شده یک نمونه شامل ۱۸۰۰ مشاهده شرکت-سال از ۱۵۰ شرکت و ۱۴ صنعت در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶ به عنوان نمونه نهایی تحقیق انتخاب شد.

۴- یافته ها

۴-۱.آمار توصیفی

با توجه به جدول ۱، میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش (ACC) معادل ۵/۶٪ دارایی‌ها و میانه آن ۴/۲٪ است. میانگین و میانه رشد فروش (SGR) به ترتیب ۱۹/۷ ٪ و ۱۴/۷ ٪ بوده و ۲۵/۴ ٪ از مشاهدات دارای رشد فروش منفی (DS=۱) می‌باشند. در مورد رشد تعداد کارکنان (EGR) میانگین و میانه به ترتیب ۲/۹٪ و ۷٪ بوده و در ۵۴/۳ ٪ از مشاهدات تعداد کارکنان کاهش یافته‌است. میانگین و میانه جریان نقد عملیاتی (CFO) ۱۱٪ و ۱۱/۲ ٪ است و ۱۷/۳ ٪ از مشاهدات دارای جریان نقد عملیاتی منفی (DC=۱) هستند.

جدول۱- آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق

	نام متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
متغیر وابسته	اقلام تعهدی سرمایه در گردش (ACC)	۰/۰۵۶۳	۰/۰۴۲۲	۱/۳۹۲۰	-۲/۳۰۰	۰/۱۸۹۲
متغیرهای مستقل	رشد فروش (SGR)	۰/۱۹۷۴	۰/۱۴۷۲	۹/۴۶۸۴	-۰/۸۰۶	۰/۴۵۶۴
	رشد در تعدادکل کارکنان (EGR)	۰/۰۲۹۹	-۰/۰۰۷۳	۳۰/۵۳۳	-۰/۶۱۰	۰/۹۰۸۷
	جریان نقدی زمان حال (CF_t)	۰/۱۱۰۹	۰/۱۱۲۳	۲/۸۸	-۰/۸۸۵	۰/۲۰۵۵
	جریان نقدی زمان گذشته(CF_{t-1})	۰/۱۳۷۱	۰/۱۲۳۱	۲/۸۸	-۰/۸۸۵	۰/۱۸۶۳
	جریان نقدی زمان آینده(CF_{t+1})	۰/۱۵۵۷	۰/۱۴۳۸	۲/۸۸	-۰/۸۳۰	۰/۱۸۵۹
شاخص اخبار بد	DS	۰/۲۵۴۴	۰	۱	۰	۰/۴۳۵۶
	DE	۰/۵۴۳۸	۰	۱	۰	۰/۴۹۸۲
	DC	۰/۱۷۳۲	۰	۱	۰	۰/۳۷۸۶

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهای تحقیق

	ACC	SGR	EGR	CF_{t-1}	CF_t	CF_{t+1}	
a.	۱						ACC
b.	-----						
c.	***۰/۲۰۰۲۹	۱					SGR
d.	۰/۰۰۰۰	-----					
e.	*۰/۰۴۲۰	***۰/۱۴۵۳	۱				EGR
f.	۰/۰۷۴۴	۰/۰۰۰۰	-----				
g.	**۰/۰۱۷۹	***-۰/۰۳۳۳	***-۰/۰۰۲۲	۱			CF_{t-1}
h.	۰/۰۴۵۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-----			
i.	***-۰/۰۵۴۵	***-۰/۰۰۲۲	**۰/۰۱۳۹	*۰/۲۵۸۲	۱		CF_t
j.	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۴۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۲۰	-----		
k.	***۰/۱۷۵۴	**۰/۰۲۸۵	***۰/۰۶۵۲	***۰/۲۰۰۸۷	***۰/۲۴۵۰	۱	CF_{t+1}
l.	۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۲۶۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰		

منبع: یافته‌های تحقیق (*، ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۱۰درصد، ۵درصد و یک درصد)

جدول ۲ نتایج ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهای تحقیق را ارائه می‌نماید. ضرایب همبستگی بین متغیرها نشان می‌دهد که اقلام تعهدی سرمایه در گردش رابطه مثبتی با تغیرات فروش و تعداد کارکنان دارد (Cor(ACC,SGR) =۰/۲ و Cor(ACC,EGR) =۰/۰۴۲) و این نشان می‌دهد که بسیاری از اقلام تعهدی با رشد شرکت در ارتباط هستند. از طرف دیگر اقلام تعهدی سرمایه در گردش(ACC) با جریان نقد عملیاتی سال جاری (CFt) رابطه منفی دارد (Cor(ACC,CFt)= −۰/۰۵۴) درحالی‌که با جریان نقد عملیاتی سال قبل و سال بعد یک رابطه مثبت دارد (Cor(ACC,CFt+1) =۰/۱۷۵) و (Cor(ACC,CFt-1)=۰/۰۱۷). که این روابط نیز مطابق با نقش تطابق اقلام تعهدی است. ضرایب همبستگی بین متغیرهای رشد و متغیرهای تطابق همواره کمتر از ۰/۱ است که نشان‌دهنده این است که هر گروه از این متغیرها عوامل اقتصادی متفاوتی را دربرمی‌گیرد.

۴-۲. مدل‌های تجربی

آلن و همکاران (۲۰۱۳) و بوشمن و همکاران (۲۰۱۱) از مدل زیر برای برآورد اقلام تعهدی استفاده کردند:

$$ACC_t=\alpha_0+\alpha_1 SGR_t+\alpha_2 EGR_t+\alpha_3 CF_{t-1}+\alpha_4 CF_t+\alpha_5 CF_{t+1}+\varepsilon_t \qquad (1)$$

در اینجا SGR_t درصد تغییر در فروش‌ها، EGR_t درصد تغییر در تعداد کارکنان و CF_t و CF_{t-1} و CF_{t+1} جریان نقد عملیاتی سال جاری، سال قبل و سال بعد شرکت است که به وسیله میانگین

کل دارایی‌ها آن سال هم مقیاس می‌شوند. شاخص شرکت جهت اختصار در نظر گرفته‌نمی‌شود. از آنجا که در اقلام تعهدی سرمایه در گردش استهلاک وجود ندارد، آلن (۲۰۱۳) و بوشمن (۲۰۱۱) اموال ماشین آلات و تجهیزات را مانند جونز (۱۹۹۱) کنترل نمی‌کنند. از آنجا که SGR و EGR مولفه‌های رشد اقلام تعهدی را در برمی‌گیرند و ارائه کننده میزان نیاز سرمایه گذاری در سرمایه در گردش جهت حمایت از فعالیت های عملیاتی شرکت می‌باشند، انتظار می‌رود ضرایب این دو متغیر، مثبت باشند. متغیرهای جریان نقد عملیاتی سال های جاری، گذشته و آینده در برگیرنده مولفه تطابق اقلام تعهدی بوده و با نوسانات دائمی در سرمایه در گردش مرتبط هستند از این رو همسو با دیچو (۱۹۹۴) و دیچو و دیچف (۲۰۰۲)، انتظار یک ضریب منفی برای CF_t و ضریب مثبت برای CF_{t-1} و CF_{t+1} در جهت نقش تطابق اقلام تعهدی وجود دارد.

محافظه‌کاری شرطی در هر دو مولفه رشد و مولفه تطابق اقلام تعهدی گنجانده‌شد، به این منظور شاخص اخبار بد برای هر متغیر به مدل آلن و همکاران (۲۰۱۳) اضافه شد تا مدل توسعه‌یافته اثر نامتقارن شناسایی سود و زیان بر اقلام تعهدی را کنترل کند، مدل جدید به صورت زیر ارائه گردید:

$$ACC_t = \alpha_0 + \alpha_1 SGR_t + \alpha_2 EGR_t + \alpha_3 CF_{t-1} + \alpha_4 CF_t + \alpha_5 CF_{t+1} + \beta_1 DS_t + \beta_2 DS_t \times SGR_t + \beta_3 DE_t + \beta_4 DE_t \times EGR_t + \beta_5 DC_{t-1} + \beta_6 DC_{t-1} \times CF_{t-1} + \beta_7 DC_t + \beta_8 DC_t \times CF_t + \beta_9 DC_{t+1} + \beta_{10} DC_{t+1} \times CF_{t+1} + \omega_t \quad (۲)$$

DS و DE و DC همان شاخص اخبار بد و در واقع متغیرهای مجازی برای اخبار بد هستند، این متغیرهای مجازی در صورتی که SGR ، EGR و CF منفی باشند، عدد یک و در سایر موارد برابر صفر خواهند بود.

فرضیه ۱ پیش‌بینی می‌کند ضرایب $DS_t \times SGR_t$ و $DE_t \times EGR_t$ مثبت هستند یعنی اقلام تعهدی به کاهش در فروش‌ها و کارکنان نسبت به افزایش در آنها حساس‌تر هستند که این عدم تقارن شناسایی زیان برای متغیرهای رشد را منعکس می‌کند. تصور می‌شود که ضریب $DC_t \times CF_t$ مثبت باشد (بال و شیواکومار،۲۰۰۵) که نشان‌دهنده محافظه‌کاری با توجه به جریان‌های نقدی جاری هستند.

فرضیه ۲ ایجاب می‌کند ضریب $DC_{t+1} \times CF_{t+1}$ مثبت باشد و فرضیه ۳ ایجاب می‌کند ضریب $DC_{t-1} \times CF_{t-1}$ منفی باشد. یعنی اقلام تعهدی شناسایی معوق کمتر و شناسایی سریعتر بیشتر زیان‌های نقدی نسبت به سودهای نقدی را نشان می‌دهد.

همچنین اثر زیان‌های نقدی پی در پی با استفاده از مدل زیر بررسی گردید:

$$ACC_t = \alpha_0 + \alpha_1 SGR_t + \alpha_2 EGR_t + \alpha_3 CF_{t-1}$$

$$+\alpha_{۴}\ CF_t +\alpha_{۵}\ CF_{t+1}+\beta_{۱}\ DS_t+\beta_{۲}$$
$$DS_t\times SGR_t+\beta_{۳}\ DE_t+\beta_{۴}\ DE_t\times EGR_t+\beta_{۵}\ DC_{t-1}+\beta_{۶}$$
$$DC_{t-1}\times CF_{t-1}+\beta_{۷}\ DC_t+\beta_{۸}\ DC_t\times CF_t+\ \beta_{۹}\ DC_{t+1}+\beta_{۱۰}.$$
$$DC_{t+1}\times CF_{t+1}+\delta_{۱}\ DC_{t-1}\times DC_t+\delta_{۲}\ DC_t\times DC_{t+1}+\ DC_t\times\Big(\ \delta_{۳}\ CF_{t-1}+\delta_{۴}$$
$$DC_{t-1}\times CF_{t-1}\Big)+DC_{t-1}\times\Big(\delta_{۵}\ CF_t+\delta_{۶}DC_t\times CF_t\Big)+DC_{t+1}\times\Big(\ \delta_{۷}\ CF_t+\delta_{۸}\ DC_t\times CF_t\Big)+$$
$$DC_t\times\Big(\ \delta_{۹}\ CF_{t+1}+\delta_{۱۰}.\ DC_{t+1}\times CF_{t+1}\Big)+\vartheta_t \qquad (۳)$$

فرضیه ۴ پیش‌بینی می‌کند که اثر متقابل ضریب $DC_{t+1}\times CF_t$ منفی است یعنی شناسایی سود برای جریان نقدی دوره جاری (ضریب کامل روی CF) کوچکتر است، زمانی که انتظار می‌رود که جریان نقدی آینده منفی باشد (DC_{t+1} =۱).

فرضیه ۵ ایجاب می‌کند که اثر متقابل روی $DC_{t+1}\times DC_t\times CF_t$ مثبت است یعنی عدم تقارن شناسایی زیان برای جریان نقدی دوره جاری بزرگتر است وقتی که تصور نمی‌شود (انتظار نمی‌رود) زیان نقدی دوره جاری معکوس شود. همچنین اثرات متقابل زیان‌های نقدی دوره جاری (DC_t =۱) با استفاده از جریان های نقدی گذشته و آینده کنترل گردید.

۴-۳. نتایج تجربی

جدول ۳ نتایج برآورد مدل‌های ۱ و ۲ و مدل مبتنی بر رویکرد بال و شیواکومار (۲۰۰۵) را ارائه می‌کند. همانطور که انتظار می‌رفت (فرضیه ۱) ضرایب $DS_t\times SGR_t$ و $DE_t\times EGR_t$ در مدل ۲ مثبت و معنادار هستند که نشاندهنده این است که اقلام تعهدی به کاهش در فروش و تعداد کارکنان نسبت به افزایش آنها حساس‌ترند. ضریب متغیر رشد فروش (SGR)، ۰/۰۶۱ برای افزایش رشد فروش در مقابل ۰/۱۳۱ (۰/۰۷ + ۰/۰۶۱) برای کاهش فروش است یعنی حساسیت نسبت به اخبار بد ۱۱۴٪ ($\frac{۰/۱۳۱}{۰/۰۶۱}$ -۱) نسبت به حساسیت به اخبار خوب بزرگتر است. ضریب رشد تعداد کارکنان (EGR)، ۰/۰۵۴ برای افزایش در مقابل ۰/۱۱۳ (۰/۰۵۹+ ۰/۰۵۴) برای کاهش تعداد کارکنان است یعنی حساسیت نسبت به اخبار بد ۱۰۹٪ ($\frac{۰/۱۱۳}{۰/۰۵۴}$ -۱) بزرگتر از حساسیت نسبت به اخبار خوب است. ضریب $DC_t\times CF_t$ نشان‌دهنده محافظه‌کاری برای جریان نقد عملیاتی سال جاری است (بال و شیواکومار، ۲۰۰۵). همانطور که انتظار می‌رفت (فرضیه ۲ و ۳) ضریب متغیر $DC_{t+1}\times CF_{t+1}$ مثبت و معنادار است که نشان‌دهنده شناسایی سریعتر زیان‌های نقدی مورد انتظار آتی است درحالی‌که ضریب $DC_{t-1}\times CF_{t-1}$ منفی و

معنادار است و این نشان‌دهنده تاخیر کمتر برای شناسایی زیان‌های نقدی گذشته است. اقلام تعهدی سال جاری ۲۶/۵٪ (۰/۲۱۹ + ۰/۰۴۶) زیان‌های نقدی سال بعد را در مقابل ۲۱/۹ درصد سودهای نقدی سال بعد در برمی‌گیرد که به این معنی است که شناسایی سریعتر ۲۱٪ (۱- $\frac{5/26}{9/21}$) برای زیان‌ها بزرگتر است. همچنین اقلام تعهدی سال جاری ۱۳/۹٪ سودهای نقدی سال قبل را در برابر ۸/۵٪ (۰/۰۵۴- ۰/۱۳۹) زیان‌های نقدی سال قبل را در برمی‌گیرد یعنی شناسایی معوق ۶۳٪ ($\frac{9/13}{5/8}$-۱) برای سودها بیشتر است. عدم تقارن در مولفه‌های رشد (۱۱۴٪ برای رشد فروش و ۱۰۹٪ برای رشد تعداد کارکنان) نسبت به مولفه‌های تطابق (که حداکثر ۶۳٪ بود) بزرگتر است. همچنین عدم تقارن مولفه‌های رشد، قدرت توضیحی بیشتری نسبت به عدم تقارن مولفه‌های تطابق دارند به طوری که ۸ درصد از افزایش ضریب تعیین تعدیل شده مدل توسعه داده شده نسبت به مدل اول مربوط به مولفه‌های رشد و ۶ درصد مربوط به مولفه تطابق است. این همان اثر جدیدی است که در فرضیه ۲ مطرح شد درحالی‌که مدل‌های تعهدی نامتقارن گذشته بر مولفه تطابق تمرکز داشتند.

جدول۳- برآورد مدل آلن و همکاران (۲۰۱۳) و مدل‌های بهبود یافته بایزالف و باسو(۲۰۱۶)

	مدل آلن و همکاران(مدل۱)			مدل با رویکرد بال و شیواکومار			مدل بهبود یافته بایزالف و باسو (مدل۲)		
	ضریب	آماره **t**	ارزش احتمال	ضریب	آماره **t**	ارزش احتمال	ضریب	آماره **t**	ارزش احتمال
عرض ازمبدا	۰/۰۱۱۵۴***	۴/۳۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۵۴۵***	۳/۱	۰/۰۰۰۰	۵/۰۱۵۴***	۳/۰۵۴۸	۰/۰۰۰۰
SGR	۰/۰۵۸۹۳**	۲/۰۵	۰/۰۴۲۱	۰/۰۳۶۵۲**	۱/۹۹	۰/۰۲۵	۰/۰۶۱۱***	۲/۸۷۵۴	۰/۰۰۰۰
EGR	۰/۰۱۱۵۹***	۳/۹۷	۰/۰۰۰۱	۰/۰۵۲۴۵***	۴/۶۵	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۴۲۱***	۴/۰۲۵۴	۰/۰۰۰۱
CF_{t-1}	۰/۱۳۰۵۶***	۳/۵۶	۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۷۵۴***	۳/۵۱	۰/۰۰۰۴	۰/۱۳۹۶***	۲/۵۲۱۴	۰/۰۰۰۰
CF_t	-۰/۰۵۲۱۴***	-۵/۵۶	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۷۴۵۲***	-۲/۹۶	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۸۵۷***	-۵/۱۸۷۵	۰/۰۰۰۰
CF_{t+1}	۰/۲۰۶۱۹***	۱۶/۱۸	۰/۰۰۰۰	۰/۱۰۲۵***	۵/۱۵	۰/۰۰۰۰	۰/۲۱۹۱***	۳/۵۵۴۲	۰/۰۰۰۰
شاخص‌های اخبار بد									
DS_t							۰/۰۱۱۴*	۱/۸۷۰۵	۰/۰۶۱۶
$DS_t \times SGR_t$							۰/۰۷۰۸***	۲/۸۸۳۸	۰/۰۰۴
DE_t							۰/۱۱۲۵**	۲/۵۵۶۴	۰/۰۱۵۴
$DE_t \times EGR_t$							۰/۰۵۹۰***	۲/۸۵۴۲	۰/۰۰۵۲
DC_{t-1}							۰/۱۰۱۴***	۸/۱۴۱۲	۰/۰۰۰۰
$DC_{t-1} \times CF_{t-1}$							-۰/۰۵۴۷***	-۳/۲۵۴۷	۰/۰۰۰۲
DC				۰/۰۴۵۲۱**	۲/۸۵	۰/۰۰۲۲	۰/۰۴۷۵**	۲/۱۱۵۴	۰/۰۳۲۵
$DC_t \times CF_t$				۰/۰۹۵۸۴**	۲/۲۹۶۵	۰/۰۲۱	۰/۰۲۸۳**	۲/۰۱۵۴	۰/۰۴۵۱
DC_{t+1}							۰/۰۰۲۶*	۱/۸۵۴۷	۰/۰۸۶۵
$DC_{t+1} \times CF_{t+1}$							۰/۰۴۶۸**	۲/۱۱۵۴	۰/۰۳۵۲
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۵۷۷۰			۰/۶۴۴۵			۰/۷۱۶۲	
آماره فیشر		۱۰۱/۶۵۸۷			۱۶۵/۰۵۴۲			۱۸۸/۶۵۲	
معناداری		۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰	
دوربین- واتسون		۱/۸۶۴۷			۱/۸۸۷۵			۱/۸۷۶۵	

منبع: یافته‌های تحقیق (*، ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۱۰درصد، ۵درصد و یک درصد)

در اینجا دو سوال مطرح است؛ سوال اول این است که آیا تفاوت ضرایب متغیرهایی که در بالا به آن اشاره شد از نظر آماری معنادار است؟ برای پاسخ به این سوال آزمون والد[۳۱] انجام و نتایج آن در جدول ۴ منعکس گردید، نتایج آزمون نشان داد که ضرایب متغیرهای اشاره شده در بالا، در سطح اطمینان یک درصد دارای تفاوت معناداری هستند؛ و اما سوال دوم این است که آیا اختلاف ضرایب تعیین مدل‌های برازش‌شده معنادار است؟ برای پاسخ به این پرسش آزمون آماری وونگ[۳۲] انجام می‌شود. نتایج انجام این آزمون برای بررسی معناداری اختلاف بین ضرایب تعیین دو مدل ۱ و ۲ در جدول ۵ آمده است، نتیجه بدست آمده نشان می‌دهد اختلاف ضریب تعیین مدل ۱ و ۲ (به میزان ۱۴٪) معنادار است و متغیرهای مستقل اضافه شده در مدل ۲ نسبت به مدل ۱ دارای محتوای اطلاعاتی افزایشی هستند.

جدول۴- نتایج آزمون والد

ضرایب و متغیرهای مقایسه شده	اختلاف	آماره والد	ارزش احتمال
SGR و $DS_t \times SGR_t$ (β_2 , α_1)	۰/۰۱	***۳/۱۴	۰/۰۰۱
EGR و $DE_t \times EGR_t$ (β_4 , α_2)	۰/۱۱۳	***۵/۰۵	۰/۰۰۰۰
CF_{t-1} و $DC_{t-1}\times CF_{t-1}$ (β_6 , α_3)	۰/۱۹۵	***۳/۳۸	۰/۰۰۰۷
CF_t و $DC_t \times CF_t$ (β_8 , α_4)	۰/۱۱۴	***۵/۰۷	۰/۰۰۰۰
CF_{t+1} و $DC_{t+1}\times CF_{t+1}$ (β_{10} , α_5)	۰/۲۶۵	***۴/۰۲۸	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق (*، ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۱۰درصد، ۵ درصد و یک درصد)

جدول۵- نتیجه آزمون وونگ برای مدل (۱) و (۲)

Vuong on-nested LR test			
v12	***۲/۵۸۹۵۶	p-value=	۰/۰۰۹۶۹۶

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۶ اثر زیان‌های نقدی انباشته در مدل ۳ بررسی گردید. ضریب تعیین تعدیل شده نسبت به مدل ۲ افزایش یافته‌است و مطابق با فرضیه ۴ ضریب $DC_{t+1} \times CF_t$ منفی و معنادار است یعنی شناسایی زیان برای جریان نقد سال جاری (CF_t) کوچکتر است زمانی که جریان نقد سال بعد منفی است (DC_{t+1} =۱).

مطابق فرضیه ۵ ضریب $DC_{t+1}\times DC_t \times CF_t$ مثبت و معنادار است یعنی عدم تقارن زمانی برای جریان نقد دوره جاری ($DC_t\times CF_t$) بزرگتر است وقتی که یک شرکت یک زیان نقدی در دوره بعد دارد؛ (DC_{t+1} =۱). عدم تقارن زمانی برای CF_t به ۰/۰۸۵ (۰/۱۱ + ۰/۰۲۵-) افزایش می‌یابد که همسو با محافظه‌کاری است. در مدل ۳، معناداری آماره والد در سطح ۵درصد نشان می‌دهد که تفاوت ضرایب متغیرهای $DC_{t+1}\times DC_t \times CF_t$ و $DC_t\times CF_t$ معنادار می‌باشند. نتایج بیان می‌کند که حسابداران بین شوک‌های زمانی منفی که سریعا معکوس می‌شوند و شوک‌های

اقتصادی منفی که باعث زیان‌های نقدی پایدار می‌شوند، تمایز قائل‌اند. به عبارت دیگر آنها به الگوهای اقتصادی مداوم واکنش نشان می‌دهند تا اینکه تک شاخص‌ها توجه کنند.

جدول ۶- آزمون معناداری ضرایب برای مدل ۳

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	t-Statistic	ارزش احتمال
عرض از مبدا (C)	۰/۰۷۲۶***	۰/۰۰۶۶	۱۰/۹۸۹	۰/۰۰۰۰
SGR_t	۰/۰۶۱۷***	۰/۰۱۴۸	۴/۱۵۴	۰/۰۰۰۰
EGR_t	۰/۰۴۵۲***	۰/۰۱۱۳	۳/۹۹۶	۰/۰۰۰۱
CF_{t-1}	۰/۱۳۸***	۰/۰۳۵۵	۳/۸۸۴	۰/۰۰۰۰
CF_t	-۰/۰۸۵۴***	۰/۰۱۸۹	-۴/۵۲۱	۰/۰۰۰۰
CF_{t+1}	۰/۲۳۰۳***	۰/۰۳۰۰	۷/۶۵۸	۰/۰۰۰۰
DS	۰/۰۱۱۰*	۰/۰۰۶۱	۱/۸۰۶	۰/۰۷۱۰
$DS_t \times SGR_t$	۰/۰۶۶۹**	۰/۰۲۴۶	۲/۷۱۸	۰/۰۰۶۶
DE_t	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۴۶	۱/۵۳۳	۰/۱۲۵۴
$DE_t \times EGR_t$	۰/۰۵۸۷**	۰/۰۳۱۹	۱/۸۳۹	۰/۰۶۶۰
DC_{t-1}	۰/۱۰۱۱***	۰/۰۱۲۴	۸/۱۳۹	۰/۰۰۰۰
$DC_{t-1} \times CF_{t-1}$	-۰/۰۵۷۸***	۰/۰۱۶۳	-۳/۵۴۲	۰/۰۰۰۲
DC_t	۰/۰۰۲۹	۰/۰۰۱۷	۱/۶۵۸	۰/۱۱۵۴
$DC_t \times CF_t$	-۰/۰۲۵۲**	۰/۰۱۲۵	-۲/۰۱۵	۰/۰۴۵۲
DC_{t+1}	۰/۰۰۳۵*	۰/۰۰۱۹	۱/۸۴۵	۰/۰۷۵۴
$DC_{t+1} \times CF_{t+1}$	۰/۰۷۸۴**	۰/۰۳۹۵	۱/۹۸۵	۰/۰۴۵۸
$DC_{t-1} \times DC_t$	۰/۰۰۲۵**	۰/۰۰۱۱	۲/۱۴۵	۰/۰۲۹۸
$DC_{t+1} \times DC_t$	-۰/۰۰۵۱**	۰/۰۰۲۱	-۲/۳۶۹	۰/۰۱۴۵
اثر زیان نقد جاری(DC_t) روی شناسایی CF_{t-1}				
$DC_t \times CF_{t-1}$	۰/۰۴۵۷**	۰/۰۱۸۶	۲/۴۵۲	۰/۰۱۲۴
$DC_t \times CF_{t-1} \times DC_{t-1}$	۰/۰۳۰۴**	۰/۰۱۳۰	۲/۳۳۵	۰/۰۱۶۳
اثر زیان نقد سال قبل (DC_{t-1}) روی شناسایی جریان نقد سال جاری(CF_t)				
$DC_{t-1} \times CF_t$	-۰/۱۱۵۷***	۰/۰۲۵۲	-۴/۵۷۸	۰/۰۰۰۰
$DC_{t-1} \times CF_t \times DC_t$	۰/۰۴۷۰***	۰/۰۱۴۰	۳/۳۵۶	۰/۰۰۰۱
اثر زیان نقد سال آینده (DC_{t+1}) روی شناسایی جریان نقد سال جاری(CF_t)				
$DC_{t+1} \times CF_t$	-۰/۰۴۸۷***	۰/۰۱۶۹	-۲/۸۷۵	۰/۰۰۰۱
$DC_{t+1} \times CF_t \times DC_t$	۰/۱۱۰۵**	۰/۰۵۳۵	۲/۰۶۵	۰/۰۴۵۳
اثر زیان نقد جاری (DC_t) روی شناسایی جریان نقد آینده(CF_{t+1})				
$DC_t \times DC_{t+1} \times CF_{t+1}$	-۰/۱۷۰۴**	۰/۰۶۶۶	-۲/۵۵۶۴	۰/۰۱۷۵
$DC_t \times CF_{t+1}$	۰/۰۹۶۵***	۰/۳۱۰۳	۳/۱۱۴۵	۰/۰۰۰۱
ضریب تعیین	۰/۷۷۸۵	دوربین- واتسون		۱/۹۹۸
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۷۶۵			
آماره فیشر	۲۷۴/۶۵۲۱			
معناداری	۰/۰۰۰۰			
آماره والد (معناداری)	۲/۵۱۴۴** (۰/۰۱۲۰)			

منبع: یافته‌های تحقیق (*، ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۱۰درصد، ۵ درصد و یک درصد)

آزمون وونگ برای بررسی معناداری اختلاف ضرایب تعیین مدل‌های ۱ و ۳ همچنین مدل ۲ و ۳ نیز انجام شد که نتایج آن در جدول ۷ آمده است. همانطور که مشاهده می‌شود نتایج نشان‌دهنده معنادار بودن اختلاف بین ضرایب تعیین مدل‌ها است.

جدول۷- نتایج آزمون وونگ برای مدل‌های ۲و ۳ و مدل‌های ۱و۳

Vuong on-nested LR test				
مدل ۲ و مدل ۳	v12	۲/۶۳۵۱۴	p-value=	۰/۰۰۹۴
مدل ۱ و مدل ۳	v12	۲/۸۵۴۵۲	p-value=	۰/۰۰۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه گیری

مطالعه در مورد اقلام تعهدی غیرعادی (اختیاری) نیازمند یک مدل معتبر از اقلام تعهدی عادی (غیراختیاری) است. ازآنجا که هدف مدل‌های اقلام تعهدی این است که همه فرایندهای اقلام تعهدی را در برگیرند، آن‌ها باید رخدادهای اصلی و رویه‌ها و استانداردهای حسابداری را در نظر بگیرند. یکی از اصولی که در تدوین رویه‌ها و استانداردهای حسابداری در نظر گرفته‌می‌شود اصل محافظه‌کاری است. بسیاری از زیان‌های تحقق‌نیافته به شکل کاهش ارزش دارایی‌ها سریعا شناسایی می‌شوند درحالی‌که سودهای تحقق‌نیافته نمی‌توانند به شکل افزایش ارزش دارایی شناسایی گردند. محافظه‌کاری شرطی بخش جدانشدنی از فرایند اقلام تعهدی است که در مدل‌های تعهدی فرموله نشده‌است.

هدف اصلی این تحقیق بررسی سودمندی استفاده از مدل توسعه‌یافته بایزالف و باسو (۲۰۱۶) برای سنجش محافظه‌کاری شرطی در شرایط محیطی ایران است. نتایج حاصل از مدل‌های برآوردی که با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۶، برازش گردیدند، همه فرضیه‌های تحقیق را تایید نمود از این رو می توان نتیجه گرفت که استفاده از مدل توسعه‌یافته بایزالف و باسو برای سنجش محافظه‌کاری در ایران سودمند است. برازش مدل‌های توسعه‌یافته در هر مرحله نشان داد که قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها، مرحله به مرحله افزایش می‌یابد و البته نتایج فرضیه‌های یک تا سه نشان داد که سهم افزایشی که بواسطه کنترل اثرنامتقارن متغیرهای مربوط به رشد شرکت ایجاد می‌شود نسبت به جریان‌های نقدی دوره‌های گذشته، حال و آینده بیشتر است. همچنین تایید فرضیه ۴ و ۵ نشان داد که توجه به جریان نقد عملیاتی چند دوره متوالی به جای استفاده از جریان نقد دوره جاری به عنوان شاخص اخبار بد، رفتار نامتقارن متغیرهای موثر براقلام تعهدی را بهتر کنترل نموده در نتیجه قدرت توضیح‌دهندگی مدل را افزایش می‌دهد.

با استفاده از نتایج فرضیه‌های ۱ تا ۳ می توان بیان نمود که شناسایی نامتقارن زیان بواسطه اخبار موجود در متغیرهای رشد شرکت از جمله فروش و تعداد کارکنان نسبت به اخبار موجود در جریان نقد گذشته، حال و آینده بیشتر است، از این رو به حسابداران پیشنهاد می‌شود که هنگام شناسایی و آزمون کاهش ارزش دارایی‌ها مثلا در هنگام استفاده از روش اقل بهای تمام شده و خالص ارزش فروش، به اخبار و اطلاعات مستتر در متغیرهای رشد شرکت توجه بیشتری داشته‌باشند. همچنین با توجه به نتایج فرضیه‌های ۴و ۵ می‌توان بیان کرد که اخبار موجود در جریان‌های نقد دوره جاری به تنهایی شاخص مناسبی برای اعمال محافظه‌کاری شرطی نیست از این رو به حسابداران پیشنهاد می‌شود که برای شناسایی نامتقارن زیان به جریان‌های نقد عملیاتی چند دوره متوالی به عنوان شاخص اخبار بد توجه نمایند.

از آنجا که نتایج تحقیق سودمندی مدل توسعه‌یافته بایزالف و باسو را برای سنجش محافظه‌کاری در ایران تایید نمود به محققان پیشنهاد می‌شود که در تحقیقات آتی از این مدل برای سنجش محافظه‌کاری شرطی استفاده کنند. همچنین با توجه به افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل نهایی می‌توان استفاده این مدل را برای کشف مدیریت سود و مقایسه قدرت آن با سایر مدل‌های تعهدی در تحقیقات آتی پیشنهاد نمود.

در یکی از مدل‌های توسعه‌یافته بایزالف و باسو اثر نامتقارن شناسایی زیان با استفاده از شاخص اخبار بد مربوط به رشد فروش فصل چهارم به جای رشد فروش کل سال و سایر متغیرهای مدل در سطح بخش های شرکت مورد استفاده قرار گرفت که به علت محدودیت در گردآوری این داده‌ها امکان آزمون این مدل‌ها ایجاد نشد، البته در سال‌های بعد و با ایجاد بانک‌های اطلاعاتی کامل‌تر امکان آزمون این مدل‌ها در ایران نیز فراهم خواهد شد که می تواند پیشنهاد دیگری برای تحقیقات آتی باشد.

یادداشت‌ها

1- Dechow
2-Byzalov
3-Basu
4-Watts
5-Ball & Shivakumar
6-Peek, Cuijpers, and Buijink
7-Hayn and Katz
8-Hope, Thomas and Vyas
9-Liu
10-Allen, Larson and Sloan
11-Christodoulou and Sarafidis
12- DeFond and Jiambalvo
17- Kouthari
18- Growth component
19- Matching component
20- Dechow & Dichev
21- Dopuch, Seethamraju, Mashruwala & Zach
22- Chiu
23- Cycle approach
24- Hsu
25- Collins
26- Givoly, Hayn
27- Skerratt
28- Moriera & Pope

13- Ronen & Yaari
14- Scott
15- Jonse
16- Kang and Sivarmakrishnan
29- Fairfield
30- Banker
31- wald
32- Vuong

کتابنامه

۱.رمضان احمدی، محمد؛ آرمن، سیدعزیز و مظاهری، اسماعیل (۱۳۹۶). بررسی اثر سوگیری تجمعی در برآوردهای محافظه‌کاری شرطی با استفاده از مدل بال، کوتاری و نیکولایو. *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، ۲۴(۱): ۱-۱۸.

۲.صالحی، اله کرم؛ و صالحی، برزو (۱۳۹۴). مروری بر مدل‌های اندازه گیری مدیریت سود: اقلام تعهدی اختیاری و درآمد اختیاری. *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۴(۱۶): ۱۰۳-۱۱۸.

۳.فداکار، سیدمهدی؛ فغانی ماکرانی، خسرو و ذبیحی، علی (۱۳۹۸). تبیین الگویی برای مدیریت سود در شرکت‌های ورشکسته و مقایسه آن با مدل اصلاح شده جونز. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۱ (۴۳)، ۱۵۳-۱۷۶.

۴.قربانی، آرش (۱۳۹۸). پیامدهای الگوی تغییر خطی تکه ای اقلام تعهدی عادی. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۱۱(۴۲): ۷۵-۹۹.

۵.قربانی، آرش؛ ودیعی نوقابی.محمدحسین (۱۳۹۷). توسعه مدل‌های جبری و تجربی برای تبیین و کنترل مولفه‌های موثر بر فرایند های ایجاد اقلام تعهدی. *پژوهش های کاربردی در گزارشگری مالی*، ۷(۱)؛ ۷-۴۲.

۶.ملکی، الهام السادات؛ ابراهیمی، سیدکاظم و جلالی، فاطمه (۱۳۹۸). تاثیر چرخه عمر شرکت ها بر سطح محافظه‌کاری. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۱(۴۴): ۵۹-۷۸.

۷.مهرانی، کاوه؛ و زمانی. محمدرضا (۱۳۹۴). بررسی تاثیر اضافه نمودن جریانات نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی به مدل‌های جونز و تعدیل شده جونز در بهبود این مدل‌ها. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۸(۳۲): ۵-۲۶.

References

1. Allen, E.J, C.R Larson and R.G. Sloan, (2013), Accrual Reversals, Earnings and Stock Returns, *Journal of Accounting and Economics*, 56(1), 113-129.

2. Ball, R. and L. Shivakumar, (2005), Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness, *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 83-128.

3. Ball, R. and L. Shivakumar. (2006) The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition, *Journal of Accounting Research*, 44(2),207-242.
4. Ball, R., Shivakumar, L,(2008), Earnings quality at initial public offerings, *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 324–349.
5. Banker, R. D, Byzalov, D., Ciftci, M., & Mashruwala, R. (2014). The moderating effect of prior sales changes on asymmetric cost behavior. *Journal of Management Accounting Research*, 26(2): 221–242.
6. Basu, S,(1997) ,The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings, *Journal of Accounting and Economics*, 24(3):3-37.
7. Bushman R, M. A. J. Smith and F. Zhang (2011). Investment Cash Flow Sensitivities Really Reflect Related Investment Decision, *Working Paper, University of North Carolina*.
8. Byzalov, D, and S. Basu. (2016). Conditional conservatism and disaggregated bad news indicators in accrual models. *Review of Accounting Studies*,21(3): 859-897.
9. Chiu Che-Wei, Po-Chang Chen and Yuqian Wang, (2019), Improving the estimation of discretionary accruals – the cycle approach, *Journal of Finance and Accountancy*, volume 25, 1-19.
10. Christodoulou, D , and V. Sarafidis. (2008). The Econometrics of estimating unexpected accruals. Part de " *Sydney based multi-disciplinary research initiative methodological and empirical advances in financial analysis*; 1-26.
11. Dechow, P. and I. Dichev.(2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(1), 35-59.
12. Fadakar. S.M, Faghani Makranin. Kh, Zabihi. A, (2019), Explaining a Model for Profit Management in Bankrupt Companies and Comparing It with the Modified Jones Model, *Financial and Auditing Accounting Research*, 11 (43), 153-176. (in Persian)
13. 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.
14. Ghorbani A, (2019), The implications of piecewise linear process of normal accruals. *quarterly financial accounting journal*, 11 (42) :75-99. (in Persian)
15. Ghorbani, A., Vadiei Noghabi, M. (2018). Algebraic and Empirical Models for Specification and Control of Characteristics Affecting Accrual-generating Process. *Applied Research in Financial Reporting*, 7(1), 7-42. (in Persian)
16. Hope, O.K., Thomas, W.B., Vyas, D.,(2013). Financial reporting quality of U.S. private and public firms. *The Accounting Review*, 88, 1715–1742.
17. Jones, J. (1991). earnings Management during Import Relief investigation, *Journal of Accounting Research* ,29(2):193-228.
18. Kang, S., and K. Sivarmakrishnan. (1995). Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach. *Journal of Accounting Research* ,33(2): 353-367.

19. Liu Siming Diane, Len Skerratt. (2019). Revisiting the accruals loss recognition model of conservatism: are public companies really superior to private companies?, *Economics and Finance Working Paper Series, Brunel university London*.
20. Maleki. E, Ebrahimi. S.K, Jalali. F, (2019), The impact of corporate life cycle on the level of conservatism, *Financial Accounting and Auditing Research*, 11(44), 59-78, (in Persian)
21. McNichols, M. F. (2002). Discussion of: The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation error. *The Accounting Review*, 77(supplement), 61–69.
22. Mehrani.K, Zamani.M, (2015), Investigating the Impact of Adding Operational Cash Flows and accrual to Jones and Modified Jones Models in Improving These Models, *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 8(32): 5-26. (in Persian)
23. Moreira. J and peter F. Pope, (2007), piecewise linear accrual models: do they really control for the asymmetric recognition of gains and losses?, *CEF.UP Working papers 0703, universide Porto*.
24. Peek, E., Cuijpers, R., Buijink, W.(2010). Creditors' and shareholders' reporting demands in public versus private firms: evidence from Europe. *Contemporary Accounting Research*, 27, 49–91.
25. Ramezan Ahmadi. M, Arman.S.A , Mazaheri.E, (2017), Discussing Aggregation Bias in Estimates of Conditional Conservatism using Ball, Kothari and Nikolayev Model, *Accounting and Auditing Review*, 24(1), 1-18. (in Persian)
26. Ronen J. and V. Yaari ,(2008), Earnings Management: Emerging Insights in Theory, Practice, and Research" , *Springer Science Business Media, LLC*.
27. Salehi.A, Salehi.B, (2015), A Review on the Measurement Models of the Earnings Management: Discretionary Accruals –based Models and Discretionary Revenues-based Model, *Quarterly Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*. 4(16): 103-118. (in Persian)
28. Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting part I:Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17(3),207–221.