Journal of Financial Accounting Knowledge
Vol.7, No.3, Fall, 2020: 111-143

The Presentation of Measurement Pattern of Conditional Accounting Conservatism Through the Testing of the Basu, and the Ball and Shivakumar Models

Samira Honarbakhsh
PhD student, Department of Accounting and Finance, Islamic Azad University, Bandar Abbas Branch, Bandar Abbas, Iran. Samirahonar@gmail.com
Mohammad Hossein Ranjbar*
Assistant Professor, Department of Accounting and Finance, Islamic Azad University, Bandar Abbas Branch, Bandar Abbas, Iran(Corresponding Author)
Mhranjbar54@gmail.com
Ali Amiri
Assistant Professor, Department of Accounting and Finance, Islamic Azad University, Bandar Abbas Branch, Bandar Abbas, Iran. Amiri.study@gmail.com
Davood Khodadadi
Assistant Professor, Department of Accounting and Finance, Islamic Azad University, Bandar Abbas Branch, Bandar Abbas, Iran. Khodadady47@gmail.com

Abstract

Purpose: The first aim of this study is to evaluate the Basu and the Ball and Shivakumar models to measuring the accounting conservatism and to determine which of the existing models in Iran has more explanatory power in accounting conservatism. The second aim is to modify the two models by identifying the other effective factors on the accounting conservatism and the final goal is the presenting the measurement pattern of accounting conservatism separately in each model and comparing the results.
Methods: Research is a ex-post facto research and the sample consists of 156 companies during the period of eleven years from 2009 until 2019 with panel data and fixed effects model.
Results: It was observed among these two models, The Ball and Shivakumar model has more explanatory power in measuring accounting conservatism in sample firms. By comparing the results of the models re-test by intering different independent and control variables, it was concluded that the Ball and Shivakumar model still had more explanatory power in measuring accounting conservatism.
Conclusion: The Ball and Shivakumar model According to factors and variables are related to Measuring accounting conservatism has been introduced as a better pattern for measuring accounting conservatism.
Contribution: This study reveals which of the two models of the Basu and the Ball and Shivakumar, offers more explanatory power and a better pattern for measuring accounting conservatism and the present study for this reason has informational content.

keywords: Conditional Accounting Conservatism, Corporate Governance, Audits Factors, Basu, Ball and Shivakumar Model.

* Received on 2019/December/ 24 Accepted on 2020/June/23
DOI**:**10.30479/jfak.2020.12318.2607

مجله علمی دانش حسابداری مالی
مقاله پژوهشی، دوره ۷- شماره(۳) ، پیاپی ۲۶، پاییز ۱۳۹۹، صفحه ۱۱۱-۱۴۳

ارائه‌ی الگوی سنجش محافظه‌کاری مشروط حسابداری از طریق آزمون مدل-های باسو، و بال و شیواکومار

سمیرا هنربخش
دانشجوی دکتری، گروه حسابداری و مدیریت مالی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران.
Samirahonar@gmail.com
محمد حسین رنجبر*
استادیار، گروه حسابداری و مدیریت مالی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران(نویسنده مسئول)
Mhranjbar54@gmail.com
علی امیری
استادیار، گروه حسابداری و مدیریت مالی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران.
Amiri.study@gmail.com
داود خدادادی
استادیار، گروه حسابداری و مدیریت مالی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران.
Khodadady47@gmail.com

چکیده

هدف: هدف اول این پژوهش ارزیابی مدل‌های اولیه‌ی باسو، و بال و شیواکومار جهت سنجش محافظه کاری حسابداری و تعیین این است که از بین مدل‌های موجود، کدام مدل در ایران قدرت تبیین بیشتری در سنجش محافظه کاری حسابداری دارد. هدف دوم تعدیل دو مدل فوق، از طریق شناسایی فاکتورهای دیگر اثرگذار بر محافظه کاری حسابداری و هدف آخر ارائه‌ی الگوی سنجش محافظه کاری حسابداری بصورت جداگانه در هر مدل و درنهایت مقایسه‌ی نتایج و معرفی الگوی بهتر جهت ارزیابی محافظه کاری حسابداری برای شرکت‌های نمونه می‌باشد.

روش: پژوهش از نوع مطالعات پس‌رویدادی است و نمونه پژوهش شامل ۱۵۶ شرکت طی بازه زمانی یازده ساله از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا انتهای سال ۱۳۹۷ می‌باشد. برای تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرهای پژوهش از داده‌های تابلویی و مدل اثرات ثابت استفاده شده است.

یافته‌ها: مشاهده گردید از بین این دو مدل، مدل بال و شیواکومار دارای قدرت تبیین بیشتری در اندازه‌گیری محافظه کاری حسابداری در شرکت‌های نمونه است. با مقایسه نتایج آزمون مجدد مدل‌ها با ورود متغیرهای مختلف مستقل و کنترل، نتیجه بر این شد که باز هم مدل بال و شیواکومار دارای قدرت تبیین بیشتری در سنجش محافظه کاری حسابداری است.

نتیجه‌گیری: مدل بال و شیواکومار با توجه به عوامل و متغیرهایی که طبق نتایج آماری مرتبط با سنجش محافظه کاری حسابداری بوده‌اند به عنوان الگوی بهتر جهت سنجش محافظه کاری حسابداری معرفی گردیده است.

دانش‌افزایی: این مطالعه مشخص می‌نماید از بین دو مدل باسو، و بال و شیواکومار، کدام یک دارای قدرت تبیین بیشتر و الگوی بهتری برای اندازه‌گیری محافظه کاری حسابداری است و پژوهش حاضر از این جهت دارای محتوای اطلاعاتی است.

* تاریخ دریافت:۱۳۹۸/۱۰/۳ تاریخ پذیرش نهایی:۱۳۹۹/۴/۳

واژگان کلیدی: محافظه کاری مشروط حسابداری، حاکمیت شرکتی، عوامل حسابرسی، مدل باسو، مدل بال و شیواکومار.

۱- مقدمه

محافظه کاری حسابداری به عنوان گرایش حسابداری به بکارگیری درجه‌ی بالاتری از تأییدپذیری برای شناسایی اخبار خوب در مقایسه با اخبار بد تعریف شده است (زیون چن و همکاران، ۲۰۱۳، ۱). محافظه کاری در واقع عدم تقارن در قابلیت تأیید هزینه‌ها و درآمدهاست و هر چه این تفاوت بیشتر باشد، به درجات بالاتری از محافظه کاری منجر می-شود (باسو، ۱۹۹۷، ۲). عوامل متعددی می‌توانند بر میزان کاربرد رویه‌های محافظه کار توسط مدیریت مؤثر باشند. محافظه کاری حسابداری، یک واکنش محتاطانه به عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و مدیریت شرکت است، که نقش مهمی را در گزارشگری مالی ایفا کرده و اطلاعات را جهت کمک به سهامداران در فرآیند نظارت بر مدیریت شرکت‌ها تهیه می‌نماید (لیو، ۲۰۱۹، ۴۹). محافظه کاری عدم تقارن اطلاعاتی موجود بین مدیران و سرمایه گذاران خارجی را با محدود کردن مهارت‌های مدیریتی و گزارشدهی مالی با کیفیت بالاتر کاهش می-دهد. همچنین محافظه کاری با مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی قوی نیز ارتباط دارد که قدرت مدیران اجرایی را کاهش داده و نظارت را بهبود می‌بخشد (امینو و عثمان حسن، ۲۰۱۶، ۱۶۹). ادبیات نشان داده است که مدیران مستقل، ناظران فعالی هستند که نقش مهمی در کاهش تعقیب منافع خصوصی و فعالیت‌های تشویقی توسط مدیران بازی می‌کنند (لو و وانگ، ۲۰۱۸، ۲). نسبت‌های بالاتر مدیران مستقل در هیئت مدیره با سطوح بالاتری از محافظه کاری حسابداری همراه می‌باشد. شواهد نشان می‌دهد که استقلال کمیته حسابرسی نیز مشکلات نمایندگی را کاهش می‌دهد (امینو و عثمان حسن، ۲۰۱۶، ۱۶۹). دو ویژگی کمیته حسابرسی، یعنی استقلال و تخصص مالی کمیته حسابرسی نیز می‌توانند محافظه کاری را افزایش دهند (مدح مرزوکی و همکاران، ۲۰۱۶، ۳۹۱). حسابرسان می‌خواهند فعالیت مدیران را ارزیابی کنند و بررسی نمایند که آن‌ها چقدر محافظ منافع و نیازهای سهامداران هستند (کردستانی و خاتمی، ۱۳۹۵، ۱۱۱) و در نتیجه تقاضای سطوح بالاتری از محافظه کاری حسابداری دارند (محمدیونس و همکاران، ۲۰۱۴، ۵۰۵). سرمایه گذاران نهادی نیز نقش مهمی در نظارت بر تصمیمات مدیران و اعمال محافظه کاری ایفا می‌نمایند (لین، ۲۰۱۶، ۳۶۰). با توجه به این که نقش هیئت مدیره نظارت بر رفتار مدیران است و محافظه کاری حسابداری، شاخص خوبی برای حل مسئله نمایندگی است؛ درک ارتباط بین استقلال هیئت مدیره و محافظه کاری حسابداری نیز مهم است (امران و عبدوالمناف، ۲۰۱۴، ۴۰۴).

باسو (۱۹۹۷، ۱۳) و بال و شیواکومار (۲۰۰۵، ۹۸)، دو مدل مختلف جهت ارزیابی محافظه کاری حسابداری ارائه داده‌اند. تاکنون تحقیق در شرکت‌های بورسی ایرانی انجام نشده است که مشخص نماید کدام یک از این مدل‌ها قدرت تبیین بیشتری برای اندازه‌گیری محافظه کاری حسابداری این شرکت‌ها ارائه می‌دهد. در ایران نیز به دلیل تفاوت‌های عمده مانند تورم، رکود، تحریمات اقتصادی، ناکارا بودن بورس اوراق بهادار، پیچیدگی فرآیند کسب و کار، بوروکراسی پیچیده اداری، مالکیت نهادی گسترده، این امکان وجود دارد که مدل‌های موجود ارزیابی محافظه کاری حسابداری، به خوبی سنجه دقیقی جهت ارزیابی محافظه کاری در شرکت‌های بورسی ایرانی ارائه ندهند و فاکتورهای دیگری که از جمله مهمترین آن‌ها عوامل مربوط به حاکمیت شرکتی است بر اتخاذ تصمیمات مدیریت جهت بکارگیری محافظه کاری حسابداری مؤثر باشند.

بنابراین هدف اول این پژوهش ارزیابی مدل‌های اولیه باسو و بال و شیواکومار جهت سنجش محافظه کاری حسابداری و تعیین این است که از بین مدل‌های موجود، کدام مدل در ایران قدرت تبیین بیشتری در سنجش محافظه کاری حسابداری دارد. هدف دوم تعدیل دو مدل فوق، از طریق شناسایی فاکتورهای دیگر اثرگذار بر محافظه کاری حسابداری شامل عوامل مربوط به حاکمیت شرکتی (مانند اندازه هیئت مدیره، استقلال هیئت مدیره، دوگانگی مدیر عامل، تمرکز مالکیت، درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی)، عوامل مربوط به حسابرسی (مانند تغییر حسابرس، دوره تصدی حسابرس، استقلال کمیته حسابرسی) و عدم تقارن اطلاعاتی است و هدف آخر ارائه‌ی الگوی سنجش محافظه کاری حسابداری بصورت جداگانه در هر مدل و در نهایت مقایسه‌ی نتایج و معرفی الگوی بهتر جهت ارزیابی محافظه کاری حسابداری برای شرکت‌های نمونه می‌باشد. در ادامه به بیان مبانی نظری مرتبط با محافظه‌کاری حسابداری و ارتباط آن با متغیرهای حاکمیت شرکتی و حسابرسی پرداخته و پس از تعریف متغیرها و مدل‌های پژوهش، به آزمون مدل‌ها و بیان نتایج حاصل از آزمون آن‌ها می‌پردازیم.

۲- مبانی نظری و سؤالات پژوهش

باسو (۱۹۹۷، ۲) محافظه‌کاری را الزام به داشتن درجه بالایی از اثبات و تأیید برای شناخت اخبار خوب مانند سود در مقابل شناخت اخبار بد مانند زیان تعریف می‌کند. عوامل مختلفی از جمله عوامل حاکمیت شرکتی و حسابرسی می‌توانند بر بکارگیری محافظه‌کاری توسط مدیریت تأثیرگذار باشند که مبانی آن‌ها به شرح زیر می‌باشد:

- **اندازه هیئت مدیره و محافظه‌کاری حسابداری:** در ادبیات دو دیدگاه رقابتی در مورد اثرات اندازه هیئت مدیره وجود دارد. یک دیدگاه این است که هیئت مدیره‌های بزرگ به علت مشکلات هماهنگی و درگیر شدن با یک گروه بزرگ نسبت به هیئت مدیره‌های کوچک کمتر

کارا هستند (جنسن، ۱۹۹۳، ۸۳۲). دیدگاه رقابتی این است که هیئت مدیره‌های بزرگ به مدیران اجازه می‌دهند که تخصص داشته باشند، بنابراین هیئت مدیره بزرگتر، منجر به کمترین تخصیص وظیفه به هر مدیر می‌شود و مدیران را قادر می‌سازد تا تخصص یابند. تخصص بیشتر می‌تواند به نظارت مؤثرتر منجر شود (احمد و دوئلمن، ۲۰۰۷، ۴۲۵). دالتون و دالتون (۲۰۰۵، ۹۲) ادعا می‌کنند که هیئت مدیره بزرگ از لحاظ دانش گسترده‌تر در میان اعضای آن سودمند است. توسط یافته‌های تجربی اثبات شده است که اندازه هیئت مدیره منجر به عملکرد پایین شرکت (گست، ۲۰۰۹، ۳۸۵)؛ مدیریت سود بالا (رحمان و علی، ۲۰۰۶، ۷۸۳) و افزایش وقوع وضعیت پریشانی مالی می‌شود (چانگ، ۲۰۰۹، ۱۲۵). بنابراین اندازه هیئت مدیره به طور معکوس با محافظه کاری حسابداری مرتبط است (محمدیونس و همکاران، ۲۰۱۴، ۵۰۲).

- **استقلال هیئت مدیره و محافظه‌کاری حسابداری:** برای نظارت مؤثر، هیئت مدیره باید از تعداد مناسبی مدیران غیراجرایی مستقل تشکیل شود. در یک هیئت مدیره غالب با مدیران مستقل بیرونی بیشتر، مدیران در قراردادهای کارا، کارآمدتر عمل خواهند کرد و مزایای گزارش حسابداری محافظه کار را بهتر درک می‌کنند؛ بنابراین آن‌ها نیازمند گزارش‌های مالی محافظه‌کارانه بیشتری هستند (امران و عبدوالمناف، ۲۰۱۴، ۴۰۵). با این حال، یک هیئت مدیره تحت تسلط مدیران داخلی، نظارت کمتری دارند و در این وضعیت، مدیریت ممکن است سیاست حسابداری تهاجمی را اتخاذ کند (زیا و ژو، ۲۰۰۹، ۸۴). لافوند و رویچوهاری (۲۰۰۸، ۱۰۴) استدلال می‌کنند که با کاهش مالکیت مدیریتی، شدت مشکلات نمایندگی افزایش می‌یابد و منجر به تقاضای بیشتری برای محافظه کاری می‌شود. مطالعات پیشین نشان می‌دهد که با نسبت بالای مدیران غیراجرایی، هیئت مدیره بیشتر محافظه کار است (امران و عبدوالمناف، ۲۰۱۴، ۴۰۵). علاوه بر این بیکز و همکاران (۲۰۰۴، ۴۷) دریافتند که نسبت‌های بالاتر مدیران مستقل در هیئت مدیره با سطوح بالاتری از حسابداری محافظه کارانه همراه بوده است. احمد و دوئلمن (۲۰۰۷، ۴۲۵)، دریافتند که درصد مدیران داخلی (مستقل) بطور منفی (مثبت) با محافظه کاری مرتبط است. نتایج تحقیق محمد و همکاران (۲۰۱۷، ۲۸۸) نشان می‌دهد که ساختار حاکمیت سازمانی بهتر از لحاظ استقلال هیئت مدیره، با محافظه کاری حسابداری رابطه مثبتی دارد. با این حال ارتباطات سیاسی تأثیر تعدیلی منفی بر رابطه مثبت بین محافظه‌کاری حسابداری و استقلال هیئت مدیره دارد. اناچ و گارسیامکا (۲۰۱۹، ۲۵۲) در تحقیقی مدیران مستقل را با توجه به مهارت‌ها، توانایی‌ها، ارتباطات و دانش در سه دسته مختلف طبقه بندی نموده‌اند: کارشناسان تجاری، متخصصان پشتیبانی و سایر افراد متخصص در جامعه. مطالعه آن‌ها تأیید می‌کند که همه مدیران مستقل در فعالیت نظارتی و قراردادی به یک اندازه مؤثر نیستند و انواع خاصی از مدیران مستقل مانند سیاستمداران، حتی می‌توانند حساسیت درآمدها را نسبت به اخبار بد کاهش دهند و متمایز کردن مدیران با توجه به

مهارت‌ها و توانایی‌های آن‌ها برای درک چگونگی تأثیرگذاری هیئت مدیره بر محافظه کاری حسابداری بسیار مهم است. محمدیونس و همکاران (۲۰۱۴، ۵۰۶) در تحقیقی نشان دادند که هیئت مدیره با نسبت بیشتر مدیران مستقل و تخصص مالی بالاتر، در تشخیص اخبار بد مربوط به درآمد نسبت به اخبار خوب، سریعتر هستند.

• **دوگانگی مدیرعامل و محافظه‌کاری حسابداری:** تئوری نمایندگی استدلال می‌کند از آن جایی که مسئولیت هیئت مدیره نظارت بر مدیریت از جمله مدیرعامل است، نقش مدیرعامل و عضو هیئت مدیره باید از هم جدا شود. با این حال، تئوری مباشرت درمی‌یابد که نقش دوگانه، رهبری را بهبود می‌بخشد؛ زیرا تفکیک اطلاعاتی بین مدیرعامل و هیئت مدیره وجود ندارد. بریکلی و همکاران (۱۹۹۷، ۱۹۴) و کلین (۱۹۹۸، ۲۸۰) استدلال می‌کنند که ساختار ترکیبی اجازه تصمیم گیری بموقع و بهینه را می‌دهد و اثربخشی هیئت مدیره را بهبود می‌بخشد؛ چرا که مدیران داخلی دانش و تخصص بیشتری در مورد فعالیت‌های شرکت دارند که ممکن است مدیران خارجی فاقد آن باشند. مطالعه نشان می‌دهد که ساختار مشترک به محافظه کاری کمتر منجر می‌شود و دوگانگی مدیرعامل بطور معکوس با حسابداری محافظه کار مرتبط است (محمدیونس و همکاران، ۲۰۱۴، ۵۰۳). چی و همکاران (۲۰۰۹، ۵۱) بیان کرده‌اند شرکت‌هایی با مدیران اجرایی که بطور همزمان در هیئت مدیره فعالیت می‌کنند بیشتر محافظه کار هستند. یافته‌های آن‌ها این ادعا که محافظه‌کاری ناشی از تقاضای قراردادی است را تکمیل می‌کند. جنسن (۱۹۹۳، ۸۳۲) استدلال می‌کند جدایی نقش مدیرعامل و رئیس هیئت مدیره، استقلال هیئت مدیره را افزایش خواهد داد که نظارت بر مدیریت را بهبود می‌بخشد.

• **تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری حسابداری:** هنگامی که یک سهامدار، بیشترین درصد سهام را در اختیار داشته باشد، ممکن است توانایی تأثیر بسزایی بر فعالیت‌های شرکتی و تصمیمات مدیریتی داشته باشد (کریلنکو، ۲۰۰۱، ۵۶۶). کولینان و همکاران (۲۰۱۲، ۹) با تمرکز بر بزرگترین سهامدار، فرضیه سلب مالکیت را ارزیابی کرده‌اند. فرضیه سلب مالکیت نشان می‌دهد که بزرگترین سهامدار ممکن است بتواند از طریق توانایی خود، انتصاب و اخراج مدیریت را کنترل کند. بزرگترین سهامدار می‌تواند ترکیب هیئت مدیره که نمایندگان سهامداران هستند را تعیین کند و بر عملکرد سازمان و کیفیت گزارشگری مالی شرکت تأثیر بگذارد. همچنین سهامداران بزرگ این فرصت را دارند که مدیریت را وادار کنند تا منافع خصوصی آن‌ها را دنبال کنند که ممکن است با منافع دیگر سهامداران متفاوت باشد و به انتقال ثروت از سهامداران اقلیت منجر شود. مدیریت پس از آن به شیوه‌ای عمل خواهد کرد که بتواند منافع بزرگترین سهامدار را برآورده کند، نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که محافظه کاری حسابداری بطور منفی با درصد سهام بزرگترین سهامدار مرتبط است که مطابق با فرضیه سلب مالکیت است. چن و همکاران (۲۰۰۱، ۱۹) مشاهده می‌کنند شرکت‌هایی با سهامداران متمرکز ممکن است

انگیزه‌های کمتری برای بهبود کیفیت صورت‌های مالی گزارش شده داشته باشند و این رفتارها موجب کاهش سطح محافظه کاری حسابداری می‌گردد. تحت یک ساختار مالکیت پراکنده‌تر، هیئت مدیره به راحتی می‌تواند در غیاب یک سهامدار بزرگ منفرد، با انگیزه‌ها و فرصت‌هایی برای نظارت دقیق‌تر بر مدیریت مواجه شود. پیش بینی می‌شود محافظه کاری حسابداری با درجه نفوذ بزرگترین سهامدار که توسط درصد سهام وی اندازه‌گیری می‌شود، بطور منفی رابطه داشته باشد (کولینان و همکاران، ۲۰۱۲، ۹). نتایج تحقیق رضازاده و خانی لنگلی (۱۳۹۴، ۳۳) حاکی از وجود رابطه‌ی منفی بین محافظه‌کاری حسابداری و درصد مالکیت بزرگترین سهامدار می‌باشد و زمانی که درصد سهام بزرگترین سهامدار بیش از ۳۰٪ باشد، این رابطه قوی‌تر است.

- **سرمایه‌گذاران نهادی و محافظه‌کاری حسابداری:** در مقایسه با سرمایه گذارن فردی، سرمایه گذاران نهادی قادر به نظارت بر مدیران با هزینه کمتری هستند و قادرند از رفتار فرصت طلبانه مدیران جلوگیری کنند. شواهد متقاعد کننده‌ای وجود دارد که شرکت‌هایی که توسط سرمایه گذاران نهادی بیشتر، اداره می‌شوند بیشتر محافظه کار هستند. سرمایه گذاران نهادی می‌توانند به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه گذاران فردی کمک کنند (چی و همکاران، ۲۰۰۹، ۵۱). سرمایه گذاران نهادی نقش بسیار بانفوذی در حاکمیت شرکت-ها در بازارهای توسعه یافته ایفا می‌کنند. در نتیجه سرمایه گذاران نهادی نیازمند اطلاعات بموقع و قابل اطمینان هستند که به آن‌ها امکان می‌دهد تا نظارت بهتری بر فعالیت‌های شرکت داشته باشند و در ایجاد استراتژی تجاری آن مشارکت کنند (لیو، ۲۰۱۹، ۵۴). در راستای این دیدگاه، گاسپار و همکاران (۲۰۰۵، ۱۴۰) و چن و همکاران (۲۰۰۷، ۱۹) نشان می‌دهند که سرمایه گذاران نهادی با افق‌های طولانی سرمایه گذاری، احتمالاً بیشتر به نظارت و ارتباط با مدیریت شرکت‌ها می‌پردازند و بنابراین تقاضای سطوح بالاتری از محافظه کاری حسابداری دارند. علاوه بر این، رامالینگ گودا و یو (۲۰۱۲، ۹۸) شواهد تجربی را ارائه می‌دهند که مالکیت نهادی بیشتر با گزارش‌های مالی محافظه کارتر در شرکت‌های آمریکایی مرتبط است. این رابطه مثبت در میان شرکت‌هایی با گزینه‌های رشد بیشتر و عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر، بیشتر می‌باشد.
- **تغییر حسابرس و محافظه‌کاری حسابداری:** اعتقاد بر آن است که محافظه کاری حسابداری می‌تواند حسابرسان را در مقابل دعاوی حقوقی و قضایی علیه آن‌ها مصون نماید. در عمل نیز محافظه کاری حسابداری مورد تأیید حسابرسان بوده و به عبارتی رویه‌های محافظه کارانه حسابداری نیز بیشتر از سوی آن‌ها حمایت می‌شود (بال و همکاران، ۲۰۰۰، ۷). عدم اتفاق نظر میان مدیران و حسابرسان در بکارگیری رویه‌های محافظه کارانه حسابداری، مدیران را به تغییر حسابرس تشویق می‌نمایند. موتز و شرف (۱۹۶۱، ۴۵) اذعان نموده‌اند که وجود رابطه طولانی، موجب بروز شک و تردید در خصوص استقلال و بی‌طرفی حسابرس می‌شود. مدیران

بالقوه انگیزه دارند که وضعیت شرکت را مطلوب جلوه دهند و به علت اختیارات مدیریت در ارائه گزارشات، فرصت اعمال این رویه‌ها را بدست می‌آورند. بنابراین در جهت حفظ منافع فعالان بازار سرمایه و کنترل انگیزه‌های منفعت جویانه مدیران، اصل محدود کننده محافظه کاری مطرح می‌شود. با توجه به این که با کاهش استقلال، حسابرسان تمایلی برای مقاومت در برابر خواسته‌های مدیریت صاحبکار نخواهند داشت، محافظه کاری در سودهای گزارش شده کاهش می‌یابد (ملکیان و عبدی‌پور، ۱۳۹۳، ۱۶۷). نتایج تحقیق کریشنان (۱۹۹۴، ۲۰۰) نشان داد میان محافظه کاری و تغییر حسابرس رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. شرکت‌ها به دلیل نارضایتی از تأکید حسابرس بر بکارگیری رویه‌های محافظه کارانه حسابداری، اقدام به تغییر حسابرس می‌نمایند (بنی مهد و فلاح میرعباسی، ۱۳۸۹، ۱۰۳). نتایج تحقیق ملکیان و عبدی-پور (۱۳۹۳، ۱۵۷)، حاکی از وجود رابطه مستقیم و معنادار بین تغییر مؤسسه حسابرسی و گزارشگری سودهای محافظه کارانه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

- **دوره تصدی حسابرس و محافظه‌کاری حسابداری:** گروهی بر این باورند که افزایش دوره تصدی، منجر به کاهش محافظه کاری می‌شود. بنابراین در سال‌های نخستین کار حسابرسان با صاحبکاران جدید، احتمال دارد حسابرسان به علت ترس از طرح دعاوی حقوقی علیه آنان که ممکن است به دلیل عدم شناخت کافی از فعالیت‌های صاحبکار پدید آید، رویه‌های محافظه کارانه تری از سوی صاحبکاران خود درخواست کنند. اما با گسترش روابط و احتمالاً کاهش استقلال، تمایلی برای مقاومت در برابر خواسته‌های مدیریت صاحبکار نداشته و به این ترتیب مدیران به گونه‌ای خوش بینانه به گزارشگری بپردازند که نتایج پژوهش‌های همیلتون و همکاران (۲۰۰۵، ۱) موافق با این دیدگاه است. در حالی که گروهی دیگر بر این باورند که تعاملات طولانی مدت حسابرس و صاحبکار منجر به افزایش در بکارگیری رویه‌های محافظه کارانه توسط صاحبکار می‌شود. به اعتقاد این گروه از صاحب نظران، از آن جایی که حسابرسان جدید معمولاً فاقد شناخت کافی درباره فعالیت‌های تجاری و سیستم‌های کنترل داخلی صاحبکار هستند، مجبور می‌شوند بیشتر روی تصمیم‌های مدیران در رابطه با گزارشگری مالی اتکا کنند و در نتیجه احتمال بیشتری وجود دارد که با رویه‌های فرصت طلبانه مدیران موافقت کنند. این امر می‌تواند منجر به کاهش استفاده از رویه‌های محافظه کارانه شود. اما با افزایش دوره تصدی و به دست آوردن شناخت بیشتر، هوشیاری آن‌ها نسبت به کار بیشتر شده و از هر گونه ریسک حسابرسی بالقوه اجتناب می‌کنند. مثلاً درخواست استفاده از رویه‌های محافظه کارانه‌تری را از مدیریت خواهند داشت (کرباسی یزدی و همکاران، ۱۳۹۳، ۹۷). لی (۲۰۱۰، ۲۲۶)، در مطالعه‌ای نشان داد که رابطه تصدی حسابرس و محافظه‌کاری حسابداری برای شرکت‌های بزرگ یا شرکت‌هایی که شدیداً توسط حسابرسان خود تحت

نظارت قرار می‌گیرند مثبت، در حالی که بطور قابل ملاحظه برای شرکت‌های کوچک یا شرکت‌هایی که بصورت ضعیف توسط حسابرسان خود مورد نظارت قرار می‌گیرند، منفی می-باشد. کرمی و بذرافشان (۱۳۸۸، ۵۵) دریافتند که بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری رابطه مستقیم و معنادار وجود دارد. یافته‌های حاصل از پژوهش کرباسی یزدی و همکاران (۱۳۹۳، ۹۵) بیانگر آن است که بین دوره تصدی حسابرس و محافظه کاری در سودهای گزارش شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط مستقیم و معناداری وجود دارد.

- **استقلال کمیته حسابرسی و محافظه‌کاری حسابداری:** برخی شواهد نشان می‌دهد که استقلال کمیته حسابرسی، مناقشات نمایندگی را کاهش می‌دهد (رحمت و همکاران، ۲۰۰۹، ۶۲۵). نتایج تجزیه و تحلیل انجام شده توسط پومروی و تورنتون (۲۰۰۸، ۳۰۵) نشان می‌دهد استقلال کمیته حسابرسی در بهبود کیفیت گزارش‌های مالی مؤثر است. کریشنان و ویسواناتان (۲۰۰۸، ۸۲۷) دریافتند که استقلال کمیته حسابرسی بر محافظه کاری حسابداری در شرکت-های آمریکایی تأثیر نمی‌گذارد. مطالعات تجربی نشان داد که استقلال کمیته حسابرسی منجر به کاهش هزینه بدهی، کاهش تقلب و افزایش محافظه کاری حسابداری شده است (اوونزجکسون و همکاران، ۲۰۰۹، ۵۷). همچنین مشاهده می‌شود که استقلال کمیته حسابرسی با کیفیت گزارشگری مالی توسط مدیریت مرتبط و از این رو احتمالاً تقاضای محافظه کاری بیشتری خواهند داشت (محمدیونس و همکاران، ۲۰۱۴، ۵۰۵). مدح مرزوکی و همکاران (۲۰۱۶، ۳۹۱) دریافتند که استقلال کمیته حسابرسی بعد از سال ۲۰۰۷ محافظه‌کاری سود را در مالزی افزایش می‌دهد.
- **عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری حسابداری:** محافظه کاری حسابداری می‌تواند به عنوان مکانیسمی برای تعادل منافع مدیران و سهامداران و کاهش اثرات عدم تقارن اطلاعاتی عمل کند (کولینان و همکاران، ۲۰۱۲، ۱). به اعتقاد بسیاری از پژوهشگران، محافظه کاری واکنشی است احتیاطی که می‌تواند دارای اطلاعات با اهمیتی باشد و در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی موجود بین تهیه کنندگان صورت‌های مالی و سرمایه گذاران نقش آفرینی کند. به اعتقاد این پژوهشگران، محافظه کاری نقش اطلاعاتی دارد و در واقع به محافظه کاری باید به عنوان نوعی ارسال نشانه از مدیریت به استفاده کنندگان نگریست. لافوند و واتس (۲۰۰۸، ۴۷۴) شواهدی را نشان می‌دهند که محافظه کاری با درجه عدم تقارن اطلاعاتی ارتباط مثبت دارد. آن‌ها دریافتند که محافظه کاری سبب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. آن‌ها نتیجه گیری می‌کنند که عدم تقارن اطلاعات بین سرمایه گذاران داخلی و خارجی، تقاضا برای محافظه کاری در صورت‌های مالی را ایجاد می‌کند. اگر حسابداری محافظه کارانه وسیله‌ای برای کاهش عدم اطمینان و عدم تقارن اطلاعات باشد، انتظار می‌رود که یک ساختار اداری کمتر ساختاری باعث افزایش تقاضای قراردادی برای حسابداری محافظه کارانه شود (چی و

همکاران، ۲۰۰۹، ۵۲). نتایج پژوهش رضازاده و آزاد (۱۳۸۷، ۷۷) حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار میان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و سطح محافظه‌کاری اعمال شده در صورت‌های مالی است. نتایج تحقیق خوش طینت و یوسفی اصل (۱۳۸۶، ۳۷) نشان می-دهد عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه و ناآگاه منجر به محافظه‌کاری می‌شود. شرکت‌های بالغ‌تر دارای محیط اطلاعاتی غنی‌تری هستند، که هم عدم قطعیت کلی و هم عدم تقارن اطلاعاتی مربوط به قابلیت دستیابی به سود پیش‌بینی شده را کاهش می‌دهند (ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲، ۵).

سؤالات پژوهش

۱.با بررسی مدل‌های ارائه شده برای اندازه‌گیری محافظه کاری مشروط حسابداری، از جمله مدل باسو (۱۹۹۷، ۱۳)؛ مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۵، ۹۸)؛ کدام مدل قدرت تبیین بیشتری در اندازه‌گیری محافظه کاری حسابداری دارد؟

۲.آیا عوامل مربوط به حاکمیت شرکتی از قبیل اندازه هیئت مدیره، استقلال هیئت مدیره، دوگانگی مدیرعامل، تمرکز مالکیت، درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی با محافظه کاری مشروط حسابداری رابطه‌ای دارند؟

۳.آیا عوامل مربوط به حسابرسی مانند تغییر حسابرس، دوره تصدی حسابرس و استقلال کمیته حسابرسی با محافظه کاری مشروط حسابداری رابطه‌ای دارند؟

٤.آیا عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران با محافظه کاری مشروط حسابداری رابطه‌ای دارد؟

۵.با تحلیل نتایج آزمون دو مدل باسو، بال و شیواکومار با استفاده از متغیرهای مختلف و تعدیل آن‌ها، الگوی سنجش محافظه کاری حسابداری در هر مدل به چه صورت خواهد بود و در نهایت کدام یک به عنوان الگوی بهتر جهت سنجش محافظه کاری حسابداری پیشنهاد می-گردد؟

۳- روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از جهت همبستگی و روش شناسی از نوع شبه تجربی و پس‌رویدادی است و از لحاظ ماهیت و اهداف از نوع کاربردی است. برای تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرهای پژوهش از داده‌های تابلویی و مدل اثرات ثابت استفاده شده است.

جامعه شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره‌ی یازده ساله از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا انتهای سال ۱۳۹۷ می‌باشد. در انجام این پژوهش از اطلاعات سال-شرکت، به روش مقطعی استفاده می‌شود و روش نمونه‌گیری از نوع حذفی است. بدین ترتیب که شرکت‌ها باید قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران مورد پذیرش قرار گرفته

باشند. سال مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد. شرکت‌ها نباید سال مالی خود را طی دوره زمانی تحقیق تغییر داده باشند. اطلاعات مورد نیاز و حسابرسی شده‌ی شرکت‌ها در دوره مورد نظر و یک دوره قبل از آن در دسترس باشند. شرکت‌ها جزء واسطه‌گری مالی نباشند، زیرا ماهیت آن‌ها متفاوت از سایر شرکت‌های عضو می‌باشد. بانک‌ها و مؤسسات مالی به دلیل تفاوت در ماهیت تجاری از نمونه حذف می‌گردند و همچنین نمونه شامل شرکت‌های سرمایه-گذاری و بیمه‌ای نباشد. که در نهایت ۱۵۶ شرکت به عنوان نمونه انتخاب گردیده‌اند.

نحوه‌ی محاسبه‌ی متغیرها و مدل‌های پژوهش

در این پژوهش متغیر محافظه‌کاری حسابداری، متغیر وابسته می‌باشد. متغیرهای اندازه هیئت مدیره، استقلال هیئت مدیره، دوگانگی مدیر عامل، تمرکز مالکیت، درصد مالکیت سرمایه-گذاران نهادی، تغییر حسابرس، دوره تصدی حسابرس، استقلال کمیته حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی متغیرهای مستقل می‌باشند. همچنین متغیرهای سن شرکت، بازده دارایی‌ها، رشد فروش، هزینه‌های نمایندگی متغیرهای کنترل می‌باشند.

- **محافظه‌کاری حسابداری**

در مدل باسو (۱۹۹۷، ۱۴)، رابطه‌ی متغیر سود هر سهم به قیمت هر سهم (NI) با بازده سهام (RET)، نشان‌دهنده‌ی محافظه‌کاری حسابداری (β_3) است. در مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۵، ۹۸)، رابطه‌ی اقلام تعهدی شرکت (ACC) با جریان‌های نقدی عملیاتی (CFO)، نشان‌دهنده‌ی محافظه‌کاری حسابداری (α_3) است. در این پژوهش ارتباط متغیرهای مستقل و کنترل با محافظه‌کاری حسابداری مورد سنجش قرار می‌گیرد.

- **اندازه هیئت مدیره**[1]: لگاریتم طبیعی تعداد مدیران هیئت مدیره (احمد و دوئلمن، ۲۰۰۷، ۴۲۵؛ کاللکار، ۲۰۱۶، ۶۱).
- **استقلال هیئت مدیره**[2]: از نسبت تعداد مدیران غیرموظف در هیئت مدیره به کل مدیران محاسبه می‌گردد (محمد یونس و همکاران ، ۲۰۱۴، ۵۰۲).
- **دوگانگی مدیرعامل**[3]: اگر مدیر عامل عضو هیئت مدیره باشد، به عنوان دوگانگی مدیرعامل قلمداد می‌گردد. بنابراین بصورت یک متغیر فرضی است که اگر نقش ترکیبی عضو هیئت مدیره– مدیرعامل، وجود داشته باشد متغیر یک و در غیر این‌صورت متغیر صفر را به خود می‌گیرد (محمد یونس و همکاران، ۲۰۱۴، ۵۰۳؛ کاللکار، ۲۰۱۶، ۶۱).
- **تمرکز مالکیت**[4]: درصد سهام متعلق به بزرگترین سهامدار شرکت می‌باشد (کولینان و همکاران ،۲۰۱۲، ۹).
- **درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی**[5]: سرمایه‌گذاران نهادی شامل سازمان‌ها و نهادهای دولتی و عمومی، بانک‌ها، مؤسسات بیمه، هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد

یا یا بیش از ۵ میلیارد ریال از ارزش اسمی اوراق بهادار در دست انتشار ناشر را خریداری کند، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و صندوق‌های بازنشستگی می‌باشند. درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی از طریق کل سهام نگهداری شده بوسیله سرمایه‌گذران نهادی تقسیم بر کل سهام در جریان محاسبه می‌شود (چی و همکاران، ۲۰۰۹، ۵۱؛ لو و وانگ، ۲۰۱۸، ۱۵).

- **تغییر حسابرس**[۶] : یک متغیر مجازی است بصورتی که برای شرکت‌هایی که در سال مورد بررسی حسابرس خود را تغییر داده‌اند مقدار یک و برای شرکت‌هایی که حسابرس خود را تغییر نداده‌اند مقدار صفر به خود می‌گیرد (بنی مهد و فلاح میر عباسی، ۱۳۸۹، ۱۰۳؛ ملکیان و عبدی پور، ۱۳۹۳، ۱۶۷).
- **دوره تصدی حسابرس**[۷]: تعداد سال‌هایی که حسابرس (مؤسسه حسابرسی) به استخدام واحد مورد رسیدگی درآمده است (کاپلان و مولدین، ۲۰۰۸، ۱۸۱؛ لی، ۲۰۱۰، ۲۳۷). ضوابط موسسات حسابرسی و بازرسان قانونی معتمد سازمان بورس اوراق بهادار تهران در تاریخ ۱۳۷۸/۳/۳ به تصویب شورای بورس رسیده است. لذا در این پژوهش تعداد سال-هایی که حسابرس از سال ۱۳۷۹ و همچنین پس از پذیرش واحد مورد رسیدگی در بورس اوراق بهادار تهران، به حسابرسی واحد مورد نظر پرداخته است، مد نظر می‌باشد.
- **استقلال کمیته حسابرسی**[۸]: از نسبت مدیران غیرموظف عضو کمیته حسابرسی بدست می-آید (محمد یونس و همکاران، ۲۰۱۴، ۵۰۵).
- **عدم تقارن اطلاعاتی**[۹]: برای سنجش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، مدلی را که ونکاتش و چیانگ (۱۹۸۶، ۴) برای تعیین دامنه‌ی قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام طراحی کرده‌اند بکار برده‌ایم. مدل یاد شده به شرح زیر است:

$$SPREAD_{i,t} = \frac{(AP-BP)\times 100}{(AP+BP)\div 2}$$

$SPREAD_{i,t}$: دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام i در دوره‌ی یکساله.

AP: میانگین قیمت پیشنهادی فروش سهام i در دوره‌ی یکساله.

BP: میانگین قیمت پیشنهادی خرید سهام i در دوره‌ی یکساله.

طبق مدل بالا هر چه دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام عدد بزرگتری باشد، حاکی از عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است. در آزمون فرضیه‌ها، قدر مطلق عدد حاصل از این مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد (قائمی و وطن پرست، ۱۳۸۴، ۹۴؛ رضا زاده و آزاد، ۱۳۸۷، ۶۸).

- **سن شرکت**[۱۰]: تعداد سال‌های عمر شرکت پس از پذیرش در بورس اوراق بهادار می‌باشد (سیه و همکاران، ۲۰۱۸، ۴۸).
- **بازده دارایی‌ها**[۱۱]: نسبت سودآوری است که از تقسیم سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه به کل دارایی‌های پایان دوره بدست می‌آید (ایاتریدیس، ۲۰۱۱، ۹۲).
- **رشد فروش**[۱۲] : از تقسیم تغییرات فروش به فروش اول دوره محاسبه می‌شود (احمد و دوئلمن، ۲۰۰۷، ۴۲۵).
- **هزینه‌های نمایندگی**[۱۳]: از طریق نسبت هزینه‌های اختیاری که از تقسیم جمع هزینه‌های اداری، توزیع و فروش به جمع دارایی‌های پایان دوره بدست می‌آید، محاسبه می‌گردد (چالاکی و همکاران، ۱۳۹۴، ۱۱؛ هنری، ۲۰۱۰، ۳۰).

مدل اندازه‌گیری محافظه‌کاری باسو (۱۹۹۷)

این مدل محافظه‌کاری مشروط حسابداری را اندازه‌گیری می‌نماید و بصورت زیر می‌باشد:

$$NI_{i,t} = B_0 + B_1 DR_{i,t} + B_2 RET_{i,t} + B_3 DR_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$NI_{i,t}$= از طریق سود هر سهم تقسیم بر قیمت سهام ابتدای سال مالی اندازه‌گیری می‌شود (هوئی، کلاسا و ینگ، ۲۰۱۲، ۱۲۱). $RET_{i,t}$ = بازده سالانه ناشی از خرید و نگهداری سهام در طول سال مالی که از طریق فرمول زیر اندازه‌گیری محاسبه شده است (سیه، ما و ناواسلو، ۲۰۱۸، ۴۶؛ باسو،۱۹۹۷، ۱۴):

$$RET_{i,t} = \frac{D_t + P_t(1+\alpha+\beta) - (P_{t-1} + c\alpha)}{P_{t-1} + c\alpha}$$

P_t= قیمت سهام در پایان دوره t؛ P_{t-1}= قیمت سهام در ابتدای دوره t یا پایان دوره t-1؛ D_t= منافع حاصل از مالکیت سهام که در دوره t به سهامداران تعلق گرفته است که به شکل سود نقدی می‌باشد.α= درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده‌ی نقدی؛ β= درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته؛ c= مبلغ اسمی پرداخت شده توسط سرمایه گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده‌ی نقدی و مطالبات.

$DR_{i,t}$ = یک متغیر مجازی است وقتی $RET_{i,t} < 0$ است مقدار آن برابر ۱ خواهد بود. همچنین هنگامی $RET_{i,t} \geq 0$ باشد مقدار آن صفر است. هرگاه بازده سهام منفی باشد فرض می‌شود که اخبار بد درباره‌ی آینده را منعکس می‌نماید. بنابراین این متغیر مجازی، زمانی که بازده سهام اخبار بد درباره‌ی آینده را پیش بینی نمی‌کند، مقدار صفر را به خود می‌گیرد. ضریب β_2= رابطه بین عایدات (سود حاصل از عملیات مستمر) و بازده سهام را نشان می‌دهد. ضریب β_3= به موقع بودن شناسایی اخبار بد نسبت به شناسایی اخبار خوب را اندازه‌گیری می‌کند. این ضریب شدت رابطه بین عایدات و بازده سهام را نشان می‌دهد. این ضریب همان معیار باسو درباره

اندازه گیری محافظه کاری سود است. چون سود اساساً عملکرد بد پیش بینی شده در آینده را منعکس می‌کند (کولینان و همکاران، ۲۰۱۲، ۷؛ امران و عبدوالمناف، ۲۰۱۴، ۴۰۶؛ بنکر و همکاران، ۲۰۱۶، ۲۰۷).

درنهایت برای سنجش تأثیر دیگر متغیرهای مستقل و کنترل بر محافظه‌کاری حسابداری، مدل باسو بصورت زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$NI_{i,t} = B_0 + B_1 DR_{i,t} + B_2 RET_{i,t} + B_3 DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_4 BDS_{i,t} + B_5 BDS_{i,t} \times DR_{i,t} + B_6 BDS_{i,t} \times RET_{i,t} + B_7 BDS_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_8 BID_{i,t} + B_9 BID_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{10} BID_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{11} BID_{i,t} \times DR_{i,t} * RET_{i,t} + B_{12} BCD_{i,t} + B_{13} BCD_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{14} BCD_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{15} BCD_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{16} OWNCON_{i,t} + B_{17} OWNCON_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{18} OWNCON_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{19} OWNCON_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{20} INST_{i,t} + B_{21} INST_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{22} INST_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{23} INST_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{24} AUCHANGE_{i,t} + B_{25} AUCHANGE_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{26} AUCHANGE_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{27} AUCHANGE_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{28} TENURE_{i,t} + B_{29} TENURE_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{30} TENURE_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{31} TENURE_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{32} ACID_{i,t} + B_{33} ACID_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{34} ACID_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{35} ACID_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{36} SPREAD_{i,t} + B_{37} SPREAD_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{38} SPREAD_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{39} SPREAD_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{40} AGE_{i,t} + B_{41} AGE_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{42} AGE_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{43} AGE_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{44} ROA_{i,t} + B_{45} ROA_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{46} ROA_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{47} ROA_{i,t} * DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{48} SALEGROW_{i,t} + B_{49} SALEGROW_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{50} SALEGROW_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{51} SALEGROW_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{52} AGENCY_{i,t} + B_{53} AGENCY_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{54} AGENCY_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{55} AGENCY_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$NI_{i,t}$ = سود هر سهم تقسیم بر قیمت سهام ابتدای دوره؛ $DR_{i,t}$ =متغیر مجازی؛ $RET_{i,t}$ = بازده سالانه سهام؛ $BDS_{i,t}$ = اندازه هیئت مدیره؛ $BID_{i,t}$ = استقلال هیئت مدیره؛ $BCD_{i,t}$ = دوگانگی مدیرعامل؛ $OWNCON_{i,t}$ = تمرکز مالکیت؛ $INST_{i,t}$ = درصد مالکیت سرمایه-گذاران نهادی؛ $AUCHANGE_{i,t}$ = تغییر حسابرس؛ $TENURE_{i,t}$ = دوره تصدی حسابرس؛ $ACID_{i,t}$ = استقلال کمیته حسابرسی؛ $SPREAD_{i,t}$ = عدم تقارن اطلاعاتی؛ $AGE_{i,t}$ = سن شرکت؛ $ROA_{i,t}$ = بازده دارایی‌ها؛ $SALEGROW_{i,t}$ = رشد فروش؛ $AGENCY_{i,t}$ = هزینه-های نمایندگی.

هر متغیر با چهار ضریب (به تنهایی، ضرب در DR، ضرب در RET، ضرب در DR×RET) وارد مدل می‌شود (لیو، ۲۰۱۹، ۵۶؛ اناچ و گارسیامکا، ۲۰۱۹، ۲۵۸). ضرب متغیرهای مستقل و کنترل مذکور در DR×RET نشان‌دهنده‌ی نحوه‌ی ارتباط آن‌ها با محافظه‌کاری حسابداری است:

$(B_3, B_7, B_{11}, B_{15}, B_{19}, B_{23}, B_{27}, B_{31}, B_{35}, B_{39}, B_{43}, B_{47}, B_{51}, B_{55})$.

شاید بتوان باسو (۱۹۹۷) را اولین پژوهشگری دانست که به منظور اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری در گزارش‌های مالی به پژوهش تجربی دست زد. تحقیقات مختلف نشان داده‌اند که مدل باسو دارای ایراداتی بدین شرح است: بال و همکاران (۲۰۱۳، ۳۸) با بکارگیری یک مدل اقتصاد سنجی به بررسی اعتبار مدل باسو در اندازه گیری محافظه‌کاری پرداختند و در نهایت نتیجه گرفتند که معیار باسو فاقد سوءگیری است. گیولی و همکاران (۲۰۰۷، ۶۵) در پژوهش خود نشان دادند که نتایج مدل باسو با سایر مدل‌ها متفاوت است و با توجه به این که محیط گزارشگری از نظر نوع، صنعت، کشور و دوره‌ی زمانی متفاوت است، برای محاسبه‌ی شاخص محافظه کاری باید همزمان از مدل‌های متفاوت استفاده نمود. مدل باسو در مورد شرکت‌هایی که برای آن‌ها بازده سهام وجود ندارد، نظیر شرکت‌های پذیرفته نشده در بورس کاربردی ندارد و محافظه‌کاری نهفته در ترازنامه را نشان نمی‌دهد (ریان، ۲۰۰۶، ۵۱۲). بین نتایج تحقیقات با استفاده از مدل باسو با سایر مدل‌ها تضاد زیادی وجود دارد. در برخی تحقیقات نشان داده شده است در نمونه‌هایی که محافظه‌کاری بالاست، مدل باسو میزان محافظه‌کاری را پایین نشان می‌دهد و برعکس (احمد و همکاران، ۲۰۰۲، ۸۶۸). مهمترین نقطه ضعف مدل باسو اثر تجمعی می‌باشد. این مدل تأثیر هر کدام از سودها و زیان‌های اقتصادی خاص را روی سود بصورت مجزا لحاظ نمی‌کند و از آن‌جا که متغیر مستقل، بازده کل طی دوره است، تأثیر سودها و زیان-های اقتصادی بصورت انباشته نشان داده می‌شود. اثر تجمعی موجب همپوشانی و تهاتر سودها و زیان‌های اقتصادی یک دوره می‌شود و نهایتاً از برخی شواهد محافظه‌کاری چشم‌پوشی می-کند. با توجه به این نقاط ضعف، مدل باسو احتمالاً موجب انحراف برآورد کننده جهت سنجش میزان محافظه کاری می‌شود (رحمانی و صدیقی، ۱۳۹۲، ۲۸).

مدل اندازه گیری محافظه‌کاری بال و شیواکومار (۲۰۰۵)

بال و شیواکومار (۲۰۰۵، ۹۸) از مدل ساده اقلام تعهدی جریان‌های نقد به منظور برجسته نمودن نقش اقلام تعهدی در شناخت بموقع زیان‌ها استفاده نمودند. در صورت محافظه‌کار بودن سود خالص، انتظار می‌رود که جریان‌های نقدی منفی با کاهش در اقلام تعهدی همراه باشد. این مدل محافظه‌کاری مشروط حسابداری را اندازه گیری می‌نماید و بصورت زیر می‌باشد:

$$ACC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DCFO_{i,t} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$ACC_{i,t}$= اقلام تعهدی شرکت i در سال t که برابر است با سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه منهای جریان نقدی حاصل از عملیات تقسیم بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره؛ $DCFO_{i,t}$= یک متغیر مجازی است که اگر جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t منفی باشد یک و در

غیر این‌صورت مقدار صفر می‌گیرد؛ $CFO_{i,t}$= جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t تقسیم بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره t. همه متغیرهای مدل بالا (به استثنای متغیر مجازی) به رقم جمع دارایی‌های شرکت i در انتهای سال t-1 (ابتدای دوره t) تقسیم شده و بدین ترتیب مقیاس زدایی شده است. در صورت محافظه‌کار بودن سود خالص، ضریب α_3 مثبت بوده و جریان‌های نقدی رابطه معناداری با اقلام تعهدی دارد. اندازه این ضریب بیانگر میزان محافظه-کاری است. درنهایت برای سنجش تأثیر دیگر متغیرهای مستقل و کنترل بر محافظه‌کاری حسابداری، مدل بال و شیواکومار بصورت زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد.

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DCFO_{it} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_4 BDS_{it} + \alpha_5 BDS_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_6 BDS_{it} \times CFO_{it} + \alpha_7 BDS_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_8 BID_{it} + \alpha_9 BID_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{10} BID_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{11} BID_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{12} BCD_{it} + \alpha_{13} BCD_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{14} BCD_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{15} BCD_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{16} OWNCON_{it} + \alpha_{17} OWNCON_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{18} OWNCON_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{19} OWNCON_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{20} INST_{it} + \alpha_{21} INST_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{22} INST_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{23} INST_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{24} AUCHANGE_{it} + \alpha_{25} AUCHANGE_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{26} AUCHANGE_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{27} AUCHANGE_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{28} TENURE_{it} + \alpha_{29} TENURE_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{30} TENURE_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{31} TENURE_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{32} ACID_{it} + \alpha_{33} ACID_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{34} ACID_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{35} ACID_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{36} SPREAD_{it} + \alpha_{37} SPREAD_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{38} SPREAD_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{39} SPREAD_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{40} AGE_{it} + \alpha_{41} AGE_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{42} AGE_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{43} AGE_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{44} ROA_{it} + \alpha_{45} ROA_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{46} ROA_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{47} ROA_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{48} SALEGROW_{it} + \alpha_{49} SALEGROW_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{50} SALEGROW_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{51} SALEGROW_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{52} AGENCY_{it} + \alpha_{53} AGENCY_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{54} AGENCY_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{55} AGENCY_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \varepsilon_{it}$$

$ACC_{i,t}$=اقلام تعهدی؛ $DCFO_{i,t}$ = متغیر مجازی؛ $CFO_{i,t}$=جریان نقد عملیاتی؛ $BDS_{i,t}$ = اندازه هیئت مدیره؛ $BID_{i,t}$ = استقلال هیئت مدیره؛ $BCD_{i,t}$ = دوگانگی مدیرعامل؛ $OWNCON_{i,t}$ = تمرکز مالکیت؛ $INST_{i,t}$ = درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی؛ $AUCHANGE_{i,t}$ = تغییر حسابرس؛ $TENURE_{i,t}$ = دوره تصدی حسابرس؛ $ACID_{i,t}$ = استقلال کمیته حسابرسی؛ $SPREAD_{i,t}$ = عدم تقارن اطلاعاتی؛ $AGE_{i,t}$ = سن شرکت؛ $ROA_{i,t}$ = بازده دارایی‌ها؛ $SALEGROW_{i,t}$ = رشد فروش؛ $AGENCY_{i,t}$ = هزینه‌های نمایندگی.

هر متغیر با چهار ضریب (به تنهایی، ضرب در DCFO، ضرب در CFO، ضرب در DCFO×CFO) وارد مدل می‌شود (لیو، ۲۰۱۹،۵۷). ضرب متغیرهای مستقل و کنترل مذکور DCFO×CFO نشان‌دهنده‌ی نحوه‌ی ارتباط آن‌ها با محافظه‌کاری حسابداری است:
($\alpha_3, \alpha_7, \alpha_{11}, \alpha_{15}, \alpha_{19}, \alpha_{23}, \alpha_{27}, \alpha_{31}, \alpha_{35}, \alpha_{39}, \alpha_{43}, \alpha_{47}, \alpha_{51}, \alpha_{55}$).

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی و فراوانی متغیرهای پژوهش

آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش شامل میانگین، میانه، ماکسیمم و مینیمم، انحراف استاندارد به شرح جدول ۱ ارائه گردیده است. همچنین فراوانی و درصد فراوانی متغیرهای مجازی پژوهش نیز در جدول ۲ ارائه گردیده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	ماکسیمم	مینیمم	انحراف استاندارد	تعداد مشاهدات
BDS	۰/۷۰۱	۰/۶۹۸	۰/۸۴۵	۰/۶۰۲	۰/۰۲۱	۱۷۱۶
BID	۰/۶۴۴	۰/۶	۱	۰	۰/۱۸۸	۱۷۱۶
OWNCON	۰/۵۰۸	۰/۵۱	۰/۹۹	۰/۰۲	۰/۲۰۳	۱۷۱۶
INST	۰/۷۱۷	۰/۸	۰/۹۹۱	۰/۰۱	۰/۲۵۹	۱۷۱۶
TENURE	۵/۰۴۴	۳	۱۹	۱	۴/۳۶۹	۱۷۱۶
ACID	۰/۳۳۵	.	۱	.	۰/۳۷۹	۱۷۱۶
SPREAD	۰/۴۰۶	۰/۰۸۸	۷/۶۱۲	۰/۰۰۰۱	۰/۷۱۱	۱۷۱۶
AGE	۱۶/۸۹۱	۱۵	۵۰	۱	۸/۶۲۳	۱۷۱۶
ROA	۰/۱۳۲	۰/۱۱۳	۰/۷۴۵	-۰/۵۴	۰/۱۴۹	۱۷۱۶
SALEGROW	۰/۲۱۵	۰/۱۵	۵/۲۱	-۰/۸۷	۰/۴۴۶	۱۷۱۶
AGENCY	۰/۰۵۹	۰/۰۴۹	۰/۳۴۵	۰/۰۰۲	۰/۰۴	۱۷۱۶
NI	۰/۱۳۹	۰/۱۲۴	۶/۴۶	-۲/۰۲	۰/۲۸	۱۷۱۶
RET	۰/۳۲۹	۰/۰۷۲	۸/۹۸۸	-۰/۹۱۳	۰/۹۴۴	۱۷۱۶
ACC	۰/۰۱۸	۰/۰۰۵	۱/۲۸	۱/۱۰۱	۰/۱۷۳	۱۷۱۶
CFO	۰/۱۴۷	۰/۱۲۲	۱/۱۴۹	-۰/۷۴۹	۰/۱۶۵	۱۷۱۶

طبق نتایج جدول ۱، نزدیکی میانگین و میانه بیانگر متقارن بودن توزیع داده‌هاست.

جدول ۲- فراوانی متغیرهای مجازی پژوهش

متغیرهای مجازی	فراوانی		درصد فراوانی	
	متغیر یک	متغیر صفر	متغیر یک	متغیر صفر
BCD	۱۰۹۹	۶۱۷	٪۶۴	٪۳۶
AUCHANGE	۴۰۵	۱۳۱۱	٪۲۴	٪۷۶
DR	۷۵۲	۹۶۴	٪۴۴	٪۵۶
DCFO	۳۷۷	۱۳۳۹	٪۲۲	٪۷۸

۴-۲. همبستگی متغیرهای مستقل و کنترل از نظر توضیح دهندگی متغیرهای وابسته

جدول ۳: همبستگی متغیرهای مستقل و کنترل با متغیرهای وابسته

متغیرهای پژوهش	ACC	NI
BDS	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵
BID	۰/۰۶۴	۰/۰۴
BCD	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷
OWNCON	۰/۰۰۴	۰/۰۳
INST	۰/۰۱۹	۰/۰۲۷
AUCHANGE	-۰/۰۳۴	-۰/۰۲۹
TENURE	-۰/۰۵۷	-۰/۰۶۱
ACID	-۰/۰۰۶	-۰/۰۶۹
SPREAD	۰/۰۳۴	-۰/۰۰۲
AGE	-۰/۰۲	-۰/۰۳۶
ROA	۰/۵۶۳	۰/۵۰۸
SALEGROW	۰/۲۳۱	۰/۱۸
AGENCY	-۰/۰۷۵	-۰/۰۵

در جدول ۳ همبستگی متغیرهای مستقل و کنترل با متغیر وابسته‌ی نسبت سود هر سهم به قیمت هر سهم (NI) و اقلام تعهدی (ACC) آورده شده است. از میان همبستگی بین متغیرها از لحاظ میزان توضیح دهندگی متغیر وابسته‌ی NI، بیشترین همبستگی مربوط به متغیر بازده دارایی‌هاست که بصورت مثبت می‌باشد و کمترین همبستگی نیز مربوط به متغیر عدم تقارن اطلاعاتی می‌باشد. از میان همبستگی بین متغیرها از لحاظ میزان توضیح دهندگی متغیر وابسته‌ی ACC، بیشترین همبستگی همچنان مربوط به متغیر بازده دارایی‌هاست و کمترین همبستگی نیز مربوط به متغیر تمرکز مالکیت می‌باشد.

۴-۳. آزمون مدل اولیه باسو

هدف از آزمون مدل اولیه باسو این است که بسنجیم این مدل بدون وارد کردن هرگونه متغیر مستقل دیگر، چه قدرت تبیینی در سنجش محافظه‌کاری حسابداری دارد.

جدول ۴- نتیجه آزمون مدل اولیه باسو

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره T	احتمال
عرض از مبدأ	۰/۱۱۶	۸/۶۴۹	۰/۰۰۰
DR	-۰/۰۰۴	-۱/۹۸۷	۰/۰۴۳
RET	۰/۰۹۵	۲۰/۱۹۶	۰/۰۰۰
DR×RET	۰/۰۵	۱/۹۹۳	۰/۰۴۱
ضریب تعیین تعدیل شده	٪۵۵	آماره دوربین واتسون	۱/۶
آماره F فیشر	۱۴/۳۱۵	احتمال آماره F	۰/۰۰۰
متغیرهای مستقل	مقدار آماره		احتمال
آماره F	۴۳۵/۶۲۱		۰/۰۰۰
خی دو	۴۳۵/۶۲۱		۰/۰۰۰

برآورد نتایج مدل اولیه باسو بر اساس مدل اثرات ثابت نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح ۵٪ معنادارند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل ۵۵٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. بنابراین مدل اولیه باسو قدرت تبیینی در سطح ۵۵٪ جهت اندازه‌گیری محافظه-کاری حسابداری دارد. نتیجه آزمون مدل اولیه باسو به شرح زیر است:

$$NI_{i,t} = ۰/۱۱۶ - ۰/۰۰۴\, DR_{i,t} + ۰/۰۹۵\, RET_{i,t} + ۰/۰۵\, DR_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

برای اطمینان از نتایج روش تحلیلی از آزمون والد استفاده گردیده است که با توجه به مقادیر احتمال هر دو آماره F و خی دو، که از ۰/۰۵ کوچکتر هستند؛ می‌توان نتیجه گرفت ضرایب متغیرهای مستقل در رگرسیون معنادارند و یکسان نمی‌باشند.

۴-۴. آزمون مدل اولیه بال و شیوا کومار

هدف از آزمون مدل اولیه بال و شیواکومار این است که بسنجیم این مدل بدون وارد کردن هرگونه متغیر مستقل دیگر، چه قدرت تبیینی در سنجش محافظه‌کاری حسابداری دارد.

جدول ۵- نتیجه آزمون مدل اولیه بال و شیواکومار

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره T	احتمال
عرض از مبدأ	۰/۰۸۱	۱۰/۰۸۸	۰/۰۰۰
DCFO	۰/۰۴	۷	۰/۰۰۰
CFO	-۰/۵۱	-۱۳/۰۱۲	۰/۰۰۰
DCFO×CFO	۰/۷۶۶	۴/۷۴۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	٪۶۴/۷	آماره دوربین واتسون	۱/۵۹
آماره F فیشر	۱۵/۸۳۳	احتمال آماره F	۰/۰۰۰
متغیرهای مستقل		مقدار آماره	احتمال
آماره F		۲۰۷/۱۴۴	۰/۰۰۰
خی دو		۲۰۷/۱۴۴	۰/۰۰۰

برآورد نتایج مدل اولیه بال و شیواکومار بر اساس مدل اثرات ثابت نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح ۵٪ معنادارند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل حدود ۶۴/۷٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. بنابراین مدل اولیه بال و شیواکومار قدرت تبیینی در سطح ۶۴/۷٪ جهت اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری دارد. نتیجه آزمون مدل اولیه بال و شیواکومار به شرح زیر است:

$$Acc_{it} = ۰/۰۸۱ + ۰/۰۴\ DCFO_{it} - ۰/۵۱\ CFO_{it} + ۰/۷۶۶\ DCFO_{it} \times CFO_{it} + \varepsilon_{it}$$

برای اطمینان از نتایج روش تحلیلی از آزمون والد استفاده گردیده است که با توجه به مقادیر احتمال هر دو آماره F و خی دو، که از ۰/۰۵ کوچکتر هستند؛ می‌توان نتیجه گرفت ضرایب متغیرهای مستقل در رگرسیون معنادارند و یکسان نمی‌باشند.

۴-۵. آزمون مدل تعدیل یافته باسو

جدول ۶- نتیجه آزمون مدل تعدیل یافته باسو

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره T	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۱۵۸	-۶/۲۶۸	**۰/۰۰۰
DR	-۰/۲۸۵	-۴/۰۵۲	**۰/۰۰۰
RET	۰/۲۶	۳/۸۲۵	**۰/۰۰۰۱
DR×RET	۰/۸۲۹	۵/۴۵۲	**۰/۰۰۰
BDS	۰/۳۸۹	۱/۲۱۲	۰/۲۲۵
BDS×DR	۰/۲۷	۰/۶۸	۰/۴۹۶
BDS×RET	-۰/۰۳۴	-۰/۱۹۸	۰/۸۴۲
BDS×DR×RET	۱/۱۲۴	۱/۴۲۲	۰/۱۵۵۲
BID	۰/۰۱۱	۰/۶۸۴	۰/۴۹۳
BID×DR	-۰/۱۷	-۰/۵۲	۰/۲۴
BID×RET	-۰/۳۱	-۲/۶	**۰/۰۵
BID×DR×RET	۰/۲۹	۳/۶۲	**۰/۰۰۱
BCD	-۰/۱	-۱/۴۹	۰/۴۷
BCD×DR	۰/۱۳	۱/۹۴	۰/۳۵
BCD×RET	۰/۱۶	۲/۵۶	**۰/۰۴
BCD×DR×RET	-۰/۱۵	-۳/۲۹	**۰/۰۰۳
OWNCON	۰/۹۳	۳/۴۸	**۰/۰۰۲
OWNCON ×DR	-۰/۹	-۳/۸۸	**۰/۰۱
OWNCON ×RET	-۰/۷	-۲/۹۵	**۰/۳۶
OWNCON × DR× RET	-۰/۲۷	-۰/۶	۰/۷
INST	-۰/۷	-۱/۳۶	۰/۶۶
INST × DR	۰/۱۱	۲/۳۹	**۰/۰۴
INST × RET	۰/۵۴	۲/۷۶	**۰/۰۷
INST ×DR×RET	۰/۲۶	۲/۳۱	**۰/۲۵
AUCHANGE	-۰/۱۱	-۱/۱۱	۰/۷
AUCHANGE × DR	۰/۱۵	۱/۴۵	۰/۲۲
AUCHANGE × RET	۰/۰۴	۰/۶۲	۰/۳۵

AUCHANGE ×DR×RET	۰/۰۷	۰/۸۳	۰/۷۶
TENURE	-۰/۰۳	-۳/۲۳	**۰/۰۱
TENURE × DR	۰/۰۴	۱/۷۲	۰/۶۱
TENURE ×RET	۰/۰۲	۲/۷۵	**۰/۰۵
TENURE ×DR×RET	-۰/۰۰۵	-۰/۱۶	۰/۸۶
ACID	۰/۰۷	۰/۶۲	۰/۰۷
ACID × DR	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۷۳
ACID × RET	-۰/۰۱	-۰/۹۳	۰/۲۵
ACID ×DR×RET	-۰/۵۹	-۱/۰۳	۰/۶۹
SPREAD	-۰/۱۳	-۴/۵۹	**۰/۰۰
SPREAD × DR	۰/۱۱	۱/۷۰۶	۰/۸۸
SPREAD ×RET	۰/۰۸	۲/۵۲	**۰/۱۸
SPREAD ×DR×RET	-۰/۱۹	-۱/۴۴	۰/۲۲
AGE	-۰/۰۹	-۶/۸۳	**۰/۰۰
AGE ×DR	۰/۰۰۵	۱/۱۱	۰/۶۶
AGE ×RET	-۰/۰۱	-۳/۱۱	**۰/۰۰۷
AGE ×DR× RET	۰/۰۴	۳/۷۷	**۰/۰۱
ROA	۰/۷۹	۲۴/۵۸	**۰/۰۰
ROA × DR	۰/۷۴	۱/۵	۰/۴۷
ROA × RET	۰/۹۳	۳/۲۶	**۰/۰۰۲
ROA ×DR× RET	۰/۸۴	۴/۵۹	**۰/۰۰
SALEGROW	-۰/۱	-۰/۹۷	۰/۵
SALEGROW × DR	۰/۱۴	۰/۱	۰/۴۱
SALEGROW × RET	۰/۳۲	۲/۱۷	**۰/۱۵
SALEGROW ×DR× RET	-۰/۳	-۱/۲۴	۰/۰۵
AGENCY	-۰/۲۸	-۲/۸۹	**۰/۰۳
AGENCY × DR	۰/۸۴	۱/۶۴	۰/۸۷
AGENCY × RET	۰/۹	۲/۲۶	**۰/۲۶
AGENCY ×DR× RET	۰/۹۸	۲/۷۸	**۰/۰۴
ضریب تعیین تعدیل شده	٪۷۲/۸	آماره دوربین واتسون	۱/۱۳
آماره F فیشر	۲۴/۹	احتمال آماره F	۰/۰۰

** در سطح احتمال ۵٪ معنی دار هستند.

برآورد نتایج مدل تعدیل یافته باسو بر اساس مدل اثرات ثابت نشان می‌دهد که سطوح احتمال متغیرهای اندازه هیئت مدیره، تمرکز مالکیت، تغییر حسابرس، دوره تصدی حسابرس، استقلال کمیته حسابرسی، عدم تقارن اطلاعاتی و رشد فروش بیشتر از سطح معناداری ۵٪ می‌باشد و در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین این متغیرها و محافظه‌کاری حسابداری رابطه‌ای وجود ندارد. سطوح احتمال متغیر استقلال هیئت مدیره، متغیر درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، متغیر سن شرکت، بازده دارایی‌ها، هزینه‌های نمایندگی کمتر از سطح معناداری ۰/۰۵ می‌باشد و در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین آن‌ها و محافظه‌کاری حسابداری رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار وجود دارد. همچنین سطح احتمال متغیر دوگانگی مدیرعامل نیز کمتر از سطح معناداری ۰/۰۵ می-باشد و در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین دوگانگی مدیرعامل و محافظه‌کاری حسابداری رابطه-ی منفی و معنی‌دار وجود دارد.

نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل و کنترل ۷۲/۸٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می-کنند. بنابراین مدل تعدیل یافته باسو قدرت تبیینی در سطح ۷۲/۸٪ جهت اندازه‌گیری محافظه-کاری حسابداری دارد.

بنابراین الگوی سنجش محافظه‌کاری حسابداری طبق مدل باسو با توجه به عوامل و متغیرهایی که مرتبط با سنجش محافظه‌کاری در شرکت‌های نمونه هستند (شامل متغیرهای استقلال هیئت مدیره، دوگانگی مدیرعامل، درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، سن شرکت، بازه دارایی‌ها و هزینه‌های نمایندگی) با توجه به این‌که هر متغیر با چهار ضریب وارد مدل می‌شود، بصورت زیر می‌باشد:

$$NI_{i,t} = B_0 + B_1 DR_{i,t} + B_2 RET_{i,t} + B_3 DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_4 BID_{i,t} + B_5 BID_{i,t} \times DR_{i,t} + B_6 BID_{i,t} \times RET_{i,t} + B_7 BID_{i,t} \times DR_{i,t} * RET_{i,t} + B_8 BCD_{i,t} + B_9 BCD_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{10} BCD_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{11} BCD_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{12} INST_{i,t} + B_{13} INST_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{14} INST_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{15} INST_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{16} AGE_{i,t} + B_{17} AGE_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{18} AGE_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{19} AGE_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{20} ROA_{i,t} + B_{21} ROA_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{22} ROA_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{23} ROA_{i,t} * DR_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{24} AGENCY_{i,t} + B_{25} AGENCY_{i,t} \times DR_{i,t} + B_{26} AGENCY_{i,t} \times RET_{i,t} + B_{27} AGENCY_{i,t} \times DR_{i,t} \times RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$NI_{i,t}$ = سود هر سهم تقسیم بر قیمت سهام ابتدای دوره؛ $DR_{i,t}$ =متغیر مجازی؛ $RET_{i,t}$ = بازده سالانه سهام؛ $BID_{i,t}$ = استقلال هیئت مدیره؛ $BCD_{i,t}$ = دوگانگی مدیرعامل؛ $INST_{i,t}$ = درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی؛ $AGE_{i,t}$ = سن شرکت؛ $ROA_{i,t}$ = بازده دارایی‌ها؛ $AGENCY_{i,t}$ = هزینه‌های نمایندگی.

۴-۶. آزمون مدل تعدیل یافته بال و شیواکومار

جدول ۷- نتیجه آزمون مدل تعدیل یافته بال و شیواکومار

متغیرهای مستقل	ضریب	آماره T	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۰۴۲	-۳/۸۷	۰/۰۰۰**
DCFO	۰/۱۱۳	۳/۱۹۳	۰/۰۰۱**
CFO	-۰/۸۴۱	-۲/۴۵۲	۰/۰۱۴**
DCFO×CFO	۳/۲۶۸	۳/۴۴	۰/۰۰۰۶**
BDS	۰/۰۵۵	۰/۸۳۳	۰/۴۰۴
BDS×DCFO	۰/۱۶	۱/۲۲۸	۰/۲۱۹
BDS×CFO	-۰/۰۸۴	-۰/۱۷۴	۰/۸۶۱
BDS×DCFO×CFO	۰/۰۱۸	۰/۰۹۴	۰/۹۲۴
BID	-۰/۰۰۲	-۰/۳۲۳	۰/۷۴۶
BID×DCFO	-۰/۰۱۴	-۰/۹۳۱	۰/۳۵۱

BID×CFO	-۰/۰۳۹	-۰/۹۷۵	۰/۳۲۹
BID×DCFO×CFO	۰/۰۹	۳/۰۴۸	**۰/۰۰۲
BCD	-۰/۰۰۳	-۱/۲	۰/۲۳
BCD× DCFO	۰/۰۰۲	۰/۲۹۸	۰/۷۶۵
BCD× CFO	۰/۰۴۳	۲/۹۹۸	**۰/۰۰۲
BCD× DCFO × CFO	-۰/۱۲۹	-۱/۹۹۴	**۰/۰۴۵
OWNCON	۰/۰۱۷	۱/۷۲۴	۰/۰۸۴
OWNCON × DCFO	۰/۰۱۴	۰/۸۵۴	۰/۳۹۲
OWNCON × CFO	-۰/۱۰۹	-۲/۶۵۵	**۰/۰۰۸
OWNCON × DCFO × CFO	-۰/۷۲۹	-۳/۶۷۳	**۰/۰۰۰۲
INST	-۰/۰۰۴	-۰/۴۱۹	۰/۶۷۵
INST × DCFO	-۰/۰۱۰۲	-۰/۶۰۷	۰/۵۴۳
INST × CFO	-۰/۰۶۴	-۱/۸۶۹	۰/۰۶۱
INST ×DCFO × CFO	-۰/۱۶۴	-۰/۸۶	۰/۳۸۹
AUCHANGE	-۰/۰۰۰۴	-۰/۱۵۹	۰/۸۷۳
AUCHANGE × DCFO	۰/۰۱۶	۲/۲۶۷	**۰/۰۲۳
AUCHANGE × CFO	۰/۰۱۳	۰/۹۰۴	۰/۳۶۶
AUCHANGE × DCFO × CFO	۰/۱۰۳	۱/۰۹۹	۰/۲۷۱
TENURE	-۰/۰۰۰۶	-۱/۹۹۳	**۰/۰۴۶
TENURE × DCFO	۰/۰۰۱	۳/۳۱۷	**۰/۰۰۰۹
TENURE × CFO	۰/۰۰۲	۱/۲۰۶	۰/۲۲۷
TENURE × DCFO × CFO	۰/۰۱۷	۲/۸۲	**۰/۰۰۴
ACID	-۰/۰۰۶	-۱/۸۲۸	۰/۰۶۷
ACID × DCFO	۰/۰۰۱	۰/۲۲۱	۰/۸۲۴
ACID × CFO	۰/۰۴۱	۲/۳۹۸	**۰/۰۱۶
ACID × DCFO × CFO	۰/۰۶۷	۰/۸۳۵	۰/۴۰۳
SPREAD	۰/۰۰۰۲	۰/۱۶۲	۰/۸۷
SPREAD × DCFO	۰/۰۰۸	۰/۲۹۷	۰/۷۶۵
SPREAD × CFO	-۰/۰۰۵	-۰/۸۳۷	۰/۴۰۲
SPREAD × DCFO × CFO	۰/۰۰۲	۲/۱۰۵	**۰/۰۳۵
AGE	۰/۰۰۱	۳/۳۳۶	**۰/۰۰۰۹
AGE × DCFO	-۰/۰۰۰۵	-۱/۶۱۷	۰/۱۰۶
AGE × CFO	-۰/۰۰۲	-۲/۴۱۷	**۰/۰۱۵
AGE × DCFO × CFO	۰/۰۰۴	۴/۱۷۵	**۰/۰۰۰
ROA	۱/۰۸۴	۸۷/۸۰۲	**۰/۰۰۰
ROA × DCFO	۰/۰۵۵	۲/۱۰۳	**۰/۰۳۵
ROA × CFO	۰/۴۲۶	۹/۱۲۲	**۰/۰۰۰
ROA × DCFO × CFO	۰/۹۷۱	۵/۲۴۴	**۰/۰۰۰

SALEGROW	۰/۰۰۲	۰/۸۵۵	۰/۳۹۲
SALEGROW × DCFO	۰/۰۰۲	۰/۳۷۳	۰/۷۰۸
SALEGROW × CFO	۰/۱۱۷	۷/۴۱۴	**۰/۰۰۰
SALEGROW × DCFO × CFO	-۰/۱۱۹	-۱/۴۹	۰/۱۳۶
AGENCY	-۰/۰۳۹	-۱/۱۵۹	۰/۲۴۶
AGENCY × DCFO	۰/۰۵۲	۰/۵۸۵	۰/۵۵۸
AGENCY × CFO	-۰/۴۵۰	-۲/۷۴۵	**۰/۰۰۶
AGENCY × DCFO × CFO	۰/۷۹۲	۴/۹۶۲	**۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	٪۸۱/۲۵	آماره دوربین واتسون	۱/۸۹۱
آماره F فیشر	۲۸۹/۴۳۴	احتمال آماره F	۰/۰۰۰

** در سطح احتمال ۵٪ معنی دار هستند.

برآورد نتایج مدل تعدیل یافته بال و شیواکومار بر اساس مدل اثرات ثابت نشان می‌دهد که سطوح احتمال متغیرهای اندازه هیئت مدیره، درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، تغییر حسابرس، استقلال کمیته حسابرسی و رشد فروش بیشتر از سطح معناداری ۵٪ می‌باشد و در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین این متغیرها و محافظه‌کاری حسابداری رابطه‌ی معناداری وجود ندارد. سطوح احتمال متغیرهای استقلال هیئت مدیره، دوره تصدی حسابرس، عدم تقارن اطلاعاتی، سن شرکت، بازده دارایی‌ها، هزینه‌های نمایندگی کمتر از سطح معناداری ۵٪ می‌باشد و در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین این متغیرها و محافظه‌کاری حسابداری رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار وجود دارد. سطح احتمال متغیرهای دوگانگی مدیرعامل و تمرکز مالکیت نیز کمتر از سطح معناداری ۵٪ می‌باشد و در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین این دو متغیر و محافظه‌کاری حسابداری رابطه‌ی منفی و معنی‌دار وجود دارد.

نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل و کنترل ۸۱٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند. بنابراین مدل تعدیل یافته بال و شیواکومار قدرت تبیینی در سطح ۸۱٪ جهت اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری دارد.

بنابراین الگوی سنجش محافظه‌کاری حسابداری طبق مدل بال و شیواکومار با توجه به عوامل و متغیرهایی که مرتبط با سنجش محافظه‌کاری هستند (شامل متغیرهای استقلال هیئت مدیره، دوگانگی مدیرعامل، تمرکز مالکیت، دوره تصدی حسابرس، عدم تقارن اطلاعاتی، سن شرکت، بازه دارایی‌ها و هزینه‌های نمایندگی) با توجه به این‌که هر متغیر با چهار ضریب وارد مدل می‌شود، بصورت زیر می‌باشد:

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DCFO_{it} + \alpha_2 CFO_{it} + \alpha_3 DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_4 BID_{it} + \alpha_5 BID_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_6 BID_{it} \times CFO_{it} + \alpha_7 BID_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_8 BCD_{it} + \alpha_9 BCD_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{10} BCD_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{11} BCD_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{12} OWNCON_{it} + \alpha_{13} OWNCON_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{14} OWNCON_{it} \times$$

$$CFO_{it} + \alpha_{15}OWNCON_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{16}TENURE_{it} + \alpha_{17}TENURE_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{18}TENURE_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{19}TENURE_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{20}SPREAD_{it} + \alpha_{21}SPREAD_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{22}SPREAD_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{23}SPREAD_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{24}AGE_{it} + \alpha_{25}AGE_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{26}AGE_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{27}AGE_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{28}ROA_{it} + \alpha_{29}ROA_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{30}ROA_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{31}ROA_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{32}AGENCY_{it} + \alpha_{33}AGENCY_{it} \times DCFO_{it} + \alpha_{34}AGENCY_{it} \times CFO_{it} + \alpha_{35}AGENCY_{it} \times DCFO_{it} \times CFO_{it} + \varepsilon_{it}$$

$ACC_{i,t}$= اقلام تعهدی؛ $DCFO_{i,t}$ = متغیر مجازی؛ $CFO_{i,t}$ =جریان نقد عملیاتی؛ $BID_{i,t}$ = استقلال هیئت مدیره؛ $BCD_{i,t}$ = دوگانگی مدیرعامل؛ $OWNCON_{i,t}$ = تمرکز مالکیت؛ $TENURE_{i,t}$= دوره تصدی حسابرس؛ $SPREAD_{i,t}$ = عدم تقارن اطلاعاتی؛ $AGE_{i,t}$ = سن شرکت؛ $ROA_{i,t}$ = بازده دارایی‌ها؛ $AGENCY_{i,t}$ = هزینه‌های نمایندگی.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

با مقایسه نتایج آزمون مدل‌های اولیه باسو و بال و شیواکومار جهت پاسخ به سؤال اول پژوهش، مشاهده می‌گردد که ضریب تعیین مدل اولیه باسو کمتر از ضریب تعیین مدل اولیه بال و شیوارکومار می‌باشد ولی نتایج آزمون والد از هر دو مدل نتایج یکسانی را نشان می‌دهد و ضرایب متغیرها در هر دو مدل معنادارند. از طرفی مقدار ضریب تعیین بالاتر نشان می‌دهد که در مدل رگرسیونی، مقادیر مشاهده شده به خط برازش شده نزدیک‌تر هستند. بنابراین می‌توان استنباط کرد که از بین این دو مدل، مدل ساده بال و شیواکومار دارای قدرت تبیین بیشتری در اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری در شرکت‌های نمونه است. جهت پاسخگویی به سؤالات ۲ تا ۵ پژوهش، مدل‌ها با وارد کردن متغیرهای مستقل و کنترل تعدیل شده و مجدداً مورد آزمون قرار گرفته‌اند، تا روابط بین این متغیرها را با محافظه‌کاری حسابداری مورد سنجش قرار دهند.

نتیجه آزمون مدل تعدیل یافته باسو نشان می‌دهد که در شرکت‌های نمونه، از بین عوامل مربوط به حاکمیت شرکتی، استقلال هیئت مدیره و درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، دارای رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار و دوگانگی مدیرعامل دارای رابطه‌ی منفی و معنی‌دار با محافظه‌کاری حسابداری هستند؛ و متغیرهای اندازه‌ی هیئت مدیره و تمرکز مالکیت رابطه‌ی معنی‌داری با محافظه‌کاری حسابداری ندارند. همچنین از بین عوامل مربوط به حسابرسی، هیچ‌یک از متغیرهای تغییر حسابرس، دوره تصدی حسابرس و استقلال کمیته حسابرسی رابطه‌ی معنی-داری با محافظه‌کاری حسابداری ندارند. از طرفی متغیرهای سن شرکت، بازده دارایی‌ها و هزینه‌های نمایندگی دارای رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار با محافظه‌کاری حسابداری هستند و

متغیرهای عدم تقارن اطلاعاتی و رشد فروش دارای رابطه‌ی معنی‌داری با محافظه‌کاری حسابداری نیستند.

نتیجه آزمون مدل تعدیل یافته بال و شیواکومار نیز نشان می‌دهد که در شرکت‌های نمونه، از بین عوامل مربوط به حاکمیت شرکتی، استقلال هیئت مدیره دارای رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار و دوگانگی مدیرعامل و تمرکز مالکیت دارای رابطه‌ی منفی و معنی‌دار با محافظه‌کاری حسابداری هستند؛ و متغیرهای اندازه‌ی هیئت مدیره و درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، رابطه‌ی معنی‌داری با محافظه‌کاری حسابداری ندارند. همچنین از بین عوامل مربوط به حسابرسی، متغیر دوره تصدی حسابرس دارای رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار با محافظه‌کاری حسابداری است و متغیرهای تغییر حسابرس و استقلال کمیته حسابرسی رابطه‌ی معنی‌داری با محافظه‌کاری حسابداری ندارند. از طرفی متغیرهای عدم تقارن اطلاعاتی، سن شرکت، بازده دارایی‌ها و هزینه‌های نمایندگی دارای رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار با محافظه‌کاری حسابداری هستند و متغیر رشد فروش دارای رابطه‌ی معنی‌داری با محافظه‌کاری حسابداری نمی‌باشد.

نتایج آزمون مدل‌های تعدیل‌یافته نیز بیانگر این است که ضریب تعیین مدل تعدیل یافته‌ی بال و شیواکومار بیشتر از ضریب تعیین مدل تعدیل یافته‌ی باسو می‌باشد. طبق نتایج آزمون مدل-های اولیه نیز مدل بال و شیواکومار دارای ضریب تعیین بالاتری می‌باشد. مقدار ضریب تعیین بالاتر نشان می‌دهد که در مدل رگرسیونی مقادیر مشاهده شده به خط برازش شده نزدیک‌تر هستند. بنابراین مدل بال و شیواکومار نسبت به مدل باسو دارای قدرت تبیین بیشتری در سنجش محافظه‌کاری حسابداری است که احتمالا به دلیل معایب مدل باسو در سنجش محافظه‌کاری حسابداری است که بیانگر این است که اثر تجمعی که در مدل باسو وجود دارد منجر به بیش ارزیابی نفوذ اخبار خوب روی سود و در مقابل منجر به کم ارزیابی نفوذ اخبار بد روی سود می‌شود یعنی به طور کلی مدل باسو از یک سری شواهد محافظه‌کاری چشم-پوشی می‌کند. بنابراین مدل بال و شیواکومار با توجه به عوامل و متغیرهایی که طبق نتایج آماری مرتبط با سنجش محافظه‌کاری حسابداری بوده‌اند به عنوان الگوی بهتر جهت سنجش محافظه‌کاری حسابداری معرفی می‌گردد.

در حقیقت حسابداری تعهدی حق انتخاب مدیران در تعیین سود در دوره‌های زمانی مختلف را بطور قابل توجهی افزایش می‌دهد. در واقع تحت این نوع سیستم حسابداری، مدیران کنترل چشم‌گیری بر زمان تشخیص برخی اقلام هزینه از جمله هزینه‌های تبلیغات و مخارج تحقیق و توسعه دارند (حقیقت و شهسواریان، ۱۳۹۵، ۷۶). از سوی دیگر مدیران در سیستم حسابداری تعهدی، با گزینه‌های متفاوتی در مورد زمان شناسایی درآمدها نیز روبرو هستند؛ از جمله شناسایی سریعتر درآمد از طریق انجام فروش‌های نسیه. بنابراین مدیران از طریق اقلام تعهدی می‌توانند بر میزان محافظه‌کاری مؤثر باشند. بال و شیواکومار از مدل ساده اقلام تعهدی

جریان‌های نقد به منظور برجسته نمودن نقش اقلام تعهدی در شناخت بموقع زیان‌ها استفاده نمودند. در صورت محافظه کار بودن سود خالص، انتظار می‌رود که جریان‌های نقدی منفی با کاهش در اقلام تعهدی همراه باشد. مدل بال و شیواکومار در آزمون مدل‌ها بصورت اولیه و تعدیل یافته دارای قدرت تبیین بیشتری در اندازه گیری محافظه کاری حسابداری بوده است و معایب مدل باسو را نیز ندارد و می‌تواند به عنوان مدل بهتر جهت سنجش محافظه‌کاری حسابداری معرفی گردد. بنابراین در شرکت‌های بورسی ایرانی انتظار می‌رود که جریان‌های نقدی منفی با کاهش در اقلام تعهدی همراه باشد و بالعکس؛ که در این صورت سود خالص محافظه کار است.

همچنین با توجه به تأثیرگذاری متغیر دوگانگی مدیرعامل بر محافظه‌کاری حسابداری و تأثیرگذاری وی بر تصمیمات اعضای هیئت مدیره، بایستی توجه بیشتری توسط نهادهای قانون‌گذار مانند سازمان بورس و اوراق بهادار و سازمان حسابرسی در ایجاد مقررات بهتر جهت کنترل بر عضویت مدیرعامل در هیئت مدیره در نظر گرفته شود. در حقیقت مدیران غیر-اجرایی در نظارت بر مدیران و حفاظت از منافع سهامداران و در نتیجه کاهش مشکل نمایندگی مؤثرتر هستند و جدایی مدیر عامل از هیئت مدیره، استقلال هیئت مدیره را افزایش خواهد داد که نظارت بر مدیریت را بهبود می‌بخشد. از طرفی اگر یک سهامدار بزرگ منفرد نیز، نفوذ کافی در شرکت داشته باشد، این سهامدار می‌تواند ترکیب هیئت مدیره را که توانایی منصوب یا رد مدیران را دارد، تعیین کند. به این ترتیب، مدیریت به احتمال زیاد دستورالعمل‌های بزرگترین سهامدار را دنبال خواهد کرد تا جایگاه خود را حفظ کرده و پاداش اضافی بیشتری را به دست آورد. با توجه به تأثیرگذاری تمرکز مالکیت بر محافظه‌کاری حسابداری، پیشنهاد می‌شود جهت حمایت از حقوق سهامداران اقلیت، این عامل نیز توسط سازمان بورس اوراق بهادار مدنظر قرار گیرد. طبق نتایج آزمون بال و شیواکومار، تصدی حسابرسان نیز با محافظه کاری حسابداری رابطه‌ی مثبت داشته است. حسابرسان از محافظه‌کاری به عنوان یک استراتژی مدیریت ریسک بهره می‌گیرند. شناسایی سریعتر اخبار بد در جریان‌های نقدی آتی نسبت به اخبار خوب (محافظه‌کاری) می‌تواند به عنوان اولین ابزار حفاظتی در برابر طرح دعاوی حقوقی بالقوه علیه حسابرسان مطرح شود. بنابراین ممکن است در تصدی بلندمدت حسابرسان، رویه‌های محافظه‌کارانه توسط آنان بیش از اندازه مورد استفاده قرار گیرد که بایستی محدودیت‌های بیشتری نیز در این خصوص در نظر گرفته شود.

یادداشت‌ها

1. Board Size (BDS)
2. Board Indipendence(BID)
3. CEO duality (BCD)
4.Ownership concentration (OWNCON)
5. Institutional Ownership (INST)
6. Auditor's change(AUCHANGE)
7. Auditor tenure (TENURE)
8.Independent directors on audit committee (ACID)
9.Information asymmetry (SPREAD)
10. Age of firm (AGE)
11. Returne of Asset (ROA)
12. Sales Growth (SALEGROW)
13. Agency Costs (Agency)

کتابنامه

۱. بنی مهد، بهمن و سید سلمان فلاح میر عباسی، (۱۳۸۹)، «رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری با تغییر حسابرس در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۲ (۷): ۹۵-۱۲۰.

۲. چالاکی، پری؛ بهمن قادری و مهدی کفعمی، (۱۳۹۴)، «عدم تقارن اطلاعاتی و سرمایه فکری: دیدگاهی مبتنی بر نظریه نمایندگی»، *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۸ (۳۱): ۱-۲۷.

۳. حقیقت، حمید و سعید شهسواریان، (۱۳۹۵)، «توانایی کشف مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی بر مبنای منطق فازی»، *مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی*، ۳ (۳)، ۷۵-۹۵.

۴. خوش طینت، محسن و فرزانه یوسفی اصل، (۱۳۸۶)، «رابطه بین تقارن و عدم تقارن اطلاعاتی با محافظه‌کاری»، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۵ (۲۰): ۳۷-۵۹.

۵. رحمانی، علی و عبدالمجید صدیقی (۱۳۹۲)، سنجش محافظه‌کاری بر اساس مدل بسط یافته باسو در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی*، ۵ (۱۸): ۲۵-۴۵.

۶. رضازاده، جواد و عبداله آزاد، (۱۳۸۷)، «رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری در گزارشگری مالی»، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۴): ۶۳-۸۰.

۷. رضازاده، جواد و حمیدرضا خانی لنگی، (۱۳۹۴)، «تأثیر تمرکز مالکیت و مالکیت دولتی بر محافظه‌کاری حسابداری»، *مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی*، ۲ (۲): ۳۳-۵۴.

۸. قائمی، محمد حسین و محمدرضا وطن پرست، (۱۳۸۴)، «بررسی نقش اطلاعات حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۲ (۳): ۸۵-۱۰۳.

۹. کرباسی یزدی، حسین؛ یدالله نوری فرد و حسن چناری بوکت، (۱۳۹۳)، بررسی ارتباط دوره تصدی حسابرس با محافظه‌کاری در سودهای گزارش شده، *دانش حسابرسی*، ۱۴ (۵۵): ۹۵-۱۱۲.

۱۰. کردستانی، غلامرضا و زینت خاتمی، (۱۳۹۵)، «بررسی ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و حسابداری محافظه‌کارانه با ریسک سقوط قیمت سهام»، *مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی*، ۳ (۲)، ۱۰۹-۱۳۰.

۱۱. کرمی، غلامرضا و آمنه بذرافشان، (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه دوره تصدی حسابرس و گزارشگری سودهای محافظه‌کارانه در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۲ (۷): ۵۵-۸۰.

۱۲. ملکیان، اسفندیار و فرازنده عبدی پور، (۱۳۹۳)، «رابطه بین تغییر موسسه حسابرسی و گزارشگری سودهای محافظه کارانه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۱ (۴۱): ۱۵۷-۱۷۳.

References

1. Ahmed, A.S., S. Duellman, (2007), “Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis”, *Journal of Accounting and Economics*, 43(2-3): 411–437.

2. Ahmed, A. S., B. K. Billings; R. M. Morton; M. StanfordHarris, (2002), "The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts Over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs", *The Accounting Review*, 77(4): 867-890.

3. Aminu, L; S. Usman Hassan, (2016), “Accounting Conservatism and Investment Efficiency of Listed Nigerian Conglomerate Firms”, *Scholedge International Journal of Business Policy & Governance*, 3 (11): 167-177.

4. Amran,N.A.; K.B. Abdul Manaf, (2014), “Board independence and accounting conservatism in Malaysian companies”, *Social and Behavioral Sciences,* 164 (1): 403 – 408.

5. Ball R; L. shivakumar, (2005), “Earnings quality in uk private firms: comparative loss recogination timeliness”, *journal of accounting &economics*; 39 (1): 83-128.

6. Ball, R; S.P, Kothari; v.v, Nikolaev, (2013), “Econometrics of the Basu asymmetric timeliness .coefficient and accounting conservatism”, *Journal of Accounting research,* 51(5): 1-57 .

7. Ball, R; S. P, Kothari; A, Robin, (2000), “The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings", *journal of accounting & economics*; 29 (1): 1-51.

8. Bani Mahd, B; S.S, Falah Mir Abbasi, (1389), “The Relationship between Accounting Conservatism and Auditor’s Change in Companies Listed in Tehran Stock Exchange”, *Journal of Financial Accounting and Auditing Research,* 2(7): 95-120. (in Persian)

9. Banker, R.D; S, Basu; D, Byzalov; J.Y.S, Chen,., (2016), "The confounding effect of cost stickiness on conservatism estimates", *Journal of Accounting and Economics*, 61(1): 203–220.
10.Basu, S, (1997), "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings", *Journal of Accounting and Economics*, 24(1): 1-35.
11.Beekes, W., P, Pope; S, Young, (2004), "The link between warnings timeliness, earnings conservatism and board composition: evidence from the UK Corporate Governance", *International Review*, 12 (1), 47–59.
12.Brickley, J. A; J. L, Coles; G, Jarrell, (1997), "Leadership structure: Separating the CEO and chairman of the board", *Journal of Corporate Finance*, 3(3), 189-220.
13.Chalaki,P; B, Ghaderi; M, Kafami, (1394), "Information asymmetry and intellectual capital: A perspective -based agency theory", *Accounting and Auditing Research*, 8(31): 1-27. (in Persian)
14.Chang, C. (2009), "The corporate governance characteristics of financially distressed firms: Evidence from Taiwan", *Journal of American Academy of Business, Cambridge*, 15(1), 125-132.
15.Chen, C. J. P., Chen, S., & Su, X. (2001), "Is accounting information value-relevant in the emerging Chinese stock market?", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 10 (1), 1–22.
16.Chen, X; J, Harford; K, Li,(2007), "Monitoring: Which institutions matter?", *Journal of Financial Economics*, 86(2), 279–305.
17.Chi,W; C, Liu; T, Wang., (2009), "What affects accounting conservatism: A corporate governance perspective", *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 5(1) , 47–59.
18.Cullinan, C.P; F, Wang; P, Wang; J, Zhang, (2012), "Ownership structure and accounting conservatism in China", *Journal of International Accounting*, Auditing and Taxation 21(1):1–16.
19.Dalton, C. M; , D. R, Dalton, (2005), "Boards of directors: Utilizing empirical evidence in developing practical prescriptions", *British Journal of Management*, 16(1), 91-97.
20.Easley, D; S, Hvidkjaer; M, O'Hara, (2002), "Is information risk a determinant of asset returns?", *Journal of Finance*, 57(5): 1-36.
21.Enache, L; E, Garciaa-Meca, (2019), "Board Composition and Accounting Conservatism: The Role of Business Experts, Support Specialist and Community Influentials", *Australian Accounting Review*, 29 (1): 252-265.
22.Garcia Lara, J.M., B, García Osma; F, Penalva, (2016), "Accounting conservatism and firm investment efficiency", *Journal of Accounting and Economics*, 61(1): 221–238.
23.Gaspar, J; M, Massa; P, Matos, (2005), "Shareholder investment horizons and the market for corporate control", *Journal of Financial Economics*, 76(1), 135–165.
24.Ghaemi, M.H; M.R, vatanparast, (1384), "Investigating the Role of Accounting Information in Reducing Information Asymmetry in Tehran Stock

Exchange", *Journal of Accounting and Auditing Reviews*, 12(3): 85-103. (in persian)
25.Givoly, D; C, Hayn, (2000), "The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?", *Journal of Accounting and Economics*, 29(3): 287-320.
26.Givoly, D; C. K. Hayn; A, Natarajan, (2007), "Measuring Reporting Conservatism", *The Accounting Review*, 82 (1): 65-106.
27.Guest, P. (2009), "The impact of board size on firm performance: Evidence from the UK", *The European Journal of Finance*, 15(4), 385-404.
28.Haghighat, H; S, Shahsavarian, (1395), "The ability to discover earnings management based on accruals based on fuzzy logic", *Journal of Financial Accounting Knowledge*, 3(3): 75-95. (in Persian)
29.Hamilton, J, C. Ruddock, D. Stokes, S. Taylor, (2005), "Audit Partner Rotation, Earnings Quality and Earnings Conservatism", *Working paper*, University of Technology, Sydney, and University of South Wales, 1-37.
30.Henry, D, (2010), "Agency Costs, Ownership Structure and Corporate Governance Compliance: A Private Contracting Perspective", *Pacific-Basin Finance Journal*, 18 (1): 24-46.
31.Hsieh, C.C; Z, Ma; K.E, Novoselov, (2018), "Accounting conservatism, business strategy, and ambiguity", *Accounting, Organizations and Society*, 74(1): 41-55.
32.Hu, J; A.Y, Li; F, Zhang, (2014), "Does accounting conservatism improve the corporate information environment?", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 23(1): 32-43.
33.Hu, J; A, Yuansha Li; F, Zhangc, (2014), "Does accounting conservatism improve the corporate information environment?", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 23 (1): 32–43.
34.Hui, K, W., S. Klasa, P. E.Yeung, (2012), "Corporate suppliers and customers and accounting conservatism", *Journal of Accounting and Economics*, 53 (1-2), 115–135.
35.Iatridis, G.E, (2011), "Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism", *International Review of Financial Analysis*, 20 (2): 88–102.
36.Jensen, M.C, (1993), "The modern industrial revolution, exit and failure of internal control systems", *Journal of Finance*, 48 (3): 831–880.
37.Kalelkar, R., (2016), "Audit committee diligence around initial audit engagement", *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting*, 33 (1): 59–67.
38.Kaplan, S.E; E.G, Mauldi, (2008), "Auditor rotation and the appearance of independence: evidence from non-professional investors", *Journal of Accounting and Public Policy*, 27 (2): 177–192.
39.Karami, GH; A, Bazrafshan, (1388), "Investigating the Relationship between Auditors' Tenure and Reporting of Conservative Profits in Tehran Stock Exchange Companies", *Stock Exchange*, 2(7): 55-80. (in Persian)

40.Karbasi Yazdi, H; Y, Nourifard; H, Chenari Bouquet (1393), "Investigating the Relationship between Auditor Tenure and Conservatism in Reported Earnings", *Audit knowledge,* 14(55): 95-112. (in Persian)
41.Kirilenko, A. A. (2001), "Valuation and control in venture finance", *Journal of Finance,* 56 (1), 565–587.
42.Khoshtinat, M; F, Yousefi Asl, (1386), "The relationship between information Symmetry and asymmetry and conservatism", *Empirical studies of financial accounting*, 5(20): 37-59. (in Persian)
43.Klein, A. (1998), "Firm performance and board committee structure", *Journal of Law and Economics*, 41(1), 275-303.
44.Kordestani, Gh; Z, Khatami, (1395), "Investigating the relationship between accounting information quality and conservative accountin g with risk of stock price falls", *Journal of Financial Accounting Knowledge*,3 (2): 109-130. (in Persian)
45.Krishnan, J. ,(1994)."Auditor Switching and Conservatism", *The Accounting Review* , 69 (1): 200-215.
46.Krishnan, G. V., Visvanathan, G, (2008), "Does the SOX definition of an accounting expert matter? The association between audit committee directors' accounting expertise and accounting conservatism", *Contemporary Accounting Research*, 25(3), 827-857.
47.LaFond, R., Roychowdhury, S., (2008), "Managerial ownership and accounting conservatism", *Journal of Accounting Research*, 46 (1), 101–135.
48.Laffond, R; R. L, Watts, (2008), "The Information Role of Conservatism", *The Accounting Review*, 83 (2): 447-478.
49.Li, D, (2010), "Does auditor tenure affect accounting conservatism?", *Journal of Accounting. Public Policy*, 29 (2): 226–241.
50.Lin, L, (2016), "Institutional ownership composition and accounting conservatism", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Springer, 46 (2): 359-385.
51.Liu, S, (2019), "The impact of ownership structure on conditional and unconditional conservatism in China: Some new evidence", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 34 (1): 49-68.
52.Lu, J; W, Wang, (2018), "Managerial conservatism, board independence and corporate innovation", *Journal of Corporate Finance*, 48 (1): 1–16.
53.Madah Marzuki, M; E.A. Abdul Wahab, H. Haron, (2016) "Corporate governance and earnings conservatism in Malaysia", *Accounting Research Journal*, 29 (4): 391-412.
54.Mauts, R. K; H.A Sharaf .(1961), "The Phylosophy of Auditing ". *Evanston American Accounting Association*,No 6, 1-248
55.Mohammed,N. F; K, Ahmed; X. Dong Ji, (2017) "Accounting conservatism, corporate governance and political connections", *Asian Review of Accounting*, 25 (2): 288-318.

56.Mohamed Yunos,R; S, Ahmar Ahmad; N, Sulaiman, (2014), "The influence of internal governance mechanisms on accounting conservatism*", Social and Behavioral Sciences,* 164 (1): 501 – 507.
57.Malekian, E; F, Abdi Pour, (1393), "The Relationship between Audit Firm'S Change and Reporting of Conservative Profits of Companies Listed in Tehran Stock Exchange", *Empirical studies of financial accounting,* 11(41): 157-173. (in Persian)
58.Owens-Jackson, L. A; D, Robinson; S. W, Shelton, (2009), "The association between audit committee characteristics, the contracting process and fraudulent financial reporting", *American Journal of Business,* 24(1), 57-65.
59.Pomeroy, B., & Thornton, D. B, (2008), "Meta-analysis and the accounting literature: The case of audit committee independence and financial reporting quality", *European Accounting Review,* 17(2), 305-330.
60.Rahmat, M. M., Iskandar, T. M., & Saleh, N. M. (2009), "Audit committee characteristics in financially distressed and non-distressed companies", *Managerial Auditing Journal,* 24(7), 624-638.
61.Rahman, R. A; F. H. M, Ali,. (2006), "Board, audit committee, culture and earnings management: Malaysian evidence", *Managerial Auditing Journal*, 21(7), 783-804.
62.Rahmani, A; A, Sedighi, (1392), "Conservatism measurement based on the expanded model of Basu in tehran stock exchange", *Financial Accounting*, 5(18): 25-45. (in Persian)
63.Ramalingegowda, S; Y, Yu, (2012), "Institutional ownership and conservatism", *Journal of Accounting and Economics,* 53 (1): 98–114.
64.Rezazadeh, J; A, Azad, (1387), "The Relationship between Information Asymmetry and Conservatism in Financial Reporting", *Accounting and auditing reviews,* 15(54): 63-80. (in Persian)
65.Rezazadeh, J; H.R, Khani Langli, (1394), "the effect of concentration of ownership and state ownership on accounting conservatism", *Journal of Financial Accounting Knowledge,* 2(2): 33-54. (in Persian)
66.Ryan, S. (2006), "Identifying Conditional Conservatism", *European Accounting Review,* 15 (4): 511-525.
67.Venkatesh, P. C; R, Chiang, (1986), "Information Asymmetry and the Dealer's Bid-Ask Spread: A Case Study of Earnings and Dividend Announcements", *The Journal of Finance,* 41 (5): 1-14.
68.Xia, D; S, Zhu (2009), "Corporate Governance and Accounting Conservatism in China", *China Journal of Accounting Research,* Vol 2 Issue 2, 81-108.
69.Zeyun Chen, J; G.J, Lobo; Y, Wang; L, Yu, (2013), "Loan collateral and financial reporting conservatism: Chinese evidence", *Journal of Banking & Finance,* 37 (1): 1-17.