فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

عنوان مقاله (تاثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی و گزارش های تامین مالی خارجی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)
دوره ۱ / شماره ۲ / پاییز ۱۳۹۶/ ص ۴۸- ۳۳

تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه‌کاری شرطی و گزارش‌های تأمین مالی خارجی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

علی امیری[1*]، عشرت نظام پور[2] و حسین محمودی[3]

۱گروه حسابداری واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران

۲گروه حسابداری، واحدجاسک، دانشگاه آزاد اسلامی، جاسک، ایران

۳دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسالمی واحد بستک

* نویسنده مسئول

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه‌کاری شرطی و گزارش‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها است. این پژوهش از نوع مطالعه کتابخانه‌ای و تحلیلی- علی بوده و مبتنی بر تحلیل داده‌های تابلویی (پانل دیتا) است. در این پژوهش اطلاعات مالی ۱۰۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ بررسی شده است (۶۱۲ شرکت - سال). نتایج تحقیق در ارتباط با تأیید فرضیه اول پژوهش نشان از آن داشت که ساختار مالکیت نهادی بر محافظه‌کاری شرطی تأثیرگذار است. همچنین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه دوم پژوهش به این نتیجه رسیدیم که ساختار مالکیت نهادی بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی تأثیرگذار است. در ادامه نتایج پژوهش در ارتباط با تأیید فرضیه سوم پژوهش حاکی از آن بود که ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی تأثیرگذار است. همچنین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه چهارم پژوهش به این نتیجه رسیدیم که ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی تأثیرگذار است. درنهایت با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه پنجم پژوهش به این نتیجه رسیدیم که ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه تأثیرگذار است.

واژگان کلیدی: ساختار مالکیت نهادی، محافظه‌کاری شرطی، گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی، محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

مقدمه

بودجه بندی دولتی در سیر تحول تاریخی خود متناسب با نقش دولت ها در اداره امور جامعه، شیوه های گوناگونی را تجربه کـرده اسـت. ایـن موضوع، در تعریف بودجه نیز موثر بوده و متناسب با تغییر نقش دولت ها در امور اجتماعی و اقتصادی جامعه، تعریف بودجه ارتقا یافته وتکمیل محافظه‌کاری حسابداری به عنوان یکی از سیاست‌های مدیران در ارتباط با کنترل نوسانات سود محسوب می‌شود. مدیران در راستای دستیابی به سیاست‌ها و اهداف بلندمدت خود، نوسانات سود را طوری گزارش می‌نمایند که هم سرمایه‌گذاران و هم سهامداران از فعالیت‌های شرکت راضی باشند. گزارش‌های تأمین مالی خارجی نوعی نشاندهنده میزان بدهی‌های خارجی شرکت در ارتباط با عملکرد دوره‌های گذشته می‌باشد (احمد و دولمان[1]، ۲۰۱۳). هرچقدر میزان بدهی‌های مالی خارجی شرکت‌ها افزایش پیدا کند، به همان نسبت توان مالی شرکت‌ها در ارتباط با افزایش تولید یا افزایش خدمات نیز بیشتر خواهد شد (عبدالوهاب و همکاران[2]، ۲۰۱۵). برخی از سهامداران نهادی معتقدا" که محافظه کاری شرطی باعث عدم تقارن اطلاعاتی شده و در بلندمدت عدم انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی باعث کاهش میزان سودآوری شرکت‌ها خواهد شد (هی و همکاران[3]، ۲۰۱۲). مالکان نهادی، برای کاهش میزان محافظه کاری شرطی، سیاست‌های اعضای هیأت مدیره را به سمت و سویی هدایت می‌کنند که شفافیت اطلاعات بیشتر شود (آندر و همکاران[4]، ۲۰۱۵). نوسانات سرمایه‌ای یکی دیگر از عواملی می‌باشد که بر روی محافظه کاری شرطی مدیران تأثیر می‌گذارد. هرچقدر نوسانات سرمایه‌ای به سمت مثبت حرکت نماید، به همان نسبت نیز محافظه کاری شرطی مدیران کاهش پیدا خواهد کرد (چن و همکاران[5]، ۲۰۱۴). محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات نسبت سرمایه به‌طورکلی بر نسبت اهرم مالی شرکت‌ها تأثیر داشته و در بلندمدت گزارش‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها امکان دارد که فرصت‌های رشد شرکت‌ها را افزایش دهد (جول و همکاران[6]، ۲۰۱۲).

مالکان نهایی در راستای جذب سرمایه‌گذاری‌های جدید برای شرکت‌ها اقدام به کاهش میزان محافظه‌کاری شرطی مدیران نموده و پیشنهاد می‌کنند که میزان نوسانات تأمین مالی خارجی شرکت‌ها کاهش پیدا کند (فریت و همکاران[7]، ۲۰۱۴). عدم تقارن اطلاعاتی بوجود آمده در ارتباط با میزان محافظه‌کاری شرطی مدیران می‌تواند بر روی نوسانات سرمایه تأثیر منفی‌ای داشته باشد (محمد و همکاران، ۲۰۱۲). هرچقدر عدم تقارن اطلاعاتی افزایش پیدا کند، به همان نسبت نیز سرمایه‌گذاران جدید نسبت به آن شرکت بدبین شده و معمولا" در آن شرکت‌ها سرمایه‌گذاری نخواهند کرد (عبدالوهاب و همکاران، ۲۰۱۵). مدیران محافظه‌کار در راستای جذب سرمایه‌گذاری در برخی شرایط سود را بیشتر از میزان واقعی نشان داده و در برخی از موارد دیگر میزان سود کسب شده را کمتر از میزان واقعی نشان می‌دهند (هی و همکاران، ۲۰۱۲). محافظه‌کاری شرطی در حالت کلی، سیاست‌های بلندمدت شرکت را به سمت محافظه کارانه هدایت کرده و در بلندمدت ممکن است بر روی عملکرد شرکت تأثیر معکوسی داشته باشد (احمد و دولمان، ۲۰۱۳). کیفیت حسابرسی یکی از عواملی می‌باشد که محافظه‌کاری شرطی را کاهش می‌دهد. مالکان نهادی بر مبنای کیفیت حسابرسی انجام شده، میزان محافظه‌کاری شرطی مدیران را مورد سنجش قرار داده و نوسانات تأمین مالی خارجی را از طریق گزارشات تأمین مالی خارجی به عموم انتشار می‌دهند (آندر و همکاران، ۲۰۱۵). بازده سهام نیز یکی از عواملی می باشد که از محافظه کاری شرطی تأثیر می‌پذیرد. هنگامی که مدیران، نوسانات سود را کمتر نشان می‌دهند، کمتر نشان دادن این نوسانات بر روی بازده سهام تأثیر گذاشته و در نهایت باعث کاهش فرصت‌های رشد شده و ساختار مالکیت مدیریتی را نیز تعدیل خواهد نمود (جول و همکاران، ۲۰۱۲). نسبت اعضای مستقل هیات مدیره به دنبال ارائه راه‌کارهایی هستند که ریسک شرکت را کاهش داده و محافظه‌کاری شرطی مدیران را تحت کنترل خود درآورند (ماداه مارزوکی و عبدالوهاب، ۲۰۱۶). محافظه‌کاری شرطی به عنوان یکی از عوامل بسیار تأثیرگذار بر افزایش یا کاهش میزان بدهی‌ها، در راستای افزایش اندازه شرکت می‌تواند به نوعی بر افزایش سودآوری بلندمدت شرکت‌ها نیز تأثیر مثبتی داشته باشد. نسبت وجوه نقد حاصل از جریان‌های نقدی زمانی برای سرمایه گذاری استفاده خواهد شد که محافظه‌کاری شرطی در حد معقولی باشد (محمد و همکاران، ۲۰۱۲). تأمین مالی خارجی به عنوان یکی از معیارهای اصلی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها محسوب شده و مالکان نهادی

1 -Ahmed & Duellman.
2 -AbdulWahab et al.
3 -He et al.
4 -Andre et al.
5 -Chen et al.
6 -Johl et al.
7 -Firth et al.

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

معمولا" به دنبال افزایش فرصت‌های سرمایه‌گذاری میزان نوسانات تأمین مالی را کنترل نموده و از طریق گزارشات تأمین مالی خارجی انتظار دارند که اطلاعات دقیق در ارتباط با این موضوع در دسترس آن‌ها قرار گیرند (عبدالوهاب و همکاران، ۲۰۱۵). ریسک شرکت زمانی نوسانات مثبت را تجربه خواهد کرد که محافظه کاری شرطی بیش از حد استاندارد کاهش پیدا کرده و نوسانات تأمین مالی نرخ رشد مثبتی را از خود در بلندمدت نشان دهد (ماداه مارزوکی و عبدالوهاب، ۲۰۱۶). سهامداران خرد در راستای افزایش میزان درصد سود سهام خود بر این عقیده استوارند که محافظه کاری شرطی باید کاهش پیدا کرده تا میزان سود تقسیم شده بین سهامداران با عدالت بیشتری انجام شود (چن و همکاران، ۲۰۱۴). اندازه شرکت به عنوان یکی از عوامل کاهنده تأمین مالی خارجی در بلندمدت می‌تواند باعث کاهش محافظه‌کاری شرطی نیز شود. هرچقدر تعداد مدیران مستقل در شرکت‌ها افزایش پیدا کند، به همان نسبت نیز محافظه‌کاری شرطی کاهش پیدا کرده و باعث افزایش نرخ رشد مثبت نوسانات سرمایه خواهد شد (آندر و همکاران، ۲۰۱۵). عدم تقارن اطلاعاتی به عنوان یکی از معیارهای ایجاد تضاد نامحسوس بین سهامداران و مدیران محسوب می‌شود. هرچقدر عدم تقارن اطلاعاتی در ارتباط با گزارش‌های تأمین مالی خارجی بیشتر شود، به همان نسبت نیز ساختار مالکیت نهادی دچار تنزل شده و در اکثر موارد محافظه کاری شرطی آثار واقعی خود را نشان خواهد داد (هی و همکاران، ۲۰۱۲). با توجه به مطالب و تئوری‌های مطرح شده، هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی و گزارش‌های تأمین مالی خارجی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. همچنین در این پژوهش محافظه‌کاری شرطی را از طریق سه عامل انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی، عدم تقارن اطلاعاتی و نوسانات سرمایه را مورد بررسی خود قرار داده و تأثیر نفوذ ساختار مالکیت نهادی بر این عوامل را به صورت جداگانه مورد بررسی قرار خواهیم داد. درواقع هدف این پژوهش پاسخ‌گویی به این سوال است که:

ساختار مالکیت نهادی چه تأثیری بر محافظه‌کاری شرطی و گزارش‌های تأمین مالی خارجی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد؟

در راستای پاسخ به این سوال تحقیق پنج فرضیه اصلی زیر مطرح شده‌اند که در این پژوهش مورد بررسی قرار خواهند گرفت:

فرضیه اول: ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی تأثیرگذار است.

فرضیه دوم: ساختار مالکیت نهادی بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی تأثیرگذار است.

فرضیه سوم: ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی تأثیرگذار است.

فرضیه چهارم: ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی تأثیرگذار است.

فرضیه پنجم: ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه تأثیرگذار است.

- مدل تحلیلی پژوهش

مدل‌های پژوهش برگرفته از پژوهش ماداه مارزوکی و عبدالوهاب (۲۰۱۶) به صورت زیر برآورد شده‌اند:

مدل اول مربوط به فرضیه اول:

$$N_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 DR_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 \mathrm{BIG4}_{i,t} + \beta_7 \sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+ \beta_8 \sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t} + \beta_9 POLCON_{i,t} + \beta_{10} BUMI_{i,t} + \beta_{11} RICHEST_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل مربوط به فرضیه دوم پژوهش:

$$C-SCORE_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 DR_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 \mathrm{BIG4}_{i,t} + \beta_7 \sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+ \beta_8 \sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t} + \beta_9 POLCON_{i,t} + \beta_{10} BUMI_{i,t} + \beta_{11} RICHEST_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل مربوط به فرضیه سوم پژوهش:

$$AC-IFRS1_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 DR_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 \mathrm{BIG4}_{i,t} + \beta_7 \sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+ \beta_8 \sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t} + \beta_9 POLCON_{i,t} + \beta_{10} BUMI_{i,t} + \beta_{11} RICHEST_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل مربوط به فرضیه چهارم پژوهش:

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

$$AC-IFRS2_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 DR_{i,t}+\beta_2 R_{i,t}+\beta_3 SIZE_{i,t}+\beta_4 MTB_{i,t}+\beta_5 LEV_{i,t}+\beta_6 BIG4_{i,t}+\beta_7\sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+\beta_8\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t}+\beta_9 POLCON_{i,t}+\beta_{10} BUMI_{i,t}+\beta_{11} RICHEST_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$

مدل مربوط به فرضیه پنجم پژوهش:

$$AC-IFRS3_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 DR_{i,t}+\beta_2 R_{i,t}+\beta_3 SIZE_{i,t}+\beta_4 MTB_{i,t}+\beta_5 LEV_{i,t}+\beta_6 BIG4_{i,t}+\beta_7\sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+\beta_8\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t}+\beta_9 POLCON_{i,t}+\beta_{10} BUMI_{i,t}+\beta_{11} RICHEST_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$

-روش پژوهش

روش تحقیق مورد استفاده در این پژوهش از نوع تحقیقات همبستگی، از انواع تحقیقات توصیفی می‌باشد (در پژوهش توصیفی از نوع همبستگی، محقق به بررسی روابط بین دو یا چند متغیر می‌پردازد). شیوه استدلال پژوهش، قیاسی- استقرایی می‌باشد. قیاسی به این دلیل که برای چارچوب نظری و پیشینه پژوهش از مسیر کتاب‌خانه، مقالات و اینترنت استفاده شده است و استقرایی به دلیل آن‌که جمع‌آوری اطلاعات از مسیر داده‌های اولیه برای قبول یا رد فرضیه‌ها انجام پذیرفته است. در این پژوهش با توجه به نوع داده و روش‌های تجزیه و تحلیل آماری موجود، روش «داده‌های پانل دیتا» و تحلیل همبستگی و رگرسیون مورد بررسی قرار گرفته زیرا به منظور بررسی تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی و گزارش‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها متغیرهای پیش‌بینی و برآورد شده از دو جنبه متفاوت مورد بررسی قرار می‌گیرند. از یک سو، این متغیرها در میان شرکت‌های مختلف و از سوی دیگر، در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۵ آزمون می‌شوند. برای تحلیل آماری داده‌ها ابتدا محاسبات اولیه در صفحه گسترده نرم‌افزار اکسل انجام گرفته و داده‌ها برای تجزیه و تحلیل آماده خواهند گردید، سپس به منظور انجام تجزیه و تحلیل‌های نهایی از نرم‌افزارهای Spss 22، Eviews 8.1 و Minitab 17.1، استفاده می‌گردد.

-پیشینه تحقیق

- **تحقیقات خارجی**

-ماداه مارزوکی و عبدالوهاب (۲۰۱۶)، در پژوهشی تحت عنوان "ساختار مالکیت نهادی و محافظه کاری شرطی در مالزی" تأثیر ساختار مالکیت بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی به بررسی روابط بین متغیرهای فوق با استفاده از روش آماری پانل دیتا پرداختند. نتایج تحقیق آن-ها نشان از آن داشت که ساختار مالکیت نهادی بر محافظه‌کاری شرطی تأثیر منفی و معکوسی می‌گذارد و همچنین ساختار مالکیت بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی تأثیر مثبتی می‌گذارد و همچنین نتایج تحقیق آن‌ها در ارتباط با محافظه‌کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش-های تأمین مالی خارجی نشان داد که ساختار مالکیت نهادی بر این عامل به صورت مستقیم تأثیرگذار می‌باشد.

-عبدالوهاب و همکاران[8] (۲۰۱۵)، در پژوهشی تحت عنوان "سیاست‌های سهامداران نهادی و استقلال حسابرسان" به بررسی روابط بین متغیرهای فوق با استفاده از روش آماری پانل دیتا پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که هرچقدر استقلال حسابرسان افزایش پیدا کند، به همان نسبت نفوذ سهامداران نهادی نیز کاهش پیدا خواهد کرد. همچنین نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که استقلال حسابرسان زمانی حاصل خواهد شد که حسابرسان به صورت بی‌طرفانه بر روی اعمال نفوذ سهامداران نظارت کاملی را داشته باشند.

-چن و همکاران[9] (۲۰۱۴)، در پژوهشی تحت عنوان "محافظه کاری و ساختار مالکیت نهادی" به بررسی روابط بین متغیرهای فوق با استفاده از روش آماری پانل دیتا پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان از آن داشت که در بلندمدت محافظه‌کاری نهادی بر روی سیاست مالکان نهادی تأثیر منفی گذاشته و امکان دارد با نفوذ بیشتر سهامداران نهادی میزان محافظه‌کاری مدیران نیز کاهش پیدا کند. همچنین نتایج تحقیق آن‌ها نشان از آن داشت که انتشار گزارش‌های تأمین مالی در بلندمدت باعث کاهش میزان محافظه‌کاری شرطی مدیران خواهد شد.

-احمد و دولمان[10] (۲۰۱۳)، در پژوهشی تحت عنوان "الگوهای مدیریتی و محافظه کاری شرطی حسابداری" به بررسی روابط بین متغیرهای فوق با استفاده از روش آماری رگرسیون چندمتغیره پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان از آن داشت که هرچقدر الگوهای مدیریتی پیشرفته‌تر و به روزتر باشند، به همان نسبت سیاست‌های محافظه‌کاری شرطی آن‌ها کاهش پیدا خواهد کرد. همچنین نتایج تحقیق آن‌ها در ارتباط با

8 -AbdulWahab et al.
9 -Chen et al.
10 -Ahmed & Duellman

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

الگوهای نوین مدیریتی نشان‌دهنده این بود که با افزایش این الگوها میزان انتشار گزارش‌های مالی شفاف نیز در ارتباط با محافظه‌کاری مدیران افزایش پیدا خواهد کرد.

-هی و همکاران (۲۰۱۲)، در پژوهشی تحت عنوان "نوسانات قیمت سهام و تأمین مالی خارجی" به بررسی روابط بین متغیرهای فوق با استفاده از روش آماری پانل دیتا پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان از آن داشت که با افزایش میزان تأمین مالی خارجی، نوسانات قیمت سهام نیز به سمت نرخ رشد منفی حرکت خواهد کرد. نتایج تحقیق آن‌ها نشان از آن داشت که با افزایش میزان نوسانات منفی در بازار سهام، اثرات منفی تأمین مالی خارجی روشن خواهد شد.

-بیدل و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و ریسک ورشکستگی پرداخت. در این مطالعه رابطه بین محافظه‌کاری در حسابداری و ریسک ورشکستگی پرداخته شده است. محافظه‌کاری در این تحقیق به محافظه‌کاری مشروط و محافظه‌کاری نامشروط تقسیم شده است. نتایج و مدل‌های تحلیلی نشان می‌دهد که نقش اطلاعاتی و افزایش وجوه نقد در دسترس محافظه‌کاری به مقابله با ریسک ورشکستگی کمک می‌کند. فرضیه‌های تحقیق با استفاده از تحلیل ضرایب همبستگی و مدل‌سازی رگرسیونی آزمون شده است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که یک رابطه معکوسی بین محافظه‌کاری نامشروط و ریسک ورشکستگی وجود دارد. همچنین رابطه بین محافظه-کاری مشروط و ریسک ورشکستگی نیز معکوس است این یافته‌ها منجر می‌شود به مهیا شدن یک نقش رفتاری برای محافظه‌کاری که کمک به شرکت برای مقابله با تعهدهای خود.

- **تحقیقات داخلی**

-قالیباف اصل و همکاران (۱۳۹۴)، در پژوهشی با عنوان "محافظه کاری شرطی حسابداری و انعطاف پذیری مالی" به بررسی روابط بین متغیرهای پژوهش پرداخته‌اند. نتایج تجزیه و تحلیل داده‌های مربوط به ۸۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد که میان محافظه‌کاری شرطی و معیارهای انعطاف‌پذیری مالی به کار گرفته شده در تحقیق رابطه معناداری وجود ندارد.

-فروغی و فرزادی (۱۳۹۳)، در پژوهشی تحت عنوان "بررسی تأثیر تغییرات جریان‌های نقدی بر سطح نگهداشت وجه نقد با در نظر گرفتن محدودیت تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی رابطه بین تغییرات جریان‌های نقدی، سطح نگهداشت وجه نقد و محدودیت تأمین مالی را طی یک دوره ۱۰ ساله از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ در ۱۴۴ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پرداختند. نتایج تحقیق به صورت زیر عنوان شد که از یک سو بین نوع جریان‌های نقدی و سطح نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها رابطه معکوس و معنی داری وجود دارد و از سوی دیگر، شرکت‌های دارای محدودیت‌های تأمین مالی، بدوم در نظر گرفتن نوع جریان‌های نقدی، تمایل بیشتری به نگهداشت وجه نقد داشته، سطح بالاتری از مانده وجه نقد را نگهداری می‌کنند.

-هاشمی و جلالی مقدم (۱۳۹۲)، در پژوهشی تحت عنوان "تأثیر اقلام تعهدی بر رابطه تأمین مالی خارجی با بازده آتی سهام" به بررسی رابطه بین اقلام تعهدی، رابطه تأمین مالی خارجی و بازده آتی سهام را طی یک دوره ۷ ساله از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ در ۸۰ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پرداختند. روش تحقیق آن‌ها از نوع همبستگی و با استفاده از رگرسیون چند متغیره انجام شده است. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که اقلام تعهدی با بازده آتی سهام ارتباط مثبت و معنادار دارد و تأمین مالی خارجی با بازده آتی سهام ارتباط معنادار ندارد که این نتایج با مبانی نظری پشتوانه آن سازگاری ندارد. پس از آن با اضافه نمودن متغیر اقلام تعهدی به رابطه تأمین مالی خارجی با بازده آتی سهام، نتایج پژوهش تغییر یافت و رابطه مذکور منفی و معنادار گردید که این بیانگر وجود نابهنجاری تأمین مالی خارجی است.

-شیخ و همکاران (۱۳۹۲)، در پژوهشی تحت عنوان "بررسی تأثیر نرخ تورم بر تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (از طریق بدهی‌های بانکی و انتشار سهام)" به بررسی روابط بین این متغیرها در طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که نرخ تورم بر تأمین مالی از طریق بدهی بانکی، تأثیر بیشتری نسبت به تأمین مالی از طریق انتشار سهام دارد. همچنین، مشاهده شد ریسک مالی دارای بیشترین تأثیر بر تأمین مالی از هر دو طریق و نیز نسبت مالکانه دارای کمترین تأثیر برای تأمین مالی از طریق بدهی و نرخ بازدهی کل دارای کمترین تأثیر برای تأمین مالی از طریق انتشار سهام است.

- فروغی و میرزایی (۱۳۹۱)، در پژوهشی تحت عنوان "بررسی تأثیر محافظه‌کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام شرکت-های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی روابط بین این متغیرها در طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ پرداختند. یافته‌های پژوهش حاضر، حاکی از آن است که بین محافظه‌کاری شرطی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، رابطه معکوس وجود دارد. همچنین نتایج این

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

پژوهش، نشان می‌دهد که در شرایطی که بین مدیران و سرمایه گذاران عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، توانایی محافظه‌کاری شرطی جهت کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیش‌تر است.

- نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق

- **نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق**

هدف از آزمون فرضیه اول تحقیق بررسی تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی شرکت‌ها می‌باشد و فرضیه آماری آن به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

H_0 : ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود ندارد.

H_1 : ساختار مالکیت نهادی بر محافظه‌کاری شرطی شرکت‌ها، رابطه معناداری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل (۱) به صورت داده‌های پانل برآورد می‌شود و در صورتی که ضریب β_1 در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

$$N_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 DR_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 \mathrm{BIG4}_{i,t} + \beta_7 \sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+ \beta_8 \sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t} + \beta_9 POLCON_{i,t} + \beta_{10} BUMI_{i,t} + \beta_{11} RICHEST_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = 0 \\ H_1 : \beta_1 \neq 0 \end{cases}$$

برای این‌که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های پانل در برآورد مدل موردنظر کارآمد خواهد بود یا نه، از آزمون چاو یا F مقید و به منظور این‌که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) جهت برآورد مناسب‌تر است (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون چاو و هاسمن برای مدل (۱)

آزمون	تعداد	آماره	مقدار آماره	درجه آزادی	P-Value
چاو	۶۱۲	F	۵/۸۷۴۵	(۴۹۸،۱۰۱)	۰/۰۲۴۱
هاسمن	۶۱۲	χ^2	۳/۱۷۲۲	۱۱	۰/۰۰۱۴

با توجه به نتایج آزمون چاو و *P-Value* آن (۰/۰۲۴۱)، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و بیان‌گر این است که می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده نمود. هم‌چنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و *P-Value* آن (۰/۰۰۱۴) که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه H_1 پذیرفته می‌شود.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های چاو و هاسمن و هم‌چنین نتایج آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل (۱) تحقیق با استفاده از روش داده‌های پانل و به‌صورت اثرات ثابت برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل در جدول ۲ ارائه شده است. شکل برآورد شده مدل با استفاده از نرم‌افزار *Eviews 7* به صورت زیر خواهد بود:

$$N_{i,t} = -0.1262 + 0.0739 DR_{i,t} - 0.0365 R_{i,t} + 0.0019 SIZE_{i,t} - 0.0171 MTB_{i,t} + 0.0730 LEV_{i,t}$$
$$- 0.0121 \mathrm{BIG4}_{i,t} + 0.0004 \sum B_j PERIOD_{i,t} + 0.0060 \sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t} + 0.5625 POLCON_{i,t}$$
$$- 0.0665 BUMI_{i,t} - 0.0264 RICHEST_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

جدول ۲ : نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق با استفاده از روش اثرات ثابت

متغیر وابسته: محافظه کاری شرطی تعداد مشاهدات: ۶۱۲ سال – شرکت				
متغیر	ضریب	آماره t	P-Value	رابطه
جزء ثابت	-۰/۱۲۶۲	-۰/۵۹۲۹	۰/۰۰۳۵	منفی
ساختار مالکیت نهادی	۰/۰۷۳۹	۲/۵۲۷۲	۰/۰۱۸۲	مثبت
بازده سهام	-۰/۰۳۶۵	-۰/۴۱۴۴	۰/۶۷۸۷	بی‌معنی
اندازه شرکت	۰/۰۰۱۹	۴/۱۰۵۴	۰/۰۰۰۱	مثبت
فرصت‌های رشد	-۰/۰۱۷۱	-۳/۳۵۵۱	۰/۰۰۲۶	منفی
نسبت اهرم مالی	۰/۰۷۳۰	۱/۳۸۷۶	۰/۱۶۵۹	بی معنی
کیفیت حسابرسی	-۰/۰۱۲۱	-۲/۷۶۶۸	۰/۰۴۳۵	منفی
نسبت سهامداران خرد	۰/۰۰۰۴	۴/۱۶۸۶	۰/۰۰۰۲	مثبت
ساختار مالکیت مدیریت	۰/۰۰۶۰	۳/۱۹۴۲	۰/۰۰۲۹	مثبت
ریسک	۰/۵۶۲۵	۳/۸۰۰۳	۰/۰۰۵۳	مثبت
نسبت اعضای مستقل هیات مدیره	-۰/۰۶۶۵	-۰/۳۳۰۲	۰/۷۴۱۴	بی معنی
نسبت وجوه نقد	-۰/۰۲۶۴	-۲/۴۹۴۶	۰/۰۲۱۱	منفی
ضریب تعیین مدل				۰/۵۶۲۶
آماره F $(P-Value)$				۶/۸۶۳۳ (۰/۰۰۰۰)

در بررسی معنی‌دار بودن کل مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد (۰/۰۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تایید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۵۶/۲۶ درصد از محافظه کاری شرطی شرکت‌ها توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌گردد.

در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در جدول ۲، از آن‌جایی احتمال آماره t برای ضریب متغیر ساختار مالکیت نهادی کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۱۸۲)، در نتیجه وجود تأثیر معنی‌داری ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه اول تحقیق پذیرفته شده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی شرکت‌ها، تأثیر معناداری وجود دارد. مثبت بودن ضریب این متغیر (۰/۰۷۳۹) حاکی از وجود تأثیر مستقیم ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی شرکت‌ها می‌باشد به‌طوری که با افزایش ۱ واحدی ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی شرکت‌ها نیز به میزان ۰/۰۷۳۹ واحد افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه اول پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی تأثیرگذار است.

- **نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق**

هدف از آزمون فرضیه دوم تحقیق بررسی این موضوع می‌باشد که آیا ساختار مالکیت نهادی بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها تأثیر معناداری وجود دارد یا خیر؟ و فرضیه آماری آن به صورت زیر قابل بیان است:

H_0 : ساختار مالکیت نهادی بر گزارش های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها تأثیر معناداری وجود ندارد.

H_1 : ساختار مالکیت نهادی بر گزارش های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها تأثیر معناداری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل (۲) بصورت داده‌های پانل برآورد می‌شود و در صورتی که ضریب β_1 در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

$$C-SCORE_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 DR_{i,t}+\beta_2 R_{i,t}+\beta_3 SIZE_{i,t}+\beta_4 MTB_{i,t}+\beta_5 LEV_{i,t}+\beta_6 BIG4_{i,t}+\beta_7\sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+\beta_8\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t}+\beta_9 POLCON_{i,t}+\beta_{10} BUMI_{i,t}+\beta_{11} RICHEST_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\begin{cases} H_0:\beta_1=0 \\ H_1:\beta_1\neq 0 \end{cases}$$

نتایج مربوط به آزمون‌های چاو (جهت مشخص نمودن استفاده از روش داده‌های پانل یا ترکیبی) و هاسمن (جهت مشخص کردن استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی در روش داده‌های پانل) برای مدل (۲) در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون چاو و هاسمن برای مدل (۲)

آزمون	آماره	مقدار آماره	درجه آزادی	P-Value
چاو	F	۴/۰۵۰۰	(۴۹۸،۱۰۱)	۰/۰۱۴۸
هاسمن	χ^2	**۹/۵۸۲۵**	**۱۱**	**۰/۰۴۷۵**

با توجه به نتایج آزمون چاو و *P-Value* آن (۰/۰۱۴۸)، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و بیان‌گر این است که می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده نمود. هم‌چنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و *P-Value* آن (۰/۰۴۷۵) که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه H_1 پذیرفته می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های چاو و هاسمن و هم‌چنین نتایج آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل (۲) تحقیق با استفاده از روش داده‌های پانل و به‌صورت اثرات ثابت برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴ : نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق با استفاده از روش اثرات ثابت

متغیر وابسته: گزارش های تأمین مالی خارجی تعداد مشاهدات: ۶۱۲ سال - شرکت				
متغیر	ضریب	آماره t	P-Value	**رابطه**
جزء ثابت	۰/۲۲۲۹	۴/۳۹۳۶	۰/۰۰۰۷	**مثبت**
ساختار مالکیت نهادی	-۰/۰۶۱۷	-۲/۵۲۹۸	۰/۰۲۶۷	**منفی**
بازده سهام	-۰/۰۳۳۶	-۳/۱۳۸۱	۰/۸۴۵۶	**بی معنی**
اندازه شرکت	۰/۰۲۹۵	۲/۷۱۵۵	۰/۰۳۱۸	**مثبت**
فرصت‌های رشد	۰/۰۰۵۰	۲/۲۹۴۵	۰/۰۱۶۵	**مثبت**
نسبت اهرم مالی	-۰/۰۱۰۲	-۳/۶۱۵۶	۰/۰۰۱۴	**منفی**
کیفیت حسابرسی	۰/۰۰۶۷	۱/۴۵۰۳	۰/۱۴۷۶	**بی معنی**
نسبت سهامداران خرد	۰/۰۰۰۱	۲/۱۰۶۹	۰/۰۱۴۹	**مثبت**
ساختار مالکیت مدیریت	۰/۰۰۴۶	۳/۴۶۶۷	۰/۰۰۴۰	**مثبت**
ریسک	-۰/۰۷۱۴	-۴/۱۰۷۴	۰/۰۰۰۶	**منفی**
نسبت اعضای مستقل هیات مدیره	۰/۱۳۱۸	۲/۰۸۸۱	۰/۰۳۷۳	**مثبت**
نسبت وجوه نقد	-۰/۰۰۸۴	-۲/۵۰۷۲	۰/۰۱۲۲	**منفی**
ضریب تعیین مدل				**۰/۴۵۸۲**
آماره F $(P-Value)$				**۱۱/۵۹۲۳** **(۰/۰۰۰۰)**

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

شکل برآورد شده مدل با استفاده از نرم‌افزار *Eviews 7* به‌صورت زیر خواهد بود:

$$C-SCORE_{i,t}=0.2229-0.0617DR_{i,t}-0.0336R_{i,t}+0.0295SIZE_{i,t}+0.0050MTB_{i,t}-0.0102LEV_{i,t}$$
$$+0.0067\mathrm{BIG4}_{i,t}+0.0001\sum B_j PERIOD_{i,t}+0.0046\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t}-0.0714POLCON_{i,t}$$
$$+0.1318BUMI_{i,t}-0.0084RICHEST_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$

در بررسی معنی‌دار بودن کل مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد (۰/۰۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تایید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۴۵/۸۲ درصد از گزارش‌های تأمین مالی خارجی توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می گردد.

در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در جدول ۴، از آن‌جایی احتمال آماره t برای ضریب متغیر ساختار مالکیت نهادی کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۲۶۷)، در نتیجه وجود تأثیر معنی‌داری ساختار مالکیت نهادی بر گزارش های تأمین مالی خارجی در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه دوم تحقیق پذیرفته شده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت ساختار مالکیت نهادی بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی تأثیر معناداری وجود دارد. منفی بودن ضریب این متغیر (۰/۰۶۱۷-) حاکی از وجود تأثیر معکوس ساختار مالکیت نهادی بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی می‌باشد به‌طوری که با افزایش ۱ واحدی ساختار مالکیت نهادی بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی نیز به میزان ۰/۰۶۱۷ واحد کاهش می‌یابد. بنابراین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه دوم پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که ساختار مالکیت نهادی بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی تأثیرگذار است.

- **نتایج آزمون فرضیه سوم تحقیق**

در فرضیه سوم تحقیق تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی مورد بررسی قرار می‌گیرد و فرضیه آماری آن به صورت زیر قابل بیان است:

H_0 : ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها تأثیر معناداری وجود ندارد.

H_1 : ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها تأثیر معناداری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل (۳) بصورت داده‌های پانل برآورد می شود و در صورتی که ضریب β_1 در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد، مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

$$AC-IFRS1_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 DR_{i,t}+\beta_2 R_{i,t}+\beta_3 SIZE_{i,t}+\beta_4 MTB_{i,t}+\beta_5 LEV_{i,t}+\beta_6 \mathrm{BIG4}_{i,t}+\beta_7\sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+\beta_8\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t}+\beta_9 POLCON_{i,t}+\beta_{10}BUMI_{i,t}+\beta_{11}RICHEST_{i,t}+\varepsilon_{i,t}\ (3)$$

$$\begin{cases}H_0:\beta_1=0\\H_1:\beta_1\neq 0\end{cases}$$

نتایج مربوط به آزمون‌های چاو (جهت مشخص نمودن استفاده از روش داده‌های پانل یا ترکیبی) و هاسمن (جهت مشخص کردن استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی در روش داده‌های پانل) برای مدل (۳) در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول۵: نتایج آزمون چاو و هاسمن برای مدل (۳)

آزمون	آماره	مقدار آماره	درجه آزادی	P-Value
چاو	F	۶/۵۶۳۱	(۴۹۸،۱۰۱)	۰/۰۰۵۱
هاسمن	χ^2	۴/۲۳۲۸	۱۱	۰/۰۴۲۲

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

با توجه به نتایج آزمون چاو و *P-Value* آن (۰/۰۰۵۱)، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و بیان‌گر این است که می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده نمود. هم‌چنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و *P-Value* آن (۰/۰۴۲۲) که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه H_1 پذیرفته می‌شود.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون های چاو و هاسمن و هم‌چنین نتایج آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل (۳) تحقیق با استفاده از روش داده‌های پانل و بصورت اثرات ثابت برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون فرضیه سوم تحقیق با استفاده از روش اثرات ثابت

متغیر وابسته: محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش های تأمین مالی خارجی تعداد مشاهدات: ۶۱۲ سال – شرکت				
متغیر	ضریب	آماره t	P-Value	**رابطه**
جزء ثابت	-۰/۴۶۱۷	-۳/۷۶۷۹	۰/۰۰۵۹	**منفی**
ساختار مالکیت نهادی	۰/۰۹۲۶	۲/۶۸۵۰	۰/۰۱۳۷	**مثبت**
بازده سهام	۰/۰۰۱	۳/۰۱۷۴	۰/۰۰۶۱	**مثبت**
اندازه شرکت	-۰/۰۱۹۹	-۱/۲۶۳۳	۰/۲۰۰	**بی‌معنی**
فرصت های رشد	-۰/۱۳۱۴	-۲/۸۰۲۴	۰/۰۱۵۳	**مثبت**
نسبت اهرم مالی	-۰/۰۰۷۹	-۴/۱۶۷۶	۰/۰۰۰۹	**منفی**
کیفیت حسابرسی	۰/۰۰۵۸	۰/۴۱۲۴	۰/۶۸۰۲	**بی معنی**
نسبت سهامداران خرد	۰/۰۰۵۱	۲/۲۸۸۵	۰/۰۲۲۵	**مثبت**
ساختار مالکیت مدیریت	۰/۰۱۳۰	۲/۳۸۳۷	۰/۰۱۷۱	**مثبت**
ریسک	۰/۴۰۶۷	۴/۴۱۳۳	۰/۰۰۰۲	**مثبت**
نسبت اعضای مستقل هیات مدیره	۰/۶۷۹۱	۶/۱۷۹۹	۰/۰۰۰۰	**مثبت**
نسبت وجوه نقد	۰/۰۸۷۸	۱/۹۵۹۶	۰/۹۵۰۶	**بی‌معنی**
ضریب تعیین مدل				**۰/۵۳۸۲**
آماره F **($P-Value$)**				**۹/۶۷۲۱** **(۰/۰۰۰۱)**

شکل برآورد شده مدل با استفاده از نرم‌افزار *Eviews 7* به صورت زیر خواهد بود:

$$AC-IFRS1_{i,t} = -0.4617 + 0.0926DR_{i,t} + 0.001R_{i,t} - 0.0199SIZE_{i,t} - 0.1314MTB_{i,t} - 0.0079LEV_{i,t} + 0.0058\mathrm{B}IG4_{i,t}$$
$$+ 0.0051\sum B_j PERIOD_{i,t} + 0.0130\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t} + 0.4067POLCON_{i,t} + 0.6791BUMI_{i,t} + 0.0878RICHEST_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در بررسی معنی‌دار بودن کل مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر می‌باشد (۰/۰۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تایید می شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۵۳/۸۲ درصد از محافظه‌کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می گردد.

در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در جدول ۶، از آن‌جایی احتمال آماره t برای ضریب متغیر ساختار مالکیت نهادی کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۱۳۷)، در نتیجه وجود تأثیر معنی‌داری ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش های تأمین مالی خارجی در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه سوم تحقیق پذیرفته شده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش های تأمین مالی خارجی تأثیر معناداری وجود دارد.

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

مثبت بودن ضریب این متغیر (۰/۰۹۲۶) حاکی از وجود تأثیر مستقیم ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش های تأمین مالی خارجی می‌باشد به‌طوری که با افزایش ۱ واحدی ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش های تأمین مالی خارجی نیز به میزان ۰/۰۹۲۶ واحد افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه سوم پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی تأثیرگذار است.

- **نتایج آزمون فرضیه چهارم تحقیق**

هدف از فرضیه چهارم تحقیق بررسی تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی بوده و فرضیه آماری آن به صورت زیر قابل بیان است:

H_0 : ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر معناداری وجود ندارد.

H_1 : ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر معناداری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل (۴) بصورت داده‌های پانل برآورد می شود و در صورتی که ضریب β_1 در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

$$AC-IFRS2_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 DR_{i,t}+\beta_2 R_{i,t}+\beta_3 SIZE_{i,t}+\beta_4 MTB_{i,t}+\beta_5 LEV_{i,t}+\beta_6 \mathrm{BIG4}_{i,t}+\beta_7\sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+\beta_8\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t}+\beta_9 POLCON_{i,t}+\beta_{10} BUMI_{i,t}+\beta_{11} RICHEST_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$
$$\begin{cases} H_0:\beta_1=0 \\ H_1:\beta_1\neq 0 \end{cases}$$

نتایج مربوط به آزمون های چاو (جهت مشخص نمودن استفاده از روش داده‌های پانل یا ترکیبی) و هاسمن (جهت مشخص کردن استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی در روش داده‌های پانل) برای مدل (۴) در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷ : نتایج آزمون چاو و هاسمن برای مدل (۴)

آزمون	آماره	مقدار آماره	درجه آزادی	P-Value
چاو	F	۵/۵۸۷۷	(۴۹۸،۱۰۱)	۰/۰۱۹۳
هاسمن	χ^2	۶/۵۳۰۸	۱۱	۰/۰۳۸۴

با توجه به نتایج آزمون چاو و *P-Value* آن (۰/۰۱۹۳)، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و بیان‌گر این است که می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده نمود. هم‌چنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و *P-Value* آن (۰/۰۳۸۴) که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه H_1 پذیرفته می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از آزمون های چاو و هاسمن و همچنین نتایج آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل (۴) تحقیق با استفاده از روش داده‌های پانل و بصورت اثرات ثابت برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸ : نتایج آزمون فرضیه چهارم تحقیق با استفاده از روش اثرات ثابت

متغیر وابسته: محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی تعداد مشاهدات: ۶۱۲ سال – شرکت				
متغیر	ضریب	آماره t	P-Value	رابطه
جزء ثابت	-۰/۱۳۸۴	-۳/۶۶۵۳	۰/۰۰۶۱	منفی
ساختار مالکیت نهادی	۰/۴۹۴۰	۴/۱۴۷۷	۰/۰۰۰۷	مثبت
بازده سهام	۰/۰۳۸۶	۰/۴۱۴۶	۰/۶۷۸۶	بی‌معنی

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

اندازه شرکت	۰/۰۱۴۳	۴/۷۳۹۵	۰/۰۰۰۹	مثبت
فرصت های رشد	-۰/۰۸۰۳	-۲/۵۱۹۷	۰/۰۲۹۲	منفی
نسبت اهرم مالی	۰/۲۵۵۹	۶/۴۴۷۹	۰/۰۰۰۰	مثبت
کیفیت حسابرسی	۰/۰۰۴۰	۰/۲۲۷۸	۰/۸۱۹۹	بی معنی
نسبت سهامداران خرد	-۰/۰۰۱۰	-۳/۱۶۹۲	۰/۰۰۱۶	منفی
ساختار مالکیت مدیریت	۰/۰۰۰۶	۴/۰۴۷۵	۰/۰۰۰۱	مثبت
ریسک	۰/۱۰۱۹	۳/۵۱۰۹	۰/۰۰۹۶	مثبت
نسبت اعضای مستقل هیات مدیره	۰/۲۳۷۵	۲/۲۲۵۵	۰/۰۲۰۹	مثبت
نسبت وجوه نقد	-۰/۰۵۱۲	-۰/۸۷۸۷	۰/۳۷۹۹	بی‌معنی
ضریب تعیین مدل				۰/۵۲۶۰
آماره F ($P-Value$)				۸/۸۶۷۱ (۰/۰۰۰۰)

شکل برآورد شده مدل با استفاده از نرم‌افزار *Eviews 7* به صورت زیر خواهد بود:

$$AC-IFRS2_{i,t} = -0.1384 + 0.4940DR_{i,t} + 0.0386R_{i,t} + 0.0143SIZE_{i,t} - 0.0803MTB_{i,t} + 0.2559LEV_{i,t} + 0.0040BIG4_{i,t}$$
$$- 0.0010\sum B_j PERIOD_{i,t} + 0.0006\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t} + 0.1019POLCON_{i,t} + 0.2375BUMI_{i,t} - 0.0512RICHEST_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

در بررسی معنی‌دار بودن کل مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد (۰/۰۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی دار بودن کل مدل تایید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۵۲/۶۰ درصد از محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می گردد.

در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده در جدول ۸، از آن‌جایی احتمال آماره t برای ضریب متغیر ساختار مالکیت نهادی کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰۷)، در نتیجه وجود تأثیر معنی‌داری ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه چهارم تحقیق پذیرفته شده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر معناداری وجود دارد. مثبت بودن ضریب این متغیر (۰/۴۹۴۰) حاکی از وجود تأثیر مستقیم ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی می‌باشد به‌طوری که با افزایش ۱ واحدی ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی نیز به میزان ۰/۴۹۴۰ واحد افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه چهارم پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی تأثیرگذار است.

- **نتایج آزمون فرضیه پنجم تحقیق**

در فرضیه پنجم تحقیق تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه مورد بررسی قرار گرفته و فرضیه آماری آن به صورت زیر قابل بیان است:

H_0 : ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه تأثیر معناداری وجود ندارد.

H_1 : ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه تأثیر معناداری وجود دارد.

این فرضیه با استفاده از مدل (۵) بصورت داده‌های پانل برآورد می شود و در صورتی که ضریب β_1 در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

$$AC-IFRS3_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 DR_{i,t}+\beta_2 R_{i,t}+\beta_3 SIZE_{i,t}+\beta_4 MTB_{i,t}+\beta_5 LEV_{i,t}+\beta_6 BIG4_{i,t}+\beta_7\sum B_j PERIOD_{i,t}$$
$$+\beta_8\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t}+\beta_9 POLCON_{i,t}+\beta_{10} BUMI_{i,t}+\beta_{11} RICHEST_{i,t}+\varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\begin{cases} H_0:\beta_1=0 \\ H_1:\beta_1\neq 0 \end{cases}$$

نتایج مربوط به آزمون‌های چاو (جهت مشخص نمودن استفاده از روش داده‌های پانل یا ترکیبی) و هاسمن (جهت مشخص کردن استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی در روش داده‌های پانل) برای مدل (۵) در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹: نتایج آزمون چاو و هاسمن برای مدل (۵)

آزمون	آماره	مقدار آماره	درجه آزادی	P-Value
چاو	F	۵/۱۴۴۷	(۴۹۸،۱۰۱)	۰/۰۱۷۳
هاسمن	χ^2	۹/۰۵۲۵	۱۱	۰/۰۴۵۲

با توجه به نتایج آزمون چاو و *P-Value* آن (۰/۰۱۷۳)، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و بیان‌گر این است که می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده نمود. هم‌چنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن و *P-Value* آن (۰/۰۴۵۲) که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه H_1 پذیرفته می‌شود.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون های چاو و هاسمن و همچنین نتایج آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک، مدل (۵) تحقیق با استفاده از روش داده‌های پانل و بصورت اثرات ثابت برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل در جدول ۱۰ ارائه شده است.

جدول ۱۰: نتایج آزمون فرضیه پنجم تحقیق با استفاده از روش اثرات ثابت

متغیر وابسته: محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه تعداد مشاهدات: ۶۱۲ سال - شرکت				
متغیر	ضریب	آماره t	P-Value	رابطه
جزء ثابت	۰/۲۳۳۸	۳/۲۷۸۰	۰/۰۰۱۸	مثبت
ساختار مالکیت نهادی	-۰/۱۰۶۴	-۴/۷۴۱۶	۰/۰۰۰۶	منفی
بازده سهام	-۰/۰۴۹۵	-۴/۵۲۲۳	۰/۰۰۰۷	منفی
اندازه شرکت	۰/۰۲۳۹	۲/۴۸۲۶	۰/۰۳۸۸	مثبت
فرصت‌های رشد	-۰/۰۰۶۰	-۶/۱۳۲۵	۰/۰۰۰۰	منفی
نسبت اهرم مالی	۰/۰۱۰۰	۲/۲۰۰۵	۰/۰۴۱۱	مثبت
کیفیت حسابرسی	-۰/۰۲۲۴	-۳/۴۹۸۰	۰/۰۰۴۸	منفی
نسبت سهامداران خرد	-۰/۰۰۱۰	-۲/۶۲۳۸	۰/۰۴۲۷	منفی
ساختار مالکیت مدیریت	۰/۰۱۳۱	۱/۶۴۶۶	۰/۱۰۰۳	بی معنی
ریسک	-۰/۱۶۲۴	-۲/۹۴۲۸	۰/۰۴۶۲	منفی
نسبت اعضای مستقل هیات مدیره	۰/۳۰۷۸	۳/۸۰۴۹	۰/۰۰۱۷	مثبت
نسبت وجوه نقد	-۰/۰۷۱۹	-۴/۳۵۷۵	۰/۰۰۰۲	منفی
ضریب تعیین مدل				۰/۴۳۸۵
آماره F ($P-Value$)				۸/۳۹۴۴ (۰/۰۰۰۰)

شکل برآورد شده مدل با استفاده از نرم‌افزار *Eviews 7* به صورت زیر خواهد بود:

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

$$AC-IFRS3_{i,t}=0.2338-0.1064DR_{i,t}-0.0495R_{i,t}+0.0239SIZE_{i,t}-0.0060MTB_{i,t}+0.0100LEV_{i,t}-0.0224BIG4_{i,t}$$
$$-0.0010\sum B_j PERIOD_{i,t}+0.0131\sum B_\alpha INDUSTRIES_{i,t}-0.1624POLCON_{i,t}+0.3078BUMI_{i,t}-0.0719RICHEST_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$

در بررسی معنی‌دار بودن کل مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد (۰/۰۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی دار بودن کل مدل تایید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۴۳/۸۵ درصد از محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌گردد.

در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه نتایج ارائه شده جدول ۱۰، از آن‌جایی احتمال آماره t برای ضریب متغیر ساختار مالکیت نهادی کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰۶)، در نتیجه وجود تأثیر معنی‌داری ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه پنجم تحقیق پذیرفته شده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه تأثیر معناداری وجود دارد. منفی بودن ضریب این متغیر (۰/۱۰۶۴-) حاکی از وجود تأثیر معکوس ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه می‌باشد به‌طوری که با افزایش ۱ واحدی ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه نیز به میزان ۰/۱۰۶۴ واحد کاهش می‌یابد. بنابراین با توجه به تجزیه و تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با تأیید فرضیه پنجم پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که ساختار مالکیت نهادی بر محافظه‌کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه تأثیرگذار است.

-نتیجه‌گیری و پیشنهادات

۱- سازمان بورس اوراق بهادار می‌تواند با توجه به نتایج این تحقیق و تحقیقات مشابه اطلاعات جامع‌تری را درخصوص محافظه‌کاری شرطی، گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه‌کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه برای سهامداران منتشر نماید.

۲- توصیه مراجع تدوین استانداردهای حسابداری به افشای اختیاری اطلاعات جامع در خصوص میزان و سطح ساختار مالکیت نهادی و محافظه‌کاری شرطی، گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه‌کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه شرکت‌ها.

۳- از آن جهت که افزایش میزان و سطح ساختار مالکیت نهادی می‌تواند اثرات مهمی بر تصمیم سرمایه‌گذاران داشته باشد، ارائه اطلاعات کامل و شفاف از سوی مدیریت در زمینه ساختار مالکیت نهادی و محافظه کاری شرطی، گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه بسیار راه‌گشا خواهد بود.

۴- بهتر است تحلیل‌گران مالی فعال در بازار سرمایه، مشاوران سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار در کنار تحلیل‌ها و تکنیک‌های معمولی که انجام می‌دهند، تحلیل‌های خاصی مبتنی بر وضعیت محافظه کاری شرطی، گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه‌کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی، محافظه‌کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری شرطی ناشی از نوسانات سرمایه و عوامل تاثیرگذار بر آن و ساختار مالکیت نهادی شرکت‌ها با توجه به استانداردهای حسابداری به عمل آورند.

۵-با توجه به نتایج حاصل از فرضیه اول پژوهش پیشنهاد می‌گردد تحقیقی در ارتباط با تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی شرکت‌ها و تأثیرگذاری آن بر بازده غیرعادی سهام شرکت‌ها انجام شود.

۶-با توجه به نتایج حاصل از فرضیه دوم پژوهش پیشنهاد می‌گردد تحقیقی در ارتباط با تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر گزارش‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها و تأثیرگذاری آن بر ریسک سیستماتیک شرکت‌ها انجام شود.

۷-با توجه به نتایج حاصل از فرضیه سوم پژوهش پیشنهاد می‌گردد تحقیقی در ارتباط با تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از انتشار گزارش‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها و تأثیرگذاری آن بر رتبه اعتباری شرکت‌ها انجام شود.

۸-با توجه به نتایج حاصل از فرضیه چهارم پژوهش پیشنهاد می‌گردد تحقیقی در ارتباط با تأثیر ساختار مالکیت نهادی بر محافظه کاری شرطی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌ها و تأثیرگذاری آن بر بازده مورد انتظار سهام شرکت‌ها انجام شود.

10.21859/account-01024

ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

منابع و مآخذ

-منابع فارسی

۱- شیخ، محمد جواد؛ دهقانی، جلال و راعی غزآبادی، محمد ابراهیم، (۱۳۹۲)، بررسی تأثیر نرخ تورم بر تأمین مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (از طریق بدهی های بانکی و انتشار سهام، فصلنامه علمی پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی، سال اول، شماره دوم، صص ۶۸-۵۱.

۲- فروغی، داریوش و فرزادی، سعید، (۱۳۹۳)، بررسی تأثیر تغییرات جریان های نقدی بر سطح نگهداشت وجه نقد با در نظر گرفتن محدودیت تأمین مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی، سال دوم، شماره چهارم، صص ۳۶-۲۱.

۳- فروغی، داریوش و میرزایی، منوچهر، (۱۳۹۱)، بررسی تأثیر محافظه کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پیشرفت های حسابداری دانشگاه شیراز، دوره چهارم، شماره دوم، صص ۱۱۷-۱۷.

۴- قالیباف اصل، حسن؛ نیک روش، مهدی؛ دولت کامی، مصطفی و امامی، علی، (۱۳۹۴)، محافظه کاری شرطی حسابداری و انعطاف پذیری مالی، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری. سال چهارم، شماره ۱۶، صص ۱۲۳-۱۰۷.

۵- هاشمی، سیدعباس و جلالی مقدم، حسین، (۱۳۹۲)، تأثیر اقلام تعهدی بر رابطه تأمین مالی خارجی با بازده آتی سهام، فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی سال پنجم، شماره دوم، تابستان ۱۳۹۲، صص ۷۲-۵۳.

-فهرست منابع لاتین

1- AbdulWahab, E.A., Mat Zain, M., Abdul Rahman, R., (2015), Political connections: a threat to auditor independence? J. Account. Emerg. Econ, Vol. 5, No.2, Pp.222–246.

2- Ahmed, A.S., Duellman, S., (2013), Managerial overconfidence and accounting conservatism. J. Account. Res, Vol. 51, No.1, Pp.1–30.

3- Andre, P., Filip, A., Paugam, L., (2015), The effect of mandatory IFRS adoption on conditional conservatism in Europe. J. Bus. Finance Account, Vol. 42, No. 3, Pp.482–514.

4- Chen, S., Chen, X., Cheng, Q., (2014), Conservatism and equity ownership of the founding family. Eur. Account. Rev, Vol.23, No.3, Pp.403–430, Special issue: accounting and reporting in family firms.

5- He, X., Rui, O.M., Tusheng, X., (2012), The price of being a billionaire in China: evidence based on Hurun rich list, SSRN 2102998.

6- Johl, S., Subramaniam, N., Mat Zain, M., (2012), Audit committee and CEO ethnicity and audit fees: some Malaysian evidence. Int. J. Account. Vol. 47, No.3, Pp.302–332.

7- Madah Marzuki, M., Abdul Wahab, E.A. (2016), Institutional factors and conditional conservatism in Malaysia: Does international financial reporting standards convergence matter?/Journal of Contemporary Accounting & Economics, Vol.12, Pp. 191–209.

8- Mohamed Yunos, R., Ismail, Z., Smith, M., (2012), Ethnicity and accounting conservatism: Malaysian evidence. Asian Rev. Account, Vol.20, No.1, Pp. 34–57.

10.21859/account-01024

فصلنامه علمی تخصصی مدیریت، حسابداری و اقتصاد ، دوره ۱ ، شماره ۲، پاییز ۱۳۹۶، ص ۴۸-۳۳
ISSN: 2588-3992
http://www.Tajournals.com

Effect of Institutional Ownership Structure on Conditional Conservatism and Foreign Financial supplement Reports on the Listed Companies in Tehran Stock Exchange

Ali Amiri[1*], Eshrat Nezampour[2] and Hossein Mahmudi[3]

1- Department of Accounting, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran
2- Department of Accounting, Jask Branch Islamic Azad University, Jask, Iran
3- MA student of accounting, Islamic Azad University, Bastak branch
**Corresponding author*

Abstract

This research aims on studying the effect of institutional ownership structure and foreign financial supplement reports of companies. This research was librarian and causal-analytical and based on panel data. In this research, financial data of 102 listed companies in Tehran Stock Exchange was studied in 2010-2015 (612 companies-year). Research results about the confirmation of the first hypothesis showed that the institutional ownership structure influences on the conditional conservatism. Moreover, it was concluded by confirmation of the second hypothesis that institutional ownership structure influences on foreign financial supplement reports of companies. Finally, based on analysis, it was concluded about the third hypothesis that institutional ownership structure influences on the resulted conditional conservatism on capital fluctuations.

Keywords: institutional ownership structure, conditional conservatism, foreign financial supplement reports, resulted conditional conservatism by publishing foreign financial supplement reports, resulted conditional conservatism by informational asymmetry, resulted conditional conservatism by fluctuations

10.21859/account-01024