

بررسی تأثیر محافظه کاری شرطی و سیاستهای پولی انقباضی بر اعتبار تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

حسین بی زوال

کارشناسی ارشد اقتصاد اسلامی، واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند، ایران.

Hosseinmk2016@gmail.com

شماره ۲۳ / بهار ۱۳۹۹ (جلد سوم) / صص ۵۹-۷۸
چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره سوم)

چکیده

از عوامل مهم اتخاذ رویکردهای محافظه کارانه، سیاست های پولی می باشد. اما اتخاذ رویکرد محافظه کاری باعث کاهش انتظارات از عملکرد آتی واحدهای تجاری نیز می باشد. سیاست پولی، با استفاده از ابزارهایی مثل نرخ تنزیل مجدد، عملیات بازار باز و ذخایر قانونی برای کنترل نقدینگی اعمال می شود. هدف از این پژوهش پاسخ گوئی به سه پرسش اساسی می باشد که اولاً محافظه کاری شرطی چه تاثیری بر اعتبار تجاری شرکت ها دارد؟ دوماً اندازه شرکت چه تاثیری بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها دارد؟ و سوم اینکه سیاست پولی انقباضی چه تاثیری بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها دارد؟ در این پژوهش محافظه کاری شرطی به عنوان متغیر مستقل، اندازه شرکت و سیاست پولی انقباضی به عنوان متغیر تعدیلی و اعتبار تجاری شرکت ها به عنوان متغیر وابسته می باشند که جهت نیل به اهداف پژوهش سه فرضیه اصلی بر اساس مبانی نظری دای ویانگ (۲۰۱۵) تدوین و ارائه گردیده است. نمونه آماری این پژوهش ۸۴ شرکت می باشند که به روش حذف سیستماتیک انتخاب گردیده اند. این پژوهش در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۷ و با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته صورت پذیرفته است. این تحقیق از لحاظ روش همبستگی علی و از لحاظ هدف کاربردی می باشد. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه ها نشان داد که اولاً محافظه کاری شرطی بر روی اعتبار تجاری شرکت ها تاثیر منفی و معنی داری دارد. دوماً اندازه شرکت بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها تاثیر منفی و معنی داری دارد. و سوم این که سیاست پولی انقباضی هیچ نوع تاثیری بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها ندارد.

واژگان کلیدی: محافظه کاری شرطی، اعتبار تجاری، سیاست پولی انقباضی.

مقدمه

اطلاعات نقش اساسی در عملکرد بازارها دارد، زیرا اغلب تصمیمات، از جمله تصمیمات سرمایه گذاری در بازار سرمایه، تصمیم گیری در خصوص ورود یا خروج رقبا به صنایع، نحوه تامین مالی (از طریق بدهی یا حقوق صاحبان سهام) و تصمیم گیری در خصوص سطح افشای اطلاعات انعطاف پذیر، در شرایط عدم اطمینان انجام می شود. هدف گزارشگری مالی

ارائه اطلاعات مفید به استفاده کنندگان است. اطلاعاتی مفید هستند که خصوصیات کیفی از جمله قابل اتکا بودن و مربوط بودن را داشته باشند. یکی از اجزای قابلیت اتکای اطلاعات، رعایت اصل محافظه کاری است. که کمیته فنی استاندارهای حسابداری ایران از آن به عنوان اصل احتیاط یاد می کند. باسو^۱ بیان می نماید که، محافظه کاری تاییدپذیری متفاوت برای شناسایی درآمدها و هزینه ها است، که منجر به کم نمایی سود و دارایی ها می شود. بنابراین اتخاذ سیاست محافظه کارانه با ارایه تصویری نامناسب از وضعیت مالی و قدرت سود آوری واحد تجاری، از یک طرف فشارها و تهدیدات ناشی از رقابت را کاهش می دهد و از طرف دیگر انتظارات سهامداران و سرمایه گذاران از عملکرد آتی واحد تجاری را کاهش می دهد. مدیریت با ارزیابی منافع و مخارج اتخاذ رویکرد محافظه کارانه یا جسورانه، به دنبال حداکثر سازی ثروت ذی نفعان خود هستند. به نظر می رسد با افزایش فشارهای رقابتی سطح محافظه کاری نیز افزایش یابد. ولی در مواقع نیاز به منابع مالی سطح محافظه کاری کاهش یابد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

محافظه کاری به عوامل متعدد از جمله؛ وجود قرارداد بین واحد تجاری و سایر ذی نفعان، احتمال شکل گیری دعاوی حقوقی، تلاش برای کاهش یا به تعویق انداختن مالیات، حفظ منافع عموم جامعه، افزایش کیفیت اطلاعات مالی و افزایش اعتبار تجاری دارد. معیارهای اندازه گیری متنوع هستند اما مهمترین آنها مدل ارائه شده توسط باسو (۱۹۹۷) می باشد. فشارهای رقابتی منجر به افزایش سطح محافظه کاری خواهد شد. ژانگ، ۲۰۰۸ بر روی اثر محافظه کاری حسابداری روی اعتبار بانکی تحقیقات انجام داد که به توجهات کم به اعتبار تجاری پرداخته است. اگرچه اعتبار تجاری به طور گسترده ای هم در کشورهای در حال توسعه و هم در کشورهای توسعه یافته کاربرد دارد. برای نمونه در انگلستان، اعتبار تجاری برای ۷۰ درصد از بدهی های کوتاه مدت و ۵۵ درصد از وام های اعتباری در نظر گرفته شدند. همچنین سیاست های منبع مالی جایگزین، از نظر تقاضا بر این عقیده است که جیره بندی اعتباری، مانع از بدهی زیاد شرکت می شود. محافظه کاری حسابداری می تواند ضررها را در زمان مناسب تشخیص بدهد که این می تواند نظر مثبت مشتریان و متصدیان را جلب کند و به این نتیجه رسید که محافظه کاری حسابداری در سطوح بالاتر، اعتبار تجاری بیشتری را بدست می آورد. در زمان سیاست های پولی انقباضی مشکل تبعیض اعتباری یا جیره بندی اعتباری بدتر می شود و برای شرکت ها فراهم کردن وام های بانکی سخت تر می گردد؛ ضمناً مشتریان و متصدیان در ارایه اعتبار تجاری به جهت عدم ثبات در محیط اقتصادی محتاط تر می شوند. بالاچندران و موهانرام (۲۰۰۶)، رابطه بین سطح محافظه کاری و میزان مربوط بودن سودخالص را مورد بررسی قرار دادند. آنها با استفاده از دو روش پن من و ژانگ (۲۰۰۲) و بیور و رایان (۲۰۰۰)، به اندازه گیری محافظه کاری پرداختند. همچنین از ضریب تبیین رگرسیون بازده، سود خالص و تغییرات آن به منظور سنجش محتوای اطلاعاتی سود خالص بهره گرفتند. آنها دریافتند، سودخالص در شرکت های با محافظه کاری بالا نسبت به سود خالص در شرکتهای با محافظه کاری پایین، مربوط تر است. بنابراین، چنین نتیجه گیری نمودند که احتمالاً محافظه کاری دلیل اصلی کاهش ارتباط ارزشی سود خالص نیستند. اطلاعات مالی در صورتی برای عموم استفاده کنندگان مفید خواهند بود که دارای خصوصیات کیفی باشند. باسو (۱۹۹۷) بیان می نماید که، محافظه کاری تاییدپذیری متفاوت برای شناسایی درآمدها و هزینه ها است، که منجر به کم نمایی سود و دارایی ها می شود. بنابراین اتخاذ سیاست محافظه کارانه با ارایه تصویری نامناسب از وضعیت مالی و

¹ Basu, S. (1997)

قدرت سود آوری واحد تجاری، از یک طرف فشارها و تهدیدات ناشی از رقابت را کاهش می دهد و از طرف دیگر انتظارات سهامداران و سرمایه گذاران از عملکرد آتی واحد تجاری را کاهش می دهد. مدیریت با ارزیابی منافع و مخارج اتخاذ رویکرد محافظه کارانه یا جسورانه، به دنبال حداکثر سازی ثروت ذی نفعان خود هستند. به نظر می رسد با افزایش فشارهای رقابتی سطح محافظه کاری نیز افزایش یابد. ولی در مواقع نیاز به منابع مالی سطح محافظه کاری کاهش یابد. در کشور ما کمیته فنی سازمان حسابداری در مفاهیم نظری گزارشگری مالی، محافظه کاری را به عنوان یکی از مولفه های خصوصیت کیفی قابل اتکا بودن در نظر گرفته، اما واژه محافظه کاری را به کار نبرده است. بلکه از واژه احتیاط به جای آن استفاده کرده است. از طرفی رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی، همراه با افزایش سطح اشتغال، کنترل تورم و تعادل در ترازپرداخت ها، همواره از اهداف نهایی اقتصادی کشورها بوده است. بدین منظور ابزارهای سیاست های مالی دولت و سیاست های پولی بانک های مرکزی اهرم هایی هستند که کشورها برای دستیابی به این اهداف مورد استفاده قرار می دهند. به طور خاص سیاست های پولی در حیطه اهداف کلان اقتصادی، به دنبال تثبیت قیمت ها، تعادل در ترازپرداخت ها و کنترل حجم پول یا نقدینگی هستند. در همین راستا، سیاستگذاران پولی برای هدایت موفق سیاست های خود، باید ارزیابی دقیقی از مدت و نحوه اثرات آن بر اقتصاد داشته باشند. بررسی سازوکار انتقال پولی می تواند سیاستگذاران را در این امر یاری نماید. سازوکار انتقال پولی، مجاری اثرگذاری را معرفی می کند که از طریق آن، سیاست های پولی تصمیمات بنگاه ها، خانوارها، واسطه های مالی و سرمایه گذاران را تحت تأثیر قرار داده و به دنبال آن سطح فعالیت های اقتصادی را دچار تغییر می کند. همچنین اعتبار تجاری نقش اساسی در فعالیت های تجاری هر شرکتی دارد و اعتبار تجاری در شرکت نشان دهنده میزان اعتماد تأمین کنندگان و اعتبار دهندگان به شرکت است و یک ابزار تأمین مالی کوتاه مدت محسوب می شود. شرکت های دارای اعتبار تجاری خوب بدون پرداخت وجه نقد کالا و خدمات مورد نیاز خود را از تأمین کنندگان دریافت می کنند و بانک ها و سایر اعتباردهندگان با بررسی اعتبار تجاری شرکت اقدام به اعطای تسهیلات می نمایند. این پژوهش در پی پاسخ گوئی به این پرسش های اساسی میباشد که ۱- محافظه کاری شرطی چه تاثیری بر اعتبار تجاری شرکت ها دارد. ۲- اندازه شرکت، چه تاثیری بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها دارد. ۳- سیاست پولی انقباضی، چه تاثیری بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری دارد.

مهدی خانی و زنوزی (۱۳۹۵) به بررسی رابطه بین اعتبار نام تجاری رضایت و وفاداری مشتریان بانک کشاورزی شهر تهران پرداختند. جامعه آماری در این پژوهش مشتریان بانک کشاورزی در سطح شهر تهران بوده است جمع آوری داده ها با روش نمونه گیری تصادفی ساده با حجم ۲۹۴ نمونه و تجزیه و تحلیل داده ها با استفاده از آزمون الگویابی معادلات ساختاری و رگرسیون چند متغیر به کمک نرم افزار اس پی اس و لیزرل انجام شده است نتایج نشان داد که اعتماد و کیفیت ادراک شده رابطه مثبت و معناداری با اعتبار نام تجاری دارند اعتبار نام تجاری نیز رابطه مثبت و معناداری با رضایت و وفاداری دارد اعتبار نام تجاری نیز تاثیر مثبتی بر رابطه بین اعتماد و کیفیت ادراک شده با وفاداری دارد.

خیبری و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر سیاست پولی و محافظه کاری بر اعتبار تجاری شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. جامعه آماری پژوهش را کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل داده و دوره زمانی تحقیق را بازه زمانی سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۳ دربرگرفته و تعداد ۱۲۹ شرکت مورد مطالعه ما قرار گرفته اند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه ها بیان گر آن بود که بین محافظه کاری با اعتبار تجاری رابطه معنی داری وجود دارد اما بین

سیاست پولی با اعتبار تجاری رابطه معنی داری یافت نگردید و در طول دوره سیاست انقباضی، شرکت با محافظه کاری بالاتر اعتبار تجاری بیشتری به دست نمی آورند.

چنگ^۱ و همکاران (۲۰۱۷) به پژوهشی با موضوع قوانین ضد تصاحب و محافظه کاری حسابداری: شواهد جدید پرداختند این تحقیق از نوع تحقیقات تجربی و کاربردی بوده است که بر روی ۲۹۶۷ شرکت در بازه زمانی ۱۹۸۷-۲۰۱۱ با استفاده از روش رگرسیون چندگانه صورت پذیرفته است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که از زمان تصویب قوانین ضد تصاحبی در چین شرکت ها محافظه کار تر شده اند.

دهالیوال و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان رقابت بازار تولید و محافظه کاری شرطی که در دو پنل A,B (پنل A شامل ۷۱۶۲۷ سال- شرکت متشکل از ۱۸۷ گروه صنعتی در بازه زمانی ۱۹۷۵-۲۰۰۵) و (پنل B شامل ۷۸۷۹۹ سال- شرکت متشکل از ۲۴۱ گروه صنعتی در بازه زمانی ۱۹۷۷-۲۰۰۵) بر روی شرکت های آمریکائی با استفاده از روش رگرسیون چندگانه انجام دادند به بررسی رابطه بین رقابت در بازار تولید و محافظه کاری شرطی پرداختند نتایج این پژوهش نشان داد یک رابطه ی مثبت قوی بین رقابت بازار تولید و محافظه کاری حسابداری شرطی وجود دارد.

فرضیه های پژوهش

۱. محافظه کاری شرطی بر اعتبار تجاری تاثیر معنی داری دارد.
۲. اندازه شرکت، بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری تاثیر معنی داری دارد.
۳. سیاست پولی انقباضی، بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری تاثیر معنی داری دارد.

روش شناسی پژوهش

این تحقیق از لحاظ روش همبستگی علی و از لحاظ هدف کاربردی می باشد. همچنین از آنجا که این نوشتار به توصیف آنچه که هست یا توصیف شرایط موجود بدون دخل و تصرف (و نه به الزام و توصیه خاص) و با توجه به آن که قضاوت های ارزشی در این تحقیق کم رنگ است، پژوهش حاضر در زمره تحقیقات توصیفی حسابداری به شمار می رود. به علاوه با توجه به اینکه از اطلاعات تاریخی در آزمون فرضیات آن استفاده خواهد شد در گروه تحقیقات شبه آزمایشی طبقه بندی می گردد. همچنین تحقیق حاضر به لحاظ معرفت شناسی از نوع تجربه گرا، سیستم استدلال آن استقرایی و به لحاظ نوع مطالعه میدانی- کتابخانه ای با استفاده از اطلاعات تاریخی به صورت پس رویدادی (یعنی استفاده از اطلاعات گذشته) می باشد. به منظور گردآوری اطلاعات از روش کتابخانه ای استفاده شده است. بدین گونه که اطلاعات مورد نیاز جهت ادبیات تحقیق و مبانی نظری آن از طریق کتابها، مجلات، مقالات معتبر، پایان نامه ها و اطلاعات و داده های آماری مورد نیاز از طریق منابع سازمان بورس اوراق بهادار تهران، داده های شرکت های منتخب با مراجعه به صورت های مالی و یادداشت های توضیحی، گردآوری شده است. جامعه مورد مطالعه شامل کلیه شرکت ها و صنایع پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار می باشد. قلمرو زمانی پژوهش شامل یک دوره ی ۶ ساله بر اساس صورت های مالی سال های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ شرکت ها مورد مطالعه است. جهت آزمون فرضیه ها از رگرسیون چندگانه سری زمانی استفاده شده است و نمونه آماری این تحقیق ۸۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشند که به روش حذف سیستماتیک نمونه آماری برآورد گردیده است.

¹ Cheng

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

اعتبار تجاری^۱: توافقی است بین خریدار و فروشنده که برابر آن خریدار میتواند وجه پرداختی فروشنده را به تاخیر بیاورد (مین واسمیت، ۱۹۹۹).

متغیر مستقل

محافظه کاری شرطی^۲: عبارت است از تاکید زیاد روی شناسایی به موقع زیان (بال و شیوا کومار، ۲۰۰۵). بر اساس این نوع محافظه کاری کاهش سودهای حسابداری منعکس کننده یک زیان اقتصادی همزمان می باشد. محافظه کاری شرطی، محافظه کاری است که توسط استانداردهای حسابداری الزام شده است، یعنی شناخت به موقع زیان در صورت وجود اخبار بد و نامطلوب و عدم شناخت سود در مواقع وجود اخبار خوب و مطلوب (بنی مهد و باغبانی، ۱۳۸۸).

متغیرهای تعدیل گر

سیاست پولی انقباضی^۳: به تدابیری اطلاق می گردد که از طریق کاهش در عرضه پول، اهداف عمومی سیاست های پولی را بر آورده می سازد و یا به عبارت دیگر هر نوع تدابیری کاهنده ی عرضه ی پول را سیاست پولی انقباضی گویند (قدیری اصل، ۱۳۸۷).

اندازه شرکت^۴: معیارهای مختلفی برای اندازه گیری متغیر اندازه شرکت وجود دارد که عبارتند از: مقدار کل دارایی ها، میزان فروش و تعداد کل کارکنان. در این تحقیق اندازه شرکت با استفاده از لگاریتم طبیعی تعداد سهام محاسبه می شود (پاک مرام و حسین بابائی، ۱۳۹۳).

مدل آزمون فرضیه های پژوهش

فرضیه اول: محافظه کاری شرطی بر اعتبار تجاری شرکت ها تاثیر معنی داری دارد. با توجه به اینکه در این فرضیه محافظه کاری شرطی متغیر مستقل و اعتبار تجاری شرکت ها متغیر وابسته می باشد، مدل رگرسیونی جهت آزمون این فرضیه به صورت زیر پیشنهاد می گردد:

$$\text{Trade.Credit}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * \text{CONV}_{i,t} + \beta_2 * \text{LIQ}_{i,t} + \beta_3 * \text{CFO}_{i,t} + \beta_4 * \text{GROWH}_{i,t} + \beta_5 * \text{ROA}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

این فرضیه زمانی تأیید می شود که اولاً کل مدل رگرسیونی در سطح ۹۵٪ معنی دار باشد یعنی سطح معنی داری آماره فیشر برای این مدل رگرسیونی کمتر از ۰/۰۵ باشد دوماً ضریب $\text{CONV}_{i,t}$ در سطح ۹۵٪ معنی دار باشد.

¹ trade credit

² Conditional conservatism

³ contractionary monetary policy

⁴ size

فرضیه دوم: اندازه شرکت، بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها تاثیر معنی داری دارد. با توجه به اینکه در این فرضیه محافظه کاری شرطی متغیر مستقل و اعتبار تجاری شرکت ها متغیر وابسته و اندازه شرکت متغیر تعدیلی می باشد، مدل رگرسیونی جهت آزمون این فرضیه به صورت زیر پیشنهاد می گردد:

$$\text{Trade.Credit}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * \text{CONV}_{i,t} * \text{SIZE}_{i,t} + \beta_2 * \text{LIQ}_{i,t} + \beta_3 * \text{CFO}_{i,t} + \beta_4 * \text{GROWH}_{i,t} + \beta_5 * \text{ROA}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

این فرضیه زمانی تأیید می شود که اولاً کل مدل رگرسیونی در سطح ۹۵٪ معنی دار باشد یعنی سطح معنی داری آماره فیشر برای این مدل رگرسیونی کمتر از ۰/۰۵ باشد دوماً ضریب $\text{CONV}_{i,t} * \text{SIZE}_{i,t}$ در سطح ۹۵٪ معنی دار باشد.

فرضیه سوم: سیاست پولی انقباضی، بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها تاثیر معنی داری دارد. با توجه به اینکه در این فرضیه محافظه کاری شرطی متغیر مستقل و اعتبار تجاری شرکت ها متغیر وابسته و سیاست پولی انقباضی متغیر تعدیلی می باشد، مدل رگرسیونی جهت آزمون این فرضیه به صورت زیر پیشنهاد می گردد:

$$\text{Trade.Credit}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * \text{CONV}_{i,t} * \text{PM}_{i,t} + \beta_2 * \text{LIQ}_{i,t} + \beta_3 * \text{CFO}_{i,t} + \beta_4 * \text{GROWH}_{i,t} + \beta_5 * \text{ROA}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

این فرضیه زمانی تأیید می شود که اولاً کل مدل رگرسیونی در سطح ۹۵٪ معنی دار باشد یعنی سطح معنی داری آماره فیشر برای این مدل رگرسیونی کمتر از ۰/۰۵ باشد دوماً ضریب $\text{CONV}_{i,t} * \text{PM}_{i,t}$ در سطح ۹۵٪ معنی دار باشد.

بررسی نرمال بودن داده ها

اولین مرحله جهت آغاز فرآیند آزمون فرضیه‌ها، بررسی نرمال بودن داده‌ها است. برای بررسی نرمال بودن داده‌ها فرضیاتی به شکل زیر صورت‌بندی شده است:

H_0 : توزیع داده ها نرمال است:

H_1 : توزیع داده ها نرمال نیست:

برای آزمون فرضیه‌ی فوق از آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف و شاپیرو والک استفاده شده است که نتایج در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون کلموگوروف اسمیرنوف و شاپیرو والک

شاپیرو ولک		کلموگوروف اسمیرنوف		نماد	متغیر
آماره	سطح معنی داری	آماره	سطح معنی داری		
۰,۰۰۰	۰,۸۹۴	۰,۰۰۰	۰,۱۲۵	TRAD.CREDIT	اعتبار تجاری
۰,۰۰۰	۰,۱۳۱	۰,۰۰۰	۰,۴۲۱	CONVER	محافظه کاری شرطی
۰,۰۰۰	۰,۱۱۵	۰,۰۰۰	۰,۴۳۱	SIZE*CONVER	ضرب اندازه شرکت در محافظه کاری شرطی
۰,۰۰۰	۰,۰۶۶	۰,۰۰۰	۰,۴۵۴	PM*CONVER	ضرب سیلست پولی انقباضی در محافظه کاری شرطی

۰,۰۰۰	۰,۱۷۳	۰,۰۰۰	۰,۴۲۰	GROWH	فرصت رشد
۰,۰۰۰	۰,۳۸۳	۰,۰۰۰	۰,۳۲۰	CFO	جریان نقدی آزاد
۰,۰۰۰	۰,۰۴۹	۰,۰۰۰	۰,۴۵۸	ROA	بازده دارائی
۰,۰۰۰	۰,۴۷۷	۰,۰۰۰	۰,۲۹۹	LIQ	اهرم دارائی جاری

بر اساس جدول ۱ ملاحظه می گردد که سطح معنی داری هر دو آماره های کلموگرف اسمرینوف و شاپیرو والک برای همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ می باشد که نشان می دهد هیچ یک از متغیرهای پژوهش نرمال نمی باشند.

آزمون همبستگی اسپیرمن

به دلیل نرمال نبودن جامعه آماری به سراغ جدول همبستگی بین متغیرها که نشان دهنده ارتباط بین متغیرها می باشد می رویم. در این پژوهش به دلیل تعیین همبستگی بین متغیرهای پژوهش از ضریب همبستگی اسپیرمن استفاده شده است. در این قسمت از پژوهش جدول ۲ همبستگی اسپیرمن بین متغیر وابسته که اعتبار تجاری شرکت ها می باشد و متغیرهای مستقل، کنترلی و تعدیلی ارائه می گردد:

جدول (۲): نتایج ضریب همبستگی اسپیرمن

متغیر	نماد	ضریب همبستگی
اعتبار تجاری	TRAD.CREDIT	۱
محافظه کاری شرطی	CONVER	۰,۰۲
ضرب اندازه شرکت در محافظه کاری شرطی	SIZE*CONVER	۰,۰۱۹
ضرب سیلست پولی انقباضی در محافظه کاری شرطی	PM*CONVER	۰,۰۸۷*
فرصت رشد	GROWH	۰,۲۹۴**
جریان نقدی آزاد	CFO	۰,۱۶۸**
بازده دارائی	ROA	۰,۰۱۸
اهرم دارائی جاری	LIQ	۰,۱۵۳**

جدول ۲ نشان میدهد که همبستگی CFO, GROWH, PM*CONVER با اعتبار تجاری شرکت ها به ترتیب ۰/۰۸۷ با درجه اطمینان ۹۵٪، ۰/۲۹۴ با درجه اطمینان ۹۹٪ و ۰/۱۶۸ با درجه اطمینان ۹۹٪ می باشد همچنین LIQ نیز با اعتبار تجاری شرکت ها همبستگی مثبت و معنی داری در سطح اطمینان ۹۹٪ دارد.

جدول (۳): همبستگی اسپرمن بین متغیرهای مستقل، کنترلی و تعدیلی

متغیر	نماد	CONVER	SIZE*CONVER	PM*CONVER	GROWH	CFO	ROA	LIQ
محافظه کاری شرطی	CONVER	۱						
ضرب اندازه شرکت در محافظه کاری شرطی	SIZE*CONVER	-۰,۹۹۹	۱					
ضرب سیاست پولی انقباضی در محافظه کاری شرطی	PM*CONVER	-۰,۵۹۳	-۰,۵۹۲	۱				
فرصت رشد	GROWH	۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۷۸	۱			
جریان نقدی آزاد	CFO	۰,۰۲۳	۰,۰۲۲	۰,۰۳۲	-۰,۰۶۵	۱		
بازده دارائی	ROA	-۰,۰۹۱	-۰,۰۹۱	-۰,۰۱۱	۰,۰۱	-۰,۱۸۲	۱	
اهرم دارائی جاری	LIQ	۰,۰۰۹	۰,۰۱۱	۰,۰۵	۰,۰۳۲	۰,۴	-۰,۰۳۳	۱

جدول ۳ نشان می دهد بین بعضی از متغیرهای مستقل و کنترلی و تعدیلی که همگی در حکم متغیر مستقل در یک مدل رگرسیونی چند گانه می باشند همبستگی بالای ۵۰٪ وجود دارد بنابراین بیم وجود اخلال در نتایج رگرسیون با متغیرهای مستقل یاد شده وجود دارد. از این رو بکار گیری آزمون هائی نظیر دوربین واتسون و یا بریوش گادفری لازم و ضروری می باشد (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۵).

اثبات وجود محافظه کاری شرطی

قبل از بررسی و تخمین مدل های رگرسیونی فرضیه ها باید به این پاسخ اساسی پرسش داده شود که آیا محافظه کاری در شرکت های نمونه آماری وجود دارد یا خیر؟ چرا که قبل از پاسخ گوئی به این پرسش اساسی نتایج حاصل از آزمون فرضیه های پژوهش غیر قابل استناد خواهد بود. به همین منظور مدل رگرسیونی باسو (۱۹۹۷) به صورت داده های ترکیبی محور آزمون قرار می گیرد که نتایج آن در جدول (۴) نشان داده می شود.

جدول (۴): نتایج حاصل از اثبات وجود محافظه کاری در شرکت های نمونه آماری

نماد متغیر وابسته: INV					
تعداد مشاهدات: ۵۰۴					
مدل تخمین: مدل باسو (۱۹۹۷)					
$NI_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 * DR_{i,t} + \beta_1 * RET_{i,t} + \beta_2 * (DR_{i,t} * RET_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	سطح معنی داری	نوع رابطه
مقدار ثابت	C		۰,۸۱۶	۰,۴۱۵	بی معنی
بازده سالانه سهام شرکت	RET	-۰,۰۱۱	-۰,۲۰۶	۰,۸۳۷	بی معنی
بازدهی منفی/مثبت	DR	-۰,۱۰۷	-۱,۵۴۱	۰,۱۲۴	بی معنی

شاخص اخبار بد	DR*RET	-۰,۱۸۲	-۲,۷۴۷	۰,۰۰۶	معکوس
آزمون فیشر	مقدار	۲,۷۶۶			
	سطح معنی داری	۰,۰۴۱			
ضریب تبیین		۰,۰۱۶	دوربین واتسون		۱,۸۸۶

جدول ۴ نشان می دهد که سطح معنی داری آزمون فیشر برای مدل باسو (۱۹۹۷) برابر با ۰/۰۴۱ می باشد که کمتر از سطح خطای پذیرش یعنی ۰/۰۵ می باشد بنابراین مدل رگرسیونی باسو (۱۹۹۷) معنی دار می باشد. از این رو می توان ادعا نمود که محافظه کاری در شرکت های نمونه آماری وجود دارد.

مدل رگرسیونی فرضیه اول پژوهش

جدول (۵): نتایج مدل رگرسیونی فرضیه اول پژوهش

Trade. Credit _{i,t} = β ₀ + β ₁ * CONV _{i,t} + β ₂ * LIQ _{i,t} + β ₃ * CFO _{i,t} + β ₄ * GROWH _{i,t} + β ₅ * ROA _{i,t} + ε _{i,t}		
دوربین واتسون	آماره	۱/۹۵۳
	خود رگرسیون مرتبه اول (AR (1)	ندارد
برپوش گادفری	آماره	۳/۵۷۷
	سطح معنی داری	۰/۰۱۳۹
	خود رگرسیون مراتب بالا (ARMA(1,2)	دارد
بروش پاگان	آماره	۱/۱۱۰
	سطح معنی داری	۰/۳۵۴
	نا همسانی واریانس	دارد
آزمون چاو	آماره	۱/۲۸۹
	سطح معنی داری	۰/۲۶۷
	تابلوئی یا پنلی بودن داده ها	تابلوئی
آزمون هاسمن	آماره	۶/۴۴۷
	سطح معنی داری	۰/۲۶۵
	ثابت یا تصادفی بودن اثرات	اثرات ثابت
	نتیجه	ARMA(POOLED-GLS)

بر اساس جدول ۵ مشاهده می شود آماره دوربین واتسون برای مدل فرضیه اصلی اول ۱/۹۵۳ می باشد که نشان می دهد که همبستگی بین اجزای خطا وجود ندارد چون این مقدار بین ۱/۵ - ۲/۵ می باشد. ولی این آزمون تنها قادر به تشخیص وجود یا عدم وجود خود همبستگی مرتبه اول می باشد جهت شناسائی خود همبستگی مراتب بالا از آزمون برپوش گادفری استفاده گردیده است و به دلیل آنکه سطح معنی داری این آزمون برای فرضیه اصلی اول کمتر از ۰/۰۵ یعنی ۰/۰۱۳۹ می باشد بنابراین همبستگی مراتب بالاتر وجود دارد. از طرفی سطح معنی داری آزمون بروش پاگان ۰/۳۵۴ بزرگتر از ۰/۰۵ می باشد که نشان می دهد مشکل ناهمسانی واریانس باقیمانده ها وجود دارد. بنابراین باید از مدل رگرسیونی حداقل مربعات تعمیم

یافته به جای حداقل مربعات معمولی استفاده گردد. همچنین به دلیل آنکه سطح معنی داری آزمون لیمر (۰/۲۶۷) بیشتر از ۰/۰۵ می باشد بنابراین استفاده از داده های پانلی در برابر استفاده از داده های تابلوئی رد می گردد. و در نهایت سطح معنی داری آزمون هاسمن (۰/۲۶۵) بیانگر این واقعیت است که استفاده از مدل اثرات تصادفی در برابر اثرات ثابت رد می گردد. بنابراین بهترین مدل رگرسیونی جهت تخمین و آزمون فرضیه اصلی اول استفاده از مدل رگرسیونی حداقل مربعات تعمیم یافته در حضور خود رگرسیون مرتبه دوم با استفاده از داده های تابلوئی می باشد.

مدل رگرسیونی فرضیه دوم پژوهش

جدول (۶): نتایج مدل رگرسیونی فرضیه دوم پژوهش

TRAD. CREDIT _{i,t} = β ₀ + β ₁ * SIZE _{i,t} * CONV _{i,t} + β ₂ * LIQ _{i,t} + β ₃ * CFO _{i,t} + β ₄ * GROWH _{i,t} + β ₅ * ROA _{i,t} + ε _{i,t}		
۱/۹۵۴	آماره	دوربین واتسون
ندارد	خود رگرسیون مرتبه اول (AR(1))	
۳/۵۴۷	آماره	بريوش گادفری
۰/۰۱۴۵	سطح معنی داری	
دارد	خود رگرسیون مراتب بالا (ARMA(1,2))	
۱/۱۴۳	آماره	بروش پاگان
۰/۳۳۶	سطح معنی داری	
دارد	نا همسانی واریانس	
۱/۳۱۱	آماره	آزمون چاو
۰/۲۵۷	سطح معنی داری	
تابلوئی	تابلوئی یا پانلی بودن داده ها	
۶/۵۵۷	آماره	آزمون هاسمن
۰/۲۵۵	سطح معنی داری	
اثرات ثابت	ثابت یا تصادفی بودن اثرات	
ARMA(POOLED-GLS)	نتیجه	

جدول ۶ نیز نشان می دهد آماره دوربین واتسون برای مدل فرضیه اصلی دوم ۱/۹۵۴ می باشد که نشان دهنده عدم وجود همبستگی بین اجزای خطا می باشد چون این مقدار بین ۱/۵ - ۲/۵ می باشد. ولی همانگونه که قبلاً نیز اشاره گردید این آزمون تنها قادر به تشخیص وجود یا عدم وجود خود همبستگی مرتبه اول می باشد جهت شناسائی خود همبستگی مراتب بالا از آزمون بریوش گادفری استفاده گردیده است و به دلیل آنکه سطح معنی داری این آزمون برای فرضیه اصلی اول کمتر از ۰/۰۵ یعنی ۰/۰۱۴۵ می باشد بنابراین همبستگی مراتب بالاتر وجود دارد. از طرفی سطح معنی داری آزمون بروش پاگان ۰/۳۳۶ بزرگتر از ۰/۰۵ می باشد که نشان می دهد مشکل ناهمسانی واریانس باقیمانده ها وجود دارد. بنابراین باید از مدل رگرسیونی حداقل مربعات تعمیم یافته به جای حداقل مربعات معمولی استفاده گردد. همچنین به دلیل آنکه سطح معنی داری آزمون لیمر (۰/۲۵۷) بیشتر از ۰/۰۵ می باشد بنابر این استفاده از داده های پانلی در برابر استفاده از داده های تابلوئی رد می گردد. و در نهایت سطح معنی داری آزمون هاسمن (۰/۲۵۵) بیانگر این واقعیت است که استفاده از مدل اثرات تصادفی در

برابر اثرات ثابت رد می گردد. بنابراین بهترین مدل رگرسیونی جهت تخمین و آزمون فرضیه اصلی دوم نیز همانند فرضیه اول استفاده از مدل رگرسیونی حداقل مربعات تعمیم یافته در حضور خود رگرسیون مرتبه دوم با استفاده از داده های تابلوئی می باشد.

مدل رگرسیونی فرضیه سوم پژوهش

جدول (۷): نتایج مدل رگرسیونی فرضیه سوم پژوهش

TRAD. CREDIT _{i,t} = β ₀ + β ₁ * PM _{i,t} * CONV _{i,t} + β ₂ * LIQ _{i,t} + β ₃ * CFO _{i,t} + β ₄ * GROWH _{i,t} + β ₅ * ROA _{i,t} + ε _{i,t}		
۱/۹۷۴	آماره	دوربین واتسون
ندارد	خود رگرسیون مرتبه اول (AR(1))	
-۰/۵۴۶	آماره	بريوش گادفری
-۰/۵۷۹	سطح معنی داری	
ندارد	خود رگرسیون مراتب بالا (ARMA(1,2))	
۱/۱۲۴	آماره	بروش پاگان
-۰/۳۴۶	سطح معنی داری	
دارد	نا همسانی واریانس	
۱/۴۱۴	آماره	آزمون چاو
-۰/۲۱۷	سطح معنی داری	
تابلوئی	تابلوئی یا پنبلی بودن داده ها	
۷/۰۷۴	آماره	آزمون هاسمن
-۰/۲۱۵	سطح معنی داری	
اثرات ثابت	ثابت یا تصادفی بودن اثرات	
(POOLED-GLS-FE)	نتیجه	

جدول ۷ نیز نشان می دهد آماره دوربین واتسون برای مدل فرضیه اصلی سوم ۱/۹۵۴ می باشد که نشان دهنده عدم وجود همبستگی بین اجزای خطا می باشد چون این مقدار بین ۱/۵ - ۲/۵ می باشد. جهت شناسائی خود همبستگی مراتب بالا از آزمون بریوش گادفری استفاده گردیده است و به دلیل آنکه سطح معنی داری این آزمون برای فرضیه اصلی اول بیشتر از ۰/۰۵ یعنی ۰/۵۷۹ می باشد بنابراین همبستگی مراتب بالاتر نیز وجود ندارد. از طرفی سطح معنی داری آزمون بروش پاگان ۰/۳۴۶ بزرگتر از ۰/۰۵ می باشد که نشان می دهد مشکل ناهمسانی واریانس باقیمانده ها وجود دارد. بنابراین باید از مدل رگرسیونی حداقل مربعات تعمیم یافته به جای حداقل مربعات معمولی استفاده گردد. همچنین به دلیل آنکه سطح معنی داری آزمون لیمر (۰/۲۱۷) بیشتر از ۰/۰۵ می باشد. بنابراین استفاده از داده های پنبلی در برابر استفاده از داده های تابلوئی رد می گردد. و در نهایت سطح معنی داری آزمون هاسمن (۰/۲۱۵) بیانگر این واقعیت است که استفاده از مدل اثرات تصادفی در برابر اثرات ثابت رد می گردد. بنابراین بهترین مدل رگرسیونی جهت تخمین و آزمون فرضیه اصلی سوم نیز استفاده از مدل رگرسیونی حداقل مربعات تعمیم یافته با استفاده از داده های تابلوئی می باشد.

آزمون مانائی داده‌ها

قبل از بررسی نتایج آزمون‌های فرضیه‌های پژوهش که به روش رگرسیون می‌باشد باید ابتدا از مانا بودن داده‌ها اطمینان حاصل شود. در غیر این صورت رگرسیون پژوهش دچار رگرسیون کاذب خواهد شد. به همین منظور از آزمونهای ایم پسران و شین^۱ دیکى فولر تعدیل شده^۲ و فیلیپس پرون^۳ استفاده شده است که نتایج این آزمون در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول (۸): نتایج حاصل از آزمون مانائی متغیرها

فیلیپس پرون		دیکى فولر تعدیل شده		ایم پسران شین		نماد	متغیر
سطح معنی داری	آماره	سطح معنی داری	آماره	سطح معنی داری	آماره		
۰,۰۰۰	۱۶۹,۸۵	۰,۰۰۰	۱۶۹,۸۶	۰,۰۰۰	-۲۳,۴۰	TRAD.CREDIT	اعتبار تجاری
۰,۰۰۰	۱۶۵,۰۵	۰,۰۰۰	۱۵۶,۱۰	۰,۰۰۰	-۲۶,۰۸	CONVER	محافظه کاری شرطی
۰,۰۰۰	۱۶۴,۴۳	۰,۰۰۰	۱۶۴,۱۷	۰,۰۰۰	-۲۶,۳۵	SIZE*CONVER	ضرب اندازه شرکت در محافظه کاری شرطی
۰,۰۰۰	۱۵۶,۹۲	۰,۰۰۰	۱۵۷,۲۳	۰,۰۰۰	-۲۷,۸۸	PM*CONVER	ضرب سیلست پولی انقباضی در محافظه کاری شرطی
۰,۰۰۰	۱۶۸,۲۸	۰,۰۰۰	۱۶۸,۲۸	۰,۰۰۰	-۲۴,۸۹	GROWH	فرصت رشد
	۱۶۹,۵۸	۰,۰۰۰	۱۶۹,۵۹	۰,۰۰۰	-۲۳,۹۴	CFO	جریان نقدی آزاد
۰,۰۰۰	۱۶۹,۰۵	۰,۰۰۰	۱۶۹,۰۵	۰,۰۰۰	-۲۴,۴۳	ROA	بازده دارائی
۰,۰۰۰	۱۶۹,۲۷	۰,۰۰۰	۱۶۹,۲۷	۰,۰۰۰	-۲۴,۲۶	LIQ	اهرم دارائی جاری

با توجه به جدول (۸) سطح معنی داری آماره ایم پسران و شین، دیکى فولر تعدیل شده و فیلیپس پرون برای همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین فرض صفر در خصوص نامانا بودن متغیرها رد و متغیرهای پژوهش مانا فرض می‌شود. بنابراین با اطمینان می‌توان از آزمون‌های رگرسیون چندگانه استفاده کرد.

آزمون فرضیه اول پژوهش

فرضیه اصلی اول بیان می‌دارد: محافظه کاری شرطی بر اعتبار تجاری تاثیر معنی داری دارد.

جهت آزمون فرضیه اول از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود. فرضیه اصلی اول زمانی تأیید می‌گردد که اولاً کل مدل رگرسیونی معنی دار باشد، یعنی سطح معنی داری آماره F فیشر کمتر از ۰/۰۵ باشد و دوماً متغیر $CONV_{i,t}$ در مدل رگرسیونی فوق معنی دار باشند. همانگونه که پیش تر در بخش تشخیص مدل استنباط گردید، باید از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته به جای حداقل مربعات معمولی جهت تخمین مدل فرضیه اصلی اول استفاده نمود همچنین به دلیل اینکه این مدل رگرسیونی مشکل خود همبستگی مرتبه دوم دارد لذا $AR(2)$ به طرف راست مدل رگرسیونی اضافه می‌گردد. جدول (۹) نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی اول را نشان می‌دهد.

1. Im, Pesaran and Shin
2. Augmented Dicky Fuller
3. Philips Pron

جدول (۹): نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیر وابسته: اعتبار تجاری شرکت ها					
نماد متغیر وابسته: TRAD.CREDIT					
تعداد مشاهدات: ۵۰۴					
نوع مدل تخمین: (POOLED-GLS)ARMA					
$Trade.Credit_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * CONV_{i,t} + \beta_2 * LIQ_{i,t} + \beta_3 * CFO_{i,t} + \beta_4 * GROWH_{i,t} + \beta_5 * ROA_{i,t} + AR(2) + \varepsilon_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضریب بتا	آماره t	سطح معنی داری	نوع رابطه
جز ثابت	C	۰,۳۳۳	۲۸,۴۵۴	۰,۰۰۰	مستقیم
محافظه کاری شرطی	CONVER	-۰,۱۵۸	-۲,۲۶۳	۰,۰۲۴	معکوس
جریان نقدی آزاد	CFO	۰,۰۴۵	۲,۰۶۲	۰,۰۴۰	مستقیم
فرصت رشد	GROWH	۰,۱۶۴	۳,۲۸۸	۰,۰۰۱	مستقیم
اهرم دارائی جاری	LIQ	-۰,۰۱۵	-۰,۱۸۹	۰,۸۵۰	بی معنی
بازده دارائی	ROA	۰,۰۰۰	-۰,۴۴۲	۰,۶۵۸	بی معنی
خودرگرسیون مرتبه دوم	AR(2)	-۰,۰۴۵	-۰,۹۹۲	۰,۳۲۲	بی معنی
فیشر F		۲,۷۸۴			
سطح معنی داری		۰/۰۱۱	دوربین		
R ²		۰/۰۲۰	واتسون		۱/۹۵۷

با توجه به جدول ۹ مشاهده می‌شود که سطح معنی‌داری آماره فیشر (۰/۰۱۱) کمتر از سطح خطای مورد پذیرش (۵درصد) بوده و کل مدل رگرسیونی معنی‌دار است. از طرفی متغیر CONVER نیز معنی‌دار است چرا که سطح معنی‌داری آن برابر با ۰/۰۲۴ می‌باشد که کمتر از سطح خطای مورد پذیرش است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که متغیر (محافظه کاری شرطی) روی متغیر اعتبار تجاری تاثیر معنی‌دار دارد. همچنین آماره دوربین واتسون نیز برابر با ۱/۹۵۷ می‌باشد که نشان می‌دهد مقدار آن پس از استفاده از روش داده‌های ترکیبی نسبت به تابلو اولیه افزایش یافته است. از طرفی مقدار -۰/۱۵۸ برای ضریب بتای محافظه کاری شرطی گواه این مطلب است که با افزایش یک واحدی متغیر محافظه کاری شرطی شاهد کاهش ۰/۱۵۸ واحد در اعتبار تجاری شرکت‌ها خواهیم بود. مقدار ۰/۰۲۰ برای ضریب تبیین نیز نشان می‌دهد متغیرهای مستقل مدل رگرسیونی تنها ۲٪ از متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه اصلی اول مورد تأیید قرار می‌گیرد.

آزمون فرضیه دوم پژوهش

فرضیه اصلی دوم بیان می دارد: اندازه شرکت، بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری تاثیر معنی داری دارد. جهت آزمون فرضیه ی اصلی دوم از مدل رگرسیونی زیر استفاده می شود. فرضیه اصلی دوم زمانی تأیید می گردد که اولاً کل مدل رگرسیونی زیر معنی دار باشد، یعنی سطح معنی داری آماره F فیشر کمتر از ۰/۰۵ باشد و دوماً متغیر $SIZE * CONV_{i,t}$ در مدل رگرسیونی فوق معنی دار باشند. همانگونه که پیش تر در بخش تشخیص مدل استنباط گردید، باید از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته به جای حداقل مربعات معمولی جهت تخمین مدل فرضیه اصلی دوم استفاده نمود همچنین به دلیل اینکه این مدل رگرسیونی مشکل خود همبستگی مرتبه دوم دارد لذا $AR(2)$ به طرف راست مدل رگرسیونی اضافه می گردد. جدول ۱۰ نتایج حاصل از آزمون فرضیه اصلی دوم را نشان می دهد.

جدول (۱۰): نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیر وابسته: اعتبار تجاری شرکت ها					
نماد متغیر وابسته: TRAD.CREDIT					
تعداد مشاهدات: ۵۰۴					
نوع مدل تخمین: (POOLED-GLS)ARMA					
$TRAD.CREDIT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * SIZE_{i,t} * CONV_{i,t} + \beta_2 * LIQ_{i,t} + \beta_3 * CFO_{i,t} + \beta_4 * GROWH_{i,t} + \beta_5 * ROA_{i,t} + AR(2) + \epsilon_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضریب بتا	آماره t	سطح معنی داری	نوع رابطه
جز ثابت	C	۰,۳۳۳	۲۸,۴۷۹	۰,۰۰۰۰	مستقیم
اندازه شرکت ضرب در محافظه کاری شرطی	SIZE*CONVER	-۰,۰۱۰	-۲,۰۹۸	۰,۰۳۶	معکوس
جریان نقدی آزاد	CFO	۰,۰۴۵	۲,۰۶۲	۰,۰۴۰	مستقیم
فرصت رشد	GROWH	۰,۱۶۴	۳,۲۸۲	۰,۰۰۱	مستقیم
اهرم دارایی جاری	LIQ	-۰,۰۱۶	-۰,۱۹۴	۰,۸۴۶	بی معنی
بازده دارایی	ROA	۰,۰۰۰	-۰,۴۴۰	۰,۶۶۱	بی معنی
خودرگرسیون مرتبه دوم	AR(2)	-۰,۰۴۵	-۰,۹۹۲	۰,۳۲۲	بی معنی
فیشر F		۲,۶۶۱			
سطح معنی داری		۰,۰۱۵			
R^2		۰,۰۱۹۵	دوربین واتسون		
			۱/۹۵۷		

با توجه به جدول ۱۰ مشاهده می شود که سطح معنی داری آماره فیشر (۰/۰۱۵) کمتر از سطح خطای مورد پذیرش (۵درصد) بوده و کل مدل رگرسیونی معنی دار است. از طرفی متغیر $SIZE*CONVER$ نیز در مدل رگرسیونی معنی دار است چرا که سطح معنی داری آن برابر با ۰/۳۶ می باشد که کمتر از سطح خطای مورد پذیرش است. بنابراین می توان نتیجه گرفت که متغیر

(اندازه شرکت) روی رابطه محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها تاثیر معنی دار دارد. همچنین آماره دوربین واتسون نیز برابر با ۱/۹۵۷ می باشد که نشان می دهد مقدار آن پس از استفاده از روش داده های ترکیبی نسبت به تابلو اولیه افزایش یافته است. از طرفی مقدار ۰/۰۱۰- برای ضریب بتای SIZE*CONVER گواه این مطلب است که با افزایش یک واحدی متغیر محافظه کاری شرطی شاهد کاهش ۰/۰۱۰ واحد در اعتبار تجاری شرکت ها خواهیم بود. مقدار ۰/۰۱۹۵ برای ضریب تبیین نیز نشان می دهد متغیر های مستقل مدل رگرسیونی تقریباً ۲٪ از متغیر وابسته راتبیین می نمایند. به این ترتیب می توان نتیجه گرفت که فرضیه اصلی دوم نیز مورد تأیید قرار می گیرد.

آزمون فرضیه سوم پژوهش

فرضیه سوم بیان می دارد: سیاست پولی انقباضی، بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری تاثیر معنی داری دارد. جهت آزمون فرضیه ی اصلی سوم از مدل رگرسیونی زیر استفاده می شود. فرضیه اصلی سوم زمانی تأیید می گردد که اولاً کل مدل رگرسیونی زیر معنی دار باشد، یعنی سطح معنی داری آماره F فیشر کمتر از ۰/۰۵ باشد و دوماً متغیر $PM * CONV_{i,t}$ در مدل رگرسیونی فوق معنی دار باشند. همانگونه که پیش تر در بخش تشخیص مدل استنباط گردید، باید از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته به جای حداقل مربعات معمولی جهت تخمین مدل فرضیه اصلی سوم استفاده نمود همچنین به دلیل اینکه این مدل رگرسیونی مشکل خود همبستگی مرتبه دوم دارد لذا $AR(2)$ به طرف راست مدل رگرسیونی اضافه می گردد. جدول ۱۱ نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم را نشان می دهد.

جدول (۱۱): نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش

متغیر وابسته: اعتبار تجاری شرکت ها					
نماد متغیر وابسته: TRAD.CREDIT					
تعداد مشاهدات: ۵۰۴					
نوع مدل تخمین: (POOLED-GLS)					
$TRAD.CREDIT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * PM_{i,t} * CONV_{i,t} + \beta_2 * LIQ_{i,t} + \beta_3 * CFO_{i,t} + \beta_4 * GROWH_{i,t} + \beta_5 * ROA_{i,t} + \epsilon_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضریب بتا	آماره t	سطح معنی داری	نوع رابطه
جز ثابت	C	۰,۳۳۴	۲۷/۹۲۸	۰,۰۰۰	مستقیم
سیاست پولی انقباضی ضرب در محافظه کاری شرطی	PM*CONVER	-۰,۰۸۱	-۰,۸۷۱	۰,۳۸۴	بی معنی
جریان نقدی آزاد	CFO	۰,۰۴۷	۲,۱۶۳	۰,۰۳۱	مستقیم
فرصت رشد	GROWH	۰,۱۵۷	۳,۱۵۶	۰,۰۰۲	مستقیم
اهرم دارایی جاری	LIQ	-۰,۰۱۷	-۰,۲۱۱	۰,۸۳۳	بی معنی
بازده دارایی	ROA	۰,۰۰۰	-۰,۴۰۳	۰,۶۸۷	بی معنی
F فیشر		۲,۳۱۹			
سطح معنی داری		۰,۰۴۳			
R2		۰,۰۱۳			دوربین واتسون ۱,۹۴۳

با توجه به جدول ۱۱ مشاهده می‌شود که سطح معنی‌داری آماره فیشر (۰/۰۴۲) کمتر از سطح خطای مورد پذیرش (۵درصد) بوده و کل مدل رگرسیونی معنی دار است. ولی ملاحظه می‌گردد که متغیر $PM*CONVER$ نیز در مدل رگرسیونی معنی‌دار نمی‌باشد چرا که سطح معنی‌داری آن برابر با ۰/۳۸۴ می‌باشد که بیشتر از سطح خطای مورد پذیرش است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که متغیر (سیاست پولی انقباضی) روی رابطه محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت‌ها تاثیر معنی‌داری ندارد. همچنین آماره دوربین واتسون نیز برابر با ۱/۹۴۳ می‌باشد که نشان می‌دهد مقدار آن پس از استفاده از روش داده‌های ترکیبی نسبت به تابلو اولیه کاهش یافته است. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه اصلی سوم مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

بحث و نتیجه گیری

نتایج حاصل از فرضیه اول مبنی بر تاثیر محافظه کاری شرطی به عنوان متغیر مستقل با متغیر وابسته (اعتبار تجاری) با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی (فرصت رشد، جریان نقدی آزاد، بازده دارائی‌ها و اهرم دارائی جاری) برای دوره آزمون تبیین و ارزیابی شده است. با توجه به نتایج می‌توان گفت که در دوره آزمون؛ فرضیه اول پژوهش با آزمون مدل شامل (تاثیر: محافظه کاری شرطی بر اعتبار تجاری) مدل این فرضیه در سطح اطمینان ۹۹٪ معنی‌دار و پایا می‌باشد. در این پژوهش با آزمون این مدل تاثیر معنی‌دار از نوع تاثیر معکوس بین متغیر مستقل محافظه کاری شرطی با اعتبار تجاری یافت شد. بنابراین، نتایج مدل فرضیه اول بیانگر این مهم است که با تغییر در محافظه کاری شرطی میزان اعتبار تجاری تغییر خواهد یافت و این نشان دهنده تأیید فرضیه اصلی اول می‌باشد. خبیری و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی که با هدف بررسی تاثیر محافظه کاری شرطی بر اعتبار تجاری شرکت‌ها بر روی ۱۲۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۹۳ انجام داده بودند به این نتیجه رسیدند که بین محافظه کاری با اعتبار تجاری رابطه معنی‌داری وجود دارد. فرانسیس و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی رابطه محافظه کاری و هزینه‌های مالی پرداختند که نتایج بیانگر وجود رابطه منفی بین محافظه کاری و هزینه‌های مالی بود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول همسو با یافته‌های خبیری و همکاران (۱۳۹۵) و فرانسیس و همکاران (۲۰۱۳) می‌باشد. به طور کلی استفاده از یک نمونه ۸۴ تایی از شرکت‌های بورس اوراق بهادار در فاصله سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۷ بیانگر این نتیجه بوده است که محافظه کاری شرطی بر اعتبار تجاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر منفی معنی‌داری دارد.

نتایج حاصل از فرضیه دوم مبنی بر تاثیر اندازه شرکت به عنوان متغیر تعدیلی بر رابطه محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت‌ها با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی (فرصت رشد، جریان نقدی آزاد، بازده دارائی‌ها و اهرم دارائی جاری) برای دوره آزمون تبیین و ارزیابی شده است. با توجه به نتایج می‌توان گفت که در دوره آزمون؛ فرضیه اصلی دوم پژوهش با آزمون مدل شامل (تاثیر: اندازه شرکت بر رابطه محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت‌ها) مدل این فرضیه در سطح اطمینان ۹۵٪، معنی‌دار و پایا می‌باشد. در این پژوهش با آزمون این مدل تاثیر معنی‌دار از نوع تاثیر منفی بر روی رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری از طرف اندازه شرکت یافت شد. بنابراین می‌توان گفت که فرضیه اصلی دوم نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد. احمد ودولمان (۲۰۱۵) در تحقیقات خود به این نتیجه رسیدند که در نتیجه، محافظه کاری حسابداری بالاتر شرکت، سوددهی بالاتر آینده شرکت و احتمال پایین‌تر مخارج پروژه ویژه شرکت کمک می‌کند. سوددهی بالاتر برای شرکت می‌تواند روابط همکاری پایدار با عرضه‌کنندگان و مشتریانی را تضمین کند که مایل هستند تا اعتبار تجاری بیشتر را برای آن

شرکت بر اساس انتظار همکاری طولانی مدت آینده فراهم کنند. در این میان اندازه شرکت میتواند نقش بسزائی در ایجاد این نوع روابط و همکاری فراهم نماید. دای و یانگ (۲۰۱۵) نیز بیان می دارند که سوابق عرضه کننده و مشتری بر رابطه مثبت بین محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری تاثیر می گذارد. این تاثیر زمانی مشهودتر است که شرکت مالکیت خصوصی دارد و قدرت بازار بیشتری دارد و زمانی کمتر مشهود است که عرضه کننده یا مشتری، سهامدار کنترل کننده است و یا اندازه شرکت پائین تر است. بنابر این می توان نتیجه گرفت که یافته های مبتنی بر فرضیه اصلی دوم همسو با یافته های احمد ودولمان (۲۰۱۵) و دای و یانگ (۲۰۱۵) می باشد. به طور کلی استفاده از یک نمونه ۸۴ تائی از شرکت های بورس اوراق بهادار در فاصله سال های ۱۳۹۲-۱۳۹۷ بیانگر این نتیجه بوده است که اندازه شرکت بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر منفی معنی داری دارد.

نتایج حاصل از فرضیه سوم مبنی بر تاثیر سیاست پولی انقباضی به عنوان متغیر تعدیلی بر روی رابطه محافظه کاری شرطی به عنوان متغیر مستقل و اعتبار تجاری شرکت ها به عنوان متغیر وابسته بادر نظرگرفتن متغیرهای کنترلی (فرصت رشد، جریان نقدی آزاد، بازده دارائی ها و اهرم دارائی جاری) برای دوره آزمون تبیین و ارزیابی شده است. با توجه به نتایج می توان گفت که در دوره آزمون؛ فرضیه سوم پژوهش با آزمون مدل شامل (تاثیر: سیاست پولی انقباضی بر رابطه محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها) مدل این فرضیه در سطح اطمینان ۹۵٪، معنی دار و پایا نمی باشد. در این پژوهش با آزمون این مدل هیچ تاثیر معنی داری بر روی رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری از طرف سیاست پولی انقباضی یافت نگردید. بنابراین می توان گفت که فرضیه سوم مورد تائید قرار نمی گیرد. دای و یانگ (۲۰۱۵) در یافته دیگر خود بیان میدارند که که شرکت هایی با محافظه کاری بیشتر حسابداری، اعتبار تجاری بیشتر به دست می آورند و این محافظه کاری حسابداری تاثیر بیشتری بر اعتبار تجاری تحت سیاست پولی انقباضی دارد. بودری و همکاران (۲۰۱۱) دریافته اند که در دهه ۱۹۸۰، تغییرات فراوان در سیاست پولی منجر به وارپانس سرمایه گذاری کلی در شرکت های فهرست شده می گردد که به طور مهمی کوچکتر از وارپانس کلی در دهه ۱۹۷۰ می گردد. این مشخصاتی را نشان می دهد که رفتار سرمایه گذاری شرکت تمايل دارد یکنواخت باشد وقتی که به خاطر سیاست پولی با بی ثباتی مواجه می گردد. همچنین خیبری و همکاران (۱۳۹۵) در یافته های خود هیچ نوع تاثیر معنی داری از سیاست پولی انقباضی بر اعتبار تجاری گزارش نمی کنند. بنابر این می توان گفت که نتایج حاصل از فرضیه سوم در این پژوهش همسو با یافته های خیبری و همکاران (۱۳۹۵) و همچنین نتایج متمایزی از یافته های دای و یانگ (۲۰۱۵) و بودری و همکاران (۲۰۱۱) ارائه می نماید. به طور کلی استفاده از یک نمونه ۸۴ تائی از شرکت های بورس اوراق بهادار در فاصله سال های ۱۳۹۲-۱۳۹۷ بیانگر این نتیجه بوده است که سیاست پولی انقباضی بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هیچ نوع تاثیری معنی داری ندارد.

پیشنهادات مبتنی بر نتایج پژوهش

۱) تحلیلگران مالی، سرمایه گذاران، ذینفعان و اعتبار دهندگان جهت بهره مندی از اطلاعات می توانند، با در نظر گرفتن محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها نسبت به تخمین و برآورد ارتباط این متغیر ها در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران اقدام نمایند.

۲) افزایش کارایی، توجه به منافع ذینفعان، کاهش مسائل نمایندگی در شرکت ها و صنایع، حداکثرسازی منافع سهامداران و اثربخشی و مصرف منابع به بهینه‌ترین شکل ممکن، از اهداف اساسی اقتصاد هر کشوری است. لذا توجه به محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری و سیاست پولی انقباضی و همچنین اندازه شرکت ها برای سرمایه‌گذاران و ذی‌نفعان دارای اهمیت است. بنابراین پیشنهاد می‌شود شرکت‌ها به ارائه برخی اطلاعات که بتوان با آن این متغیرهای مهم را محاسبه کرد، پردازند.

۳) با توجه به یافته‌های این پژوهش و بر اساس یافته‌های فرضیه اصلی اول مشخص گردید محافظه کاری شرطی بر اعتبار تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر منفی دارد. بنابراین به ذینفعان، سهامداران و سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود این نکته را در نظر داشته باشند.

۴) با توجه به یافته‌های این پژوهش و بر اساس یافته‌های فرضیه اصلی دوم مشخص گردید اندازه شرکت بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر منفی و معنی داری دارد. بنابراین به ذینفعان، سهامداران و سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود این نکته را در نظر داشته باشند.

۵) با توجه به یافته‌های این پژوهش و بر اساس یافته‌های فرضیه اصلی دوم مشخص گردید سیاست پولی انقباضی بر رابطه بین محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هیچ نوع تاثیر معنی داری ندارد. بنابراین به ذینفعان، سهامداران و سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود این نکته را در نظر داشته باشند.

پیشنهاداتی برای پژوهش‌های آتی

۱) در این پژوهش جهت سنجش محافظه کاری شرطی از مدل باسو (۱۹۹۷) و جهت سنجش اعتبار تجاری از مدل دای و یانگ (۲۰۱۵) و جهت سنجش سیاست پولی انقباضی از خیبری و همکاران (۱۳۹۵) استفاده شده است. در تحقیقات بعدی مرتبط با موضوع پژوهش حاضر می‌توان روی این متغیرها تمرکز کرد و همچنین می‌توان از روش‌های دیگری به بررسی و محاسبه این متغیر پرداخت.

۲) پیشنهاد می‌شود در تحقیقات بعدی محافظه کاری شرطی و اعتبار تجاری شرکت ها با سایر ابعاد مالی شرکت نیز بررسی شود و نتایج با یکدیگر مقایسه گردد.

۳) از آنجایی که هیچ‌گونه توافقی بر روی مدل‌های باسو (۱۹۹۷) و مدل‌های دای و یانگ (۲۰۱۵) وجود ندارد، این احتمال وجود دارد، که مدل انتخاب شده در تحقیق حاضر، مولفه‌های اقتصادی، را نشان ندهند. بنابراین پیشنهاد می‌شود، در پژوهش‌های آتی برای کمتر شدن خطاهای اندازه‌گیری، از چند مدل برای اندازه‌گیری این سه متغیر استفاده شود.

۴) پیشنهاد می‌شود از نتایج تحقیق حاضر در تحقیقات مرتبط با این موضوع استفاده گردد و نتایج با هم مقایسه گردند.

منابع

- ✓ ابراهیمی کردلر، علی، شهریاری، علی رضا، (۱۳۸۸)، بررسی رابطه بین هزینه‌های سیاسی، فرضیه سیاسی و محافظه کاری در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۵۷، صص ۳-۱۶.
- ✓ آذر، عادل، مؤمنی، منصور، (۱۳۸۳)، آمار و کاربرد آن در مدیریت، انتشارات سمت.

- ✓ ادهم ذاکر، (۱۳۸۶)، نقش محافظه کاری حسابداری در کیفیت سود و بازده سهام، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.
- ✓ افلاطونی، عباس، نیکبخت، لیلی، (۱۳۸۹)، کاربرد اقتصاد سنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی، انتشارات ترمه.
- ✓ بنی‌مهد، بهمن، (۱۳۸۵)، تبیین و ارائه الگویی برای اندازه‌گیری محافظه کاری حسابداری، رساله دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.
- ✓ حافظ‌نیا، محمد رضا، (۱۳۸۷)، مقدمه‌ای بر روش تحقیق در علوم انسانی، انتشارات سمت.
- ✓ خبیری، فهیمه، ایرجی راد، ارسلان، گلپهار، مهدی، (۱۳۹۵)، بررسی تأثیر سیاست پولی و محافظه کاری بر اعتبار تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، کنفرانس بین المللی اقتصاد، مدیریت، روانشناسی، دانشگاه علمی کاربردی استانداری.
- ✓ رضازاده، جواد، آزاد، عبدالله، (۱۳۸۷)، رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارشگری مالی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۵۴، صص ۶۳-۸۰.
- ✓ شباهنگ، رضا، (۱۳۸۷)، تئوری حسابداری، انتشارات مرکز تحقیقات تخصصی حسابداری و حسابرسی سازمان حسابرسی.
- ✓ شوروزی، محمدرضا و خاندوزی، برزگر، (۱۳۸۸)، نبود تقارن اطلاعاتی و نقش اطلاعاتی محافظه کاری، حسابداری، دوره ۲۴، شماره ۳، صص ۵۶-۶۳.
- ✓ قره باغیان، مرتضی، (۱۳۷۲)، فرهنگ اقتصاد و بازرگانی، رسا، ص ۱۲۴.
- ✓ کردستانی، غلامرضا، مجددی، ضیاءالدین، (۱۳۸۶)، بررسی رابطه بین ویژگی‌های کیفی و هزینه سرمایه سهام عادی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره‌ی چهاردهم، شماره ۴۹، صص ۸۵-۱۰۴.
- ✓ مهرانی، کاوه، حلاج، محمد، حسنی، عباس، (۱۳۸۸)، بررسی محافظه کاری در سود حسابداری و رابطه آن با ارقام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، دوره ۱، شماره ۳، صص ۸۸-۱۰۷.
- ✓ محرومی، رامین، (۱۳۸۸)، رابطه ارزش اطلاعات مالی حسابداری محافظه کارانه و غیر محافظه کارانه، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.
- ✓ مهدی خانی، رسول، (۱۳۹۵)، طراحی و تبیین مدل وفاداری مشتری مبتنی بر نام تجاری: مطالعه موردی شعب بانک کشاورزی شهر تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ارومیه.
- ✓ Artiacha, T.C. Clarkson, P.M. (2011). Disclosure, conservatism and the cost of equity capital: A review of the foundation literature. *Accounting and Finance*, 51, (2011), 2-49.
- ✓ Basu, S. (1997). The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 11, 3-37
- ✓ Callen, J.L. Segal, d.e. Hope, a. (2009). The pricing of conservative accounting and the measurement of conservatism at the firm-year level. <http://www.ssrn.com>
- ✓ Cheng, M., D. Dhaliwal, and Y. Zhang. (2013). Does investment efficiency improve after the disclosure of material weaknesses in internal control over financial reporting. *Journal of Accounting*, 56, 1, 1-18.
- ✓ Dhaliwal, D., Michas, P.N., Naiker, V., Sharma, D. (2014). Major Customer Reliance and Auditor Going-Concern Decisions. University of Arizona Working Paper
- ✓ Conservatism. Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=1266754>

- ✓ Guay, W., and R.E. Verrecchia. (2007). Conservative disclosure. Working paper, Wharton School of Business, University of Pennsylvania.
- ✓ Garcia Lara, J.M., Garcia Osma, B., Penalva, F., (2011), Conditional conservatism and cost of capital. *Rev. Acc. Stud.* 16 (2), 247–271.
- ✓ Gertler, M., Gilchrist, S., 1994. Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *Quart. J. Econ.* 109.
- ✓ Givoly, D., Iatridis, G.E (2011). Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism. *International Review of Financial Analysis*, 20, 88–102.
- ✓ Karuna, C. (2007). Industry product market competition and managerial incentives. *Journal of Accounting and Economics*, 43, 275-297.