

بررسی برخی از متغیرهای اثر گذار بر محافظه کاری

احمد احمدپور*، مهرداد ابراهیمی**

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۱/۱۲

تاریخ پذیرش: ۹۱/۰۶/۱۵

چکیده

بر اساس نظریه نمایندگی مدیران دنبال حداکثر کردن منافع خود هستند. سازوکارهای مناسب نظام راهبری شرکتی می‌تواند مانع این رفتار فرصت طلبانه شود. از طرف دیگر، محافظه کاری به عنوان راهکاری معرفی می‌شود که هزینه‌های نمایندگی را کاهش می‌دهد. در این تحقیق متغیرهای اثر گذار بر محافظه کاری، به خصوص سازوکارهای نظام راهبری شرکتی از دیدگاه جانشینی (مکمل بودن) بررسی شده است. برای سنجش محافظه کاری از معیارهای باسو (۱۹۹۷) و مدل سال - شرکت خان و واتز (۲۰۰۷ و ۲۰۰۹) استفاده شده است. متغیرهای مستقل شامل سازوکارهای نظام راهبری شرکتی (درصد مالکیت مدیران، درصد مالکیت نهادی، درصد مدیران غیر موظف، نقش دوگانه مدیر عامل) و سایر متغیرهای اثر گذار بر محافظه کاری (سن شرکت (فاصله از اولین عرضه عمومی)، چرخه سرمایه گذاری، نوسان‌های بازده سهام، کیفیت اندازه) حسابرس مستقل) می‌باشد.

نتایج تحقیق با بررسی داده‌های ۷۲ شرکت به صورت ترکیبی طی سال‌های ۸۴ الی ۸۸ حاکی از این است که محافظه کاری با متغیرهای درصد مالکیت مدیران، نوسان‌های بازده سهام، رابطه مثبت و با درصد مالکیت نهادی، سن شرکت، اندازه حسابرس مستقل رابطه منفی دارد. در خصوص متغیرهای چرخه سرمایه گذاری، درصد مدیران غیر موظف و نقش دوگانه مدیر عامل رابطه معناداری مشاهده نشد.

واژه‌های کلیدی: محافظه کاری، سازوکارهای نظام راهبری شرکتی، دیدگاه جانشینی

کد طبقه بندی موضوعی: M41

*دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول) (ahmadpour@umz.ac.ir)

**دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران

(Mehrdad_ebrahimi80@yahoo.com)

مقدمه

سرشت نظریه نمایندگی بر پایه این فرض استوار است که بین منافع مالکان و مدیران تضاد وجود دارد. این تضاد زمانی به وجود می‌آید که تامین منافع شخصی مدیر با منافع سهام‌داران در تضاد باشد. سهام‌داران خواستار این هستند که سود حاصل از سرمایه‌گذاری در شرکت به حداکثر برسد، از طرف دیگر مدیر در صدد است، به هزینه سهام‌داران منافع خود را به حداکثر برساند. از آنجا که مقررات اعمال شده در بخش خصوصی و قوانین دولتی می‌تواند اقلامی را مشخص نماید که باید در صورت‌های مالی ارائه کرد (اطلاعاتی که باید افشاء گردد)، اثرات ناشی از مقررات و فرآیندهای سیاسی را هم باید به نتیجه حاصل از روابط نمایندگی افزود. بر اساس این نظریه، اگر سیستم اقتصادی تابع مقررات خاص نباشد، اثری که صورت‌های مالی بر هزینه‌های نمایندگی خواهد گذاشت، تعیین‌کننده شیوه‌ای است که صورت‌های مالی تهیه خواهد شد یعنی به کارگیری روش‌هایی از حسابداری تا هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهند (شرودر و هم‌پژوهان، ۱۳۸۸).

همچنین بر اساس نظریه نمایندگی و قرارداد استخدای، مدیریت دارای انگیزه‌هایی است تا مانع از انتشار اخبار بد شود، زیرا خبرهای بد می‌توانند بر سود خالص اثرگذار باشند. محافظه‌کاری از این دیدگاه بررسی می‌شود که نوعی تضمین یا حتی دیواری است که می‌کوشد تا مانع از بروز رفتارهای فرصت‌طلبانه از سوی مدیریت شود و اجازه ندهد تا در سود بیش‌نمایی صورت گیرد (ولک و هم‌پژوهان، ۱۳۸۴). با توجه به اینکه حضور سازوکارهای مناسب مانع رفتار فرصت‌طلبانه مدیریت می‌گردد، این پرسش مطرح است که آیا محافظه‌کاری یک ابزار عملی است تا اهداف سازوکارهای نظام راهبری شرکتی را برآورده سازد؟ یا در غیاب آن نمود پیدا می‌کند. به عبارتی آیا در صورت ضعف سازوکارهای نظام راهبری شرکتی، جایی که مساله نمایندگی حادث می‌شود، تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش می‌یابد؟ دو دیدگاه رقیب در مورد رابطه بین این دو قابل بررسی است. اول، در شرایطی که مساله نمایندگی حادث می‌شود، با توجه به این نظریه که محافظه‌کاری موجب کاهش عدم اطمینان و عدم تقارن اطلاعاتی میان گروه‌های مختلف می‌گردد، تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش می‌یابد. از این رو، ساختار نظام راهبری شرکتی ضعیف‌تر منجر به محافظه‌کاری بیشتر می‌شود. دیدگاه مقابل این است که، کفایت نظام راهبری شرکتی موجب نظارت بهتر بر مدیریت، در نتیجه تمایل بیشتر مدیر در به‌کارگیری حسابداری محافظه‌کارانه

می‌شود. دیدگاه اول، دیدگاه جانشینی^۱ و دیدگاه دوم، دیدگاه مکمل^۲ این نظام راهبری شرکتی و محافظه‌کاری حسابداری نام دارد (چی و لیو، ۲۰۰۹).

انتظار می‌رود، محافظه‌کاری شرطی که در آن اخبار بد زودتر شناسایی می‌گردد با بازده سهام رابطه منفی داشته باشد. به عبارتی با افزایش نوسان بازده سهام در شرکت‌ها، که اغلب حول اخبار بد ایجاد می‌شود، تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش و با بالا رفتن سن شرکت تقاضا برای محافظه‌کاری کاهش یابد. یکی از دلایل این است، که در شرکت‌های تازه وارد گرایش و توانایی برای رشد نسبت به شرکت‌های مسن بیشتر و مساله نمایندگی نسبت به این شرکت‌ها حادتر است. در نتیجه تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش می‌یابد. دلیل دیگر این که در شرکت‌های جوان دارایی‌های با امکان رشد^۳ نسبت به سایر دارایی‌های مستقر^۴ بیشتر می‌باشد.^۵ وجود دارایی‌های با امکان رشد، عدم تقارن اطلاعاتی را بین مدیران و سرمایه‌گذاران افزایش می‌دهد؛ زیرا جریان‌های نقد ناشی از این دارایی‌ها معمولاً با قابلیت اتکای کمتر از دارایی‌های مستقر است. در نتیجه تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش می‌یابد. علاوه بر این با توجه به این که، افزایش چرخه سرمایه‌گذاری عدم اطمینان در سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. انتظار بر این است که، تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش یابد (خان و واتز، ۲۰۰۹).

بر اساس نظردی آنجلو (۱۹۸۱) کیفیت حسابرسی با اندازه موسسات حسابرسی، افزایش می‌یابد. زیرا شرکت‌های بزرگ‌تر حسابرسی زیان بیشتری در نتیجه قصور در عدم گزارش موارد با اهمیت در اظهار نظر خود متحمل می‌شوند. با افزایش کیفیت حسابرسی مستقل، انتظار می‌رود، ریسک نوسان بازده کاهش و در نتیجه تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش یابد (حساس یگانه و آذین فر، ۱۳۸۹). در دیدگاه باسو، تمایل برای شناسایی زیان‌ها به عنوان اخبار بد، نسبت به شناسایی سودها به عنوان اخبار خوب بیشتر است. باسو برای اولین بار عدم تقارن زمانی را با محافظه‌کاری مطرح نمود. از نظر او، میزان عدم تقارن زمانی با محافظه‌کاری رابطه دارد (باسو، ۲۰۰۷). به عقیده واتز (۲۰۰۳)، محافظه‌کاری برداشت متفاوتی از قابلیت اتکا به عنوان یکی از ویژگی‌های کیفی اطلاعات در مورد سودها و زیان‌ها دارد، که مربوط به در نظر گرفتن آستانه‌های متفاوت برای ویژگی کیفی قابلیت اتکا، در مورد سودها و زیانها است. در تحقیقات حسابداری تلاش زیادی برای ارائه مدلی جهت سنجش محافظه‌کاری شده است. این تلاش‌ها می‌تواند به دو بخش تقسیم گردد: اول، دیدگاه سود و زیانی، که محافظه‌کاری را وابسته به خبر می‌داند که به نام محافظه‌کاری شرطی شناخته شده است. از

مدل‌های این دیدگاه می‌توان به معیار باسو، سنجش اقلام تعهدی منفی و عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی و جریان‌های نقداشاره کرد. دوم دیدگاه ترازنامه‌ای، که محافظه‌کاری را مستقل از خبر می‌سنجد. از مدل‌های ارائه شده در این دیدگاه می‌توان به نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری خالص دارایی‌ها و ذخایر پنهان، اشاره کرد (ونگ و هم‌پژوهان، ۲۰۰۹).

واتز (۲۰۰۳)، دلایل گرایش به محافظه‌کاری را چهار عامل: (۱) انعقاد قراردادهای فی‌مابین (۲) دعای حقوقی ذی‌نفعان (۳) قوانین مالیاتی (۴) قانون‌گذاران و تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری، معرفی می‌کند. خان و واتز، نسبت‌های الف- ارزش بازار به ارزش دفتری خالص دارایی‌ها^۱ MTB-ب- اهرم^۲ LEV-ج- اندازه شرکت SIZE^۳، را در چهار عامل مطرح شده توسط واتز، دخالت دادند و با در نظر گرفتن معیار باسو از محافظه‌کاری، اقدام به اندازه‌گیری سال-شرکت محافظه‌کاری با استفاده از رگرسیون مقطعی سالانه کردند.

پیشینه پژوهش

احمد و دولمن (۲۰۰۷)، به بررسی نقش محافظه‌کاری در نظام راهبری شرکتی در بازار آمریکا پرداختند، نتایج نشان می‌دهد رابطه معکوسی بین محافظه‌کاری و میزان مالکیت مدیران اجرایی و رابطه مثبتی بین این متغیر و درصد مالکیت اعضای غیر موظف هیئت مدیره وجود دارد. اما با مالکیت سهام‌داران نهادی رابطه معناداری مشاهده نکردند.

لافوند و روچودری (۲۰۰۷)، به بررسی اثر مالکیت مدیریتی بر گزارشگری محافظه‌کارانه پرداختند. آن‌ها بر این باورند که تفکیک مالکیت و کنترل موجب ایجاد مشکل نمایندگی بین مدیران و سهام‌داران می‌شود. هر چه مالکیت مدیران کمتر شود، با توجه به کاهش هم‌سویی آن‌ها با منافع سهام‌داران و افزایش هزینه‌های نمایندگی، تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش می‌یابد.

چی و یوچانگ و هم‌پژوهان (۲۰۰۹)، به بررسی اثر متغیرهای نظام راهبری شرکتی بر محافظه‌کاری در مالزی پرداختند، نتایج نشان می‌دهد، شرکت‌های با ساختار ضعیف راهبری شرکتی گرایش به محافظه‌کاری دارند. محافظه‌کاری با متغیرهای نظام راهبری شرکتی و اندازه حسابرس مستقل رابطه منفی و با نوسان بازده سهام رابطه مثبت دارد.

محمد و هم‌پژوهان (۲۰۱۰) تحقیقی در مورد رابطه محافظه‌کاری و مالکیت نهادی انجام داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در سطح شرکت هرچه درصد مالکیت نهادی بیشتر باشد، محافظه‌کاری حسابداری بالاتر است.

وو (۲۰۱۰) در یافت که محافظه‌کاری در زمان بحران اقتصادی برای سهام‌داران بسیار مفید است. فانگ و هم‌پژوهان (۲۰۱۰) نیز به چنین نتیجه‌ای دست یافتند و اظهار می‌کنند محافظه‌کاری در زمان بحران اقتصادی اثر قیمتی معکوس موجود در بازار را برای سهام‌داران و ذی‌نفعان کم می‌کند.

نوروش و همکاران (۱۳۸۸)، به بررسی رابطه بین سازوکارهای نظام راهبری شرکت و هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند، نتایج بیانگر این بود که بین درصد اعضای غیر موظف و درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی رابطه معنادار منفی وجود دارد.

کرمی و هم‌پژوهان (۱۳۸۹)، در بررسی رابطه سازوکارهای نظام راهبری با محافظه‌کاری، با استفاده از معیار عدم تقارن زمانی باسو و اقلام تعهدی منفی بال و شیوا کومار نتیجه گرفتند محافظه‌کاری با مالکیت مدیران و سرمایه‌گذاران نهادی رابطه مثبت و با اعضای غیر موظف هیئت مدیره رابطه منفی دارد.

فرضیه‌های تحقیق

فرضیه اول. طبق فرضیه جانشینی (مکمل بودن)، با افزایش نسبت مالکیت مدیران، تقاضا برای محافظه‌کاری کاهش (افزایش) می‌یابد.

فرضیه دوم. طبق فرضیه جانشینی (مکمل بودن)، با افزایش نسبت مالکیت نهادی، تقاضا برای محافظه‌کاری کاهش (افزایش) می‌یابد.

فرضیه سوم. طبق فرضیه جانشینی (مکمل بودن)، با افزایش نسبت اعضای مستقل هیات‌مدیره (مدیران غیر موظف)، تقاضا برای محافظه‌کاری کاهش (افزایش) می‌یابد.

فرضیه چهارم. طبق فرضیه جانشینی (مکمل بودن)، نقش دوگانه مدیر عامل، تقاضا برای محافظه‌کاری را کاهش (افزایش) می‌دهد.

فرضیه پنجم. با افزایش نوسان‌های بازده سهام (عدم اطمینان)، تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش می‌یابد.

فرضیه ششم. با فاصله گرفتن از اولین عمومی عرضه سهام (معیاری برای سن شرکت)، تقاضا برای محافظه کاری کاهش می‌یابد.

فرضیه هفتم. با افزایش طول چرخه سرمایه‌گذاری، تقاضا برای محافظه کاری افزایش می‌یابد.

فرضیه هشتم. با افزایش کیفیت حسابرسی مستقل، تقاضا برای محافظه کاری افزایش می‌دهد.

نوع و روش پژوهش

این تحقیق، براساس هدف، از نوع کاربردی و بر مبنای روش از نوع همبستگی است و همچنین از روش کتابخانه‌ای به منظور جمع آوری منابع نظری استفاده شده است. منبع تهیه داده‌ها، سایت بورس و لوح‌های فشرده منتشره توسط این مرجع می‌باشد. روش نمونه‌گیری حذفی با در نظر گرفتن ویژگی‌های زیر انجام شد:

شرکت قبل از سال ۱۳۸۴ در بورس پذیرفته شده باشد؛ در دوره تحقیق وقفه معاملاتی بیش از شش ماه نداشته باشد؛ جزء واسطه‌گری‌های مالی نباشد؛ سال مالی شرکت منتهی به اسفند باشد؛ در طی دوره تحقیق تغییر سال مالی نداده باشد و داده‌های مورد نیاز در دسترس باشد. در نتیجه، ۷۲ شرکت برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۸۸ مورد بررسی قرار گرفت. برای محاسبه و پردازش داده‌های خام از نرم افزار اکسل، برای آزمون جز خطاها از آماره جارک-برا برای آزمون فرضیه‌ها از تحلیل رگرسیون داده‌های ترکیبی به روش حداقل مربعات عادی با به کارگیری نرم‌افزار Eviews ۶ استفاده شد.

سه مدل سال-شرکت خان-واتز (۲۰۰۷ و ۲۰۰۹) و باسو جهت آزمون فرضیه‌ها استفاده از اندیس متغیرها صرف نظر شد.

رابطه‌های (۱) و (۲)، مدل سال-شرکت خان و واتز (۲۰۰۷ و ۲۰۰۹):

$$C_Score1 = b_0 + b_1 \%INSIDE + b_2 \%INST + b_3 BRD_EXP + b_4 CEOPOWER + b_5 Age + b_6 Volatility + b_7 Cycle + b_8 BigN + \varepsilon$$

$$C_Score2 = b_0 + b_1 \%INSIDE + b_2 \%INST + b_3 BRD_EXP + b_4 CEOPOWER + b_5 Age + b_6 Volatility + b_7 Cycle + b_8 BigN + \varepsilon$$

C_Score میزان محافظه کاری در هر شرکت؛ $\%INSIDE$ درصد مالکیت درون سازمانی (هیئت مدیره و مدیرعامل)؛ $\%INST$ درصد سهام متعلق به سرمایه‌گذاران نهادی معیاری برای مالکیت نهادی (در صد سهام متعلق به بانک‌ها، بیمه‌ها، نهادهای مالی، شرکت‌های هلدینگ، شرکت‌های دولتی)؛ BRD_EXP صلاحیت اعضای هیات مدیره (درصد مدیران

غیر موظف)؛ CEOPOWER نقش دوگانه مدیر عامل که در صورت وجود یک، و در غیر این صورت صفر اختیار کرد؛ Age تعداد سال‌های بعد از اولین عرضه به عنوان سن شرکت؛ Volatility انحراف معیار استاندارد بازده روزانه سهام شرکت‌ها در یک سال مالی؛ Cycle هزینه استهلاک تقسیم بر وقفه (یک ساله) در دارایی ثابت به عنوان شاخصی برای چرخه سرمایه گذاری و BigN اندازه موسسه حسابرسی (به عنوان معیاری برای کیفیت حسابرسی) که اگر شرکت توسط سازمان حسابرسی، حسابرسی شده بود، ارزش یک و در غیر این صورت صفر اختیار کرد.

رابطه (۳)، معیار باسو (۱۹۹۷):

$$EARN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NEG_{i,t} + \beta_3 RET_{i,t} \times (\mu_1 + \mu_2 \% INSIDE_{i,t} + \mu_3 \% INST_{i,t} + \mu_4 BRDEXPI_{i,t} + \mu_5 CEOPOWER_{i,t} + \mu_6 Age_{i,t} + \mu_7 Volatility_{i,t} + \mu_8 Cycle_{i,t} + \mu_9 BigN_{i,t}) + RET_{i,t} \times NEG_{i,t} (\gamma_1 + \gamma_2 \% INSIDE_{i,t} + \gamma_3 \% INST_{i,t} + \gamma_4 BRDEXPI_{i,t} + \gamma_5 CEOPOWER_{i,t} + \gamma_6 Age_{i,t} + \gamma_7 Volatility_{i,t} + \gamma_8 Cycle_{i,t} + \gamma_9 BigN_{i,t} + \varepsilon_{i,t})$$

به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از ضرایب β_i در رابطه (۱) و (۲) و از γ_i در رابطه (۳) استفاده شده است.

برای اندازه گیری محافظه کاری از مدل سال-شرکت خان و واتز (۲۰۰۷، ۲۰۰۹)، و دو رگرسیون مقطعی زیر استفاده شد که بر گرفته از مدل باسو و نظریه محافظه کاری واتز می باشد:

رابطه (۴)، مدل محافظه کاری خان و واتز (۲۰۰۷):

$$EARN_{i,t} = \beta_{1,t} + \beta_{2,t} NEG_{i,t} + RET_{i,t} \times (\mu_{1,t} + \mu_{2,t} SIZE_{i,t} + \mu_{3,t} MTB_{i,t} + \mu_{4,t} LEV_{i,t}) + RET_{i,t} \times NEG_{(i,t)} (\gamma_{1,t} + \gamma_{2,t} SIZE_{i,t} + \gamma_{3,t} MTB_{i,t} + \gamma_{4,t} LEV_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه (۵)، مدل محافظه کاری خان و واتز (۲۰۰۹)

$$EARN_{i,t} = \beta_{1,t} + \beta_{2,t} NEG_{i,t} + RET_{i,t} \times (\mu_{1,t} + \mu_{2,t} SIZE_{i,t} + \mu_{3,t} MTB_{i,t} + \mu_{4,t} LEV_{i,t}) + RET_{i,t} \times NEG_{(i,t)} (\gamma_{1,t} + \gamma_{2,t} SIZE_{i,t} + \gamma_{3,t} MTB_{i,t} + \gamma_{4,t} LEV_{i,t}) + \alpha_{2,t} SIZE_{i,t} + \alpha_{3,t} MTB_{i,t} + \alpha_{4,t} LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

EARN سود پیش از اقلام غیر عادی تقسیم بر ارزش بازار خالص دارایی‌های شرکت در ابتدای سال؛ RET بازده سهام شرکت؛ NEG ارزش اختیار کرد، اگر $RET \leq 0$ (اخبار بد) و در غیر این صورت صفر؛ SIZE لگاریتم طبیعی ارزش بازار خالص دارایی شرکت در پایان سال مالی؛ MTB نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری خالص دارایی‌ها؛ LEV بدهی بلندمدت و

کوتاه مدت به ارزش بازار خالص دارایی‌ها در ابتدای سال. از ضرایب پرناتز دوم دو رابطه فوق، جهت اندازه‌گیری محافظه استفاده شد، که تا سطح اطمینان ۹۰٪ درصد وارد رابطه شماره ۶ شد. مقدار C_Score میزان محافظه کاری را در هر شرکت نشان می‌دهد، C_Score های محاسبه شده با استفاده از ضرایب رگرسیون رابطه (۴) (C_Score1) و با استفاده از رابطه (۵) (C_Score2) نام دارد.

رابطه (۶)، جهت سنجش محافظه کاری در سطح سال شرکت

$$C_Score_{i,t} = \gamma_{1,t} + \gamma_{2,t} SIZE_{i,t} + \gamma_{3,t} MTB_{i,t} + \gamma_{4,t} LEV_{i,t}$$

تجزیه تحلیل یافته‌ها و نتایج

برای طولانی نشدن بحث از ارائه رگرسیون‌های مقطعی خود داری و به ارائه نتایج رگرسیون‌های اصلی بسنده شد.

در نگاره (۱)، نتایج آماری رابطه‌های (۱) و (۲) نشان داده شده است. برای رفع خود همبستگی و آزمون نرمال بودن جمله خطاها به ترتیب متغیر AR(1) و آماره (Jarque-bera) در سطح اطمینان ۹۵٪ فرض صفر مبتنی بر نرمال بودن، بررسی و پذیرفته شد.

نگاره (۱): نتایج آماری رابطه (۱) و (۲)

مدل خان و واتز (۲۰۰۹)		مدل خان و واتز (۲۰۰۷)		متغیرهای توضیحی
t-value	ضرایب متغیرها	t-value	ضرایب متغیرها	
۰.۳۲۴	۰.۰۴۲	۰.۸۰۲	۰.۰۴۸	b ₈ *NBIG
-۱.۹۵۸*	-۰/۰۰۱	-۰/۲۳۲	۰.۰	b ₇ *CYCLE
۱.۵۳۲	۱/۳۶۰	۱/۶۶۱*	۰.۶۹۰	b ₆ *VOLATILITY
-۵۹.۹۵۸***	-۲/۰۳۵	-۲/۹۵۱***	-۰.۱۴۸	b ₅ *AGE
۱.۷۴۸*	۰/۴۲۷	۰/۰۱۳	۰.۰۰۱	b ₄ *CEOPOWER
۰.۱۶۵	۰/۰۱۵	۰/۴۰۳	-۰.۰۱۸	b ₃ *BRDEXP
۰.۹۹۸	۰.۲۰۵	-۲.۴۹۹**	-۰.۱۹۲	b ₂ *%INS
-۰.۵۵۷	-۰.۱۵۱	۱.۵۸۱	۰.۱۵۰	b ₁ *%INSIDE
۲۷.۴۰۶	۴.۴۸۱	۳.۵۴۶	۰.۴۰۹	b ₀
۷.۲۹۷	۰.۳۳۲	۳.۴۷۳	۰.۲۰۶	AR(1)
۲۳۲		۲۸۸		تعداد مشاهدات
۳۱۳.۳۸***		۳.۳۱۵***		آماره F

نگاره (۱): نتایج آماری رابطه (۱) و (۲)

مدل خان و واتز (۲۰۰۹)		مدل خان و واتز (۲۰۰۷)		متغیرهای توضیحی
t-value	ضرایب متغیرها	t-value	ضرایب متغیرها	
۲.۱۵		۱.۹۶		آماره دوربین واتسون
۰.۹۷		۰.۰۷		ضریب تعیین تعدیل شده

* سطح اطمینان ۹۰٪، ** سطح اطمینان ۹۵٪، سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است.

بر اساس ضریب تعیین در رابطه (۱)، متغیرهای توضیحی قابلیت کمی در توضیح رفتار C_Score1 دارند. در رابطه (۲)، ضریب تعیین بالاتر است، که نشان می‌دهد مدل سال-شرکت ۲۰۰۹، از معناداری بیشتری نسبت به مدل ارائه شده در سال ۲۰۰۷، در توضیح محافظه کاری برخوردار است، ولی در مجموع با توجه به آماره F هر دو رابطه در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار می‌باشند.

نتیجه بررسی دو رگرسیون، حاکی از این است که با افزایش سن شرکت و درصد مالکیت نهادی تقاضا برای محافظه کاری کاهش؛ ولی بانقش دوگانه مدیر عامل و افزایش نوسان بازده سهام تقاضا برای محافظه کاری افزایش می‌یابد. در خصوص چرخه سرمایه گذاری، با توجه به پایین بودن ضریب تخمین در مدل ۲۰۰۹ به سختی می‌توان رابطه منفی بین چرخه سرمایه گذاری و محافظه کاری را پذیرفت. از اینرو برای بررسی اعتبار نتایج، از رابطه (۶) استفاده شد که بر اساس معیار باسو (۱۹۹۷) می‌باشد. خلاصه نتایج در نگاره (۲) ارائه شده است.

نگاره (۲): خلاصه نتایج رگرسیون براساس معیار باسو

معیار باسو		متغیرهای توضیحی
t-value	ضرایب متغیرها	
-۱.۳۶۷	-۰.۲۴۱	$\gamma_0 * RET * NEG$
۳.۵۷۶***	۰/۸۰۳	$\gamma_2 * RET * INSIDE * NEG$
-۳.۴۳۵***	-۰/۴۷۲	$\gamma_3 * RET * INS * NEG$
۰.۹۴۰	۰/۰۷۵	$\gamma_4 * RET * BRDEXP * NEG$
-۰.۹۹۸	-۰.۰۸۰	$\gamma_5 * RET * CEOPOWER * NEG$
۰.۵۹۹	۰.۰۳۵	$\gamma_6 * RET * AGE * NEG$
۲.۴۷۱**	۲.۳۲۰	$\gamma_7 * RET * VOLATITILITY * NEG$
-۰.۷۰۹	-۰.۰۰۳	$\gamma_8 * RET * CYCLE * NEG$
-۲.۴۸۹**	-۰.۲۲۳	$\gamma_9 * RET * NBIG * NEG$

تکانه (۲): خلاصه نتایج رگرسیون براساس معیار باسو

معیار باسو		متغیرهای توضیحی
t-value	ضرایب متغیرها	
۲۴۵ و پنج ساله		تعداد مشاهدات و تعداد دوره
۱۵.۱۹		آماره F
۱.۹۸		آماره دوربین واتسون
۰.۵۲		ضریب تعیین تعدیل شده

* سطح اطمینان ۹۰٪، ** سطح اطمینان ۹۵٪، سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است.

با در نظر گرفتن ضریب تعیین ۵۲٪ و آماره F، مدل در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار است. بررسی آزمون معناداری ضرایب نشان دهنده وجود رابطه منفی بین محافظه کاری و اندازه حسابرس مستقل و درصد مالکیت نهادی و رابطه مثبت با مالکیت مدیران و چرخه سرمایه گذاری می باشد.

نتایج آزمون فرضیه‌ها با توجه به بررسی سه رابطه فوق حاکی از ایناست که فرضیه ۱، از دیدگاه مکمل بودن حمایت می کند. یعنی، با افزایش مالکیت مدیران تقاضا برای محافظه کاری افزایش می یابد که با توجه به آماره ۱.۵۸۱، در مدل خان و واتز (هرچند در سطح ۹۰٪ معنادار نیست) و معیار باسو در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار می باشد که با یافته‌های احمد و دولمن (۲۰۰۷) و کرمی و هم‌پژوهان (۱۳۸۹) سازگاری دارد. فرضیه ۲، از دیدگاه جانشین بودن حمایت می کند، که با افزایش مالکیت نهادی تقاضا برای محافظه کاری کمی شود که با یافته‌های احمد و دولمن (۲۰۰۷)، چی و یوچانگ و هم‌پژوهان (۲۰۰۹) هم‌خوانی و با یافته‌های کرمی و هم‌پژوهان (۱۳۸۹)، مغایر است. فرضیه ۳ در ارتباط با درصد اعضای غیر موظف در هیئت مدیره، در مدل خان و واتز (۲۰۰۹) رابطه مثبت و با معیار باسو رابطه منفی داشت (در سطح ۹۰٪ معنادار نبود)؛ در نتیجه تقاضا برای محافظه کاری افزایش یافته است، که مطابق دیدگاه مکمل بودن می باشد، نتایج مطابق با یافته‌های احمد و دولمن (۲۰۰۷) است. نقش دوگانه مدیر عامل و افزایش نوسان‌های بازده سهام تقاضا را برای محافظه کاری افزایش می دهد و فرضیه ۴ تایید شد. در فرضیه ۵، ضرایب رگرسیون‌ها متفاوت و معنادار نیست. در خصوص نوسان‌های بازده سهام، با توجه ضریب مثبت در هر سه رگرسیون، معناداری آن در مدل ۲۰۰۷، و معیار باسو، پذیرفته شد. از اینرو با افزایش نوسان بازده سهام تقاضا برای

محافظه‌کاری افزایش می‌یابد، که مطابق با پیش‌بینی‌های خان و واتز (۲۰۰۹) و پژوهش چی و یوچانگ و دیگران (۲۰۰۹) می‌باشد. فرضیه ۶ نیز پذیرفته شد. افزایش سن شرکت تقاضا برای محافظه‌کاری را کاهش می‌دهد، که مطابق با پیش‌بینی‌های خان و واتز (۲۰۰۹)، و پژوهش چی و یوچانگ و دیگران (۲۰۰۹) است، این ضریب در معیار باسو مثبت ولی معنادار نیست. فرضیه ۷ تایید نشد. ضریب متغیر چرخه سرمایه‌گذاری رابطه منفی خیلی ضعیف (هرچند معنادار) با محافظه‌کاری دارد. در فرضیه ۸ کیفیت حسابرس مستقل تقاضا برای محافظه‌کاری را افزایش می‌دهد؛ اما با معیار باسو پذیرفته شد، هرچند در مدل خان و واتز رابطه منفی بود، اما معنادار نبود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش سن شرکت و درصد مالکیت نهادی تقاضا برای محافظه‌کاری کاهش می‌یابد، ولی با نقش دوگانه مدیر عامل و افزایش نوسان‌ها در بازده سهام تقاضا برای محافظه‌کاری افزایش می‌یابد. بررسی آزمون معناداری ضرایب نشان از وجود رابطه منفی بین محافظه‌کاری با اندازه حسابرس مستقل و درصد مالکیت نهادی و رابطه مثبت بین مالکیت مدیران و چرخه سرمایه‌گذاری دارد. این نتایج حاکی از آن است که مالکیت نهادی به عنوان ساز و کاری مناسب جهت کاهش هزینه‌های نمایندگی عمل نمی‌کند. بلکه بیشتر از همه تشریک مساعی و مالکیت درون سازمانی به عنوان سازوکاری کارا در همسو کردن منافع و کاهش هزینه‌های نمایندگی نقش اساسی ایفا می‌کند. در جهت کاهش نمایندگی باید مالکیت درون سازمانی افزایش یابد. علاوه بر این با توجه به رابطه منفی بین سن شرکت و محافظه‌کاری، انتظار بر این است سرمایه‌گذاری‌ها به سمت شرکت‌های مسن و باتجربه تر برود؛ زیرا عدم اطمینان نسبت به جریان‌های نقد آتی در آنها نسبت به شرکت‌های جوان تر کمتر است.

تحقیقات آتی می‌تواند، به بررسی رابطه دوره تصدی مدیر عامل، حق‌الزحمه حسابرسان مستقل و نسبت هزینه‌های سایر خدمات حسابرسی به حق‌الزحمه حسابرسی مستقل بر محافظه‌کاری بپردازد. علاوه بر این با توجه به این که محافظه‌کاری موجب کاهش عدم اطمینان می‌گردد، تاثیر آن بر بحران‌های مالی و سقوط قیمت سهام می‌تواند جز تحقیقات آتی باشد.

پی نوشت‌ها

- 1- substitute 3- Growth-option
 - 2- Complement 4- In-place
- ۵- در ادبیات مالی Growth-option به دارایی‌هایی مثل هزینه تحقیق توسعه و تبلیغات و.. و In-place به دارایی‌های مشهود مثل ماشین آلات و تجهیزات و غیره.. غیره اطلاق می‌گردد.

منابع

- حساس یگانه، یحیی. کاوه آذین فر. (۱۳۸۹). "رابطه بین کیفیت حسابرسی و اندازه موسسه حسابرسی". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۷، شماره ۶۱، صص ۸۵ تا ۹۸.
- شرودر، جی. دیلو کلارک. ام کی تی. (۱۳۸۸). "نظری حسابداری مالی، تجزیه و تحلیل". ترجمه پارسائیان، انتشارات ترمه، چاپ اول.
- کرمی، غلامرضا، علی حسینی و عباس حسینی. (۱۳۸۹). "بررسی بین سازوکارهای نظام راهبری شرکت و محافظه کاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *تحقیقات حسابداری*، سال دوم، شماره هفتم، صص ۸۶-۹۹.
- نوروش، ایرج، کرمی، غلامرضا و جلال وافی ثانی. (۱۳۸۸). "بررسی رابطه سازوکارهای نظام راهبری شرکت و هزینه‌های نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *تحقیقات حسابداری*، شماره اول، بهار، صص ۴ الی ۲۷.
- ولک، داد و ترنی. (۱۳۸۴). *نظری حسابداری*، ترجمه پارسائیان، انتشارات ترمه، چاپ اول.
- Ahmed, A. S., & Duellman, S. (2007). "Evidence on the role of accounting conservatism in corporate governance", *Journal of Accounting and Economics*, 43, 411-437.
- Ball, R., A. Robin, and J. S. Wu. (2002). "Incentives versus standards: Properties of accounting income in four Asian countries". *Working paper*, University of Chicago.
- Basu, S., (1997). "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings", *Journal of Accounting and Economics* 24 (1), 3-37
- Chi, W. Liu, C. Wang, T. (2009). "What affects accounting conservatism : A corporate governance perspective", *journal of contemporary accounting & economic*, p47-59
- Cano-Rodríguez, M. (2010). "Big auditors, private firms and accounting conservatism: Spanish evidence". *European Accounting Review*, 19(1), 131, 159

- Fang, X., Liu, Y., &Xin, B. (2010).“Accounting conservatism, the Sarbanes Oxley Act, andcrash risk”.*Working paper*, The University of Toronto.
- Khan, M., Watts, R.L, (2009). “Estimation and validation of a firm-year measure of conservatism” ,*Working Paper, Sloan School of Management*, MIT, Cambridge.
- Khan, M., Watts, R.L., (2007). “Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism.”,*Working Paper, Sloan School of Management*, MIT, Cambridge.
- LaFond, R., Roychowhury, S., (2008). “Managerial ownership and accounting conservatism”, *Journal of Accounting Research*, 46(1): 101-۱۳۰
- Earnings and Stock Returns’, *Accounting Review*, Vol. 77, pp. 237-64.
- Roychowdhury, S., Watts, R.L.,(2007).” Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting”.*Journal of Accounting and Economics* 44 (1-2), 2-31
- Watts, R.L., (2003).” Conservatism in accounting Part I: explanations and implications”. *Accounting Horizons* 17 (3), 207-221
- Watts, R.L., (2003). Conservatism in accounting Part II: evidence and research opportunities. *Accounting Horizons* 17 (4), 287-301.
- Wu, Q. (2010). “The benefits of accounting conservatism to shareholders: Evidence fromthe financial crisis.” *Working paper*, Rochester Institute of Technology.
- Zhe Wang, R. Hogartaigh, C. van Zijl, T,(2009). “Measures of Accounting Conservatism: A Construct ValidityPerspective”.
<http://ssrn.com/abstract=1274044>