

تأثیر تمرکز مالکیت و اندازه شرکت بر رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و حق‌الزحمه حسابرسی

* رحیم بناپی قدیم

چکیده

هدف این مقاله تحلیل و بررسی تأثیر تمرکز مالکیت و اندازه شرکت بر رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و حق‌الزحمه حسابرسی است. در این پژوهش، تأثیر محافظه‌کاری مشروط بر اساس سه مدل عدم تقارن سود و بازده سهام، اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی و عدم تقارن پایداری سود بر حق‌الزحمه حسابرسی برای ۱۰۹ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، بین سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۵، که به روش حذف تصادفی انتخاب شده‌اند، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش بر اساس داده‌های تابلویی با اثرات ثابت و رگرسیون چند متغیره نشان می‌دهد که محافظه‌کاری مشروط بر اساس مدل‌های سود و بازده و پایداری سود، تنها در شرکت‌های بزرگ بر حق‌الزحمه حسابرسی تأثیر معنی‌داری دارد و در شرکت‌های کوچک تأثیری بر حق‌الزحمه حسابرسی ندارد و اثر متقابل تمرکز مالکیت و شاخص محافظه‌کاری شرطی بر اساس مدل پایداری سود تأثیر مثبت و بر اساس مدل سود و بازده تأثیر منفی بر حق‌الزحمه حسابرسی دارند.

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری شرطی، حق‌الزحمه حسابرس، تمرکز مالکیت، اندازه شرکت.

* استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد هشتگرد، هشتگرد، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۹۷/۳/۳

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۷/۶/۹

نویسنده مسئول: رحیم بناپی قدیم

rahim.bonabi@yahoo.com

مقدمه

آشنایی با عوامل مؤثر بر حق‌الزحمه حسابرسی هم برای حساب‌برسان، هم برای صاحبکاران آن‌ها و هم برای اشخاصی اهمیت دارد که سیاست‌گذاری و قانونمندی در حرفه حسابرسی را دنبال می‌کنند (نیکبخت و تنانی، ۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر حق‌الزحمه حسابرسی به صاحبکار کمک می‌کند تا منافع این خدمت را بهتر درک کند و بداند این هزینه را به خاطر چه چیزی متحمل می‌شود. بدیهی است آگاهی از این مسئله، موجب تسریع و تسهیل کار حسابرسی شده و به دلیل مشارکت صاحبکار، حسابرسی با کیفیت بالاتری انجام خواهد شد. گزارش‌های حسابداری محافظه‌کارانه باعث می‌شوند که وجود این اطلاعات نقش خوبی در رفتار افشای مدیران ایفا کند. مخفی کردن اخبار بد یا انتشار اخبار خوبی که غیر قابل تشخیص هستند پر هزینه است و وقتی این اطلاعات از طریق حسابرسی صورت‌های مالی کشف می‌شوند مدیران با کاهش اعتبار مواجه می‌شوند و از آنجایی که مدیران برای ارائه بیش از واقع سود و خالص‌داری‌ها، انگیزه کافی را دارند این امر موجب افزایش فاصله بین مالکیت و مدیریت واحد اقتصادی شده و نیاز به استفاده از خدمات حساب‌برسان را افزایش می‌دهد (ژانگ، ۲۰۱۰). یکی از نتایج گزارش‌دهی با محافظه‌کاری کمتر، افزایش ریسک ذاتی است. از طرفی، حساب‌برسان و شرکت‌ها با احتمال بسیار بیشتری نسبت به ارائه بیش از واقع سود و خالص‌داری‌ها در مقابل ارائه کمتر آن‌ها، موارد شکایت خواهند داشت و انتظار می‌رود ارائه بیش از واقع سود و خالص‌داری‌ها شرکت را متحمل هزینه سازد. در واقع کاهش میزان محافظه‌کاری گزارش‌های مالی نه تنها باعث افزایش هزینه‌های حسابرسی می‌شود بلکه از میزان اعتبار حساب‌برسان می‌کاهد. بنابراین شرکت‌هایی با سطوح بالای ریسک ذاتی و کنترل، با هزینه‌های حسابرسی بالاتر در ارتباطند زیرا حساب‌برسان سعی دارند این ریسک‌ها را با کار حسابرسی بیشتر حذف کنند و این می‌تواند هزینه‌های حسابرسی و در نتیجه حق‌الزحمه مورد توافق برای حسابرسی را افزایش دهد (فردیناند و همکاران، ۲۰۰۲). باسو (۱۹۹۷) استدلال می‌کند که هر دو نوع محافظه‌کاری منجر به کاهش در ارزش حقوقی صاحبان سهام و سود می‌شود، در حالی که تنها محافظه‌کاری شرطی به قراردادهای مربوط می‌باشد، زیرا اطلاعات جدیدی را برای طرف‌های خارجی فراهم می‌کند (با شناسایی به موقع اخبار بد). محافظه‌کاری غیر شرطی حتی می‌تواند کارآیی قراردادهای را کاهش دهد، زمانی که میزان آن نامعلوم (مبهم)، است و منجر به ابهام درباره عملکرد شرکت می‌شود (روزلیندا، ۲۰۰۹). در این

میان می‌توان از تمرکز مالکیت و اندازه شرکت‌ها با توجه به روابط صریح و روشن آن‌ها با محافظه‌کاری در راستای قیمت‌گذاری حسابرسی استفاده کرد. این اقدام زمانی درست خواهد بود که روابط دقیق بین این متغیرها به شکلی دقیق مورد موشکافی قرار گیرد که این تحقیق به دنبال این امر می‌باشد.

مبانی نظری پژوهش

محافظه‌کاری می‌تواند جانب‌داری‌های فرصت‌طلبانه در حسابداری را از طریق کنترل انگیزه افراد درون سازمانی، کاهش دهد (ورچیا، ۲۰۰۶؛ همر و چانگ، ۲۰۰۷). اخیراً مفهوم کلی محافظه‌کاری را به دو زیر مفهوم، محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی طبقه‌بندی کرده‌اند. در تحقیقات بال و شیواکومار (۲۰۰۵) و برخی مطالعات دیگر این دو گروه را به ترتیب به عنوان محافظه‌کاری پس رویداری یا شرطی (بعد از دریافت خبر) و پیش‌رویدادی یا غیرشرطی (قبل از دریافت خبر) طبقه‌بندی می‌کنند. با توجه به دلایل و تبیین‌های محافظه‌کاری (تبیین قراردادی، دعاوی حقوقی و مالیاتی) و در نتیجه تقاضا برای به کارگیری رویه‌های محافظه‌کارانه حسابداری در راستای جلوگیری از بیش‌نمایی خالص دارایی‌ها و سود خالص، نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که حسابداری با محافظه‌کاری کمتر امکان فرصت‌طلبی مدیران را برای دستکاری ارقام گزارش شده و در نتیجه احتمال انحراف از اصول حسابداری را افزایش می‌دهد که نیازمند تلاش‌های بیشتر حسابرسان می‌باشد. از طرفی دیگر اگر از بعد عرضه خدمات حسابرسی به حق‌الزحمه حسابرسی نگریسته شود، شاهد آن خواهیم بود که مطالبه حق‌الزحمه حسابرسی تابعی از الف) فرضیه نمایندگی (شرکت‌های با عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی بالا نیازمند تلاش بیشتر حسابرسان و در نتیجه حق‌الزحمه بیشتر است)، ب) فرضیه اعتمادسازی (مؤسسات حسابرسی بزرگ به دلیل اعتبار و شهرتی که در جامعه دارند و شفافیت و عملکرد بهتری را برای صاحبکاران فراهم می‌کنند، حق‌الزحمه بیشتری را طلب می‌کنند) و ج) فرضیه اعتباربخشی (به دلیل این‌که حسابرسان در خط مقدم دعاوی حقوقی قرار دارند و نوعی سپر در مقابل دعاوی هستند برای شرکت‌های با عملکرد ضعیف که ریسک بیشتری دارند حق‌الزحمه بیشتری را مطالبه می‌کنند)، است (تنانی و نیکبخت، ۱۳۹۰). اگر چنین باشد، باید انتظار داشت که حسابرسان برای شرکت‌های با محافظه‌کاری کمتر، حق‌الزحمه بیشتری را طلب کنند.

سرمایه‌گذاران نهادی با توجه به رابطه امانتی بین آن‌ها و سرمایه‌گذاران خود، تمایل به نظارت دقیق شرکت داشته، همچنین مالکان نهادی به گواهی اطلاعات با کیفیت توسط حسابرسان نیاز دارند. مدیران شرکت با توجه به موقعیت خود، بر تهیه اطلاعات مالی تأثیرگذار بوده و جهت کاهش ریسک ذاتی حسابرسی جهت منافع سایر سرمایه‌گذاران، حسابرسان تمایل به افزایش تلاش‌های خود در جهت کاهش ریسک حسابرسی و مشکلات نمایندگی خواهند داشت (رحمان‌خان و همکاران، ۲۰۱۱). وجود درصدی از مالکیت دولتی در شرکت‌ها، بر اساس نظریه علامت‌دهی، باعث افزایش ارزش این شرکت‌ها شده است. به واسطه ساختار دولتی اقتصاد ایران و همچنین نقشی که دولت به منزله سهامدار در بسیاری از شرکت‌ها برعهده گرفته است، انتظار می‌رود که دلیل مشخص بودن انتظارات عملیاتی و هماهنگی سیاست‌های مالکیتی، نوعی کنترل بر فعالیت‌های شرکت‌هایی با سهامداری دولت فراهم آید که این کنترل بتواند از پیچیدگی‌های موجود در عملیات چنین واحدهای اقتصادی بکاهد. پس این احتمال وجود دارد که کاهش در پیچیدگی‌های عملیاتی یک واحد اقتصادی و کاهش ریسک شرکت، موجب کاهش حق‌الزحمه خدمات حسابرسی شود (بن‌علی و لسیج، ۲۰۱۲، رجبی و خشوئی، ۱۳۸۷). در مورد ارتباط میان ساختار مالکیت و محافظه‌کاری تاکنون سه فرضیه ارائه شده است: فرضیه اول، فرضیه نظارت فعال است. طرفداران این فرضیه، این‌گونه استدلال می‌کنند که بلوک داران، سرمایه‌گذاران بلندمدت‌نگری هستند که انگیزه و توانایی زیادی برای نظارت فعالانه مدیران دارند (بروس و کینی، ۱۹۹۴؛ حساس‌یگانه و شه‌ریاری، ۱۳۸۹). در حمایت از این فرضیه، طرفداران آن دو دلیل را ذکر می‌کنند؛ اول این که اگر چه سهامداران بزرگ اختیار فروش سرمایه‌گذارهای خود را دارند، ولی بزرگی اندازه سرمایه آن‌ها به حدی است که سهام در اختیارشان بدون تحت تأثیر قراردادن قیمت‌های سهام و کاهش ارزش آن قابل فروش نیست و بنابراین، آن‌ها مجبورند که استراتژی بلندمدتی را بپذیرند و این باعث انگیزه بیشتر آن‌ها برای نظارت فعالانه مدیر می‌شود. دوم این که بلوکداران نسبت به سهامداران کوچک توانایی بالاتری برای ارزیابی دقیق‌تر و کاراتر صورت‌های مالی دارند، چون اکثر آن‌ها از میان سرمایه‌گذاران نهادی و سازمان‌ها و شرکت‌های بزرگ هستند که امکانات بالاتری را در اختیار دارند. در مقابل فرضیه نظارت فعال، دو فرضیه رقیب وجود دارد ۱- فرضیه منافع شخصی و ۲- فرضیه اتحاد استراتژیک. طرفداران فرضیه منافع شخصی بر این باورند که احتمال بیشتری وجود دارد که سرمایه‌گذاران بزرگ از

منافع خاصی، همچون دسترسی به اطلاعات محرمانه که می‌تواند در جهت اهداف معاملاتی استفاده شود، بهره ببرند (کیم، ۱۹۹۳؛ حساس‌یگانه و شهریاری، ۱۳۸۹). زمانی که مالکیت متمرکز می‌شود، این مسأله توجیه پذیر به نظر می‌رسد که سهامداران بزرگ از حقوق کنترلی خود در جهت کسب منافع و استثمار سهامداران کوچک استفاده کنند. اگر فرضیه فوق صحیح باشد، بلوک‌داران ممکن است تشویق نشوند که مدیران را برای گزارش سودهای محافظه‌کارانه ترغیب کنند و این می‌تواند نشانه رابطه منفی بین سرمایه‌گذاران بزرگ و محافظه‌کاری باشد (دنيس و مک‌کولین، ۲۰۰۳). در حمایت از وجود رابطه منفی بین سرمایه‌گذاران عمده و محافظه‌کاری، فرضیه اتحاد استراتژیک می‌گوید که بلوک‌داران و مدیران همکاری و تبادلی دو جانبه را به نفع یکدیگر می‌بینند و این همکاری، نظارت بر مدیران را که ممکن است ارزش شرکت را بالا ببرد، کاهش می‌دهد و درک سایر سهامداران را در مورد کیفیت سود تحت تأثیر منفی قرار می‌دهد، چون آن‌ها رابطه نزدیک بین مدیران و بلوک‌داران را باعث مورد استثمار واقع شدن شان قلمداد می‌کنند و بر این اساس رابطه منفی بین مالکیت عمده و محافظه‌کاری قابل مشاهده خواهد بود (پوند، ۱۹۸۸؛ حساس‌یگانه و شهریاری، ۱۳۸۹).

تلاش‌های حسابرسان و در نتیجه مبنای قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی بر اساس ریسک و حجم معاملات در شرکت صاحبکار می‌باشد. بر اساس فرضیه هزینه‌های سیاسی، شرکت‌های بزرگ که تحت فشارهای سیاسی هستند، انگیزه‌های بیشتری برای استفاده از رویه‌های کاهنده سود خالص و در نتیجه حسابداری محافظه‌کارانه دارند. براساس فرضیه اثر تجمیعی رویدادها که اثر آن بر بازده سهام کمتر از اثر مجموع رویدادهای فردی است، بازده شرکت‌های بزرگ کمتر تحت تأثیر وقوع یک رویداد خاص (انتشار خبر خوب یا بد) قرار می‌گیرد در حالی که بازده شرکت‌های کوچک معمولاً وابسته به یک یا چند رویداد عمده است. در نتیجه محافظه‌کاری اندازه‌گیری شده از طریق معیار عدم تقارن زمانی، در شرکت بزرگ‌های نسبت به شرکت‌های کوچک، کمتر خواهد بود و بر اساس فرضیه عدم تقارن اطلاعاتی، عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های بزرگ کمتر است و این باعث کاهش تقاضا برای حسابداری محافظه‌کارانه در آن‌ها می‌شود (مهرانی و همکاران، ۱۳۸۹). از طرفی شرکت‌های بزرگ نسبت به شرکت‌های کوچک، فعالتر هستند و نسبت به شرکت‌های کوچک تمایل به گزارشگری اطلاعات بیشتری دارند که تلاش و زمان حسابرسی بیشتری را می‌طلبد (حسن و ناصر، ۲۰۱۳؛ آسک و هلم، ۲۰۱۳).

پیشینه پژوهش

پژوهش حاضر به بررسی اثر تعدیل‌کنندگی تمرکز مالکیت (بر اساس فرضیه نظارت فعال، فرضیه منافع شخصی و فرضیه اتحاد استراتژیک) و اندازه شرکت (بر اساس اثرات و کارکردهای متفاوت از دید فرضیه‌های سیاسی و اثر تجمیعی رویدادها) بر رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و حق‌الزحمه حسابرس می‌پردازد. حساس‌یگانه و همکاران (۱۳۸۹) با بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران نتایج نشان داد رابطه منفی معناداری میان تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری وجود دارد. این نتیجه‌گیری مطابق با فرضیات منافع شخصی و اتحاد استراتژیک و ناهماهنگ با فرضیه نظارت فعال است. حساس‌یگانه و شهریاری (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران، به این نتیجه رسیدند که با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی، از قبیل: اندازه، رشد و ... رابطه منفی معناداری میان تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری وجود دارد که این نتیجه‌گیری مطابق با فرضیه‌های منافع شخصی و اتحاد استراتژیک و ناهماهنگ با فرضیه نظارت فعال است. مهرانی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی رابطه اندازه شرکت و قراردادهای بدهی با محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج حاکی از آن است که رابطه مثبت معناداری بین بدهی و محافظه‌کاری در دو معیار مبتنی بر اقلام تعهدی و مبتنی بر ارزش بازار وجود دارد. همچنین رابطه منفی اندازه شرکت و محافظه‌کاری تنها در معیار مبتنی بر ارزش بازار مورد تأیید قرار گرفت، بنابراین در کل نمی‌توان استنباط کرد که بین اندازه شرکت و محافظه‌کاری رابطه منفی و معناداری وجود دارد. فروغی و همکاران (۱۳۹۰) با بررسی عوامل مؤثر بر اعمال محافظه‌کاری حسابداری نشان دادند که اندازه شرکت اثر منفی و اهرم اثر مثبتی بر محافظه‌کاری شرطی (مدل تعدیلی خان و واتر) دارد. اسدی و همکاران (۱۳۹۱) با بررسی تأثیر ساختار سرمایه، سهامداران و بزرگی شرکت بر میزان اعمال محافظه‌کاری در شرکت‌ها نشان داد، روابط بین تمرکز مالکیت، درصد سهامداران نهادی، اهرم مالی و اندازه شرکت با محافظه‌کاری با توجه به مدل محاسبه محافظه‌کاری متفاوت است. خدادادی و همکاران (۱۳۹۲)، با بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و حق‌الزحمه حسابرسی دریافتند که بین مالکیت دولتی و مالکیت خانوادگی با حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد، ولی بین مالکیت نهادی و مالکیت مدیریت با حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معناداری مشاهده نگردید. فروغی و همکاران (۱۳۹۳) با بررسی تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی نشان دادند که اطمینان بیش از حد مدیریتی اثر منفی بر محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی دارد و اندازه شرکت نیز اثر مثبتی بر محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی دارد. شهبازی و همکاران (۱۳۹۳) با بررسی رابطه نسبت بدهی، اندازه و هزینه سرمایه شرکت با محافظه‌کاری

مشروط و غیر مشروط نشان دادند که متغیر اندازه تأثیر منفی بر محافظه‌کاری غیرشرطی دارد و بدون تأثیر بر محافظه‌کاری شرطی است. رضازاده (۱۳۹۴) با بررسی تأثیر تمرکز مالکیت و مالکیت دولتی بر محافظه‌کاری حسابداری نشان داد رابطه منفی بین محافظه‌کاری حسابداری و درصد مالکیت بزرگترین سهامدار وجود دارد؛ به خصوص این رابطه زمانی قوی‌تر می‌شود که درصد سهام بزرگترین سهامدار بیش از ۳۰٪ باشد. بن علی و لسیج (۲۰۱۲) به بررسی رابطه بین نوع سهامداران کنترل کننده و حق الزحمه حسابرسی پرداختند. آنان سهامداران کنترل کننده را به سه دسته سهامداران نهادی، سهامداران خانوادگی و سهامداران دولتی تقسیم کردند. نتیجه پژوهش آن‌ها نشان داد که رابطه معناداری بین مالکیت خانوادگی و حق الزحمه حسابرسی وجود ندارد، اما بین مالکیت دولتی و نهادی و حق الزحمه حسابرسی، رابطه معنادار و مثبتی دیده می‌شود. همدان (۲۰۱۲) طی پژوهشی در بحرین نشان داد شرکت‌های بزرگ در مقایسه با شرکت‌های کوچک محافظه‌کاری حسابداری بیشتری دارند. او دریافت رابطه‌ای میان محافظه‌کاری حسابداری و کیفیت سود در شرکت‌های بحرینی وجود ندارد. همچنین شرکت‌هایی که بدهی بیشتری دارند محافظه‌کاری بیشتری در مقایسه با سایر شرکت‌ها دارند. مارک و همکاران (۲۰۱۲)، با بررسی این که آیا حسابرسان، محافظه‌کاری صاحبکار را ارزیابی می‌کنند یا خیر به این نتیجه رسیدند که حسابرسان در مقابل صاحبکاران محافظه کار، حق الزحمه حسابرسی کمتر را مطالبه می‌کنند، اظهار نظر مشروط به دلیل تداوم فعالیت کمتری را منتشر می‌کنند. چیراز و همکاران (۲۰۱۳) با پژوهشی در مورد حق الزحمه حسابرسی و ساختار مالکیت سهامداران در بین شرکت‌های فرانسوی نشان دادند که بین سهامداران دولتی و حق الزحمه حسابرسی رابطه منفی معنادار و بین سهامداران نهادی و حق الزحمه حسابرسی رابطه مثبت معناداری وجود دارد. عمر (۲۰۱۴)، با بررسی رابطه بین مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی، ویژگی‌های شرکتی و محافظه‌کاری شرطی، به این نتیجه رسید که رابطه بین مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و محافظه‌کاری شرطی تا حدی متفاوت از هم می‌باشد. برای مثال برای ساختار مالکیت، مالکیت نهادی و مالکیت خارجی این رابطه معنی‌دار است در حالی که برای مالکیت مدیریتی و مالکیت فامیلی این رابطه معنی‌دار نیست. ماسودول و همکاران (۲۰۱۴) با بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر حق الزحمه حسابرسی، به این نتیجه رسیدند که حاکمیت شرکتی، اندازه شرکت و اهرم رابطه مثبتی با حق الزحمه حسابرسی دارند. سانگ و همکاران (۲۰۱۵)، با بررسی رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و حق الزحمه حسابرسی، به این نتیجه رسیدند که محافظه‌کاری شرطی و نیز پایبندی شرکت‌ها به محافظه‌کاری سبب کاهش حق الزحمه حسابرسی می‌شود و این رابطه با کیفیت بیشتر حاکمیت شرکتی، تعدیل می‌شود.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به نتایج پژوهش‌های قبلی (دنيس و مک کولین، ۲۰۰۳؛ عمر، ۲۰۱۴؛ بن علی و لسیج، ۲۰۱۲؛ حساس‌یگانه و شهریار، ۱۳۸۹)، مبنی بر تأثیرگذاری نوع مالکیت بر محافظه‌کاری شرطی، می‌توان فرضیه اول را به شرح زیر بیان کرد:

۱- تمرکز مالکیت، بر رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و حق الزحمه حسابرسی، تأثیر معنی‌داری دارد.

با توجه به نتایج پژوهش‌های (مهرانی و همکاران، ۱۳۸۹؛ همدان، ۲۰۱۲؛ مسودول و همکاران، ۲۰۱۴)، مبنی بر تأثیرگذاری اندازه شرکت بر محافظه‌کاری شرطی و همچنین حق الزحمه حسابرسی، می‌توان فرضیه دوم را به شرح زیر بیان کرد:

۲- اندازه شرکت، بر رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و حق الزحمه حسابرسی، تأثیر معنی‌داری دارد.

تعریف عملیاتی و مفهومی متغیرها

اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی

در این پژوهش سه نوع مدل برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی استفاده شده که عبارتند از:

(۱) معیار عدم تقارن زمانی سود: باسو برای آزمون پیش‌بینی‌های خود از جنبه به هنگامی، از رگرسیون مقطعی زیر (رابطه ۱) استفاده کرد.

$$\text{رابطه (۱)} \quad \frac{EPS}{P}_{it} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 DR_{it} * RET_{it} + \varepsilon_{it}$$

که EPS عبارت از سود هر سهم قبل از ارقام غیرعادی شرکت در سال t تقسیم بر قیمت سهام سال قبل، RET_{it} بازده سهام برای ۹ ماه قبل از پایان سال مالی t تا سه ماه بعد از پایان سال t و DR_{it} متغیر مجازی است که اگر بازده سالانه RET_{it} منفی باشد مقدار آن برابر یک و در غیر اینصورت مقدار صفر منظور می‌شود. b_2 واکنش سود نسبت به بازده‌های منفی (اخبار بد) و b_2+b_3 پاسخ سود نسبت به بازده‌های مثبت (اخبار خوب) را اندازه‌گیری می‌کند. محافظه‌کاری بیانگر آن است که $b_2+b_3 > b_2$ باشد، b_3 میزان عدم تقارن زمانی سود نسبت به این دو نوع بازده را اندازه‌گیری می‌کند و باسو آن را به عنوان معیار اندازه‌گیری محافظه‌کاری معرفی کرد

که بعداً به عنوان معیاری برای محافظه‌کاری شرطی به کار گرفته شد. اگر اخبار بد به موقع تر از اخبار خوب شناسایی شوند، $b_3 > 0$ ، b_3 باید بیشتر از صفر باشد.

برای برآورد به موقع بودن اخبار خوب و اخبار بد در سطح شرکت، خان و واتنز (۲۰۰۹) دریافتند که به موقع بودن اخبار خوب (رابطه ۲) (G-score) و عدم تقارن زمانی اخبار بد (رابطه ۳) (C-score)، تابع خطی از ویژگی‌های خاص شرکتی (اهرم، اندازه و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری) است:

$$G_Score = \beta 2it = \mu 1t + \mu 2t SIZEit + \mu 3t MTBit + \mu 4t LEVit \quad \text{رابطه (۲)}$$

$$C_Score = \beta 3it = \lambda 1t + \lambda 2t SIZEit + \lambda 3t MTBit + \lambda 4t LEVit \quad \text{رابطه (۳)}$$

که size = لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت MTB = ارزش بازار سرمایه تقسیم بر ارزش دفتری سرمایه و LEV = نسبت بدهی به کل دارایی‌ها. رگرسیون باسو (۱۹۹۷)، با جای‌گذاری رابطه (۲) و (۳) در رابطه (۴) به شرح زیر تعدیل می‌شود:

$$\frac{EPS}{P}it = \beta 0 + \beta 1it DRit + RETit (\mu 1t + \mu 2t SIZEit + \mu 3t MTBit + \mu 4t LEVit) + DRit * RETit (\lambda 1t + \lambda 2t SIZEit + \lambda 3t MTBit + \lambda 4t LEVit) + (\delta 1t SIZEit + \delta 2t MTBit + \delta 3t LEVit + \delta 4t DRit * SIZEit + \delta 5t DRit * MTBit + \delta 6t DRit * LEVit) + \epsilon it \quad \text{رابطه (۴)}$$

بعد از مطالعه خان و واتنز (۲۰۰۹)، مطالعات دیگری همچون (بیتی و لیو، ۲۰۱۱؛ چن و همکاران، ۲۰۱۱) نیز از معیار محافظه‌کاری تعدیل شده باسو (۱۹۹۷) استفاده کرده‌اند. بعد از برآورد رگرسیون سالانه رابطه (۴)، ضرایب $\lambda 1t, \lambda 2t, \lambda 3t, \lambda 4t$ برای رابطه (۳) (C-score) تعیین کرده که آن را BC-Score می‌نامیم. BC-Score میان شرکت‌ها بر اساس انحراف داده‌های مقطعی در ویژگی‌های خاص شرکت (اهرم، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و اندازه شرکت) و انحراف λ در طول زمان متفاوت است. محافظه‌کاری شرطی عبارت است از افزایش در BC-Score.

(۲) معیار عدم تقارن در رابطه اقلام تعهدی و جریان نقد عملیاتی: معیار مبتنی بر اقلام تعهدی و جریان‌های نقد عملیاتی بال و شایواکومار (۲۰۰۵) بر اساس روشی که خان و واتنز (۲۰۰۹) برای برآورد معیار سالانه محافظه‌کاری به کار گرفته‌اند به شرح رابطه (۵) است:

$$ACCit = \beta 0 + \beta 1it DCit + \beta 2it CFOit + \beta 3it DCit * CFOit + \epsilon it \quad \text{رابطه (۵)}$$

که Acc_{it} = کل ارقام تعهدی در سال t ، تقسیم بر ارزش بازار سرمایه سال قبل $t-1$ ، CFO_{it} = جریان‌های نقد عملیاتی در سال t ، تقسیم بر ارزش بازار سرمایه سال قبل $t-1$ و DC_{it} = متغیر مجازی است که اگر CFO_{it} منفی باشد، عدد ۱ و در غیر اینصورت عدد صفر منظور می‌شود. ضریب (b_3) معیار محافظه‌کاری شرطی است. یعنی اگر زیان‌ها نسبت به سودها به موقع شناسایی شوند، ضریب (b_3) بزرگتر از صفر خواهد بود. این رابطه نیز همانند روابط قبلی، بر اساس مدل خان و واتز (۲۰۰۹) تعدیل می‌شود.

(۳) معیار عدم تقارن پایداری سود: باسو برای آزمون پیش‌بینی‌های خود از جنبه پایداری از مدل رگرسیون مقطعی رابطه (۶) استفاده کرد (بال و شیوا کومار، ۲۰۰۵؛ خان و واتز، ۲۰۰۹)

$$\Delta NI_{it} = \beta_0 + \beta_1 it DN_{it} + \beta_2 it \Delta NI_{it-1} + \beta_3 it DN_{it} * \Delta NI_{it-1} + \epsilon_{it}$$

رابطه (۶)

که ΔNI_{it} = تغییر در سود قبل از ارقام غیر عادی از سال قبل $t-1$ تا سال جاری t ، تقسیم بر ارزش بازار سرمایه اول دوره، DN_{it} = یک متغیر مجازی اگر ΔNI_{it} منفی باشد، مقدار یک و در غیر این صورت صفر منظور می‌شود. ضریب متقابل بین ΔDN ، DN یعنی (B_3)، درجه محافظه‌کاری شرطی را اندازه‌گیری می‌کند. شناسایی زیان‌های اقتصادی به موقع تر از سودها، دلالت بر منفی بودن B_3 ($B_3 < 0$) دارد. با پذیرس الگوی خان و واتز (۲۰۰۹)، این رابطه نیز مثل روابط قبلی تعدیل می‌شود.

اندازه‌گیری تمرکز مالکیت (OW-CO)

تمرکز مالکیت در این پژوهش، به پیروی از آستامی و تاور (۲۰۰۶) و رحمان‌خان و همکاران (۲۰۱۱)، به این صورت تعریف شده است: مجموع سهام اشخاص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۱۰ درصد سهام شرکت را در اختیار دارند. این درصد از طریق اطلاعات ارائه شده در صورت‌های مالی شرکت‌ها محاسبه می‌شود.

اندازه‌گیری اندازه شرکت

برای اندازه‌گیری اندازه شرکت بر اساس پژوهش‌های از لگاریتیم کل دارایی‌های شرکت استفاده می‌شود (حسن و ناصر، ۲۰۱۳؛ آسک و هلم، ۲۰۱۳) و نیز برای آزمون نقش اندازه شرکت در روابط بین محافظه‌کاری شرطی و حق‌الزحمه حسابرسی، شرکت‌های مورد مطالعه به دو طبقه با اندازه‌های بزرگ و کوچک طبقه‌بندی خواهد شد و نتایج آزمون شرکت‌های بزرگ و کوچک بر اساس مدل تحقیق با هم مقایسه می‌شود.

مدل تجربی تحقیق

برای آزمون فرضیه اول، تخمین حق‌الزحمه حسابرسی بر اساس معیارهای محافظه‌کاری شرطی، دخالت متغیر تمرکز مالکیت و سایر متغیرهای کنترلی که در پژوهش‌های مانند (دنیس و مک‌کولین، ۲۰۰۳؛ عمر، ۲۰۱۴؛ بن‌علی و لسیج، ۲۰۱۲؛ گول و گودوین، ۲۰۱۰؛ حساس‌یگانه و شهریاری، ۱۳۸۹)، حق‌الزحمه حسابرسی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، به شرح رابطه (۷) انجام می‌شود:

$$LAUDIT_{it} = \beta_0 + \beta_1 CONSERVATISM_{it} + \beta_2 CONSERVATISM * OW-CO_{it} + \beta_3 OW-CO_{it} + \beta_4 \ln AUD_TEN_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 MTB_{it} + \beta_7 SGROWTH_{it} + \beta_8 LEV_{it} + \beta_9 ROA_{it} + \beta_{10} NEGROA_{it} + \beta_{11} ARINV_{it} + \beta_{12} STD_RET_{it} + \beta_{13} \ln AGE_{it} + \beta_{14} REPLAG_{it} + \epsilon_{it}$$

رابطه (۷)

که (Laudit) عبارت است از لگاریتیم طبیعتی کل حق‌الزحمه حسابرسی. در این تحقیق از سه شاخص محافظه‌کاری (NC-SCORE, AC-SCORE, BC-) (SCORE) استفاده شده است. (OW-CO) تمرکز مالکیت (مجموع سهام اشخاص حقیقی یا حقوقی که بیش از 10 درصد سهام شرکت را در اختیار دارند، -LnAUD TEN (لگاریتیم طبیعتی تعداد سال‌های فعالیت حسابرسان در شرکت) به عنوان کنترلی برای کاهش حق‌الزحمه نسبت به قراردادهای اولیه حسابرسی (سانکراگروسومی و ویسنت، ۲۰۰۴)، (SIZE) (لگاریتیم طبیعتی کل دارایی‌ها برای سال t)، (MTB) (ارزش بازار سرمایه تقسیم بر ارزش دفتری سرمایه برای سال t)، (SGROWTH) (نرخ رشد فروش)، (LEV) (ارزش دفتری کل بدهی‌ها تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها در سال t)، (NEGROA) (متغیر مجازی که اگر (ROA) منفی باشد، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر منظور می‌شود)، ROA (بازده دارایی‌ها معادل سود

قبل از اقلام غیرعادی تقسیم بر کل دارایی‌های اول دوره)، (ARINU) (مجموع حساب‌های دریافتی و موجودی‌های شرکت تقسیم بر کل دارایی‌ها)، (LNAGE) (انحراف استاندارد بازده روزانه سهام برای سال مالی)، (LNAGE) (لگاریتم طبیعی عمر شرکت)، (REPLAG) (تعداد روزهای بین پایان سال مالی و تاریخ اعلام سود). برای آزمون فرضیه دوم با توجه به پژوهش‌های (مهرانی و همکاران، ۱۳۸۹؛ همدان، ۲۰۱۲؛ اشبوگ و همکاران، ۲۰۰۳؛ ویسننت و همکاران، ۲۰۰۳؛ مسودول و همکاران، ۲۰۱۴)، با اعمال شاخص اندازه شرکت، تخمین حق‌الزحمه حسابرس بر اساس متغیرهای پیش گفته برای شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های کوچک به تفکیک، به شرح رابطه (۸) می‌باشد:

$$LAUDIT_{it} = \beta_0 + \beta_1 CONSERVATISM_{it} + \beta_2 \ln AUD_TEN_{it} + \beta_3 REPLAG_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \beta_5 SGROWTH_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 NEGROA_{it} + \beta_9 ARIN_{it} + \beta_{10} STD_RET_{it} + \beta_{11} \ln AGE_{it} + \varepsilon_{it}$$

رابطه (۸)

نوع مطالعه، روش و نحوه اجرای پژوهش

پژوهش حاضر بر اساس هدف، از نوع توصیفی و بر اساس ماهیت و روش از نوع همبستگی است و به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات و قبول یا رد فرضیه‌های مطرح شده از آزمون ضریب همبستگی و رگرسیون خطی استفاده شده است. با توجه به اینکه این پژوهش می‌تواند در فرآیند قیمت‌گذاری حق‌الزحمه حسابرسی مورد استفاده قرار گیرد، نوع پژوهش کاربردی محسوب می‌شود و نیز از نوع پس‌رویدادی است.

جامعه آماری، حجم نمونه، روش نمونه‌گیری و شیوه تجزیه و تحلیل داده‌ها

جامعه آماری مورد مطالعه این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ است. در این پژوهش، برای انتخاب نمونه، از کل داده‌های در دسترس استفاده شده می‌شود. نخست تمام شرکت‌هایی که می‌توانستند در نمونه‌گیری شرکت کنند، انتخاب، سپس از بین کلیه شرکت‌های موجود، شرکت‌هایی که واجد هر یک از شرایط زیر نبوده‌اند، حذف شده و در نهایت شرکت‌های باقیمانده برای انجام آزمون انتخاب می‌شوند: ۱- به منظور همگن شدن نمونه آماری در سال‌های مورد بررسی، پیش از سال ۱۳۸۸ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند. ۲- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت‌ها منتهی

به پایان اسفند ماه باشد. ۳- نمونه آماری شامل شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری، لیزینگ، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه به خاطر ماهیت خاص فعالیتشان و وجود قوانین و ارگان‌های ناظر بر آن‌ها، نمی‌شود. ۴- شرکت‌ها طی قلمرو زمانی این تحقیق تغییر فعالیت یا دوره مالی نداده باشند. ۵- داده‌های مورد نظر شرکت‌ها در دسترس باشد. در نهایت شرکت‌های مورد بررسی در این پژوهش، شامل شرکت‌های انتخابی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران خواهد بود.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نمونه آماری در مقطع زمانی مد نظر ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵، تعداد ۱۰۹ شرکت را دربردارد. در این بخش معیارهای مرکزی (میانگین و میانه) و معیارهای پراکندگی (انحراف معیار، بیشینه و کمینه) برای محاسبه استفاده شدند که در جدول شماره (۱) به نمایش گذاشته شده است. تفاوت زیاد بین کمینه و بیشینه متغیرهای پژوهش به دلیل تفاوت در اندازه شرکت‌های نمونه و امری اجتناب ناپذیر است. واوس (۲۰۰۲) عنوان می‌کند که زمانی که اندازه نمونه بزرگ‌تر از ۱۰۰ باشد (معیاری تقریبی برای توزیع نرمال) احتمال نرمال بودن داده‌ها افزایش می‌یابد.

جدول ۱: آمار توصیفی

| متغیر | نماد | میانگین | میانه | انحراف معیار | کمینه | بیشینه |
|------------------------------------|----------|---------|-------|--------------|-------|--------|
| لگاریتم حق الزحمه حسابرسی | LNAUDIT | ۶/۷۴ | ۶/۱۱ | ۰/۸۹ | ۲/۸ | ۹/۲۲ |
| مدل عدم تقارن زمانی سود | BC_SCORE | ۰/۰۴۴ | ۰/۰۵۹ | ۰/۰۷۴ | -۰/۷۲ | ۰/۲۳۴ |
| مدل اقلام تعهدی | AC_SCORE | ۰-/۷۰ | -۰/۶۷ | ۰/۴۳ | -۲/۰۱ | ۰/۵۱ |
| مدل پایداری سود | NC_SCORE | ۰/۱۴ | ۰/۰۸ | ۰/۲۲ | -۰/۱۲ | ۲/۰۹ |
| تمرکز مالکیت | OW_CO | ۰/۳۱ | ۰/۳۰ | ۰/۲۱ | ۰/۰۰۶ | ۰/۹۸ |
| اندازه شرکت | SIZE | ۱۴/۱ | ۱۴/۷ | ۱/۳۱ | ۹/۹۰ | ۴۹/۲ |
| دوره تصدی حسابرسی | AUD_TEN | ۲/۳۵ | ۳/۱۴ | ۰/۸۴ | ۱/۰۰ | ۳/۵۲ |
| نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری | MTB | ۲/۵۸ | ۱/۷۰ | ۰/۵۳ | ۰/۳۱ | ۲۵/۷ |
| نرخ رشد فروش | SGROWTH | ۰/۱۸ | ۰/۱۲ | ۰/۵۰ | -۰/۹۳ | ۶/۸۱ |
| اهرم | LEV | ۰/۶۱ | ۰/۵۷ | ۰/۱۹۲ | ۰/۰۱ | ۰/۹۶ |
| بازدهی دارایی‌ها | ROA | ۰/۱۹ | ۰/۱۶۱ | ۰/۱۹ | -۰/۳۷ | ۰/۹۵ |
| نسبت مطالبات و موجودی‌ها بر دارایی | ARINV | ۰/۵۲ | ۰/۴۲ | ۰/۲۱۳ | ۰/۰۰ | ۰/۹۷ |
| انحراف استاندارد بازدهی سهام | STDRET | ۰/۲۴ | ۰/۱۶ | ۰/۱۵۴ | ۰/۰۰۵ | ۳/۴۶ |
| عمر شرکت | LNAGE | ۳/۵۴ | ۳/۲۱ | ۰/۴۷ | ۱/۹۱ | ۴/۵۵ |
| تأخیر در اعلام سود | REPLAG | ۴/۱۶ | ۴/۱۲ | ۰/۴۰ | ۲/۰۷ | ۴/۸۶ |

آمار استنباطی: قبل از برازش الگوها لازم است تا آزمون F لیمر به منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی برای الگوی بالا انجام شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای الگوی تحقیق در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون F لیمر برای الگوهای تحقیق

| الگوی تحقیق | آماره | سطح خطا | روش پذیرفته شده |
|--|-------|---------|------------------|
| الگوی شماره ۱ (معیار عدم تقارن زمانی سود) | ۳/۰۱۲ | ۰/۰۰۰ | الگوی اثرات ثابت |
| الگوی شماره ۱ (معیار عدم تقارن افلام تعهدی و جریان نقدی) | ۳/۰۰۳ | ۰/۰۰۰ | الگوی اثرات ثابت |
| الگوی شماره ۱ (معیار پایداری سود) | ۲/۲۰۶ | ۰/۰۰۰ | الگوی اثرات ثابت |
| الگوی شماره ۲ | ۳/۴۰۱ | ۰/۰۰۰ | الگوی اثرات ثابت |

جدول ۳: نتایج آزمون هاسمن برای الگوهای تحقیق

| الگوی تحقیق | آماره | سطح خطا | روش پذیرفته شده |
|--|--------|---------|------------------|
| الگوی شماره ۱ (معیار عدم تقارن زمانی سود) | ۵۰/۷۰۴ | ۰/۰۰۰ | الگوی اثرات ثابت |
| الگوی شماره ۱ (معیار عدم تقارن افلام تعهدی و جریان نقدی) | ۶۸/۴۴۲ | ۰/۰۰۰ | الگوی اثرات ثابت |
| الگوی شماره ۱ (معیار پایداری سود) | ۵۳/۷۱۲ | ۰/۰۰۰ | الگوی اثرات ثابت |
| الگوی شماره ۲ | ۵۰/۲۶۴ | ۰/۰۰۰ | الگوی اثرات ثابت |

همانطور که در جدول ۲ و ۳ قابل مشاهده است، نتایج حاکی از عدم رد شدن فرضیه H_0 برای الگوهای تحقیق می‌باشد بنابراین الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت ارجح است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

قبل از برازش الگوها لازم بود تا آزمون F لیمر به منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی برای الگوی بالا انجام شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای الگوی پژوهش حاکی از رد فرضیه H_0 برای الگوی تحقیق، می‌باشد که لازم است برای انتخاب از بین الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت یا داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی، آزمون هاسمن نیز انجام شود. نتایج حاکی از رد شدن فرضیه H_0 برای الگوهای پژوهش بوده، در نتیجه الگوی داده‌های تابلویی با اثرات ثابت ارجح است. بنابراین، برای تخمین الگوهای پژوهش از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت استفاده شده است.

جدول ۴، نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل محافظه‌کاری-عدم تقارن سود و بازده-مدل اقلام تعهدی-مدل پایداری سود و اثر متقابل آن با شاخص تمرکز مالکیت را برای حق الزحمه حسابداری نشان می‌دهد. برای این مدل‌ها، آماره دوربین واتسون به ترتیب برابر ۱/۶۲۷، ۱/۶۳۴ و ۱/۶۳۷ است و خود همبستگی جمله‌ای اخلاص رد می‌شود. مقدار احتمال مربوط به آماره F برای تصریح برابر ۰/۰۰ است و لذا فرض صفر مبنی بر خطای تصریح مدل‌ها رد می‌شود. در نتیجه، در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنی‌دار بودن مدل‌ها پذیرفته می‌شود. مقدار ضریب تعدیل شده مدل به ترتیب برابر با ۴۶۲/، ۴۲۴/ و ۴۹۱/ است. این آماره نشان دهنده این موضوع است که حدود ۴۶، ۴۲ و ۴۹ درصد تغییرات متغیر وابسته، به وسیله متغیر مستقل و کنترل قابل توصیف است.

جدول ۴: آزمون فرضیه اول پژوهش

| مدل سود و بازده | | مدل اقلام تعهدی | | مدل پایداری | | متغیرها | |
|-----------------|-------|-----------------|---------|-------------|--------|---------------------------------------|-----------------|
| ضرایب | SIG | ضرایب | SIG | ضرایب | SIG | | |
| -۰/۲۳۱ | ۰/۵۶۳ | -۰/۴۴۲ | ۰/۶۷۲ | -۰/۵۰۱ | ۰/۳۷۷ | ضریب ثابت | c |
| -۰/۷۲۵ | ۰/۶۶۲ | -۰/۵۲۲ | ۰/۶۸۶ | -۰/۳۶۳ | ۰/۰۱۲ | محافظه‌کاری | Conservatism |
| ۰/۴۶ | ۰/۰۰۸ | ۰/۲۴۱ | ۰/۸۵۷ | ۰/۱۷۲ | ۰/۷۴۶ | تمرکز مالکیت | OW_CO |
| -۲/۰۲ | ۰/۰۲۷ | -۰/۵۳۳ | ۰/۱۵۴ | ۲/۶۷ | ۰/۰۱۱ | اثر متقابل محافظه‌کاری و تمرکز مالکیت | con_SCORE*OW_CO |
| -۰/۴۳۱ | ۰/۰۰۶ | -۰/۲۱۲ | -۰/۰۰۴۶ | -۰/۲۵۷ | -۰/۰۰۶ | اندازه | SIZE |
| -۰/۰۷۱ | ۰/۰۷۵ | -۰/۰۳۴ | ۰/۱۱۶ | -۰/۰۳۲ | ۰/۱۴۴ | دوره تصدی حسابداری | AUD_TEN |
| -۰/۰۴۲ | ۰/۹۴ | -۰/۰۱۸ | -۰/۸۵ | -۰/۰۷۸ | ۰/۶۳۴ | ارزش بازار به دفتری | MTB |
| -۰/۱۱۶ | ۰/۱۲۷ | -۰/۱۵۲ | ۰/۶۱۴ | -۰/۰۳۴ | ۰/۲۳ | نرخ رشد فروش | SGROWTH |
| -۰/۳۵۷ | ۰/۲۳۴ | -۰/۱۸ | ۰/۷۱۶ | -۰/۲۴۱ | ۰/۳۲۷ | اهرم | LEV |
| -۰/۴۶۲ | ۰/۰۷۱ | -۰/۳۶ | -۰/۰۱۰۲ | -۰/۲۵۶ | -۰/۰۰۴ | بازدهی دارایی‌ها | ROA |
| -۰/۰۶۵ | ۰/۷۸ | -۰/۰۱۴ | -۰/۶۸ | -۰/۰۱۱ | ۰/۶۵ | نرخ رشد بازدهی | NEGROA |
| -۰/۱۰۴ | ۰/۴۶۲ | -۰/۰۴۷ | -۰/۶۶ | -۰/۰۴۶ | ۰/۳۹۴ | نسبت مطالبات و موجودی‌ها | ARINV |
| -۰/۲۴۲ | ۰/۲۶۳ | -۰/۱۵۴ | ۰/۲۸۴ | -۰/۱۳۳ | ۰/۴۲۷ | انحراف بازدهی سهام | STDRET |
| -۰/۲۱۲ | ۰/۰۰۵ | -۰/۲۳۷ | ۰/۰۰۰ | -۰/۱۷۶ | ۰/۰۰۹ | عمر شرکت | LNAGE |
| -۰/۰۱۵۲ | ۰/۸۵۴ | -۰/۰۴۲ | ۰/۷۴۳ | -۰/۰۱۵ | ۰/۶۶۱ | تأخیر در اعلام سود | REPLAG |
| -۰/۴۷۵۳ | | -۰/۴۳۵ | | ۰/۴۹۵ | | ضریب تعیین | |
| ۰/۴۶۲ | | -۰/۴۲۴ | | ۰/۴۹۱ | | ضریب تعیین تعدیل شده | |
| ۱/۶۲۷ | | ۱/۶۳۴ | | ۱/۶۳۷ | | مقدار دوربین واتسون | |
| ۶۱/۴۲۳ | | ۶۲/۳۴ | | ۶۲/۵۲۵ | | آماره F | |
| ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۰۰ | | سطح معنی‌داری | |

ضرایب متقابل شاخص محافظه‌کاری - مدل مدل اقلام تعهدی و شاخص تمرکز مالکیت، حاکی از بی تأثیر بودن اثر متقابل تمرکز مالکیت با محافظه‌کاری بر حق الزحمه حسابرسی می‌باشد. سطح معنی‌داری برای ضرایب شاخص محافظه‌کاری - مدل پایداری سود و مدل سود و بازده با تمرکز مالکیت، به ترتیب نشانگر رابطه مثبت و منفی معنی‌داری اثر متقابل آن‌ها بر حق الزحمه حسابرسی است در نتیجه نمی‌توان فرضیه اول تحقیق را براساس شاخص اول و سوم محافظه‌کاری (مدل سود و بازده و مدل پایداری سود)، رد کرد و همچنین بر اساس نتایج حاصله، اثر متقابل تمرکز مالکیت و شاخص محافظه‌کاری (مدل پایداری سود) سبب تعدیل اثر محافظه‌کاری (مدل پایداری سود) بر حق الزحمه حسابرسی به رابطه مثبت شده است و نیز مدل سود و بازده سبب تعدیل اثر محافظه‌کاری بر حق الزحمه حسابرسی به تأثیرگذاری منفی شده است. از بین متغیرهای کنترل پژوهش، اندازه شرکت، بازدهی دارایی‌ها و تأخیر در اعلام سود شرکت دارای تأثیرگذاری معنی‌داری بر هر سه مدل محافظه‌کاری شرطی هستند. جدول ۵، نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل محافظه‌کاری - عدم تقارن سود و بازده - مدل اقلام تعهدی - مدل پایداری سود و اثر متقابل آن با شاخص اندازه شرکت (برای شرکت‌های بزرگ) را برای حق الزحمه حسابرسی نشان می‌دهد. برای این مدل‌ها، آماره دوربین واتسون به ترتیب برابر $۲/۴۲۱$ ، $۲/۴۷۲$ و $۲/۳۹۴$ است و خود همبستگی جمله‌ای اخلاص رد می‌شود. مقدار احتمال مربوط به آماره F برای تصریح برابر $۰/۰۰۰$ است و لذا فرض صفر مبنی بر خطای تصریح مدل‌ها رد می‌شود. در نتیجه، در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنی‌دار بودن مدل‌ها پذیرفته می‌شود. مقدار ضریب تعدیل شده مدل به ترتیب برابر با $۰/۴۲۱$ ، $۰/۴۵۷$ و $۰/۴۳۲$ است. این آماره نشان دهنده این موضوع است که حدود ۴۴ و ۴۵ درصد تغییرات متغیر وابسته، به وسیله متغیر مستقل و کنترل قابل توصیف است. ضرایب متغیر محافظه‌کاری شرطی برای مدل‌های سود و بازده و پایداری سود، حاکی از به ترتیب تأثیر منفی و مثبت معنی‌داری آن‌ها بر حق الزحمه حسابرسی است در حالی که این رابطه برای مدل اقلام تعهدی معنی‌دار نیست. در نتیجه نمی‌توان فرضیه دوم تحقیق را رد کرد.

جدول ۵: آزمون فرضیه دوم پژوهش (شرکت‌های بزرگ)

| مدل سود و بازده | | مدل ارقام تعهدی | | مدل پایداری سود | | متغیرها | |
|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|--------|--------------------------|--------------|
| ضرایب | SIG | ضرایب | SIG | ضرایب | SIG | | |
| -۱/۳۳۱ | ۰/۱۴۲ | -۲/۵۶ | ۰/۵۱۲ | ۰/۲۹۷ | ۰/۸۷۴ | ضریب ثابت | c |
| -۷/۴۵۳ | ۰/۰۰۶ | -۱/۰۰۲ | ۰/۲۷۵ | ۳/۹۸ | ۰/۰۱۴ | محافظه کاری | Conservatism |
| ۰/۲۱۵ | ۰/۶۸۴ | ۰/۱۹۵ | ۰/۶۵۳ | ۰/۰۷۴ | ۰/۵۶۲ | دوره تصدی حسابر | AUD_TEN |
| ۰/۱۷۱ | ۰/۲۵۴ | ۰/۱۷۶ | ۰/۰۱۶ | ۰/۱۴۷ | ۰/۳۵۳ | ارزش بازار به دفتری | MTB |
| ۰/۱۸۶ | ۰/۲۵۷ | -۰/۱۶۲ | ۰/۱۲۴ | -۰/۱۷۴ | ۰/۱۴۳ | نرخ رشد فروش | SGROWTH |
| -۰/۸۵۵ | ۰/۰۱۶ | -۴/۴۴۲ | ۰/۰۸۶ | ۰/۵۵ | ۰/۰۰۲۶ | اهرم | LEV |
| -۰/۰۴۲ | ۰/۸۳۴ | -۰/۱۵۴ | ۰/۳۸۱ | ۰/۰۲۱ | ۰/۸۵۵ | بازدهی دارایی‌ها | ROA |
| ۰/۱۴۲ | ۰/۲۶۸ | -۰/۲۴۲ | ۰/۱۸۳ | -۰/۲۶۳ | ۰/۴۸۵ | نرخ رشد بازدهی | NEGROA |
| -۰/۲۱۵ | ۰/۳۵۲ | ۰/۵۱۸ | ۰/۴۳۶ | -۰/۲۵۷ | ۰/۵۲۳ | نسبت مطالبات و موجودی‌ها | ARINV |
| -۰/۰۸۶ | ۰/۳۷۶ | -۰/۱۷۴ | ۰/۳۴۱ | -۰/۱۴۵ | ۰/۵۴۸ | انحراف بازدهی سهام | STDRET |
| ۰/۲۷۴ | ۰/۰۰۷ | ۰/۵۲۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۴۰۸ | ۰/۰۱۴ | عمر شرکت | LNAGE |
| ۰/۱۴۲ | ۰/۵۲۷ | -۰/۰۲۵ | ۰/۷۵۸ | -۰/۰۲۳ | ۰/۶۴ | تأخیر در اعلام سود | REPLAG |
| ۰/۴۵۲۳ | | ۰/۴۶۰۷ | | ۰/۴۵۳۷ | | ضریب تعیین | |
| ۰/۴۴۲۱ | | ۰/۴۵۷ | | ۰/۴۴۳۲ | | ضریب تعیین تعدیل شده | |
| ۲/۴۲۱ | | ۲/۴۷۲ | | ۲/۳۹۴ | | مقدار دوربین واتسون | |
| ۱۲/۳۰۲ | | ۱۲/۳۲۸ | | ۱۲/۲۴۵ | | آماره F | |
| ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۰۰ | | | |

همچنین بر اساس نتایج حاصله، با توجه به ضرایب به دست آمده برای شاخص‌های محافظه کاری شرطی در جدول ۴ و جدول ۵، به صورت مقایسه‌ای، می‌توان دید که تفکیک شرکت‌های بزرگ و آزمون مجدد مدل سبب تعدیل اثر محافظه کاری شرطی بر اساس مدل سود و بازده به تأثیرگذاری منفی شده است. یعنی در شرکت‌های بزرگ با افزایش محافظه کاری شرطی، ریسک حسابرسی کاهش و در نتیجه حق الزحمه حسابرسی کاهش می‌یابد. بر اساس مدل پایداری سود این تفکیک و آزمون مجدد سبب تعدیل اثر محافظه کاری با مدل پایداری سود از تأثیرگذاری منفی به تأثیر مثبت شده است که حاکی از این است که در شرکت‌های بزرگ به دلیل تأثیرگذاری مستقیم حجم کار حسابرسی بر حق الزحمه آن که با افزایش اندازه شرکت، تلاش بیشتر حسابرسان را می‌طلبد، اعمال محافظه کاری بیشتر سبب کاهش حق الزحمه حسابرسی نمی‌شود. به

خصوص که در شرکت‌های بزرگ عملکرد شرکت تحت تأثیر گزارش یا عدم گزارش یک رویداد خاص مطابق محافظه‌کاری قرار نمی‌گیرد، از بین متغیرهای کنترل نیز، متغیر اهرم و عمر شرکت دارای تأثیر معنی‌داری بر حق‌الزحمه حسابرسی هستند.

جدول ۶: آزمون فرضیه دوم پژوهش (شرکت‌های کوچک)

| مدل سود و بازده | | مدل اقلام تعهدی | | مدل پایداری سود | | | |
|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|--------|--------------------------|--------------|
| ضرایب | SIG | ضرایب | SIG | ضرایب | SIG | متغیرها | |
| ۱/۳۳۴ | ۰/۰۲۴ | ۱/۸۴۶ | ۰/۲۷۵ | ۱/۳۱۴ | ۰/۰۴۲۵ | ضریب ثابت | c |
| -۱/۲۷۱ | ۰/۷۰۸ | -۰/۱۷۵ | ۰/۲۳۱ | ۰/۳۵۴ | ۰/۵۴۸ | محافظه‌کاری | Conservatism |
| ۰/۱۱۸ | ۰/۷۵۶ | -۰/۱۴۴ | ۰/۵۳۵ | -۰/۶۵۲ | ۰/۷۲۱ | دوره تصدی حسابرس | AUD_TEN |
| ۰/۱۱۲ | ۰/۹۵۴ | -۰/۱۸۷ | ۰/۹۱۳ | -۰/۱۴۲ | ۰/۸۷۴ | ارزش بازار به دفتری | MTB |
| -۰/۱۲۷ | ۰/۶۰۵ | -۰/۰۴۵ | ۰/۶۶۷ | -۰/۱۴۳ | ۰/۰۷۵ | نرخ رشد فروش | SGROWTH |
| -۰/۷۲۶ | ۰/۰۰۴ | ۰/۴۵۱ | ۰/۶۸۵ | -۰/۳۴۲ | ۰/۰۰۷۲ | اهرم | LEV |
| ۰/۳۷۴ | ۰/۰۲۱ | ۰/۴۶۳ | ۰/۰۲۷ | ۰/۳۵۱ | ۰/۰۱۹ | بازدهی دارایی‌ها | ROA |
| -۰/۲۴۲ | ۰/۴۸۱ | ۰/۲۴۷ | ۰/۲۰۴ | ۰/۲۶۴ | ۰/۲۷۵ | نرخ رشد بازدهی | NEGROA |
| ۰/۲۰۵ | ۰/۱۵۶ | -۰/۴۰۲ | ۰/۰۹۱ | ۰/۱۸۵ | ۰/۱۳۲ | نسبت مطالبات و موجودی‌ها | ARINV |
| -۰/۴۶۲ | ۰/۱۸۵ | ۰/۴۱۷ | ۰/۱۶۴ | -۰/۵۴۲ | ۰/۱۲۹ | انحراف بازدهی سهام | STDRET |
| ۰/۱۱۴ | ۰/۰۰۳ | ۰/۱۱۲ | ۰/۰۲۱ | ۰/۱۸۴ | ۰/۰۳۴ | عمر شرکت | LNAGE |
| -۰/۲۱۵ | ۰/۶۴۱ | -۰/۰۲۷ | ۰/۵۶۴ | -۰/۰۵۲ | ۰/۴۶۷ | تأخیر در اعلام سود | REPLAG |
| ۰/۴۴۲۱ | | ۰/۴۴۵۴ | | ۰/۴۴۳۷ | | ضریب تعیین | |
| ۰/۴۲۰۱ | | ۰/۴۲۵۲ | | ۰/۴۲۲۷ | | ضریب تعیین تعدیل‌شده | |
| ۲/۳۲۰۸ | | ۲/۳۲۵۱ | | ۲/۳۲۱۷ | | مقدار دوربین واتسون | |
| ۱۰/۷۲۶۱ | | ۱۰/۷۳۷۴ | | ۹/۶۷۰۸ | | آماره F | |
| ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۰۰ | | ۰/۰۰۰ | | سطح معنی‌داری | |

جدول ۶، نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل محافظه‌کاری-عدم تقارن سود و بازده-مدل اقلام تعهدی-مدل پایداری سود را برای حق‌الزحمه حسابرسی نشان می‌دهد. برای این مدل‌ها، آماره دوربین واتسون به ترتیب برابر ۲/۳۲۰۸، ۲/۳۲۵۱ و ۲/۳۲۱۷ است و خود همبستگی جمله‌ای اخلاص رد می‌شود. مقدار احتمال مربوط به آماره F برای تصریح برابر ۰/۰۰۰ است و لذا فرض صفر مبنی بر خطای تصریح مدل‌ها رد می‌شود. در نتیجه، در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنی‌دار بودن

مدل‌ها پذیرفته می‌شود. مقدار ضریب تعدیل شده مدل به ترتیب برابر با ۰/۴۲۵۲، ۰/۴۲۰۱ و ۰/۴۲۲۷ است. این آماره نشان دهنده این موضوع است که حدود ۴۲ درصد تغییرات متغیر وابسته، به وسیله متغیر مستقل و کنترل قابل توصیف است. ضرایب متغیر محافظه‌کاری شرطی برای مدل‌های سود و بازده، مدل اقلام تعهدی و پایداری سود، حاکی از عدم تأثیرگذاری آن‌ها بر حق‌الزحمه حسابرسی است. مقایسه نتایج جدول ۴ با نتایج جدول ۶ حاکی از این است که تفکیک شرکت‌ها به شرکت‌های کوچک و آزمون مجدد آن سبب تعدیل اثر معنی‌دار محافظه‌کاری بر اساس مدل پایداری سود به رابطه بی‌معنی شده است. یعنی در شرکت‌های کوچک محافظه‌کاری شاخص تعیین حق‌الزحمه حسابرسی نیست. در نتیجه فرضیه دوم پژوهش برای شرکت‌های کوچک، رد می‌شود. از بین متغیرهای کنترل پژوهش، اهرم، بازدهی دارایی‌ها و عمر شرکت دارای تأثیرگذاری معنی‌داری بر هر سه مدل محافظه‌کاری شرطی هستند.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش بررسی تأثیر تمرکز مالکیت و اندازه شرکت بر رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و حق‌الزحمه حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران است. نتیجه آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از مدل اثرات تصادفی و حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی، نشان می‌دهد که طبق نتایج حاصله برای فرضیه اول پژوهش، اثر متقابل تمرکز مالکیت و شاخص محافظه‌کاری سبب تعدیل اثر محافظه‌کاری (مدل پایداری سود) بر حق‌الزحمه حسابرسی به رابطه مثبت شده است. به گونه‌ای که برای شرکت‌های با تمرکز مالکیت بیشتر، حسابسان با افزایش محافظه‌کاری، حق‌الزحمه بیشتری را مطالبه می‌کنند. این نتیجه‌گیری مطابق با فرضیه‌های منافع شخصی و اتحاد استراتژیک و ناهماهنگ با فرضیه نظارت فعال است. این وضعیت بیانگر این است که حسابسان وجود تمرکز مالکیت در شرکت‌ها را عامل افزایش پیچیدگی و ریسک حسابرسی تلقی می‌کنند که موافق با پژوهش حساس یگانه و شهریاری (۱۳۸۹)، دنیس و مک کونل (۲۰۰۳)، عمر (۲۰۱۴) می‌باشد. در حالی که اثر متقابل محافظه‌کاری شرطی (مدل سود و بازده) با تمرکز مالکیت بر حق‌الزحمه حسابرسی، منفی است و سبب تعدیل اثر محافظه‌کاری بر حق‌الزحمه

حسابرسی شده است. یعنی اعمال محافظه‌کاری بیشتر، سبب کاهش ریسک حسابرسی و در نتیجه تلاش و حق‌الزحمه حسابرسی می‌شود که این نتایج موافق با نتایج سانگ و همکاران (۲۰۱۵)، مارک و همکاران (۲۰۱۲) و لیم (۲۰۰۹) می‌باشد. محافظه‌کاری مشروط (بر اساس مدل‌های سود و بازده و پایداری سود)، تنها در شرکت‌های بزرگ بر حق‌الزحمه حسابرسی تأثیر معنی‌داری دارد؛ به گونه‌ای که با شاخص محافظه‌کاری (مدل سود و بازده) رابطه منفی معنی‌دار که موافق با نتایج سانگ و همکاران (۲۰۱۵)، مارک و همکاران (۲۰۱۲) و لیم (۲۰۰۹) می‌باشد و با شاخص محافظه‌کاری (پایداری سود)، رابطه مثبت معنی‌دار دارند. دلیل این امر می‌تواند این باشد که حساب‌برسان تنها از عدم تقارن سود و بازده سهام به عنوان شاخص محافظه‌کاری مشروط، به عنوان معیاری برای کاهش ریسک حسابرسی و جلوگیری از رفتارهای فرصت طلبانه مدیران، بهره می‌گیرند. با مقایسه نتایج به دست آمده، تفکیک شرکت‌های بزرگ و آزمون مجدد مدل محافظه‌کاری و تأثیر آن بر حق‌الزحمه حسابرسی، سبب تعدیل اثرگذاری منفی مدل پایداری سود به تأثیرگذاری مثبت شده است و نیز سبب تعدیل اثرگذاری مدل سود و بازده به تاثر منفی شده است. یعنی بر خلاف فرضیه‌های اثر تجمیعی رویدادها و عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های بزرگ که حاکی از عدم تقاضا برای محافظه‌کاری بیشتر است، نتایج بیانگر پیشنهاد حق‌الزحمه حسابرسی کمتر برای محافظه‌کاری شرطی بیشتر (مدل سود و بازده) توسط حساب‌برسان است که موافق با نتایج پژوهش‌های مهرانی و همکاران (۱۳۸۹)، همدان (۲۰۱۲)، ماسودول و همکاران (۲۰۱۴) و مارک و همکاران (۲۰۱۲) می‌باشد. ولی نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم برای گروه شرکت‌های کوچک، بیانگر عدم تأثیرگذاری محافظه‌کاری شرطی (بر اساس هر سه مدل بکار رفته) بر حق‌الزحمه حسابرسی است. این وضعیت مخالف با نتایج پژوهش‌هایی مانند سانگ و همکاران (۲۰۱۵)، ماسودول و همکاران (۲۰۱۴)، مارک و همکاران (۲۰۱۲)، مبنی بر تقاضا برای محافظه‌کاری بیشتر از طرف شرکت‌های کوچک است. چرا که در شرکت‌های کوچک به دلیل نبود منابع اطلاعاتی جایگزین، عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است. به عبارتی در شرکت‌های کوچک محافظه‌کاری شرطی به عنوان معیار تأثیرگذار بر حق‌الزحمه حسابرسی مورد استفاده قرار نمی‌گیرد. به طور کلی با توجه به نتایج حاصل که نشانگر عدم هماهنگی بین نتایج آماری پژوهش است، می‌توان این نتیجه را به دلیل

عدم هماهنگی بین شاخص‌های محافظه‌کاری شرطی در بین شرکت‌های ایرانی و کارآیی ضعیف بازار سرمایه ایران دانست که احتمالاً مدل‌های تعدیلی محافظه‌کاری، کارآیی لازم را نداشته و باعث انحراف نتایج شده است و مانع از یک نتیجه‌گیری کلی و اظهار نظر صریح می‌شود.

منابع و ماخذ

- اسدی، غ. و جلالیان، ر. (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر ساختار سرمایه، سهامداران و بزرگی شرکت بر میزان اعمال محافظه‌کاری در شرکت‌ها". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۹ (۶۷)، ۱-۱۴.
- حساس‌یگانه، ی. و شهریاری، ع. (۱۳۸۹). "بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران". *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲ (۲)، ۷۷-۹۴.
- خدادادی، و.، قربانی، ر. و خوانساری، ن. (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر حق الزحمه حسابرسی". *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۱ (۱)، ۷۲-۵۷.
- تنانی، م. و نیک‌بخت، م. ر. (۱۳۸۹). "آزمون عوامل مؤثر بر حق الزحمه حسابرسی صورت‌های مالی". *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲ (۴)، ۱۱۱-۱۳۲.
- رجبی، ر. و محمدی‌خسویی، ح. (۱۳۸۷). "هزینه‌های نمایندگی و قیمت‌گذاری خدمات حسابرسی مستقل". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۳)، ۳۵-۵۲.
- رضازاده، ج. (۱۳۹۴). "تأثیر تمرکز مالکیت و مالکیت دولتی بر محافظه‌کاری حسابداری". *دانش حسابداری مالی*، ۲ (۲)، ۷۲-۳۳.
- شهبازی، م. و مشایخی، ب. (۱۳۹۳). "بررسی رابطه نسبت بدهی، اندازه و هزینه سرمایه شرکت با محافظه‌کاری مشروط و غیر مشروط". *دانش حسابداری*، ۵ (۱۶)، ۳۳-۵۴.
- فروغی، د. و عباسی، ج. (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر اعمال محافظه‌کاری حسابداری". *پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی*، ۱ (۱)، ۱۱۳-۱۳۲.
- فروغی، د. و نخبه‌فلاح، ز. (۱۳۹۳). "تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی و غیر شرطی". *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۶ (۱)، ۲۷-۴۴.
- مهرانی، ک.، وافی‌ثانی، ج. و حلاج، م. (۱۳۸۹). "رابطه قراردادهای بدهی و اندازه شرکت با محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷ (۵۹)، ۹۷-۱۱۲.

- Ashbaugh, H., LaFon, R. and Mayhew, B. (2003). "Do Nonaudit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence". *The Accounting Review*, 78 (3): 611-639.
- Ask, J. and Hol, M.L. (2013). "Audit Fee Determinants in Different Ownership Structures". *Auditing and Business Analysis*, 5 (4): 457-478.
- Astami, E. and Tower, G. (2006). "Accounting Policy Choice and Company Characteristics in the Asia Pacific Region: An International Empirical Test of Costly Contracting Theory". *International Journal of Accounting*, 41 (1): 1-21.
- Ball, R. and Shivakumar, L. (2005). "Earnings Quality in U.K. Private Companies". *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1): 83-128.
- Basu, S. (1997). "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings". *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1): 3-27.
- Beatty, A. and Liao, S. (2011). "Do Delays in Expected Loss Recognition Effect Banks' Willingness to Lend?" *Journal of Accounting and Economics*, 52 (1): 1-20.
- Ben Ali, C. and Lesage, C. (2012). "Audit Pricing and Nature of Controlling Shareholders: Evidence from France". *China Journal of Accounting Research*, 6 (1): 21-34.
- Brous, P. and Kini, O. (1994). "The Valuation Effects of Equity Issues and the Level of Institutional Ownership: Evidence from Analysts' Earnings Forecasts". *Finance Manage*, 23 (1): 33-46.
- Chen, L.H., Folsom, D., Paek, W. and Sami, H. (2011). "Accounting Conservatism, Earnings Persistence, and Pricing Multiples of Earnings". *Accounting Horizons*, 28 (2): 233-260.
- Chiraz, B. and Cedric, L. (2013). "Auditing Pricing and Nature of Controlling Shareholders: Evidence from France". *China Journal of Accounting Research*, 6 (1): 21-34.
- Denis, D.K. and McConnell, J.J. (2003). "International Corporate Governance". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38 (1): 1-36.
- Dietrich, J.R., Muller, K.A. and Riedl, E.J. (2007). "Asymmetric Timeliness Tests of Accounting Conservatism". *Review of Accounting Studies*, 12 (1): 95-124.
- Ettredge, M., Huang, Y. and Zhang, W. (2012). "Earnings Restatements and Differential Timeliness of Accounting Conservatism". *Journal of Accounting and Economics*, 53 (3): 489-503.

- Ferdinand, G., Bin, S. and Tony, S. (2002). "The Asian Financial Crisis, Accounting Conservatism and Audit Fees. Evidence from Hong Kong". Available at SSRN: 1-38.
- Givoly, D., Hayn, C.K. and Natarajan, A. (2007). "Measuring Reporting Conservatism". *The Accounting Review*, 82 (1): 65-106.
- Gul, F.A. and Goodwin, J. (2010). "Short-term Debt Maturity Structures, Credit Ratings, and the Pricing of Audit Services". *The Accounting Review*, 85 (3): 877-909.
- Hamdan, A.D. (2012). "The Accounting Conservatism and Earnings Quality in Bahrain Stock Exchange". *Journal of gulf and Arabic Peninsula Studies*, 38 (2): 38-144.
- Hassan, Y.M. and Naser, K. (2013). "Determinants of Audit Fees: Evidence from an Emerging Economy". *International Business Research*, 6 (8): 13-25.
- Hemmer, T., Chen, Q. and Zhang, Y. (2007). "On the Relation between Conservatism in Accounting Standards and Incentives for Earnings Management". *Journal of Accounting Research*, 45 (3): 541-565.
- Khan, M. and Watts, R.L. (2009). "Estimation and Empirical Properties of a Company-Year Measure of Accounting Conservatism". *Journal of Accounting and Economics*, 48 (2): 132-150.
- Kim, O. (1993). "Disagreements among Shareholders over a Company's Disclosure policy". *J Finance*, 48 (2): 747-760.
- Knechel, W.R. and Payne, J.L. (2001). "Additional Evidence Audit Report Lag". *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 20 (1): 137-146.
- Lim, R. (2009). "The Relationship between Corporate Governance and Accounting Conservatism". *Accounting and Finance*, 51 (4): 1007-1030.
- Mark, L.D., Yeow, L. and Yoonseok, Z. (2012). "Do Auditors Value Client Conservatism?" University of Southern California. *American Accounting Association Annual Meeting. Research Collection School of Accountancy*. 1-75. Available at: https://ink.library.smu.edu.sg/soa_research/853.
- Masoodul, H., Saad, H., Asghar, I. and Muhammad Farooq, A.K. (2014). "Impact of Corporate Governance on Audit Fee: Empirical Evidence from Pakistan". *World Applied Sciences Journal*, 30 (5): 645-651.
- Omar, N.AL-S. (2014). "The Relationship between Corporate Governance Mechanisms and Company Attributes and Accounting Conservatism of Jordanian Listed Companies". PhD. thesis, Universiti Utara Malaysia, 1-333.

- Pound, J. (1988). "Proxy Contest and the Efficiency of Shareholder Oversight". *Journal of Financial Economics*, 20 (3): 237-265.
- Rahman Khan, A., Mahboob Hossain, D. and Siddiqui, J. (2011). "Corporate Ownership Concentration and Audit Fees: The Case of an Emerging Economy". *Advances in Accounting, Incorporating Advances in International Account*, 27 (11): 125-131.
- Roslinda, L. (2009). "The Relationship between Corporate Governance and Accounting Conservatism". Master's Thesis, The University of New South Wales.
- Sankaraguruswamy, S. and Whisenant, S. (2004). "Pricing Initial Audit Engagements: Empirical Evidence Following Public Disclosure of Audit Fees. Working paper". *The Accounting Review*, 65 (2): 337-362.
- Seung, H.L., Li, X. and Sami, H. (2015). "Conditional Conservatism and Audit Fees". *Accounting Horizons*, 29 (1): 83-113.
- Vaus, D. (2002). "Analyzing Social Science Data (1st Ed.)". London: SAGE Publications Ltd.
- Verrecchia, R. and Guay, W.R. (2006). "Discussion of an Economic Framework for Conservative Accounting and Bushman and Piotroski". *Journal of Accounting and Economics*, 42 (1): 149-165.
- Whisenant, S., Sankaraguruswamy, S. and Raghunandan, K. (2003). "Evidence on the Joint Determination of Audit and Non-Audit Fees". *Journal of Accounting Research*, 41 (4): 721-744.
- Zhang, C. (2010). "A Re-examination of the Causes of Time-Varying Stock Return Volatilities". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45 (3): 663-684.