

بررسی اثر تعدیلی کیفیت کنترل داخلی بر رابطه بین وابستگی اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری

رامین ایرج ساعی^a، فاطمه صمدی^b

^a کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شرق، تهران، ایران.

^b دکتری، استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شرق، تهران، ایران.

نویسنده مسئول: رامین ایرج ساعی (۰۹۱۲۱۳۶۹۸۱۵) و (ramin.irajsaei@gmail.com)

چکیده: مسأله اصلی مورد بررسی در پژوهش حاضر، بررسی اثر تعدیلی کیفیت کنترل داخلی بر رابطه بین وابستگی اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری در بین شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. برای آزمون فرضیه های پژوهش از اطلاعات مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی سال های ۶ ساله بین سال های ۱۳۹۴ الی ۱۳۹۹ استفاده شده است و نمونه نهایی متشکل از ۱۵۲ شرکت (در مجموع ۹۱۲ سال-شرکت) بوده که پس از اعمال محدودیت های مورد نظر در این پژوهش انتخاب شده اند. پس از اندازه-گیری متغیرهای پژوهش، از تجزیه و تحلیل رگرسیون چند متغیره برای آزمون فرضیه-های پژوهش استفاده گردید. آزمون ها با استفاده از نرم افزار EViews ۸ و تکنیک آماری داده های پانلی (تابلویی)-اثرات ثابت صورت پذیرفته است. یافته های پژوهش حاضر نشان داد که بین وابستگی های اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. هم چنین، کیفیت کنترل داخلی دارای اثر تعدیلی مثبت و معناداری بر رابطه بین وابستگی های اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری می باشد.

کلمات کلیدی: وابستگی اجتماعی مدیران؛ محافظه کاری حسابداری؛ کیفیت کنترل داخلی.

۱. مقدمه

محافظه کاری حسابداری در شرایطی رخ می دهد که اخبار اقتصادی منفی در مقایسه با اخبار اقتصادی مثبت، زودتر و به موقع تر شناسایی گردد. به عبارت دیگر، محافظه کاری مشروط به نوعی شناخت نامتقارن اخبار اقتصادی مثبت و منفی می باشد. نمونه های محافظه کاری مشروط شامل برخوردهای نامتقارن با سودها و ضررهای احتمالی و لحاظ کردن موجودی با استفاده از پایین ترین هزینه یا قرارداد بازار می باشد. محافظه کاری غیر مشروط به واسطه شناخت کم از دارایی های خالص حسابداری رخ می دهد. برخلاف حسابداری مشروط، محافظه کاری غیر مشروط به وقایع اخباری مرتبط نیست. نمونه های محافظه کاری مشروط، شامل مخارج تحقیق و توسعه استهلاک سریع می شود که سریعاً پرداخت می شوند. به سه دلیل تمایز میان محافظه کاری مشروط و غیرمشروط بسیار اهمیت دارد. اول، این دو نوع محافظه کاری، اثرات متفاوت بر صورت های مالی دارند. کاربرد سیاست های حسابداری مربوط به محافظه کاری، غیرمشروط احتمال دارد، (مثلا مخارج تحقیق و توسعه)، اثراتی بر صورت درآمد به صورت دوره به دوره داشته باشد بالعکس، کاربرد محافظه کاری مشروط بیشتر احتمال دارد که به صورت درآمد ناپایدار باشد و دلیل آن نوسان در محتوا و زمان بندی اخبار اقتصادی در طول دوره ها می باشد [۱].

از طرفی واحدهای اقتصادی برای دستیابی به اهداف کوتاه مدت و بلند مدت و تحقق مأموریت ها و چشم اندازها، حفظ توان مالی و سود آوری، مقابله با رویدادهای غیر منتظره و پاسخ گویی در برابر پاسخ خواهان (صاحبان سرمایه، دولت و...) باید از یک سیستم کنترل داخلی اثربخش برخوردار باشند. کنترل داخلی، یک رویداد یا وضعیت خاص نیست، بلکه مجموعه ای از اقدامات متوالی و فراگیر است که به همه فعالیت های سازمان نفوذ و تسری پیدا می کند وجود گزارش نقاط ضعف با اهمیت کنترل داخلی می تواند به استفاده کنندگان اطلاعاتی در مورد ضعف ها و نحوه عملکرد مدیریت بدهد اما در کشور ما در حال حاضر گزارشی تحت عنوان گزارش ضعف های کنترل داخلی وجود ندارد. اما بعد از تصویب ماده ۳۵ قانون بورس اوراق بهادار تهران، مدیریت ملزم به تهیه گزارشی در مورد کنترل داخلی و همچنین طراحی و استقرار گزارش کنترل داخلی است [۲]. در این میان، یکی از مهم ترین و دشوارترین تصمیماتی که هئیت مدیره در یک شرکت اتخاذ می کند، تصمیم در ارتباط به ادامه و یا قطع همکاری مدیر در شرکت می باشد. اگر دوره ای خدمت رسانی مدیران اجرایی طولانی بوده باشد اتخاذ این تصمیم امری دشوار است. دو دلیل برای طولانی بودن دوره تصدی مدیران اجرایی وجود دارد. ابتدا ممکن است که مدیران اجرایی سابقه ی چشمگیر در افزایش ارزش شرکت داشته باشد که باعث می شود حتی در شرایطی که عملکرد خوبی ندارد به واسطه سابقه قبلی باز هم عملکردش برتر از عملکردهای مدیران قبلی قلمداد شود. تعیین دوره تصدی مدیران اجرایی بر معیار عملکرد و یا سایر ملاحظات موضوعی است که در مبحث حاکمیت شرکتی از اهمیت بالایی برخوردار می باشد. دوم، ممکن است که مدیران اجرایی سابقه ای اتخاذ تصمیماتی را داشته باشد که ارزش شرکت را افزایش ندادند اما، شرایط را برای جایگزینی مدیران اجرایی دشوار ساخته اند. اگر ساختارهای حاکمیت شرکتی به درستی و خوبی عمل کنند، در شرایطی که مدیران اجرایی خوب عمل کنند، جایگزین نخواهد شد اما اگر عملکردش ضعیف باشد جایگزین خواهد شد. در شرایط معکوس، اگر ساختارهای حاکمیت شرکتی به طور ضعیف عمل کنند، مدیران اجرایی به واسطه عملکرد ضعیفش جایگزین نمی شود. رویکردی برای بررسی خوب بودن عملکرد حاکمیت، تحلیل ریسک توقف مدیران اجرایی می باشد [۳]. با توجه به مطالب ارایه شده در بخش های بالا، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی اثر تعدیلی کیفیت کنترل داخلی بر رابطه بین وابستگی اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری می باشد.

۲. مبانی نظری

وجود روابط اجتماعی بین مدیران ارشد اجرایی و هیأت های مدیره به عدم نظارت و کنترل روی فرایندهای تصمیم گیری مدیران ارشد اجرایی منجر شده، و به آن ها کمک می کند تا از جریمه ها اجتناب کنند. این مدیران از انگیزه تخصیص منابع برای منافع شخصی برخوردار هستند [۴]. در این خصوص، آن ها متمایل به نا دیده گرفتن حسابداری محافظه کارانه اند، چرا که ارائه کننده یا افشا کننده اطلاعات دقیق و به موقع در فرایند تخصیص منابع می باشد. از آن جا که تحقیق قبلی نشان داده است که روابط اجتماعی بین مدیران ارشد اجرایی و هیأت های مدیره باعث تضعیف شدید توانایی هیأت مدیره در نظارت و کنترل روند و عملکرد تصمیم گیری مدیریت شده، و بنابراین از مشارکت سودمند هیأت مدیره در فرایند استراتژی سازی می کاهد، کشف ارتباط بین روابط اجتماعی مدیران ارشد اجرایی و هیأت های مدیره و حسابداری محافظه کارانه حائز اهمیت است [۵]. این نوع حسابداری برای سهامداران یک علامت مهم قلمداد می گردد که می توان آن را از طریق افشای مالی شرکت های سهامی عام مشاهده و تجزیه و تحلیل نمود، و به آن ها در شناخت این گونه اثرات حاصل از اداره ضعیف شرکتی، همچون روابط اجتماعی مدیر ارشد اجرایی - هیأت مدیره، کمک می کند [۶]. کنترل های داخلی قوی می تواند انگیزه ای باشد برای شرکت ها جهت استفاده از محافظه کاری به عنوان مکانیسمی برای اداره عملکردهایشان [۷]. کنترل های داخلی ضعیف مانع از تشخیص به موقع زیان ها شده، و فقط سود ها را گزارش می کند. روابط اجتماعی مدیر ارشد اجرایی و هیأت مدیره باعث تضعیف کنترل هیأت مدیره گشته، و به جریمه های نا کارآمد تری منجر می شود. زمانی که کنترل داخلی ضعیف است، احتمال بیشتری وجود دارد که مدیران ارشد اجرایی از این سیستم بهره جسته، و فعالیت هایی را کنترل کنند که بیشتر باعث به حداکثر رسانی منافع شخصی شان می شود تا ارزش سهامداران [۴]. در این صورت، رسالت و اهداف سیستم کنترل داخلی نادیده گرفته شده، و بیشتر با استاندارد های کمبود جایگزین می گردد تا استاندارد های کنترل داخلی یا دیگر استاندارد ها. در نتیجه، کیفیت کنترل داخلی می تواند یکی از مکانیسم های اثرگذاری روابط اجتماعی بر محافظه کاری حسابداری به شمار رود [۸].

از سوی دیگر، محافظه کاری حسابداری مستلزم تشخیص «اخبار بد» پیش از تشخیص «اخبار خوب» می باشد [۹، ۱۰]. مدیر ارشد اجرایی نقش مهمی در به کارگیری حسابداری محافظه کارانه در عملکرد تجاری دارد. این نوع حسابداری می تواند مانع از تصمیمات فرصت طلبانه مدیریت در سود طلبی برای خودشان شده، مشکلات نمایندگی را در تصمیمات استراتژیک کاهش داده، و هزینه های ادغام را کاهش می دهد [۱۱]. در نتیجه روابط اجتماعی بیشتر بین مدیران ارشد اجرایی و هیأت های مدیره باعث گزارش های محافظه کارانه کمتر می گردد. مدیر ارشد اجرایی دارای انگیزه هایی برای بهره بردن از تأثیرش بر هیأت مدیره جهت حفظ ضعف در کنترل داخلی به منظور به دست آوردن مال الاجاره می باشد، که به نفع خودش می باشد. تحقیقات حاکی از آن هستند که زمانی که نفوذ و تأثیر مدیر ارشد اجرایی بر هیأت مدیره قوی می شود، مدیر ارشد اجرایی، به احتمال زیاد، به منظور به دست آوردن منافع شخصی [۱۲]، به دست آوردن مال الاجاره از سهامداران [۱۳]، و کاهش شدت کنترل از سوی هیأت مدیره، کنترل داخلی را ضعیف نگه خواهد داشت. بنابراین، انتظار می رود روابط بین مدیران ارشد اجرایی و هیأت مدیره باعث افزایش قدرت مدیر ارشد اجرایی در هیأت مدیره گشته، و به یک کیفیت کنترل داخلی پایین تری منجر شود. به هر ترتیب، حسابداری محافظه کارانه مستلزم تشخیص اخبار بد پیش از تشخیص اخبار خوب می باشد [۹، ۱۰]. مدیر ارشد اجرایی تصمیم می گیرد که چگونه از حسابداری محافظه کارانه استفاده کند تا آن نقش مهمی در فرایند های تخصیص منابع داشته باشد [۱۹]. در این میان، شرکت های دارای سیستم های کنترل داخلی قوی بیشتر قادر به اجرا و تأکید بسیار روی گزارش دهی محافظه کارانه هستند [۷]. برعکس، شرکت های دارای سیستم کنترل داخلی ضعیف، ایجاد کننده اطلاعات نادرست و غیر دقیق بوده، و قادر به تشخیص به موقع ضرر و زیان نبوده و در نتیجه، به محافظه کاری حسابداری کم تری منجر می گردند [۱۹]. کنترل ضعیف داخلی می تواند مانع تشخیص به موقع ضرر و زیان هایی گردد که باعث پایین آمدن محافظه کاری حسابداری می گردند [۷]. بنابراین تصور می شود وجود روابط اجتماعی بسیار بین مدیر ارشد اجرایی و هیأت مدیره موجب کاهش کنترل عملکرد هیأت مدیره، و در نتیجه فرصتی برای وجود یک سیستم کنترل داخلی ضعیف می شود که، خود به نوبه خود، به محافظه کاری پایین تر حسابداری منجر می گردد [۱۹].

۳. پیشینه پژوهش

در حوزه پژوهش حاضر و در مطالعات داخلی، [۱۴] نشان دادند بین محافظه کاری حسابر و دوره تصدی حسابرس ارتباط معنادار وجود ندارد. [۱۵] دریافت افشا ضعف در کنترل های داخلی، معیاری با اهمیت در هزینه سرمایه شرکت است و کیفیت حسابرسی، تقویت کننده نقش فوق الذکر است. [۱۶] اعلام کردند رابطه منفی و معناداری بین اندازه گیری کیفیت سود با اقلام تعهدی اختیاری؛ با افشای مثبت ضعف کنترل داخلی شرکت وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد که بین اندازه گیری کیفیت سود با اقلام تعهدی اختیاری؛ با افشای مثبت ضعف کنترل داخلی شرکت (ضعف کنترل های داخلی عملیاتی و موجودی ها) نیز رابطه منفی و معناداری وجود دارد. این یافته ها نشان می دهد که وجود ضعف در کنترل های داخلی می تواند باعث کاهش کیفیت اقلام تعهدی اختیاری و به دنبال آن کاهش کیفیت صورت های مالی شود. [۱۷] نیز ثابت کردند رابطه معناداری بین دوره تصدی حسابر و محافظه کاری وجود ندارد. در نتیجه فرضیه تحقیق تأیید نمی شود. به عبارتی، مدت زمان رابطه بین حسابر و صاحبکار عامل تعیین کننده در محافظه کاری نیست. همچنین، با توجه به یافت نشدن رابطه معناداری بین اندازه حسابر و محافظه کاری، فرضیه تحقیق نیز تأیید نمی گردد. به عبارتی، تفاوتی بین محافظه کاری شرکت های حسابرسی شده به وسیله سازمان حسابرسی و سایر موسسات حسابرسی وجود ندارد. هر سه متغیر کنترل با محافظه کاری رابطه معنادار منفی دارند. هر چه رشد بیشتر باشد محافظه کاری در سود کمتر است. این نشان میدهد که شرکت هایی که از رشد بیشتری برخوردارند تمایل بیشتری به افشای اخبار خوبشان دارند. با افزایش

نسبت بدهی بلندمدت به دارایی نیز محافظه کاری کاهش می یابد. وضعیت سودآوری نیز اثر منفی بر محافظه کاری دارد. یعنی شرکت های سودآور تمایل بیشتری به ارائه اخبار خوب و دوری از محافظه کاری دارند. در نهایت، [۱۸] دریافتند بین ضعف یا قوت کنترل داخلی و محافظه کاری حسابداری رابطه مثبت و معنی دار وجود دارد.

علاوه بر این، در حوزه مطالعات خارجی، [۱۹] دریافتند ارتباط منفی و معناداری بین وابستگی های اجتماعی و محافظه کاری حسابداری شرکت ها وجود دارد. این موضوع نشان می دهد وابستگی های اجتماعی موجب کاهش کارکردهای نظارتی هیئت مدیره و تشویق مدیران به استفاده کمتر از محافظه کاری منجر می شود. هم چنین، سیستم های کیفیت کنترل داخلی شرکت ها دارای اثر تعدیلی بر ارتباط بین وابستگی های اجتماعی و محافظه کاری حسابداری شرکت ها می باشد. [۲۰] گزارش کردند کیفیت کنترل داخلی به طور منفی و معناداری با هزینه سرمایه سهام شرکت ها در ارتباط است و بنابراین، کیفیت کنترل داخلی موجب کاهش هزینه سرمایه سهام می شود. ضمن اینکه بین کیفیت افشا و هزینه سرمایه سهام شرکت ها ارتباط معناداری وجود دارد. [۲۱] ثابت کردند محافظه کاری حسابداری تنها در دوره افشای صورت های مالی حساسی شده رعایت می شود. یافته های این پژوهش دلالت بر نقش حسابرسان و نیز قوانین و مقررات بر افشای صورت های مالی در بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری دارد. [۲۲] اعلام کردند محافظه کاری حسابداری موجب بهبود کارایی سرمایه گذاری در نتیجه کاهش سرمایه گذاری بیش از اندازه می شود. بیشتر اینکه، ارتباط همبستگی کارایی سرمایه گذاری با جریان نقدی آزاد و حاکمیت شرکتی مشاهده شد. در نهایت، [۱۱] دریافتند که شرکت های دارای ضعف های کنترل داخلی تأثیری بر قیمت سهام ندارند و از سوی دیگر دریافتند که شرکت ها ممکن است نقاط ضعف عمده را شناسایی نکنند. با توجه به مطالب ارائه شده در بخش های بالا، فرضیه های پژوهش به صورت زیر تدوین شده اند:

- بین وابستگی های اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری رابطه وجود دارد.
- کیفیت کنترل داخلی دارای اثر تعدیلی بر رابطه بین وابستگی های اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری می باشد.

۴. روش شناسی پژوهش

۱.۴. جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش حاضر شامل کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۹۴ لغایت ۱۳۹۹ می باشد. هم چنین، برای آزمون فرضیه های این بخش نمونه تحقیق بر اساس چارچوب زیر گزینش شد که در نهایت، ۱۵۲ شرکت (در مجموع ۹۱۲ سال-شرکت) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند:

- ۱- شرکت در صنعت واسطه گری های مالی نباشد. زیرا ساختار سرمایه این موسسات متفاوت می باشد.
- ۲- شرکت در ابتدای سال ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.
- ۳- نماد شرکت در دوره تحقیق، وقفه با اهمیت نداشته باشد (بیش از ۳ ماه در تابلوی بورس متوقف نباشد).
- ۴- داده های شرکت قابل دسترسی باشد.
- ۵- تعداد شرکت هایی که پایان سال مالی آنها منتهی به ۱۲/۲۹ نبوده است.
- ۶- تعداد شرکت هایی که طی بازه ۹۴-۹۹ تغییر سال مالی داده اند.

۲.۴. توسعه مدل های رگرسیونی و اندازه گیری متغیرها

متغیر وابسته: محافظه کاری حسابداری (CONS)

به پیروی از مبانی نظری پژوهش [۱۹، ۲۳]، برای اندازه گیری محافظه کاری حسابداری شرطی شرکت ها از مدل [۹] استفاده شده است. [۹] محافظه کاری حسابداری به صورت عدم تقارن در زمان بندی اخبار بد در مقابل اخبار خوب در سودهای گزارش شده است. محافظه کاری حسابداری شناسایی اخبار بد در گزارش های سود نسبت به اخبار خوب می باشد. به این ترتیب، [۹] به توسعه معیاری برای اندازه گیری محافظه کاری حسابداری پرداخت که در مطالعات متعددی از آن بهره گرفته شده است [۱۱، ۲۴، ۲۳]. [۲۵] از مدل ارائه شده از سوی [۹] برای بررسی تغییر میان مدت در محافظه کاری حسابداری شرکت های آمریکایی بهره گرفتند. در پژوهش حاضر به پیروی از [۹] به تخمین مدل رگرسیونی (۱) پرداختند که در آن اخبار بد نسبت به اخبار خوب زودتر قابل شناسایی هستند. شاخص اندازه گیری محافظه کاری حسابداری در این مدل (β_3) می باشد. مقدار به دست آمده مثبت برای این ضریب، نشان از محافظه کاری حسابداری بالای شرکت دارد. بر این اساس داریم:

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 DRET_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 RET_{it} * DRET_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در مدل بالا داریم:

EPS_{it}/P_{it-1} : نسبت سود هر سهم به قیمت اول دوره سهام شرکت i در سال t .

$DRET_{it}$: بازده منفی سهام (اخبار منفی) شرکت i در سال t .

RET_{it} : بازده سهام ۱۲ ماهه شرکت i در سال t .

ایت: خطای مدل رگرسیونی.

متغیر مستقل: وابستگی های اجتماعی مدیران (CEOTIES)

متغیر مستقل در پژوهش حاضر وابستگی های اجتماعی مدیران عضو هیئت مدیره شرکت ها می باشد. برای اندازه گیری این متغیر و به پیروی از [۱۹] از ارتباطات کاری مدیران در طول ۵ سال گذشته استفاده شده است. به این ترتیب که اگر مدیران عضو هیئت مدیره در طول ۵ سال گذشته تغییری نکرده باشند عدد یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می شود.

متغیر تعدیل گر: کیفیت کنترل داخلی (ICQ)

نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی از گزارش حسابرسان مستقل به دست آمده است. با توجه به اینکه در گزارش حسابرسی تنها نقاط ضعف بااهمیت کنترل های داخلی شرکت به عنوان بند شرط ارائه می گردد و از ارائه همه نقاط ضعف که حسابرس قبلا در نامه مدیریت به آنها پرداخته است پرهیز می گردد، در این تحقیق همه بندهای شرط مربوط به ضعف های کنترل های داخلی به عنوان نقاط ضعف با اهمیت کنترل های داخلی در نظر گرفته شده است. تعداد ضعف های بااهمیت کنترل داخلی در گزارش حسابرسی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره تحقیق استخراج شده است. بنابراین در این تحقیق، منظور از ضعف های بااهمیت ضعف هایی است که حسابرس در گزارشش به آن اشاره می کند و معمولا طی سال مالی بر طرف می شود و در برخی موارد برطرف نمی گردد. به عنوان مثال ضعف های موجود در حساب های دریافتی، موجودی کالا، دارایی ها، مالیات یا به عنوان مثال مواردی که مربوط به تصمیمات هیئت مدیره است و این ضعف ها در سطح حساب های شرکت و در سطح خود شرکت وجود دارند. در نهایت، اگر شرکتی دارای ضعف کنترل داخلی نباشد عدد یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می شود.

متغیرهای کنترلی:

به پیروی از پژوهش هایی همانند [۱۹] اثر برخی از ویژگی های مالی و حسابداری در مدل های رگرسیونی کنترل شده است. این متغیرها به شرح ذیل می باشند:

- **تمرکز مالکیت (TOP):** برابر است با سهام تحت تملک بزرگ ترین سهامدار شرکت در پایان سال مالی.
- **مالکیت نهادی (INST):** برابر است با سهام تحت تملک مالکان نهادی شرکت در پایان سال مالی.
- **مالکیت دولتی (STATE):** برابر است با سهام تحت تملک دولت در پایان سال مالی.
- **عمر شرکت (AGE):** برابر است با تعداد سال های پذیرش شرکت در بورس اوراق بهادار تهران.
- **سودآوری (ROA):** برابر است با نسبت سود خالص به ارزش کل دارایی های ترازنامه ای شرکت در پایان سال مالی.
- **اندازه شرکت (SIZE):** برابر است با لگاریتم طبیعی ارزش کل دارایی های ترازنامه ای شرکت در پایان سال مالی.
- **اهرم مالی (LEV):** برابر است با نسبت کل بدهی ها دفتری به ارزش کل دارایی های ترازنامه ای شرکت در پایان سال مالی.
- **ارزش بازار به دفتری (MB):** برابر است با نسبت ارزش بازار سهام (تعداد در قیمت سهام) به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال مالی.

توسعه مدل های رگرسیونی:

در فرضیه اول پژوهش به بررسی رابطه بین وابستگی های اجتماعی مدیران با محافظه کاری حسابداری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. برای این منظور و به پیروی از [۱۹] از مدل رگرسیونی خطی چندمتغیره (۲) استفاده شده است. در این مدل در صورتی که ضریب (β_1) معنادار باشد می توان نتیجه گرفت که فرضیه اول پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است. به این ترتیب داریم:

$$CONS_{it} = \beta_0 + \beta_1 CEOTIES_{it} + \beta_2 TOP_{it} + \beta_3 INST_{it} + \beta_4 STATE_{it} + \beta_5 AGE_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 LEV_{it} + \beta_9 MB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

در فرضیه دوم پژوهش به بررسی اثر تعدیلی کیفیت کنترل داخلی بر رابطه بین وابستگی های اجتماعی مدیران با محافظه کاری حسابداری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. برای این منظور و به پیروی از [۱۹] از مدل رگرسیونی غیرخطی چندمتغیره (۳) استفاده شده است. در این مدل در صورتی که ضریب (β_7) معنادار باشد می توان نتیجه گرفت که فرضیه دوم پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است. به این ترتیب داریم:

$$CONS_{it} = \beta_0 + \beta_1 CEOTIES_{it} + \beta_2 ICQ_{it} + \beta_3 CEOTIES_{it} * ICQ_{it} + \beta_4 TOP_{it} + \beta_5 INST_{it} + \beta_6 STATE_{it} + \beta_7 AGE_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \beta_9 SIZE_{it} + \beta_{10} LEV_{it} + \beta_{11} MB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

۵. تجزیه و تحلیل داده ها

۱.۵. آمار توصیفی

نتایج به دست آمده در بخش آمار توصیفی نشان می دهند که میانگین محافظه کاری حسابداری شرکت ها ۰/۰۰۳ بوده که این رقم به بیش از ۷۹ درصد و حداقل منفی ۶۳ درصد هم رسیده است. وابستگی اجماعی مدیران نیز نشان می دهد که ۲۹ درصد مدیران دارای وابستگی اجتماعی بوده اند و در طول ۵ سال تغییر نیافته اند. هم چنین، از نظر شاخص کیفیت کنترل داخلی بیش از ۸۱ درصد شرکت های نمونه در دوره بررسی بدون ضعف کنترل داخلی بوده اند. اما یافته های مربوط به متغیرهای کنترلی نشان می دهند که بزرگ ترین مالک بیش از ۴۸ درصد سهام شرکت را در اختیار دارد و این در حالی است که مالکیت

نهادی ۳۹ درصد و مالکیت دولتی تنها ۷ درصد سهام شرکت ها را در اختیار دارند. عمر شرکت ها در بورس اوراق بهادار تهران به طور متوسط ۲۰ سال می باشد که بالاترین آن ۵۲ سال است. سودآوری شرکت ها نیز نشان می دهد که شرکت ها به طور متوسط ۱۲ درصد کل دارایی های ترازنامه ای خود سودآوری داشته اند که بالاترین مقدار به دست آمده بیش از ۶۰ درصد و پایین ترین آن زبان ۲۹ درصدی نسبت به کل دارایی های ترازنامه ای را نشان می دهد. اندازه شرکت ها دارای میانگین ۱۴ می باشد که بزرگ ترین و کوچک ترین شرکت ها به ترتیب دارای اندازه های ۲۰ و ۱۱ می باشند. اهرم مالی نیز نشان می دهد که شرکت ها به طور متوسط ۵۳ درصد کل دارایی های ترازنامه ای خود بدهی دارند که بالاترین آن بیش از ۹۸ درصد به دست آمده و نشان از ریسک بالای شرکت دارد. در نهایت، ارزش بازار سهام شرکت ها به طور متوسط ۲/۷ برابر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت هاست که این رقم به بیش از ۱۴ برابر هم رسیده و نشان از فرصت های رشد بالای شرکت دارد. به این ترتیب داریم:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
محافظه کاری حسابداری	CONS	۰,۰۰۳۵۵۴	۰,۰۰۶۱۱۸	۰,۷۹۹۳۵۹	-۰,۶۳۷۸۲۱	۰,۱۱۹۰۰۱
وابستگی اجتماعی مدیران	CEOTIES	۰,۲۹۰۵۷۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۱,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۴۵۴۲۷۵
کیفیت کنترل داخلی	ICQ	۰,۸۱۱۴۰۴	۱,۰۰۰۰۰۰	۱,۰۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۳۹۱۴۰۲
تمرکز مالکیت	TOP	۰,۴۸۹۷۵۹	۰,۵۰۵۰۰۰	۰,۹۵۰۵۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۲۰۴۶۶۲
مالکیت نهادی	INST	۰,۳۹۶۰۴۳	۰,۳۴۳۱۰۰	۰,۹۸۹۰۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۳۲۹۰۲۷
مالکیت دولتی	STATE	۰,۰۷۰۹۲۳	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۹۵۶۴۰۰	۰,۰۰۰۰۰۰	۰,۱۵۶۷۷۲
عمر شرکت	AGE	۲۰,۲۵۲۱۹	۱۹,۰۰۰۰۰	۵۲,۰۰۰۰۰	۶,۰۰۰۰۰۰	۸,۶۶۵۳۸۶
سودآوری	ROA	۰,۱۲۴۱۸۶	۰,۱۰۳۵۰۷	۰,۶۰۳۴۹۳	-۰,۲۹۷۷۲۹	۰,۱۲۹۷۱۵
اندازه شرکت	SIZE	۱۴,۵۴۴۴۹	۱۴,۳۹۸۷۷	۲۰,۱۸۳۳۹	۱۱,۱۱۶۰۲	۱,۵۰۹۶۳۵
اهرم مالی	LEV	۰,۵۳۵۲۱۸	۰,۵۴۴۵۱۹	۰,۹۸۶۷۶۰	۰,۰۱۲۷۳۳	۰,۱۹۱۸۹۶
ارزش بازار به دفتری	MB	۲,۷۵۱۵۶۶	۲,۴۵۲۴۷۴	۱۴,۷۴۵۷۱	۰,۱۲۵۵۵۷	۲,۵۳۱۴۰۴

۲.۵. آمار استنباطی

۱.۲.۵. مدل رگرسیونی اول

۱.۱.۲.۵. آزمون های تشخیصی مدل

قبل از تخمین مدل های رگرسیونی لازم است روش تخمین (تلفیقی یا تابلویی) مشخص گردد. برای این منظور از آزمون چاو (F لیمر) استفاده شده است. برای مشاهداتی که سطح احتمال آزمون آن ها بیشتر از ۵ درصد یا به عبارتی دیگر آماره آزمون آن ها کمتر از آماره جدول باشد، از روش داده های تلفیقی استفاده می شود و برای مشاهداتی که احتمال آزمون آن ها کمتر از ۵ درصد است، برای تخمین مدل از روش داده های پانلی (تابلویی) استفاده می شود. علاوه بر این، روش داده های تابلویی خود با استفاده از دو مدل اثرات تصادفی و اثرات ثابت می تواند انجام گیرد. برای تعیین اینکه از کدام مدل استفاده شود، از آزمون هاسمن استفاده گردیده است. مشاهداتی که احتمال آزمون آن ها کمتر از ۵ درصد است، از مدل اثرات ثابت و برای مشاهداتی که احتمال آزمون آن ها بیش از ۵ درصد است از مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل استفاده شده می شود. نتایج حاصل از بررسی مدل با استفاده از آزمون های چاو و هاسمن در جدول (۲) آمده است:

جدول ۲. نتایج آزمون چاو و هاسمن

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
چاو (F لیمر)	۵,۱۳۴۳۶۰	(۱۵۱,۷۵۱)	۰,۰۰۰۰	پانلی (تابلویی)
هاسمن	۴۴۹,۰۲۸۰۰۹	۹	۰,۰۰۰۰	اثرات ثابت

۲.۱.۲.۵. خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باقیمانده ها

از جمله مهم ترین فروض کلاسیک که دارای اهمیت ویژه ای می باشد، بررسی عدم وجود خودهمبستگی و عدم وجود ناهمسانی واریانس بین باقیمانده های الگو است. به منظور تشخیص وجود خودهمبستگی بین باقیمانده ها از آزمون دوربین-واتسون (DW) استفاده شده است. در صورتی مقدار این آماره برای الگوی پژوهش بین ۱/۵ الی ۲/۵ باشد می توان عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای خطای مدل را تایید کرد. هم چنین، برای بررسی عدم همسانی واریانس اجزای خطای مدل رگرسیونی از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. در صورتی که سطح معناداری این آزمون کمتر از ۵ درصد باشد، فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته نمی شود و الگو دارای ناهمسانی واریانس بین مقاطع می باشد (و برعکس). خلاصه یافته های مربوط به آزمون های دوربین-واتسون و بروش-پاگان در جدول (۳) آمده است:

جدول ۳. نتایج آزمون دوربین-واتسون و بروش-پاگان

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
دوربین-واتسون	۲,۱۶۲۴۷۴	-
بروش-پاگان	۱۵,۳۱۱۷۶	۰,۰۸۲۷

۳,۱,۲,۵. تخمین مدل رگرسیونی

برای بررسی خوبی مدل، معمولاً از معیار ضریب تعیین تعدیل شده و برای بررسی معنی‌داری مدل نیز از آماره F استفاده شده است. هم چنین، استقلال و ناهمسانی واریانس (آزمون بروش-پاگان) اجزای خطای مدل نیز سنجیده شده است. در نهایت، به منظور بررسی عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل و کنترلی از آزمون تورم واریانس (VIF) بهره گرفته شده است. نتایج به دست آمده برای مدل رگرسیونی پژوهش نشان می‌دهد مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰/۳۷۳ می‌باشد و بدین معنی می‌باشد که قدرت توضیح دهنده و برازش مدل در سطح خوبی قرار دارد. مقدار آماره F برابر ۲۴/۷۶۴ و مقدار احتمال آن نیز برابر ۰/۰۰۰ می‌باشد و از آن جایی که مقدار احتمال آن کمتر از ۰/۰۵ است، لذا معنی‌داری مدل تایید می‌شود. در نهایت هم چنین، با توجه به اینکه مقدار تورم واریانس کمتر از ۱۰ مورد قبول می‌باشد، در نتیجه عدم همخطی بین متغیرهای تحقیق پذیرفته می‌شود. به این ترتیب داریم:

جدول ۴. نتایج تخمین مدل رگرسیونی اول

$CONS_{it} = \beta_0 + \beta_1 CEOTIES_{it} + \beta_2 TOP_{it} + \beta_3 INST_{it} + \beta_4 STATE_{it} + \beta_5 AGE_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 SIZE_{it} + \beta_8 LEV_{it} + \beta_9 MB_{it} + \varepsilon_{it}$					
متغیر	نماد	بتا	تی استودنت	معناداری	تورم واریانس
ضریب ثابت	C	۰,۷۲۷۲۹۰	۵,۴۸۰۴۲۸	۰,۰۰۰۰	-
وابستگی اجتماعی مدیران	CEOTIES	-۰,۱۴۳۷۴۱	-۲,۹۱۶۲۷۵	۰,۰۰۳۶	۱,۰۵۲۴۹۹
تمرکز مالکیت	TOP	۰,۰۱۸۹۵۸	۳,۳۵۷۰۱۹	۰,۰۰۰۸	۱,۱۰۹۶۱۴
مالکیت نهادی	INST	۰,۰۲۶۹۶۴	۷,۴۵۰۴۳۱	۰,۰۰۰۰	۱,۱۷۱۲۰۴
مالکیت دولتی	STATE	۰,۷۵۱۹۷۹	۱,۰۴۰۸۲۷	۰,۲۹۸۰	۱,۰۵۹۶۳۲
عمر شرکت	AGE	-۰,۱۲۰۱۵۶	-۹,۲۹۵۸۹۰	۰,۰۰۰۰	۱,۰۳۶۲۱۶
سودآوری	ROA	-۰,۴۱۲۶۷۷	-۳۶,۸۸۹۲۰	۰,۰۰۰۰	۱,۷۳۹۲۶۴
اندازه شرکت	SIZE	۰,۷۶۲۵۵۸	۹,۲۸۶۶۱۱	۰,۰۰۰۰	۱,۲۶۹۲۲۷
اهرم مالی	LEV	-۰,۰۸۰۶۱۷	-۱۰,۹۶۲۲۵	۰,۰۰۰۰	۱,۶۴۴۹۲۸
ارزش بازار به دفتری	MB	۰,۳۰۶۵۴۳	۱۱,۶۱۳۳۷	۰,۰۰۰۰	۱,۱۱۶۱۵۶
ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۴۸۹۳۹۵			
آماره F		۶,۴۵۷۲۳۱			
سطح معناداری		۰,۰۰۰۰۰۰			

همان گونه که در جدول (۴) مشخص شده است، سطح معناداری متغیر مستقل وابستگی اجتماعی مدیران شرکت (CEOTIES) پایین تر از خطای ۵ درصد است و بنابراین می‌توان پذیرفت که بین وابستگی اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه وجود دارد. هم چنین، ضریب بتای به دست آمده برای متغیر مستقل وابستگی اجتماعی مدیران شرکت منفی است که نشان می‌دهد با افزایش وابستگی اجتماعی مدیران، محافظه کاری حسابداری شرکت ها کاهش پیدا کرده است (تایید فرضیه اول پژوهش). علاوه بر این، نتایج به دست آمده برای متغیرهای کنترلی نیز نشان می‌دهند که بین تمرکز مالکیت، مالکیت نهادی، اندازه شرکت و ارزش بازار به دفتری با محافظه کاری حسابداری شرکت ها رابطه مثبت و معنادار و بین عمر شرکت، سودآوری و اهرم مالی با محافظه کاری حسابداری شرکت ها رابطه منفی و معناداری وجود دارد. ضمن اینکه رابطه ای بین مالکیت دولتی و میزان محافظه کاری حسابداری شرکت ها در دوره بررسی به دست نیامده است.

۲,۲,۵. مدل رگرسیونی دوم

۱,۲,۲,۵. آزمون های تشخیصی مدل

نتایج حاصل از بررسی مدل با استفاده از آزمون های چاو و هاسمن در جدول (۵) آمده است:

جدول ۵. نتایج آزمون چاو و هاسمن

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
چاو (F لیمر)	۵,۱۵۴۶۲۹	(۱۵۱,۷۵۲)	۰,۰۰۰۰	پانلی (تابلویی)

اثرات ثابت	۰,۰۰۰۰	۱۱	۴۵۲,۶۶۲۲۵۸	هاسمن
------------	--------	----	------------	-------

۲,۲,۲,۵. خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باقیمانده ها

نتایج مربوط به آزمون های دوربین-واتسون و بروش-پاگان در جدول (۶) آمده است:

جدول ۶. نتایج آزمون دوربین-واتسون و بروش-پاگان

سطح معناداری	آماره آزمون	آزمون
-	۲,۱۶۴۶۸۷	دوربین-واتسون
۰,۰۸۷۸	۱۷,۷۴۰۳۶	بروش-پاگان

۲,۲,۲,۵. تخمین مدل رگرسیونی

برای بررسی خوبی مدل، معمولاً از معیار ضریب تعیین تعدیل شده و برای بررسی معنی‌داری مدل نیز از آماره F استفاده شده است. هم چنین، استقلال و ناهمسانی واریانس (آزمون بروش-پاگان) اجزای خطای مدل نیز سنجیده شده است. در نهایت، به منظور بررسی عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل و کنترلی از آزمون تورم واریانس (VIF) بهره گرفته شده است. نتایج به دست آمده برای مدل رگرسیونی پژوهش نشان می دهد مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰/۳۷۳ می باشد و بدین معنی می باشد که قدرت توضیح دهنده و برازش مدل در سطح خوبی قرار دارد. مقدار آماره F برابر ۲۴/۷۶۴ و مقدار احتمال آن نیز برابر ۰/۰۰۰ می باشد و از آن جایی که مقدار احتمال آن کمتر از ۰/۰۵ است، لذا معنی‌داری مدل تایید می شود. در نهایت هم چنین، با توجه به اینکه مقدار تورم واریانس کمتر از ۱۰ مورد قبول می باشد، در نتیجه عدم همخطی بین متغیرهای تحقیق پذیرفته می شود. به این ترتیب داریم:

جدول ۷. نتایج تخمین مدل رگرسیونی سوم

$CONS_{it} = \beta_0 + \beta_1 CEOTIES_{it} + \beta_2 ICQ_{it} + \beta_3 CEOTIES_{it} * ICQ_{it} + \beta_4 TOP_{it} + \beta_5 INST_{it} + \beta_6 STATE_{it} + \beta_7 AGE_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \beta_9 SIZE_{it} + \beta_{10} LEV_{it} + \beta_{11} MB_{it} + \varepsilon_{it}$					
متغیر	نماد	بتا	تی استودنت	معناداری	تورم واریانس
ضریب ثابت	C	۰,۲۷۷۴۵۶	۱۶,۶۳۷۲۵	۰,۰۰۰۰	-
وابستگی اجتماعی مدیران	CEOTIES	-۰,۰۱۲۴۳۰	-۲,۲۸۳۴۰۵	۰,۰۲۲۴	۵,۰۶۳۷۸۵
کیفیت کنترل داخلی	ICQ	۰,۱۷۹۶۱۴	۵,۲۰۱۳۷۷	۰,۰۰۰۰	۱,۵۱۲۶۶۰
وابستگی اجتماعی مدیران*کیفیت کنترل داخلی	CEOTIES*ICQ	۰,۱۹۱۰۳۷	۳,۱۵۱۴۳۵	۰,۰۰۱۶	۵,۳۸۰۹۵۸
تمرکز مالکیت	TOP	۰,۰۱۵۶۴۵	۲,۷۵۳۵۶۷	۰,۰۰۵۹	۱,۱۲۶۰۳۹
مالکیت نهادی	INST	۰,۰۲۷۶۲۹	۷,۶۱۰۶۹۵	۰,۰۰۰۰	۱,۱۸۱۳۸۴
مالکیت دولتی	STATE	۰,۹۸۴۰۹۲	۱,۳۵۸۸۵۷	۰,۱۷۴۲	۱,۰۶۷۳۶۶
عمر شرکت	AGE	-۰,۱۲۴۱۷۷	-۹,۶۰۰۵۷۶	۰,۰۰۰۰	۱,۰۴۰۱۹۰
سودآوری	ROA	-۰,۴۱۳۳۵۵	-۳۶,۹۹۳۲۳	۰,۰۰۰۰	۱,۷۳۹۵۳۶
اندازه شرکت	SIZE	۰,۷۲۴۵۷۲	۸,۷۶۰۳۸۱	۰,۰۰۰۰	۱,۲۹۰۹۶۵
اهرم مالی	LEV	-۰,۰۸۰۶۲۹	-۱۰,۹۷۳۴۱	۰,۰۰۰۰	۱,۶۴۶۱۹۵
ارزش بازار به دفتری	MB	۰,۳۱۲۳۷۹	۱۱,۸۳۴۱۵	۰,۰۰۰۰	۱,۱۱۹۰۱۳
ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۵۰۹۸۷۴			
آماره F		۶,۵۰۲۱۰۵			
سطح معناداری		۰,۰۰۰۰۰۰			

همان گونه که در جدول (۷) مشخص شده است، سطح معناداری متغیر تعدیل گر وابستگی اجتماعی مدیران*کیفیت کنترل داخلی شرکت (CEOTIES*ICQ) پایین تر از خطای ۵ درصد است و بنابراین می توان پذیرفت که کیفیت کنترل داخلی دارای اثر تعدیلی بر رابطه بین وابستگی های اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه وجود دارد. هم چنین، ضریب بتای به دست آمده برای متغیر تعدیل گر وابستگی اجتماعی مدیران*کیفیت کنترل داخلی شرکت مثبت است که نشان می دهد این اثر مستقیم است (تایید فرضیه سوم پژوهش). هم چنین، نتایج به دست آمده برای متغیرهای کنترلی نیز نشان می دهند که بین تمرکز مالکیت، مالکیت نهادی، اندازه شرکت و ارزش بازار به دفتری با محافظه کاری حسابداری شرکت ها رابطه مثبت و معنادار و بین عمر شرکت، سودآوری و اهرم مالی با محافظه کاری حسابداری شرکت ها رابطه منفی و معناداری وجود دارد. ضمن اینکه رابطه ای بین مالکیت دولتی و میزان محافظه کاری حسابداری شرکت ها در دوره بررسی به دست نیامده است.

۶. بحث و نتیجه گیری

در فرضیه اول پژوهش به بررسی رابطه بین وابستگی های اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است که نتایج نشان داد با افزایش وابستگی اجتماعی مدیران، محافظه کاری حسابداری شرکت ها کاهش پیدا کرده است. در ارتباط با نتایج به دست آمده بایستی اشاره شود که روابط اجتماعی هیئت مدیره، شدت نظارت بر هیئت مدیره را تضعیف می کند. مدیرعامل ممکن است تمایل داشته باشد تا از روش های محافظه کارانه حسابداری برای جستجوی منافع برای خود چشم پوشی کند. به طور نمونه، محافظه کاری حسابداری اعدادی را ایجاد می کند که از حذف افق کوتاه مدت مدیران برای سرمایه گذاری در پروژه های دارای ارزش فعلی منفی و افزایش هزینه های گزارش های مالی مغرضانه حمایت می کند. این اعداد حاصل از محافظه کاری حسابداری مانع تحقق هدف استراتژیک مدیرعامل یا تعهد به رشد عملکرد می شود که مورد نیاز هیئت مدیره است. مدیر عامل شرکت ترجیح می دهد از روش های حسابداری محافظه کارانه دست بردارد و از روش های تهاجمی یا خوش بینانه در ارزیابی و برآورد استفاده کند. آن دسته از مدیران هیئت مدیره که ارتباطات اجتماعی با مدیر عامل دارند، خود را موظف می دانند که از این فرایند تصمیم گیری استراتژیک حمایت کنند. این روش های حسابداری تهاجمی یا خوش بینانه عملکرد مثبت را بزرگ می کنند و ضرر عملیات در افشای گزارشگری مالی را دست کم می گیرند. بنابراین، پیشنهاد می شود سیاست گذاران شرکت ها توجه بیشتری به روابط اجتماعی مدیران و اعضای هیئت مدیره شرکت ها داشته باشند تا بتوانند اثربخشی نظارت های آنها بر گزارشگری مالی را افزایش دهند. این یافته ها سازگار با نتایج پژوهش [۱۹] می باشد.

در فرضیه دوم پژوهش به بررسی اثر تعدیلی کیفیت کنترل داخلی بر رابطه بین وابستگی های اجتماعی مدیران و محافظه کاری حسابداری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است که نتایج نشان داد نشان این اثر مستقیم است. در این ارتباط می توان به این موضوع اشاره کرد که محافظه کاری حسابداری به شناسایی اخبار بد قبل از شناخت اخبار خوب نیاز دارد. بنابراین مدیران شرکت ها شرکت نقش مهمی در اعمال حسابداری محافظه کارانه در عملیات تجاری دارند. محافظه کاری حسابداری می تواند از تصمیم فرصت طلبانه مدیریت برای منافع خود جلوگیری کند، مشکلات نمایندگی را در تصمیمات استراتژیک محدود کند و هزینه های مختلفی از جمله هزینه سرمایه شرکت را کاهش دهد. از سوی دیگر، شدت نظارت بر گزارشگری مالی به مقدار و کیفیت اطلاعات کنترل داخلی بستگی دارد و در این میان، مدیر عامل احتمالا از کنترل داخلی ضعیف را برای کسب سود شخصی، استخراج رانت از سهامداران و کاهش قدرت نظارتی هیئت مدیره بهره می گیرد. به این ترتیب، می توان پذیرفت که افزایش وابستگی های اجتماعی مدیران منجر به افزایش قدرت مدیرعامل در هیئت مدیره شده و کیفیت کنترل داخلی شرکت را کاهش می دهد. به هر ترتیب، یک سیستم کنترل داخلی قوی می تواند انگیزه استفاده از محافظه کاری حسابداری در امور مالی باشد. یک سیستم کنترل داخلی خوب و یک افزایش کیفیت گزارشگری مالی شرکت می شود که به این امر کمک می کند شرکت ها برای درک بهتر مزایای محافظه کاری حسابداری در محیط حاکمیت از آن بهره گیرند. شرکت های دارای سیستم های کنترل کیفیت قوی تر به احتمال زیاد گزارش محافظه کارانه را بیشتر پیاده سازی و تأکید می کند. در مقابل، ضعیف است سیستم های کنترل داخلی اطلاعات نادرست یا غلطی تولید می کند و نمی تواند ضرر را به موقع تشخیص دهند و بنابراین منجر به محافظه کاری حسابداری پایین تر می شود. به این ترتیب پیشنهاد می شود سازمان بورس اوراق بهادار تهران شرکت ها را براساس شاخص های محافظه کاری حسابداری رتبه بندی نماید تا استفاده کنندگان در بازار سرمایه تحلیل های مناسب تری در ارتباط با کیفیت گزارشگری مالی شرکت ها در اختیار داشته باشند. این یافته ها سازگار با نتایج پژوهش [۱۹] می باشد.

۷. منابع

- [۱] Chen, X. Na Hu and Wang, X (۲۰۱۴) "Tax avoidance and firm value: evidence from China" The current issue and full text archive of this journal is available at www.emeraldinsight.com/2040-8749.htm.
- [۲] حاجی ها، زهره، قائم مقامی، مهدی (۱۳۹۴) بررسی نقش حسابداری محافظه کارانه در کاهش خطر ورشکستگی شرکت (شواهدی از بازار سرمایه ایران بر اساس مدل ورشکستگی زاوگین)، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، سال پنجم، شماره سیزدهم.
- [۳] Brokman, M., Myers, J and Shevlin, T. (۲۰۰۹), "Are Dividends Informative About Future Earnings?", Working Paper, University of Michigan. papers.ssrn.com.
- [۴] Sabramanyam, K. R (۲۰۰۸). "Earnings, Cash Flows and Ex Post Intrinsic Value of Equity". The Accounting Review, Vol. ۸۲, No. ۲, Pp. ۴۵۷-۴۸۱.
- [۵] Manoel, A., Hidli, T (۲۰۱۴) "Reviews features of the Board and conditional accounting conservatism" Accounting horizons, Vol. ۱۵, No. ۲.
- [۶] Lara, J., Osmá, B., Penalva, F., (۲۰۰۹), Accounting Conservatism and Firm Investment Efficiency, Journal of Accounting and Economics, ۳۹, ۸۳-۱۲۸.
- [۷] Marezuki, K. Hamng, D (۲۰۱۲) "Review of corporate governance and earnings conservatism in Malaysia" Journal of Accounting and Economics, ۵۱, ۱-۲۰.

- [۸] Mackintosh, K. (۲۰۱۶). Mission possible: Using ubiquitous social goal sharing technology to promote physical activity in children. *Movement, Health & Exercise*, ۵(۲), ۱-۱۵. Retrieved from <https://cronfa.swan.ac.uk/Record/cronfa۲۹۳۷۵>
- [۹] Basu S.(۱۹۹۷), The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*; ۳-۳۷.
- [۱۰] Watts, R.L. (۲۰۰۳). "Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications", *Accounting Horizons*, ۱۷, ۲۰۷-۲۲۰
- [۱۱] Ball, R., & Shivakumar, L. (۲۰۰۵). Earnings quality in U.K. private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, ۳۹: ۸۳-۱۲۸.
- [۱۲] Kaski.S, Nix, H. (۲۰۱۴) "Review of corporate governance , accounting conservatism and manipulation" *Managerial Auditing journal*, Vol. ۹, No. ۲, pp.۱۲-۱۹
- [۱۳] O'Brien, J.P., (۲۰۱۴), "The .nancial leverage implications of pursuing a strategy of innovation", *Strategic Management Journal* ۲۴, ۴۱۵-۴۳۱.
- [۱۴] دانشور، هادی؛ سمایی، مرجان(۱۳۹۹)، بررسی تاثیر دوره تصدی حسابر س بر محافظه کاری حسابر س پرداختند. جامعه آماری پژوهش حاضر شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ، چشم انداز حسابداری و مدیریت دوره سوم بهار ۱۳۹۹ شماره ۲۱.
- [۱۵] حسین زاده، سهراب؛ عبادی نقرلو؛ رویا(۱۳۹۸) بررسی تاثیر افشاء نقاط ضعف کنترل های داخلی بر هزینه سرمایه سهام عادی: با تاکید بر نقش کیفیت حسابرسی، کنگره ملی تازه یافته ها در علوم انسانی، صص ۱-۱۶.
- [۱۶] طالبی، صمد؛ پورهمت؛ اسماعیل(۱۳۹۷) بررسی رابطه بین افشای داوطلبانه ضعف کنترل داخلی و کیفیت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پنجمین کنفرانس ملی رویکردهای نوین در علوم مدیریت ، اقتصاد و حسابداری، صص ۱-۱۹.
- [۱۷] ایماندار، مونس(۱۳۹۷)، بررسی ارزیابی تاثیر دوره تصدی و اندازه حسابر س بر محافظه کاری شرکت ها، هفتمین کنفرانس ملی کاربردهای حسابداری و مدیریت، صص ۱-۱۰.
- [۱۸] مرادی، جواد. ولی پور، هاشم. قلمی، مرجان(۱۳۹۰) "تأثیر محافظه کاری حسابداری بر کاهش ریسک سقوط قیمت سهام" فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، سال چهارم، شماره یازدهم.
- [۱۹] Yin Meiqun, Jidong Zhang, Jing Han(۲۰۲۰), Impact of CEO-board social ties on accounting conservatism: Internal control quality as a mediator, DOI:۱۰.۱۰۱۱۶/j.najef.۲۰۲۰.۱۰۱۱۷۲Corpus ID: ۲۱۳۶۱۸۰۷۱
- [۲۰] Khalif, M. (۲۰۱۹), The determinants of corporate disclosure: a meta-analysis, *International Journal of Accounting and Information Management*, Vol. ۱۸ No. ۳, pp۱۹۸-۲۱۹.
- [۲۱] Bach, L., Hang, N., (۲۰۱۶), The Impact of Financial Statement Disclosure on Conservatism in Financial Reporting: Evidence from Vietnam, *International Journal of Economics and Financial Issues*, ۶(۶), ۱۵۸-۱۶۱.
- [۲۲] Razzaq, N., Rui, Zh., Donghua, Z., (۲۰۱۶), Accounting Conservatism Alleviates Firm's Investment Efficiency: An Evidence from China, *International Journal of Business and Economics Research*, ۵(۴): ۸۵-۹۴.
- [۲۳] Hansen, S. D., Dunford, B. B., Boss, A. D., Boss, R. W., & Angermeier, I. (۲۰۱۷). Corporate social responsibility and the benefits of employee trust: A cross-disciplinary perspective. *Journal of Business Ethics*, ۱۰۲ (۱), ۲۹-۴۵.
- [۲۴] Bushman, R.M., Piotroski, J.D. and Smith, A.J. (۲۰۰۶), "What determines corporate transparency?", *Journal of Accounting Research*, Vol. ۴۲ No. ۲, pp. ۲۰۷-۲۵۲.
- [۲۵] Givoly, D. & Hayn, C. (۲۰۰۰). The Changing Time – series Properties of Earning, cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservatism?, *Journal of Accounting and Economics*, ۲۹ (۳) , pp ۲۸۷-۳۲۰.