

بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی، اندازه و محافظه کاری در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

فرشته پاشا چلندر^۱

تاریخ پذیرش ۱۴۰۱/۰۲/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۰۹

چکیده

تلاش در راستای بهبود ارتباطات سیاسی، و افزایش شفافیت در اندازه و محافظه کاری، از جمله ضروریات جلب سرمایه گذاران به بازار سرمایه محسوب می شود. از طرف دیگر، حضور دولت در اقتصاد را نمی توان نادیده گرفت، زیرا سازوکار بازار به تنهایی نمی تواند تمامی وظایف اقتصادی را انجام دهد و سیاست های دولت برای هدایت، اصلاح و تکمیل سازوکار بازار لازم است. در تحقیق نشان داده شده که به احتمال فراوان عدم ثبات سیاسی شرایط منحصر به فردی به وجود آورد که در آن اثرات منفی روابط سیاسی بسیار بیشتر از مزایای بالقوه چنین ارتباطی بود. با این وجود، همین عامل، یعنی عدم ثبات سیاسی، به طور ضد و نقیض یک زمین بازی و هموار برای تمام شرکت ها فراهم می آورد. در این تحقیق تاثیر ارتباطات سیاسی و محافظه کاری شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش سه فرضیه تدوین از بین شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه این تحقیق دوره ۵ ساله منتهی به ۱۳۹۴ است. پژوهش از حیث هدف کاربردی و از حیث روش توصیفی - همبستگی قلمداد می شود.

کلمات کلیدی: ارتباطات سیاسی، اندازه، محافظه کاری

^۱ کارشناس ارشد حسابداری

۱- مقدمه

اغلب مردم در بیشتر مواقع تصمیم‌گیری‌هایی را درخصوص سرمایه‌گذاری برای بهبود رفاه و آسایش فعلی و آتی زندگی خود انجام می‌دهند. اهمیت سرمایه‌گذاری برای رشد و توسعه اقتصادی و اجتماعی به اندازه‌ای است که از آن به عنوان یکی از اهرم‌های قوی برای رسیدن به توسعه یاد می‌شود. اما باید به یاد داشت که به همان میزان که توجه به این امر می‌تواند با افتادن در یک دور مثبت، باعث رشد و شکوفایی اقتصاد شود، عدم توجه به آن نیز می‌تواند موجب افت اقتصادی و فروغلتیدن به یک سیر نزولی و دور منفی شود. به عبارت دیگر مطالعه دقیق عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌های افراد می‌تواند از یک طرف، موجب کاهش حجم نقدینگی‌های سرگردان، کاهش تورم و افزایش اشتغال گردیده و از طرف دیگر، باعث مدیریت بهتر و افزایش ثروت سرمایه‌گذاران شود. (تیموری و صادقی، ۱۳۹۵)

بازار بورس به عنوان مهمترین قطب اقتصاد کشور به پذیرش شرکتهای متعدد براساس قانون مبادرت ورزیده وبا سرمایه گذاری از طریق سهام عرضه شده به جذب سرمایه های مردمی می پردازد. اما این شرکتهای نیز به شدت تحت تاثیر عوامل محیطی وساختاری درونی خود قرار دارند که مدیران را به اتخاذ انواع سیاستهای مالی مانند محافظه کاری درحسابداری وسایرراهبردهای هدفمند درجهت کاهش ریسکهای مالی وحفظ حیات خود سوق می دهد. و با این حال قوانین شرکتهای راملزم به رعایت اصول واستانداردهایی در تنظیم صورتهای مالی سالیانه می سازد. مطالعات زیادی نشان می دهد که پیروی از استانداردهای حسابداری به تنهایی نمی تواند کیفیت صورتهای مالی واقلام مندرج در آن را تضمین کند. زیرا عوامل دیگری نیز برروی کیفیت صورتهای مالی و گزارشگری مالی تاثیر دارند. صورتهای مالی تهیه شده توسط یک واحد اقتصادی علاوه بر استانداردهای حسابداری، تحت تاثیر عوامل متنوعی قرار دارد. یکی از عوامل بااهمیت و قابل توجه، نفوذ سیاسی مدیران و مالکان بنگاههای اقتصادی در محافل سیاسی و روابط آنها با کانونهای قدرت سیاسی است (آنینگ سجاتی ۲۰۰۹، فاسیو ۲۰۰۶، چنی و دیگران ۲۰۱۲).

به اعتقاد فیس من: روابط سیاسی در مقایسه با پایه های اقتصادی شرکت، عامل اصلی تعیین کننده سودآوری شرکت در کشورهای در حال توسعه است. او معتقد است که عایدات

شرکت های دارای روابط سیاسی به طور گسترده تحت تأثیر تصمیمات دولتی قرار دارد، که علائق آنها را مورد توجه قرار می دهد (فیس من ۲۰۰۱). در شرکتهای دارای روابط سیاسی دسترسی به منابع سرمایه بستگی زیادی به سود گزارش شده ندارد. زیرا روابط سیاسی منجر به دسترسی آسان به اعتبار و منابع سرمایه از بانکهای تحت تملک دولت می گردد..

روابط و نفوذ سیاسی نه تنها بر وضعیت مالی بنگاههای اقتصادی تأثیر می گذارد، بلکه انگیزه های مدیران را نیز در ارتباط با گزارشگری مالی و تهیه صورتهای مالی تحت تأثیر قرار می دهد. که انتظار می رود این امر در نهایت باعث ایجاد تفاوت های چشمگیر، در کیفیت صورتهای مالی شرکتهای دارای روابط سیاسی در مقایسه با شرکتهای بدون روابط سیاسی گردد.

در کشور ایران نیز روابط سیاسی دارای ابعاد پررنگی است، سیاسی بودن مدیران و مالکان عمده شرکتهای بدلیل دولتی بودن شرکتهای و صنایع بزرگ تأثیر گذار بر اقتصاد و نیز نظام اقتصادی حاکم بر کشور یعنی اقتصاد دولتی می باشد.

بنابراین هدف این پژوهش شناسائی تأثیر ارتباطات سیاسی اندازه و محافظه کاری در شرکتهای موجود در بورس اوراق بهادار تهران می باشد.

۲- مبانی نظری تحقیق

۲-۱ محافظه کاری حسابداری

مفهوم محافظه کاری، یکی از مشخصه های اصلی گزارشگری مالی است که یکی از قراردادهای مهم در گزارشگری مالی محسوب می شود که باعث کاربرد احتیاط در تشخیص و سنجش درآمدها و دارایی ها می گردد. محافظه کاری واکنشی است احتیاطی که در شرایط نبود اطمینان به کار گرفته می شود و می کوشد نشان دهد که نبود اطمینان و ریسک ذاتی در وضعیت. شرکت، به قدر کافی مطرح شده است.

محققان تا کنون تعاریف گوناگونی از محافظه کاری حسابداری ارائه داده اند، برخی از آنها مانند باسو (۱۹۹۷) محافظه کاری حسابداری را اینچنین تعریف کرده است " روشی که طبق آن، در واکنش به اخبار بد، شناسایی عایدات و خالص دارایی ها کاهش می یابد و این در حالی است که، در واکنش به اخبار خوب شناسایی عایدات و خالص دارایی ها افزایش نمی یابد "

مدیران و مالکان به طور طبیعی گرایش دارند که نسبت به واحد تجاری بیش از اندازه خوشبین باشند. این خوشبینی زیاد موجب می‌شود که دارایی‌ها و درآمد بیشتر بیان شود. محافظه‌کاری نوشداروی لازم برای این خوشبینی بیش از حد است. کارول دِواین^۱ (۱۹۶۳) استدلال می‌کند که فرونشاندن خوشبینی و القا بدبینی مشکل است. خوشبینی که یک ریال سود ایجاد می‌کند بیش از بدبینی ایجاد شده به وسیله یک ریال زیان است. پیامدهای خوشبینی بیش از اندازه وخیم‌تر از پیامدهای بدبینی بیش از اندازه است. تحمل یک زیان واقعی در اثر تخمینی بیش از حد خوشبینانه نسبت به از دست دادن فرصت کسب سود ناشی از ارزش‌گذاری بیش از حد بدبینانه، جدی‌تر است؛ زیرا احتمالاً سرمایه‌گذاران، حسابرس را برای زیان‌های بیش بیان ارزش خالص دارایی‌ها و نه کم بیان ارزش خالص دارایی‌ها مورد تعقیب قانونی قرار می‌دهند.

۲-۲- ارتباطات سیاسی

ارتباطات سیاسی انتقال اطلاعات مناسب از نظر سیاسی از یک بخش نظام سیاسی به بخشی دیگر و میان نظامهای اجتماعی و سیاسی است. اطلاعات مناسب نه تنها به مسائل واقعی، مثلاً آنچه اتفاق افتاده است، بلکه به انتقال اندیشه‌ها، ارزشها و نگرشها نیز مربوط می‌شود ارتباطات سیاسی عنصر پویای نظام سیاسی است.

جامعه مجموعه‌ای از افراد است که در محیطی مشترک زندگی می‌کنند و نهادها، فعالیتها و منافع مشترکی دارند، اما اگر به هیچ ترتیبی با یکدیگر ارتباط برقرار نکنند، حتی نمی‌توانند از منافع مشترک خود آگاه شوند؛ چه رسد به اینکه بخواهند اقدام مشترک هدفمندی انجام دهند. اغلب گفته می‌شود که اساس سیاست، اشکال مختلف ارتباط به ویژه گفتگو است که نماد تعامل اجتماعی میان افراد است.

۲-۳ پیشنهاد تحقیق

هیونگ و همکاران (۲۰۱۲) به بررسی ملاحظات سیاسی در تصمیم‌گیریهای شرکت‌های دولتی پذیرفته شده در بورس هنگ کنگ پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که شرکت‌های برخوردار از روابط سیاسی، عملکرد ضعیفتری دارند. اما علیرغم عملکرد ضعیف، مدیران این

شرکتها با استفاده از قدرت و حمایت سیاسی دولت خود و همچنین جهت به رهمندی از مزایای شخصی، زمینه را برای پذیرفته شدن این شرکتها در بورس های خارجی فراهم میکنند. لئوز و ابرهولزرگی (۲۰۰۶)، بر اساس اطلاعات مربوط به ۱۳۰ شرکت در سال ۱۹۹۷ در بازاراندونزی، به بررسی نقش روابط سیاسی، تأمین مالی جهانی و شفافیت اطلاعات، پرداخت و به این نتیجه رسیدند که شرکتهایی که از روابط سیاسی خوبی با دولت برخوردارند، تمایل کم تری به دسترسی به منابع تأمین مالی جهانی، دارند.

کوریای (۲۰۱۲) شرکت های با روابط سیاسی بالا با هزینه های سیاسی کمتری مواجه هستند. این شرکت ها به واسطه ارتباط با نمایندگان کنگره و اعمال نفوذ و فشار بر کمیسیون بورس اوراق بهادار، از سوی این کمیسیون کمتر جریمه می شوند.

تحقیقات داخلی

بوبرکی و همکاران (۲۰۰۸)، در بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۲، با بررسی نمونه ای متشکل از ۲۷ شرکت از کشور های در حال توسعه و ۱۴ شرکت از کشورهای توسعه یافته، میزان روابط سیاسی در شرکت هایی که اخیراً خصوصاً شده بودند را مورد مطالعه قرار دادند. یافته های پژوهش، نشان داد که شرکتهای برخوردار از روابط سیاسی، اغلب در شهرهای بزرگ مستقر هستند، نسبت بدهی آنها بالاست و در بخشهای قانونی فعالیت میکنند و نسبت به سایر شرکتهای عملکرد ضعیف تری دارند.

ابراهیمی کردلر و شهریاری (۱۳۸۸) با بررسی رابطه هزینه های سیاسی و محافظه کاری به این نتیجه رسیدند که بین اندازه و شدت سرمایه گذاری با محافظه کاری یک رابطه منفی و بین نسبت رقابت و مالکیت دولتی با محافظه کاری یک رابطه مثبت وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد بین نرخ مؤثر مالیاتی و ریسک با محافظه کاری رابطه معنی داری وجود ندارد.

صالحی و همکاران (۲۰۱۲)، در سال ۲۰۱۰، رابطه بین شفافیت اطلاعات مالی و ویژگیهای ساختاری (اندازه و اهرم مالی) و ویژگیهای بازار (نوع صنعت) را در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده نشان داد که در سطح اطمینان ۹۰ درصد، بین شفافیت اطلاعات و اندازه شرکت رابطه معنادار وجود دارد، اما شفافیت اطلاعات به اهرم مالی و نوع صنعت بستگی ندارد.

۳- فرضیه های تحقیق:

۱. شرکتهای دارای اندازه بزرگتر ارتباطات سیاسی بیشتری نسبت به شرکتهای دارای اندازه کوچکتر هستند.
۲. شرکتهای دارای روابط سیاسی بیشتر، محافظه کار تر از شرکتهای دارای ارتباطات سیاسی کمتر هستند.
۳. شرکتهای دارای روابط سیاسی با اندازه بزرگتر، محافظه کارتر از شرکتهای دارای روابط سیاسی با اندازه کوچکتر هستند.

۴- روش تحقیق

روش پژوهش این تحقیق از نظر ماهیت و محتوا از نوع همبستگی است، که با استفاده از داده‌های ثانویه مستخرج از صورتهای مالی شرکتهای نمونه، اطلاعات نرم افزار ره آورد نوین، بانکهای اطلاعاتی و سایت بورس اوراق بهادار به تحلیل رابطه‌ی همبستگی می‌پردازد. انجام این پژوهش در چهارچوب استدلال قیاسی - استقرایی صورت خواهد گرفت. علت استفاده از روش همبستگی کشف روابط همبستگی بین متغیرها است. تحقیق همبستگی یکی از انواع تحقیقات توصیفی است. در پژوهش به بررسی رابطه بین متغیرها با استفاده از مدل‌های رگرسیونی خواهیم پرداخت. از سوی دیگر پژوهش حاضر از نوع پس رویدادی (نیمه تجربی) است، یعنی بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته و تاریخی انجام می‌گیرد. همچنین این پژوهش از نوع مطالعه‌ای کتابخانه‌ای و تحلیلی - علی بوده و مبتنی بر تحلیل داده‌های ترکیبی و سری زمانی می‌باشد. پژوهش از حیث هدف کاربردی و از حیث روش توصیفی - همبستگی قلمداد می‌شود.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند.

روش نمونه‌گیری و حجم نمونه:

داده‌های واقعی مورد نیاز این تحقیق از اطلاعات واقعی شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران گردآوری خواهد شد. در این پژوهش با استفاده از روش حذف سیستماتیک نسبت به تعیین حجم نمونه بر اساس معیارهای زیر اقدام خواهد شد:

۱. سال مالی آنها منتهی به ۱۲/۲۹ باشد

۲. داده ای مورد نیاز آنها در دسترس باشد

۳. جزئی شرکتهای واسطه گری، بیمه و بانکها نباشد.

۴. توقف معاملاتی بیش از ۹۰ روز در طول دوره تحقیق نداشته باشند.

ابزار گردآوری اطلاعات

در مواردی که بررسی ارتباط بین یک متغیر وابسته با یک یا چند متغیر مستقل مدنظر باشد و هدف محقق این است که براساس این ارتباط و با استفاده از داده‌های تاریخی، پارامتر (پارامترهایی) برای متغیر (متغیرهای) مستقل برآورد نماید، داده‌ها و متغیرهای موجود در یک مدل معمولاً در سه نوع مختلف می‌تواند باشد:

- داده‌های سری زمانی
- داده‌های مقطعی
- داده‌های ترکیبی

داده‌های سری زمانی، مقادیر یک متغیر (چند متغیر) را در نقاط متوالی در زمان، اندازه‌گیری می‌کند. این توالی می‌تواند سالانه، فصلی، ماهانه، هفتگی یا حتی به صورت پیوسته باشد. داده‌های مقطعی، مقادیر یک متغیر (چند متغیر) را در یک زمان و روی واحدهای متعدد اندازه‌گیری می‌کند، این واحدها می‌تواند واحدهای تولیدی، صنایع و یا شرکتهای مختلف باشد.

داده‌های ترکیبی، در واقع بیان‌کننده داده‌های مقطعی در طی زمان است، یا به عبارت دیگر این داده‌ها حاصل ترکیب دو دسته داده‌های سری زمانی و مقطعی می‌باشد.

با توجه به ادبیات تحقیق موجود و نیز ماهیت فرضیات تحقیق در این پژوهش از داده‌های ترکیبی و سری زمانی استفاده شده است.

مدل و نحوه اندازه‌گیری متغیرها:

مدل‌های ARCH و GARCH

برای مدل‌سازی پدیده نوسانات خوشه‌ای رابرت انگل (۱۹۸۲) روشی موسوم به ARCH را پایه‌گذاری کرد. در مدل ARCH، "خودهمبستگی در تغییرپذیری" توسط واریانس شرطی جمله خطا بیان می‌شود که در ساده‌ترین حالت، بستگی به مجذور خطای دوره قبل دارد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$$

مدل بالا را تحت عنوان ARCH(1) می‌شناسند، زیرا واریانس شرطی فقط به خطای دوره قبل بستگی دارد. در حالت کلی این مدل را می‌توان به صورت ARCH(q) نشان داد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2$$

تی‌سی (۲۰۰۲) ویژگی‌هایی را برای نوسان‌پذیری بیان کرده‌است که عبارتند از: (۱) نوسان‌پذیری به شکل خوشه‌ای است. (۲) نوسان‌پذیری در طی زمان و به صورت مستمر شکل می‌گیرد به طوری که جهش آنی در نوسان‌پذیری به ندرت اتفاق می‌افتد. (۳) به بیان آماری، نوسان‌پذیری اغلب مانا است. (۴) واکنش نوسان‌پذیری نسبت به افزایش‌های شدید در مقایسه با کاهش‌های شدید متفاوت است. این ویژگی‌ها نقش مهمی در توسعه‌ی مدل‌های نوسان‌پذیری برعهده داشته‌اند.

مهم‌ترین ضعف مدل ARCH این است که فرض می‌کند شوک‌های مثبت و منفی اثرات یکسانی بر نوسان‌پذیری دارند. مطالعات تجربی نشان داده که قیمت دارایی‌های مالی نسبت به شوک‌های مثبت و منفی واکنش‌های متفاوتی نشان می‌دهد. همچنین تعیین q یعنی تعداد وقفه‌هایی که باید به باقیمانده‌ها تعلق گیرد از دیگر موارد محدودکننده‌ی مدل به شمار می‌آید. همچنین مدل ARCH درک تازه‌ای از منبع و علت تغییرات در سری‌های زمانی فراهم نمی‌کند و تنها روشی مکانیکی برای توضیح رفتار واریانس شرطی ارائه می‌کند.

بولرسلو (۱۹۸۶)، با افزایش میزان انعطاف‌پذیری و مجموعه اطلاعات مدل‌های ARCH، علاوه بر جمله‌های خطا، وقفه‌های خود واریانس شرطی را نیز وارد مدل می‌کند که نتیجه‌ی آن مدل GARCH(p,q) خواهد بود به طوری که q رتبه قسمت میانگین متحرک ARCH و p رتبه قسمت خودبازگشت GARCH را نشان می‌دهد:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

در مدل GARCH نیز شوک‌های مثبت و منفی اثرات یکسانی بر نوسان‌پذیری دارند.

مدل‌های GARCH نامتقارن

همانطور که بیان شد مشکل اصلی مدل‌های متقارن یکسان در نظر گرفتن اثرات شوک‌های مثبت و منفی است. برای حل این مشکل، مدل‌های GARCH به شکلی توسعه داده شدند تا بتوانند اثرات شوک‌های مثبت و منفی را به شکل نامتقارن در نظر بگیرند. دو مدل بسیار پرکاربرد نامتقارن یکی مدل GJR و دیگری مدل گارچ نمایی یا EGARCH می‌باشد که توسط نلسون (۱۹۹۱) ارائه شده است (صوری، ۱۳۹۱: ۲۲۶).

مدل GJR-GARCH

این مدل که توسط گلوستن، جاگانانن و رونکل (۱۹۹۳) ارائه شد واریانس شرطی را به

شرح مدل زیر فرمول‌بندی می‌کند:

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}^- + \beta h_{t-1}$$

$$\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0$$

در این مدل اگر γ معنادار نباشد بدین معنی بوده که نوسان‌پذیری کاملاً متقارن است. اما اگر γ معنادار باشد، مدل نامتقارن بوده و اثر شوک‌های مثبت و منفی نمی‌تواند یکسان باشد. در صورتی که γ معنادار و مثبت باشد، اثر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت بوده و بلعکس (فرانس و دیجک، ۱۹۹۶).

مدل EGARCH

مدل گارچ نمایی یا EGARCH توسط نلسون (۱۹۹۱) ارائه شد. این مدل روش دیگری

برای فرمول‌بندی واریانس شرطی به شرح زیر فراهم می‌کند:

$$\ln(h_t) = w + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \gamma \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta h_{t-1}$$

این مدل چند مزیت نسبت به مدل‌های GARCH معمولی دارد. اولاً اینکه، متغیر وابسته یعنی h_t به صورت لگاریتمی بوده و ضرایب متغیرهای سمت راست چه مثبت باشند چه

منفی h_t مثبت خواهد بود. در نتیجه نیازی به اعمال محدودیت ضرایب غیر منفی نیست. دوماً اگر اثر شوک‌ها نامتقارن هم باشد، اثر آنها در نظر گرفته می‌شود. همانند مدل قبل اگر مثبت باشد نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است (بروکس، ۲۰۰۸).

۵- تجزیه و تحلیل آماری

۵-۱ آمار توصیفی

متغیرهای اصلی مورد استفاده در این تحقیق، شامل سه متغیر اندازه شرکت، درجه محافظه کاری و روابط سیاسی می‌باشد.

اندازه شرکت‌ها یا بزرگی و کوچکی آن‌ها غالباً از طریق میزان دارایی‌های یک شرکت اندازه‌گیری می‌شود. ادبیات مالی حاکی از آن است که اندازه شرکت‌ها، عامل موثری بر ریسک و بازده و دیگر متغیرهای اصلی یک شرکت است، هنگامی که اندازه یک شرکت بزرگ باشد، گروه‌های متعددی سهام‌دار شرکت خواهند بود و از این رو نقدینگی معاملات سهام چنین شرکتی بیش از شرکت‌هایی کوچک خواهد بود. تنوع محصولات شرکت بزرگ عموماً بیش‌تر از شرکت‌ها کوچک است از این رو ریسک تجاری و عملیاتی شرکت‌های کاهش می‌یابد چون سودآوری با ثبات همراه است، نسبت پرداخت سود سهام شرکت‌های بزرگ نیز با ثبات و افزایشده است. درخصوص موضوع اخیر، تحقیقات انجام شده در ایران نشان می‌دهد که شرکت‌های بزرگ برخلاف دیگر کشورها سود سهام کم‌تری می‌پردازند. از سوی دیگر مدیران شرکت‌های بزرگ‌تر، با ثبات بودن سایر شرایط، به احتمال زیاد روش‌های حسابداری را انتخاب می‌کنند که سود را از دوره جاری به دوره‌های بعد منتقل کنند. فرضیه اندازه بر مبنای این فرض است که شرکت‌های بزرگ از نظر سیاسی حساس‌تر می‌باشند و انتقال ثروت آنها (هزینه‌های سیاسی) در مقایسه با شرکت‌های کوچک‌تر نسبتاً بیشتر است. واتس و زیمرمن (۱۹۸۶) این فرض را مورد آزمون قرار داد. مستقیم‌ترین روش برای انتقال دارایی‌های شرکت‌ها از طریق سیستم مالیات است و مالیات بر درآمد جزیی از هزینه‌های سیاسی است که توسط شرکت تحمل می‌شود. (واتس و زیمرمن، ۱۹۸۶)

۵-۲ آمار استنباطی

آزمون ایستایی متغیرها

قبل از برآورد مدل، برای اطمینان از ساختگی نبودن و در پی آن نتایج نامطمئن، چگونگی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین (*IPS*) بررسی شده است. وقفه های بهینه در این آزمون با معیار شوارتز تعیین شده است. این آزمون در دو حالت (دادههای مقطعی دارای یک مقدار ثابت و دادههای مقطعی دارای مقدار ثابت و متغیر روند) بررسی شده است. بر اساس نتایج آزمون ایستایی هیچ یک از متغیرهای حاضر در مدل، در سطح ایستا نیست. اما مطابق با نتایج با تفاضل مرتبه اول متغیرها، فرض صفر رد شده است و متغیرها در سطح یک درصد معنی دار هستند. به این ترتیب، کلیه متغیرهای مربوط به شرکت های موردنظر در این تحقیق دارای ریشه واحد بوده و در نتیجه ایستا از مرتبه اول، $I(1)$ هستند. باتوجه به نتایج به دست آمده از این آزمون، به دلیل عدم ایستایی متغیرها در سطح، از آزمونهای همجمعی استفاده شده است؛ زیرا در حالت عدم ایستایی متغیرها، تنها در صورت وجود رابطه همجمعی میان متغیرها می توان به نتایج اعتماد کرد.

جدول ۳: نتایج آزمون *IPS* با مقدار ثابت برای شرکتهای مورد مطالعه

متغیر	سطح		تفاضل اول	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob
cscroe	۰/۸۱۰	۰/۷۹۱	-۸/۲۴۲	۰/۰۰۰
size	۰/۳۲۷	۰/۶۲۸	-۴/۵۲۴	۰/۰۰۰
relations	۳/۶۸۷	۰/۹۹۹	-۷/۹۴۵	۰/۰۰۲

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون همجمعی

در این تحقیق از آزمون همجمعی پدرونی برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه همجمعی میان متغیرها استفاده شده است. در این بخش از دو آماره پارامتری *Panel-t* و *Group-t* استفاده شده است. پس از استاندارد شدن، این دو آماره به ترتیب با نمادهای *Panel adf-stat* و *Group adf-stat* نمایش داده شده است. با توجه به توزیع نرمال استاندارد این دو آماره، نتایج با مقدار بحرانی $-۱/۹۶$ مطابق با جدول زیر مقایسه شده است. طبق نتایج حاصل شده، در شرکتهای مورد مطالعه، قدرمطلق اعداد به دست آمده از $۱/۹۶$ بیشتر است و فرض

صفر مبنی بر عدم وجود رابطه همجمعی میان متغیرها قابل رد است. بر این اساس، در شرکت های مورد بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرها وجود دارد. لازم به ذکر است که آزمون همجمعی تنها وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را بیان می کند و میزان این ارتباط و چگونگی علامت آن با انجام این آزمون قابل تعیین نیست. به این ترتیب، برای بررسی میزان و چگونگی این ارتباط باید از روشهای برآورد روابط استفاده شود.

جدول ۴، نتایج آزمون همجمعی برای ۶۴ شرکت انتخاب شده فعال در بورس تهران

مقدار آماره	آماره
-۳/۲۳۰	Panel adf-stat
-۲/۹۶۱	Group adf-stat

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون قابلیت تخمین مدل به صورت داده‌های تابلویی (آزمون اثرات ثابت فردی) برای تخمین مدل، ابتدا آزمون‌هایی برای تعیین نوع مدل پانلی انجام می‌شود. از آزمون اثرات ثابت فردی برای تشخیص پانل یا ترکیبی (pooled) بودن مدل استفاده می‌شود. در اینجا از آماره‌ی F مربوط به رگرسیون مقید در مقابل رگرسیون غیر مقید، با استفاده از مجموع مجذورات پسماندها و یا ضریب تعیین استفاده می‌شود.

فروض آماری در این آزمون‌ها به صورت زیر می‌باشند:

H_0 : عرض از مبدأ تمام شرکتها برابر است (تمام اثرات ثابت برابر با صفر است). (Pooled Model).

H_1 : حداقل برای یکی از شرکتها، عرض از مبدأ متفاوت از سایر شرکتهاست. (Panel Model).

آماره‌ی آزمون توسط گرین (Greene, 2002) بر اساس ضریب تعیین به صورت زیر ارائه شده است؛

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_{Pooled}^2)/N-1}{1 - R_{LSDV}^2/(NT-N-K)}$$

که در آن، R_{LSDV}^2 ضریب تعیین مدل غیر مقید (FEM)، و R_{Pooled}^2 ضریب تعیین مدل مقید (Pooled)، N تعداد کل شرکتها و T تعداد دوره‌های مورد مطالعه، و K تعداد متغیرهای توضیحی است.

و یا مانند والدريج (Wooldridge, 2001) و بالتاجی (Baltagi, 2005) که آزمون F را بر اساس مجموع مربعات پسماندها ارائه می‌دهند.

نتایج این دو آزمون و آزمون معرفی شده توسط گرین بسیار نزدیک به هم خواهد بود و نتایج نهایی برای هر سه آزمون معرفی شده، از نظر رد یا قبول فرضیه‌ها دقیقاً یکی است. در این تحقیق، به ترتیبی که در ادامه می‌آید، ما از آزمون F ارائه شده توسط والدريج یا گرین برای بررسی وجود اثرات ثابت فردی استفاده می‌کنیم؛

ابتدا رگرسیون مقید و رگرسیون با اثرات ثابت تخمین زده می‌شوند و با استفاده از مجموع مجذورات پسماندها، آماره F محاسبه می‌شود. در صورت برقراری فرضیه صفر، مدل رگرسیونی پانل با پارامترهای برابر و به صورت یک مدل رگرسیونی مرکب تصریح و برآورد می‌گردد، که به آن $pooled$ گفته می‌شود. در حالی که اگر فرضیه صفر رد شود، مدل یاد شده را پانل می‌نامیم و در این مدل، الگوی رفتاری متغیر وابسته برای افراد مختلف متفاوت خواهد بود، حال این تفاوت می‌تواند ثابت یا تصادفی باشد، که به وسیله آزمون هاسمن سنجیده می‌شود. در این آزمون، فرض صفر برابر بودن عرض از مبدأ برای کلیه شرکتها، و فرض مقابل آن متفاوت بودن عرض از مبدأ برای حداقل دو شرکت می‌باشد. که ریشه‌ی این تفاوت در عرض از مبدأ، اثرات خاص شرکتهاست.

با بکارگیری پسماندهای OLS حاصل از مدل Pooled و پسماندهای حاصل از بکارگیری LSDV برای مدل رگرسیون Fixed، تابع نمونه‌ای آزمون را به صورت شکل زیر تعریف می‌کنیم:

$$F = \frac{(e_r^* e_r - e_u^* e_u) / (N - 1)}{e_u^* e_u / (N \cdot T - K - N)}$$

$e_r^* e_r$: مجموع مجذورات پسماندهای مدل مقید (Pooled)

$e_u^* e_u$: مجموع مجزورات پسماندهای مدل غیر مقید (LSDV)

N: تعداد مقاطع (شرکتها)

K: تعداد متغیرهای توضیحی

T: تعداد دوره‌ی زمانی

نکته مهم اینست که اگر مقدار محاسبه شده‌ی F بر اساس رابطه‌ی (3-4)، از F جدول با درجه‌ی آزادی (N-1) و N(T-1)-K بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد و در غیر این صورت، فرضیه‌ی صفر پذیرفته می‌شود. نتایج این آزمون در جدول زیر آمده است.

جدول ۵: آزمون وجود اثرات ثابت فردی برای مدل پانل شماره یک (نتایج آزمون F)

معنی‌داری	آماره F	فرض صفر؛ pooled بودن مدل
رد فرضیه‌ی صفر	۵۶/۱۸	

منبع: محاسبات محقق

جدول ۶: آزمون وجود اثرات ثابت فردی برای مدل پانل شماره دو (نتایج آزمون F)

معنی‌داری	آماره F	فرض صفر؛ pooled بودن مدل
رد فرضیه‌ی صفر	۳۳/۰۹	

منبع: محاسبات محقق

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون F که نشان داده شده است، مقدار آماره‌ی F محاسبه شده معنی‌دار می‌باشد، بنابراین فرض صفر مبنی بر Pooled بودن مدل‌های پانل به نفع پانل بودن در هر دو مدل رد می‌گردد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که هر شرکت دارای عرض از مبدأ خاص خود می‌باشد و در نظر گرفتن فقط یک عرض از مبدأ برای تمامی شرکتهای مورد مطالعه در هر دو مدل مناسب نیست.

حال که ارجحیت مدل FEM^1 نسبت به مدل Pooled در هر دو مدل اثبات شد، می‌توان تصادفی بودن این اثرات خاص فردی (REM)، را در مقابل Pooled بودن اثرات، بر اساس آزمون LM معرفی شده توسط بروش و پاگان بررسی نمود؛ این آزمون بر اساس پسماندهای حاصل از مدل مقید قرار دارد. آزمون به صورت زیر می‌باشد:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N [\sum_{t=1}^T e_{it}]^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (T\bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \approx \chi^2$$

فرض صفر و مقابل در این آزمون به صورت زیر می‌باشند:

$$\begin{cases} H_0 = \sigma_u^2 = 0 \\ H_0 = \sigma_u^2 \neq 0 \end{cases}$$

تحت فرض صفر، LM دارای توزیع خی-دو با یک درجه‌ی آزادی است. (Greene, 2002). میزان آماره‌ی خی-دو با درجه‌ی آزادی ۱ نیز برابر با ۳/۸۴ می‌باشد. لذا اگر مقدار محاسبه شده برای LM بر حسب پسماندهای حاصل از مدل مقید بزرگتر از ۳/۸۴ باشد، فرض صفر مبنی بر Pooled بودن مدل پانل، به نفع تصادفی بودن اثرات فردی (REM)، رد می‌گردد.

جدول ۷؛ نتایج حاصل از آزمون LM در مدل پانل شماره یک

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic
0.0000	۶۳	۲۱/۲۸

منبع: محاسبات محقق

جدول ۸؛ نتایج حاصل از آزمون LM در مدل پانل شماره دو

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic
0.0000	۶۳	۶۷/۳۷

منبع: محاسبات محقق

نتایج آزمون LM که در جداول بالا آمده است، قویاً فرض صفر مبنی بر مقید بودن مدل را رد نموده و نشان می‌دهند که در هر دو مدل، مدل REM به مدل مقید ارجحیت دارد.

آزمون تعیین اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی

در بخش قبل دیدیم که دو مدل FEM^1 و REM^2 هر دو بهتر از مدل مقید هستند و این بدان معناست که در هر صورت، در نظر گرفتن عرض از مبدأ خاص هر شرکت بهتر از در نظر گرفتن یک عرض از مبدأ مشترک برای همه‌ی آنها می‌باشد. این امر می‌تواند به دلیل تفاوت-هایی در برخورداری از منابع مالی، ساختارهای اقتصادی و حسابداری و فرآیندهای تصمیم-

گیری اقتصادی خاص هر شرکت باشد، که به دلایلی از جمله غیرکمی بودن، در مدل گنجانده نشده‌اند. حال باید دید که از بین این دو مدل، کدام یک گزینه‌ی بهتری است. برای انجام این گزینش، از آزمون هاسمن استفاده می‌کنیم. آزمون هاسمن به صورت زیر تنظیم می‌شود:

H_0 : بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد. (اثرات خاص فردی تصادفی می‌باشند)

H_1 : بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد. (اثرات خاص فردی ثابت می‌باشند)

آماره‌ی آزمون نیز به صورت زیر ارائه شده است:

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' (VAR(\hat{\beta}_{FE}) - VAR(\hat{\beta}_{RE}))^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \approx \chi^2$$

که در این معادله، $\hat{\beta}_{FE}$ ضریب مدل FEM، $\hat{\beta}_{RE}$ ضریب مدل REM و VAR علامت واریانس است. اگر مقدار به دست آمده از آزمون هاسمن، بیشتر از مقدار آماره‌ی خی-دو با K درجه آزادی باشد، (K تعداد متغیرهای توضیحی است)، مدل اثرات ثابت (FEM) سازگار و کارا و مدل اثرات تصادفی (REM) ناسازگار خواهند بود. اما اگر مقدار به دست آمده برای آزمون هاسمن کمتر از مقدار آماره‌ی خی-دو باشد، برآوردهای REM سازگار و کارا، و برآوردهای FEM سازگار اما ناکارا خواهند بود. (Johnston, 1997)

در اینجا، ابتدا رگرسیون را با اثرات تصادفی تخمین زده و سپس از آزمون هاسمن برای آزمودن ثابت بودن اثرات فردی در مقابل تصادفی بودن اثرات رگرسیون استفاده می‌شود. فرض صفر در آزمون هاسمن مبنی بر تصادفی بودن اثرات فردی است. اگر مقدار آماره‌ی محاسبه شده در ناحیه‌ی بحرانی واقع شود، فرض تصادفی بودن اثرات به نفع ثابت بودن اثرات فردی رد می‌شود. نتایج این آزمون در جدول زیر آورده شده است.

جدول ۹؛ نتایج آزمون هاسمن برای Fixed یا Random بودن مدل پانل شماره یک

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic
0.0000	۴	۱۰۲/۱۸

منبع: محاسبات محقق

جدول ۱۰؛ نتایج آزمون هاسمن برای Fixed یا Random بودن مدل پانل شماره دو

Prob.	Chi-Sq. d.f.	Chi-Sq. Statistic
0.0000	۴	۵۱/۲۰

منبع: محاسبات محقق

با توجه به نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین ثابت بودن اثرات فردی و تصادفی بودن این اثرات، که در جدول فوق نشان داده شده است، در هر دو مدل، فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن اثرات فردی به نفع ثابت بودن این اثرات قویاً رد می‌گردد. به عبارت دیگر، بین اثرات تصادفی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و این به معنی مناسب بودن مدل FEM است. لذا در قسمت نتایج تحقیق، در هر دو مدل، مدل‌های پانل با اثرات ثابت فردی برآورد می‌گردند و نتایج آن‌ها تفسیر می‌شود. خروجی نرم‌افزار مربوط به آزمون هاسمن در پیوست آمده است.

نتایج برآورد مدل

همچنان که در بخش‌های قبل گزارش شد، نتایج آزمون‌های تشخیص F و هاسمن نشان می‌دهند که مدل‌های پانلی دارای اثرات فردی ثابت می‌باشند. در این قسمت به برآورد و تفسیر این مدل‌ها می‌پردازیم. نتایج حاصل از برآورد این مدل‌ها در جدول زیر آمده است.

$$cscore_{it} = \beta_0 + \beta_1 size_{it} + eit$$

$$cscore_{it} = \beta_0 + \beta_2 relations_{it} + eit$$

که در آن $cscore$ درجه محافظه کاری شرکت i ام در سال t ام، $size$ اندازه شرکت i ام در سال t ام، $relations$ روابط سیاسی شرکت i ام در سال t ام به عنوان متغیر توضیحی می‌باشد.

جدول ۱۱؛ نتایج برآورد مدل پانل با اثرات ثابت فردی در مدل شماره یک

میزان احتمال	آماره t	میزان ضریب	مدل اثرات ثابت فردی
۰/۰۰	۵/۱۱	۴۲/۰۸	عرض از مبدأ
۰/۰۱	۳/۱۹	۴/۷۲	ضریب متغیر اندازه شرکت
$R^2 = ۰/۹۵۱$		$D.W = ۲/۲۳$	

منبع: محاسبات محقق

همانطور که در جدول بالا نشان داده شده است، متغیر اندازه شرکتها تأثیر معنی داری، بر میزان درجه محافظه کاری شرکت های مدنظر در این تحقیق و در سطح معنی داری بالا (سطح خطای ۵ درصد) دارد. متغیر اندازه شرکتهای مورد مطالعه که در این تحقیق از لگاریتم طبیعی دارایی های شرکتها استفاده شده است در سطح خطای ۱ درصد دارای رابطه مثبت و معنی داری با متغیر درجه محافظه کاری شرکت ها می باشد. بعبارت دیگر در سطح اطمینان ۹۹ درصد، بیشتر شده اندازه شرکتها و بزرگ تر شدن آنها، سبب بالا رفتن درجه محافظه کاری آنها می گردد. میزان ضریب تخمین زده شده برای این متغیر $4/72$ می باشد که به نوعی نشان دهنده این مطلب است که اگر اندازه شرکت به میزان یک درصد افزایش پیدا کند، درجه محافظه کاری آن شرکت به میزان بیش از یک درصد ($4/72$ درصد) افزایش می یابد.

مدل تخمین زده شده، قدرت توضیح دهندگی بسیار بالایی در رفتار میزان درجه محافظه کاری دارند. (در حدود $95/1$ درصد) همچنان که نشان داده شده است، به عبارت دیگر تغییرات متغیرهای توضیحی ارائه شده در این تحقیق می تواند در حدود ۹۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته (درجه محافظه کاری شرکت های مورد مطالعه) را توضیح دهد. مقدار آماره ی دورین-واتسن در محدوده ی قابل قبول خود می باشد و این می تواند نشان دهنده ی عدم وجود خودهمبستگی متغیر وابسته باشد. (در حدود $2/23$)

جدول ۱۲؛ نتایج برآورد مدل پانل با اثرات ثابت فردی در مدل شماره دو

میزان احتمال	آماره t	میزان ضریب	مدل اثرات ثابت فردی
۰/۰۰	۴/۹۸	۱۲/۷۶	عرض از مبدأ
۰/۰۴	۲/۱۹	-۰/۵۴	ضریب متغیر روابط سیاسی
$R^2 = 0/898$		$D.W = 1/87$	

منبع: محاسبات محقق

همچنین متغیر روابط سیاسی که برای شرکت های دارای روابط سیاسی عدد یک و برای شرکت های فاقد رابطه سیاسی عدد صفر در نظر گرفته شده است، در سطح خطای ۴ درصد دارای رابطه منفی و معنی داری با متغیر درجه محافظه کاری شرکت ها می باشد. بعبارت دیگر در سطح اطمینان ۹۶ درصد، بیشتر شده رابطه سیاسی شرکتها و وابسته بودن مدیریت شرکت به

نهادها و افراد سیاسی، سبب کاهش یافتن درجه محافظه کاری آنها می گردد. میزان ضریب تخمین زده شده برای این متغیر ۰/۵۴- می باشد که به نوعی نشان دهنده این مطلب است که اگر شرکت دارای روابط سیاسی باشد، درجه محافظه کاری آن شرکت نسبت به شرکت هایی که فاقد روابط سیاسی می باشند، کاهش یافته است.

مدل تخمین زده شده، قدرت توضیح دهندگی بسیار بالایی در رفتار میزان درجه محافظه کاری دارند. (در حدود ۸۹/۸ درصد) همچنان که نشان داده شده است، به عبارت دیگر تغییرات متغیرهای توضیحی ارائه شده در این تحقیق می تواند در حدود ۸۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته (درجه محافظه کاری شرکت های مورد مطالعه) را توضیح دهد. مقدار آماره ی دوربین-واتسن در محدوده ی قابل قبول خود می باشد و این می تواند نشان دهنده ی عدم وجود خودهمبستگی متغیر وابسته باشد. (در حدود ۱/۸۷)

۶- نتیجه گیری و پیشنهادات

در این تحقیق به بررسی تأثیر متغیرهای اندازه شرکت و روابط سیاسی بر درجه محافظه کاری شرکت های پذیرفته شده در بازار بورس تهران پرداخته شد. برای اینکار از اطلاعات موجود برای ۶۴ شرکت فعال در بورس استفاده شده است. با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون فرضیه ها مشخص شد که متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق از جمله عوامل موثر بر میزان درجه محافظه کاری شرکت های بورسی هستند و نتایج نشان داد.

الف: بین اندازه شرکت با درجه محافظه کاری شرکت های مورد مطالعه رابطه مستقیم و مثبتی وجود دارد که حاکی از آن است که با افزایش اندازه شرکت، میزان محافظه کاری افزایش خواهد یافت و بالعکس آن نیز صادق است. به عبارت دیگر هرچه شرکتی بزرگتر باشد و دارای ارزش دارایی های بالاتری باشد، میزان محافظه کاری آن نیز بالاتر خواهد بود و به نوعی می توان گفت شرکت محافظه کارتر می باشد. این نتیجه در تحقیقات ابراهیمی کردلر و شهریار (۱۳۸۸) و مهرانی، وافی ثانی وحلاج (۱۳۸۹) رد شده و در تحقیقات احمد و همکاران (۲۰۰۲) و بنی مهد و باغبانی (۱۳۸۸) مورد تأیید واقع شده است.

حداقل به سه دلیل انتظار می رود بین اندازه ی شرکت و محافظه کاری رابطه برقرار باشد:

۱. فرضیه ی هزینه های سیاسی

۲. فرضیه ی تأثیر تجمیعی رویدادها (اخبار)

۳. فرضیه ی افشا (یا عدم تقارن اطلاعاتی)

فرضیه اول، پیش بینی می کند که شرکت های بزرگ تر سودهای محافظه کارانه تری را گزارش کنند، در حالی که فرضیه های تأثیر تجمیعی و عدم تقارن اطلاعاتی بیان می کنند که در سود گزارش شده توسط شرکت های بزرگتر محافظه کاری کمتری لحاظ شده است. که بر اساس نتایج این تحقیق می توان گفت نتایج فرضیه اول مورد تأیید قرار گرفته است. به همین منظور واتس و زیمرمن (۱۹۸۶) بیان کرده اند که صاحبان قدرت انگیزه دارند که برای انتقال ثروت از شرکت ها به خودشان یا سایر ذی نفعان موضع بگیرند. این مواضع به شکل الزام بعضی از شرکت ها به پرداخت مبالغی برای موارد اجتماعی (آلودگی محیط زیست، زلزله، جنگ و ...) تحمیل نرخهای مالیات بالاتر یا محروم کردن آنها از بعضی از مزایا و حقوق صورت می گیرد. هزینه های تحمیل شده به شرکت ها تابعی از اندازه ی آن ها است، زیرا شرکت های کوچکتر کمتر مورد توجه هستند و بنابراین کمتر در معرض انتقال سیاسی ثروت واقع می شوند؛ در نتیجه شرکتهای بزرگ که تحت فشارهای سیاسی هستند، انگیزه بیشتری برای استفاده از رویه های کاهنده سود خالص و در نتیجه حسابداری محافظه کارانه دارند.

ب: بین متغیرهای روابط سیاسی با درجه محافظه کاری شرکت های مورد مطالعه رابطه منفی و معنی داری وجود دارد که حاکی از آن است که با افزایش روابط سیاسی، میزان محافظه کاری کاهش خواهد یافت و بالعکس آن نیز صادق است. به عبارت دیگر هرچه شرکتهای دارای روابط سیاسی بیشتری باشد، میزان محافظه کاری آن کمتر خواهد بود. بنابراین می توان گفت این شرکتهای در انجام فعالیت های اقتصادی خود نسبت به شرکت هایی که فاقد رابطه سیاسی می باشند، محافظه کاری کمتری از خود نشان می دهند و ریسک کمتری دارند. این نتیجه در تحقیقات ابراهیمی کردلر و شهریاری (۱۳۸۸)، چن و دیگران (۲۰۱۱) و بنی مهد و باغبانی (۱۳۸۸) رد شده و در تحقیقات محمد و همکاران (۲۰۱۱)، لئوز و ابرهولزرگی (۲۰۰۶)، گاناسکاراج و همکاران (۲۰۰۷) و بوبکری و دیگران (۲۰۱۲) مورد تأیید واقع شده است. در تجزیه و تحلیل این نتیجه می توان بیان نمود که روابط سیاسی ارزش شرکت را تحت تاثیر قرار داده و منجر به نوسان در ارزش شرکتهای دارای روابط سیاسی بیشتر از چیزی که حرکت بازار

بتواند توضیح دهد، می‌گردد. به عبارت دیگر بازدهی شرکتهای دارای روابط سیاسی به طور قابل ملاحظه‌ای متفاوت با همتایان بدون روابط سیاسی آنهاست. و وجود چنین روابطی در هر کشور، باعث رشد شاخص فساد جهانی می‌گردد و احتمال رانت بازی و ظهور سرمایه داری رابطه‌ای را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر شرکتهای دارای روابط سیاسی با موسسات حسابرسی بزرگ شناخته شده و دارای کیفیت بالا، کمتر قرارداد حسابرسی امضا می‌کنند و در مقایسه با شرکتهای بدون روابط سیاسی مشابه، زیان را به موقع شناسائی نکرده و اقدام تعهدی اختیاری بیشتری دارند. آنها همچنین از شفافیت کمتری نسبت به همتایان بدون روابط سیاسی خود برخوردارند. همچنین شرکتهائی که به تازگی روابط سیاسی برقرار کرده اند تمایل بیشتری برای تغییر به موسسه حسابرسی کوچک نسبت به شرکتهای بدون تغییر در روابط سیاسی دارند. نهایتاً عملکرد شرکتهای دارای روابط سیاسی بعد از پذیرش در بورس به مراتب بهتر از عملکرد شرکتهای بدون روابط سیاسی می‌گردد.

۷- منابع

- بنی مهد، بهمن، (۱۳۸۵)، تبیین و ارائه الگو برای اندازه گیری محافظه کاری حسابداری، رساله دکتری، دانشگاه علوم و تحقیقات
- تاری وردی، یداله، (۱۳۸۳)، حسابداری مالی جلد اول (حسابداری میانه)، انتشارات عابدان ص ۱۸
- مجتهد زاده، ویدا، (۱۳۸۰)، محافظه کاری، مجله حسابداری، شماره صد و چهل و پنج، ص ۲۴-۲۲
- رضازاده، جواد و عبدالله آزاد، ۱۳۸۷، رابطه‌ی بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارشگری مالی، بررسیهای
- آزاد، عبدالله، ۱۳۸۸، تعریف و مفهوم محافظه کاری در حسابداری، فصلنامه‌ی حسابداری. رسمی شماره‌ی ۸ (پیاپی ۲۰)، صص ۱۲۵-۱۲۹
- آذر، عادل و مؤمنی، منصور (۱۳۸۳)، آمار و کاربرد آن در مدیریت، انتشارات سمت، چاپ دهم
- آزاد، عبدالله (۱۳۸۸)، تعریف و مفهوم محافظه کاری در حسابداری، مجله حسابداری، صص ۱۲۵-۱۳۰
- ادهم، علیرضا (۱۳۸۶)، نقش محافظه کاری حسابداری در کیفیت سود و بازده سهام، دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات
- بنی مهد، بهمن (۱۳۸۵)، تبیین و ارائه الگویی برای اندازه گیری محافظه کاری حسابداری، رساله دکتری، دانشگاه آزاد علوم تحقیقات

_____ بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی، اندازه و محافظه کاری و ...

گزارشگری مالی، بررسیهای حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۸۰: ۵۴
کردستانی، غلامرضا و مجدی ضیاء الدین، بررسی رابطه بین ویژگیهای کیفی و هزینه سرمایه سهام عادی،
بررسیهای حسابداری و حسابرسی، دوره چهاردهم، شماره ۱۳۸۶، ۴۹،
کمیته ی فنی سازمان حسابرسی، ۱۳۸۶، استانداردهای حسابداری، تهران: سازمان حسابرسی، نشریه
۱۶۰ص ۲۲-۲۲

مجتهد زاده، ویدا، (۱۳۸۰)، محافظه کاری، مجله حسابداری، شماره صد و چهل و پنج، ص ۲۴
محرومی رامین. (۱۳۸۸) رابطه ارزش اطلاعات مالی حسابداری محافظهکارانه و غیر محافظه کارانه.
پایان نامه

کارشناسی ارشد. دانشگاه شهید باهنر کرمان
مهرانی، ساسان، حلاج و حسنی، بررسی محافظه کاری در سود حسابداری و رابطه آن با ارقام تعهدی
در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری، شماره سوم، ۱۳۸۸
ادهم، نقش محافظه کاری حسابداری در کیفیت سود و بازده سهام، دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات،
۱۳۸۶

بنی مهد، بهمن، تبیین و ارائه الگویی برای اندازه گیری محافظه کاری حسابداری، رساله دکتری، دانشگاه آزاد
علوم تحقیقات، ۱۳۸۵

رضازاده، جواد و عبدالله، آزاد، (زمستان ۱۳۸۷) رابطه ی بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در
گزارشگری مالی، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۵۴: ۸۰-۶۳
شوروزی، محمد رضا و خاندوزی، برزگر، نبود تقارن اطلاعاتی و نقش اطلاعاتی محافظه کاری، ماهنامه
حسابدار، سال بیست و چهارم، ۱۳۸۸، شماره ۲۳: ۱۵-۲۹.

علی، ابراهیمی کردلر و علی رضا، شهریاری. (پاییز ۱۳۸۸). بررسی رابطه بین هزینه های سیاسی (فرضیه
سیاسی و محافظه کاری در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶
شماره ۵۷، ۳-۱۶

کردستانی، غلامرضا و مجدی ضیاء الدین، بررسی رابطه بین ویژگی های کیفی و هزینه سرمایه سهام عادی،
بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره چهاردهم، شماره ۴۹: ۷۸-۹۱، ۱۳۸۶.
مهرانی، ساسان، حلاج و حسنی، بررسی محافظه کاری در سود حسابداری و رابطه آن با ارقام تعهدی در
بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری، شماره سوم-۵۵-۷۲، ۱۳۸۸

- Artiacha, T.C. Clarkson, P.M.(2011). Disclosure, conservatism and the cost of equity capital: A review of the foundation literature. *Accounting and Finance* 51 (2011) 2–49
- Ball, R, S.P, Kothari (2007); “Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficient and accounting conservatism” ; *online*; <http://www.ssrn.com>
- Ball, R, S.P, Kothari & A, Robin (2000); " The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings"; *Journal of Accounting & Economics*; vol. 29; pp 1-52.
- Ball, R, S. and Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting & Economics* 39: 83-128.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24: 3-37.
- Basu, S. (2005). Discussion of "Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling." *Review of Accounting Studies* 10: 311-321.
- Bauwhede, H.W. (2007). The Impact of Conservatism on the Cost of Debt: Conditional versus Unconditional Conservatism. Vlerick Leuven Gent Management School. <http://www.proquest.com>
- Bigusy, J. Schachnerzund, L. Stein, I.(2009) Relationship Lending and Conservative Accounting? <http://www.proquest.com>
- Callen, J.L. Segal, d.e. Hope, a. (2009). The pricing of conservative accounting and the measurement of conservatism at the firm-year level. <http://www.ssrn.com>.
- Folsom, D.M (2009); “Competitive Structure and Conditional Accounting Conservatism”; A thesis submitted in partial fulfillment of the requirements for the Doctor of Philosophy degree in Business Administration in the Graduate College of The University of Iowa”; *online*; <http://www.proquest.com>
- Francis, J and et al (2004); ”Cost of Capital and Earnings Attributes”; *Accounting Review* vol.79; PP 967-1010.
- Iatridis, G.E (2011). Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism. *International Review of Financial Analysis*. 20 (2011) 88–102
- Xi Liy, x. (2010). Accounting conservatism and the cost of capital: international analysis. London Business School. . <http://www.proquest.com>
- Bliss, M.A. & Gul, F.A., (2012). Political connection and cost of debt: Some Malaysian evidence. *Journal of Banking and Finance*, 36 (5): 1520–1527.
- Boubakri, N., Guedhami, O., Mishra, D., Saffar, W. (2012). Political connections and the cost of equity capital. *Journal of Corporate Finance*, 18 (3): 541–559.
- Chaney, P.K., Faccio, M., Parsley, D. (2011). The quality of accounting information in politically connected firms. *Journal of Accounting and Economics*, 51(1&2): 58-76.
- Charumilind, C., Kali, R., Wiwattanakitang, Y. (2006). Connected lending: Thailand before the financial crisis. *Journal of Business*, 79 (1): 181–218.

- Chen, C.J.P., Ding, Y. & Kim, C. (2010). High-level politically connected firms, corruption, and analyst forecast accuracy around the word. *Journal of International Business Studies*, 41, 1505–1524. DOI:10.1057/JIBS.2010.27.
- Dinc, I.S. (2005). Politicians and banks: Political influences on government-owned banks in emerging countries. *Journal of Financial Economics*, 77 (2): 453–479.
- Ebrahimi Kordlar, A. & Erabi, M. (2010). Ownership concentration and earnings quality in the companies listed in Tehran Stock Exchange. *Financial Accounting Researches*, 2 (4): 95-110. (in Persian)
- EI Ghoul, S., Guedhami, O. & Pittman, J. (2011). Cross-country evidence on the importance of Big Four auditors to equity pricing: The mediating role of the legal institutions. Unpublished working paper. University of Alberta.
- Aning Sejati, Y. 2009, Political connections and earnings quality : evidence from Malaysia. phd issertation, Oklahoma state university
- Ball, R., A. Robin, and J. S. Wu. 2003. Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting & Economics* 36 (1-3):235-270.
- Ball, R., S. P. Kothari, and A. Robin. 2000. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting & Economics* 29 (1):1-52.
- Braggion Fabio and Lyndon Moore March 10, 2011 The Economic Benefits of Political Connections in Late Victorian Britain
- Boubakri, Narjess, Omrane Guedhami Dev Mishra, Walid Saffar, 2012, Political connections and the cost of equity capital *Journal of Corporate Finance* journal homepage: www.elsevier.com/locate/jcorpfin
- Boubakri, N., Claude, J., Saffar, W., 2012, The impact of political connections on firms operating performance and financing decisions, *The Journal of Financial Research* • Vol. XXXV, No. 3 • 397-423
- Bushman, R. M., and J. D. Piotroski. 2006. Financial reporting incentives for conservative accounting: The influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting & Economics* 42 (1/2):107-148.
- Bushman, R. M., J. D. Piotroski, and A. J. Smith. 2004. What Determines Corporate Transparency? *Journal of Accounting Research* 42 (2):207-252.
- Chaney, P. K., M. Faccio, and D. C. Parsley. 2012. The Quality of Accounting Information in Politically Connected Firms. Working paper, Vanderbilt University.
- Carretta, A., 2012 [Do Political Connections Affect Banking ... - Wiley Online Library](http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1740-4762.2012...x/pdf)
- Chen, C. J. P., Y. Ding, and C. Kim. 2011. Political connection, legal enforcement and analysts' forecast characteristics. Working paper, City University of Hong Kong.
- Cheng, Q., and T. D. Warfield. 2005. Equity Incentives and Earnings Management. *The Accounting Review* 80 (2):441-476.

- Cull, R., and L. C. Xu. 2005. Institutions, ownership, and finance: the determinants of profit reinvestment among Chinese firms. *Journal of Financial Economics* 77 (1):117-146.
- Datta .D, 2012 [Political Connection and Firm Value – Theory and Indian Evidence ...](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm) papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm
- Dechow, P. M., and I. D. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77:35-59.
- Dinc, I. S. 2005. Politicians and banks: Political influences on government-owned banks in emerging markets. *Journal of Financial Economics* 77 (2).
- Faccio, M., R. W. Masulis, and J. J. McConnell. 2006. Political Connections and Corporate Bailouts. *The Journal of Finance* 61 (6).
- Fisman, R. 2001. Estimating the value of political connections. *The American Economic Review* 91 (4).
- Gul, F. A. 2006. Auditors' Response to Political Connections and Cronyism in Malaysia. *Journal of Accounting Research* 44 (5):931-963.
- Johnson, S., and T. Mitton. 2003. Cronyism and capital controls: evidence from Malaysia. *Journal of Financial Economics* 67 (2):351-382.
- Niessen S. Ruenzi, ۲۰۱۲ Political Connectedness and Firm Performance: Evidence From Germany. CFR-Working Paper NO. 07-15
- Palepu, K., P. M. Healy, and V. L. Bernard. 2003. *Business analysis & Valuation: Using Financial Statements Text and Cases*. 3 ed: Thomson Learning. evidence of patronage in Indonesia., University of Colorado at Boulder, Boulder.
- Srinidhi B, H Zhang, T Zhang , 2012 [Auditor Choice and Earnings Quality in Politically Connected Firms: Evidence from Private Sector Firms in China](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm) SSRN 2000621- papers.ssrn.com
- [Tsipouridou, Maria, Charalambos Spathis 2012, Earnings management and the role of auditors in an unusual IFRS context: The case of Greece., Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, Volume 21.](#)
- Wang, D. 2006. Founding Family Ownership and Earnings Quality. *Journal of Accounting Research* 44 (3): 619-656.