Arch

رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن نقش متغیرهای تعدیل گر کیفیت گزارشگری مالی و کیفیت حسابرسی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

احمد ملکان[۱] ، دکتر علی کیائی[۲]

۱-کارشناسی ارشد، رشته حسابرسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شرق، تهران، ایران.

۲-دکتری، استادیار، ر شته حسابداری و حسابرسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شرق، تهران، ایران.

چکیده

در پژوهش حاضر به بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن نقش متغیرهای تعدیل گر کیفیت گزارشگری مالی و کیفیت حسابرسی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش گردآوری داده ها در گروه پژوهش های توصیفی- همبستگی قرار دارد. به منظور انتخاب حجم نمونه از روش نمونه گیری حذف سیستماتیک استفاده شد که با توجه به شروط در نظر گرفته شده، در نهایت ۱۵۱ شرکت در دوره زمانی ۹ ساله بین سال های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۸ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برای بررسی فرضیه ها از روش های مربوط به رگرسیون چندمتغیره با استفاده از نرم افزار Eviews8 و با استفاده از روش داده های تلفیقی بهره گرفته شده است. نتایج به دست آمده در این مطالعه نشان می دهند که بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. هم چنین، کیفیت گزارشگری مالی و اندازه حسابرس دارای اثر معکوس و معناداری بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها داشته اند و این در حالی است که اثر تخصص در صنعت حسابرس بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها معنادار به دست نیامده است.

واژگان کلیدی: ارتباطات سیاسی، ریسک سقوط قیمت سهام، کیفیت گزارشگری مالی، کیفیت حسابرس

www.SID.ir

Arch

مقدمه

اثر روابط سیاسی بر سازمان های تجاری بسیار مورد توجه پژوهش ها در سطح جهانی بوده است. مدیران و مدیران ارشد اجرایی که روابط سیاسی قوی دارند هم در اقتصادهای نوظهور و هم در اقتصادهای توسعه یافته، در شرکت های پذیرفته شده مشغول به کار می باشند(دینگ و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۴). مدیران دارای روابط سیاسی قدرتمند هستند چون می توانند مزیت های زیادی را با استفاده از پیوند و روابط خود با سیاستمداران مورد بهره کشی قرار بدهند. آن ها می توانند از قدرت سیاسی خود برای تقویت موقعیت و منسب خود استفاده کنند و بر پیامدها و نتایج شرکت اثر بگذارند. مطالعات پیشین اثر روابط سیاسی بر ارزش شرکت(نیسمن، ۲۰۰۱: ۱۲)، دسترسی بر تأمین مالی(کلاسنس و همکاران، ۲۰۰۸: ۶۴)، نرخ مالیات(آدمیکاری و همکاران، ۲۰۰۶: ۲۱)، هزینه ی بدهی و سرمایه سهام(بلیس و گول، ۲۰۱۲: ۳۷؛ بوبکری و همکاران، ۲۰۱۲: ۴۲) و کیفیت گزارش دهی مالی را بررسی کرده اند. از دیدگاه مزیت، استدلال استقلال منابع نشان می دهد که روابط سیاسی منبعی برای شرکت است. مطابق با این دیدگاه، مطالعات پیشین دریافتند که روابط سیاسی قوانین مالیات را برای شرکت راحت تر می نماید، راحتی تأمین مالی برای شرکت را افزایش می دهد و برای شرکت به وجود می آورد(فاسیو، ۲۰۰۶: ۱۱؛ کلاسنز و همکاران، ۲۰۰۸: ۳۰، بلیس و گول، ۲۰۱۲: ۵۱، بوبکری و همکاران، ۲۰۱۲: ۳۳). در مقابل برخی منتقدان استدلال نمودند که سیاست های دولت و قوانین آن محیطی نامطمئن ایجاد می نماید و هزینه های معاملات را افزایش می دهد. جوهانسون و میتون(۲۰۰۳: ۱۹) دریافتند که شرکت های دارای روابط سیاسی کارآمدی کمتری دارند. سایر مطالعات نشان می دهند که شرکت های دارای روابط سیاسی منابع خاصی را به فعالیت های مربوط به اجاره اختصاص می دهند. بنابراین، مزیت های اصلی از روابط سیاسی کاهش می یابد(فن و همکاران، ۲۰۱۳: ۷۱؛ فاسیو، ۲۰۱۵: ۸۲). انتشار گزارش های مالی به منظور ادای وظیفه ی پاسخگویی مدیران در برابر استفاده کنندگان و ذی نفعان شرکتی است. به همین دلیل، شفافیت در گزارش های مالی بر فرآیند تصمیم گیری و کاهش مخاطرات مربوط تاثیر گذار است. ولی با توجه به شکاف بر خاسته از تضاد نمایندگی بین مدیریت و مالکیت از کجا می توان اطمینان یافت اطلاعات گزارش شده گویای واقعیت و پاسخگویی منصفانه ی مدیریت است. از دید استفاده کنندگان، اطلاعاتی اعتماد پذیر است که یک سازمان مستقل بر فرآیند گزارشگری آن نظارت کرده باشد. اتفاق های جهانی از جمله بحران های اقتصادی منجر به پررنگترشدن نقش اساسی گزارش های مالی قابل اعتماد و باکیفیت شده است. این اتفاق ها همچنین نشانگر اهمیت کیفیت حسابرسی در دیگر جنبه ها و زمینه های گزارشگری مالی است(محمدزاده سالطه، ۱۳۹۵: ۱۹). از این رو، در پژوهش حاضر به بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن نقش متغیرهای تعدیل گر کیفیت گزارشگری مالی و کیفیت حسابرسی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است.

www.SID.ir

مبانی نظری پژوهش

موسسات حسابرسی معمولا بر اساس اندازه، به دو نوع شرکت های بزرگ حسابرسی و شرکت های کوچک حسابرسی طبقه بندی می شوند. بارها کیفیت حسابرسی موسسات حسابرسی مورد بحث قرار گرفت. بنابر استدلال دی انجلو(۱۹۸۱: ۸) شرکت های بزرگ حسابرسی کیفیت حسابرسی بالاتری دارند. از زمان دی آنجلو به بعد بسیاری از مطالعات ادعا کردند که این مفهوم منطقی است(برگلوند و همکاران، ۲۰۱۸: ۱۶؛ دیچو و اسکراند، ۲۰۰۴: ۲۱؛ اشلمان و گیو، ۲۰۱۴: ۱۵؛ گیجر و راما، ۲۰۰۶: ۱۹؛ لنوکس، ۱۹۹۹: ۸). از آنجا که موسسات بزرگ حساب رسی دارای منابع متمایز،توانایی های فناوری و فنی بالاتری هستند قادرند خدمات خود را از سایر موسسات حسابرسی، جهت ارائه حسابرسی با کیفیت تر، متمایز کنند(سیرویس، ۲۰۰۹: ۱۳). این مطالعه به بررسی چگونگی تاثیر نوع حسابرس بر کیفیت حسابرسی می پردازد و نتایج تحقیقات پیشین را بسط می دهد. در مرحله اول، تحقیقات موجود در زمینه حسابرسی به تأثیر شرکت های حسابرسی بزرگ بر مدیریت سود پرداختند، اما مطالعه ما به دنبال ارتباط سایر انواع حسابرس با مدیریت سود به عنوان یک پروکسی معکوس کیفیت حسابرسی است. مطالعه ما با ارائه شواهد نشان می دهد که شرکت های حسابرسی وابسته به موسسات حسابرسی خارجی کیفیت حسابرسی بالاتری دارند. در ثانی، در بیشتر تحقیقات قبل از شرکت های بزرگ حسابرسی به عنوان پروکسی کیفیت حساب رسی استفاده شده است، اما ما با استفاده از محیط قانونی کاملاً محدود دامنه تحقیقاتی در این زمینه را گسترش دادیم(عبدالهک و همکاران، ۲۰۱۹: ۲۳).

نتایج ما نشان می دهد که شرکت های بزرگ حساب رسی با کیفیت حسابرسی ارتباط ندارند. ثالثاً، در محیط دارای ضعف سازمانی و قانونی نوع حسابرس (حسابرسان محلی، دولتی و حسابرسان وابسته به حسابرسان خارجی) بر کیفیت حسابرسی تأثیر می گذارد. در این حالت، نتایج ما نشان می دهد که موسسات حسابرسی داخلی (وابسته به خارج از کشور) دارای ارتباط منفی (مثبت) با کیفیت حسابرسی هستند. نتایج ما نشان می دهد که نه تنها شرکت های بزرگ حسابرسی بلکه سایر حسابرسان خارجی مانند حسابرسان رده دوم و سوم نیز باید به عنوان عوامل موثر بر کیفیت حسابرسی در نظر گرفته شوند. برخلاف این تصور دیرینه، آرتور اندرسن شواهد غیرقابل انکاری از کیفیت حسابرسی ضعیف شرکت های حسابرسی بزرگ ارائه داد. آرتور اندرسن تا زمان رسوایی انرون یکی از پنج شرکت بزرگ حسابرسی و حساب داری در دنیا بود. انرون در سال ۲۰۰۱ قبل از ورشکستگی،یکی از شرکت های پیشرفته در زمینه های: برق، گاز طبیعی، ارتباطات و کاغذ در ایالت متحده امریکا و جهان بود. تخلفات حسابداری بزرگی در انرون رخ داد که آرتور اندرسن نتوانست آن را شناسایی کند و این یکی از بزرگترین شکست های حسابرسی در آن زمان بود(لی، ۲۰۱۰: ۱۳؛ نلسون و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۷). در نتیجه، مطبوعات مالی و مردم از حرفه حسابرسی انتقاد می کنند و سطح کیفیت شرکت های بزرگ حسابرسی را زیر سوال می برند.بر اساس این انتقادات، خودتنظیمی حرفه حسابرسی خاتمه یافته و قانون ساربینز- آکسلی تصویب شد. هیئت نظارت حساب داری شرکت سهامی عام برای نظارت بر حرفه حسابرسی تاسیس شد(فرانسیس، ۲۰۰۴: ۲۲). علاوه بر آنچه در دنیای واقعی ثبت شده است در تحقیقات پیشین شواهد قطعی و مشترکی در مورد کیفیت حسابرسی شرکت های بزرگ حسابرسی ارائه نشد. برای مثال لارنس و همکاران

www.SID.ir

(۲۰۱۱: ۱۱) گزارش دادند که بر اساس سه پروکسی کیفیت حسابرسی شرکت های بزرگ حسابرسی با شرکت های کوچک حسابرسی تفاوت چندانی ندارند. برگلوند و همکاران(۲۰۱۸: ۹) به این نتیجه رسیدند که شواهد تجربی در مورد ارتباط بین نظر حسابرس برای ادامه فعالیت و اندازه حسابرس قابل استنتاج نیست(الدیاستی و همکاران، ۲۰۲۰: ۱۵).

پیشینه پژوهش

در ارتباط با موضوع پژوهش و در مطالعات داخلی، نبی زاده و همکاران (۱۳۹۹: ۱۹) دریافتند ارتباطات سیاسی بر رابطه بین تداوم دوره تصدی حسابرس و کیفیت گزارشگری مالی تاثیر منفی و معناداری دارد. همچنین نتایج حاکی از آن است که ارتباطات سیاسی بر رابطه بین تخصص موسسه حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی تاثیر منفی و معناداری دارد ولی نتیجه ای مبنی بر تاثیر ارتباطات سیاسی بر رابطه بین اندازه موسسه حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی یافت نشد. مرادیان و همکاران (۱۳۹۹: ۱۰) نشان دادند که ارتباطات سیاسی اثر منفی و معناداری بر انتخاب حسابرس بزرگ دارد، ارتباطات سیاسی اثر منفی و معناداری بر شفافیت اطلاعات حسابداری دارد، برهم کنش بین ارتباطات سیاسی و حضور حسابرس بزرگ اثر معناداری بر شفافیت اطلاعات حسابداری ندارد. ارجمند (۱۳۹۹: ۱۲) ثابت کرد که ارتباطات سیاسی با اندازه موسسه حسابرسی ودوره تصدی حسابرس رابطه معکوس و معناداری دارد.و با تخصص حسابرس در صنعت رابطه معناداری ندارد. همچنین سهامداران نهادی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و اندازه موسسه حسابرسی تاثیر ندارد اما تمرکز مالکیت بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و اندازه موسسه حسابرسی تاثیرمثبت و معناداری دارد. همچنین سهامداران نهادی و تمرکز مالکیت بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و تخصص حسابرس در صنعت تاثیر ندارد. و همچنین سهامداران نهادی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و دوره تصدی حسابرس بی تاثیر بوده و تمرکز مالکیت بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و دوره تصدی حسابرس تاثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین نتایج نشان داد بین ارتباطات سیاسی و شفافیت حسابداری رابطه معناداری وجود ندارد. متین فرد و همکاران (۱۳۹۹: ۵۵)، در پژوهشی به بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر انتخاب حسابرس بزرگ و شفافیت اطلاعات حسابداری پرداختند. نتایج تجزیه و تحلیل نشان داد که ارتباطات سیاسی اثر منفی و معناداری بر انتخاب حسابرس بزرگ دارد، ارتباطات سیاسی اثر منفی و معناداری بر شفافیت اطلاعات حسابداری دارد، و اینکه برهم کنش بین ارتباطات سیاسی و حضور حسابرس بزرگ اثر معناداری بر شفافیت اطلاعات حسابداری ندارد. مرادی و همکاران (۱۳۹۶: ۴۰) بیان داشت که هموارسازی سود بر ریسک سقوط قیمت سهام تاثیر مثبت و معناداری دارد. اما از نظر آماری؛ تاثیر سهامداران نهادی در تعدیل اثر هموارسازی سود بر ریسک سقوط قیمت سهام معنادار نبود. نتایج پژوهش فروغی و همکاران (۱۳۹۵: ۶۴) حاکی از آن است که سررسید بدهی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام تأثیر منفی دارد. به بیان دیگر با کوتاه تر شدن سررسید بدهی احتمال ریسک سقوط قیمت سهام نیز کاهش پیدا می کند. رفیع زاده و همکاران (۱۳۹۵: ۳۴) اعلام کردند که بین کمیته حسابرسی و حق الزحمه حسابرسی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه ی معناداری وجود دارد. ارتباطات سیاسی هیأت مدیره بر رابطه بین کمیته حسابرسی و حق الزحمه حسابرسی شرکت های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

www.SID.ir

Arch

هم چنین، در مطالعات خارجی فانگ و همکاران (۲۰۲۰: ۴۲) در نشان دادند که اولا رابطه معناداری بین ارتباطات سیاسی و ریسک افت آتی قیمت سهام شرکت ها وجود دارد. دوما، رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک افت آتی قیمت سهام شرکت های تایوانی تحت تاثیر کیفیت گزارشگری مالی شرکت ها می باشد. چائوهان و همکاران (۲۰۱۹: ۲۵) دریافتند که در شرکت های هندی نقدشوندگی بالاتر سهام شرکت ها با ریسک افت آتی قیمت سهام پایین تر شرکت ها همراه است. این ارتباط از نظر اقتصادی و آماری معنادار بوده است. حتی، زمانی که شاخص های دیگری برای نقدشوندگی سهام و ریسک افت قیمت سهام شرکت ها در نظر گرفته شد، این ارتباط هم چنان منفی به دست آمد. اوجکان و همکاران (۲۰۱۸: ۶۱) ثابت کردند اثر بخشی صلاحیت و شایستگی کمیته حسابرسی به صورت مثبت با کیفیت گزارش دهی مالی و به صورت منفی بر وجود کمیته حسابرسی موثر می باشد. بنابراین وجود کمیته حسابرسی لازم است ولی برای تقویت کیفیت گزارش دهی مالی کافی نیست. الشاعر و همکاران (۲۰۱۷: ۵۱) اظهار داشتند که شرکت هایی که کمیته حسابرسی باکیفیت بالایی دارند، کیفیت افشای اطلاعات و گزارشگری مالی بالاتری دارند. علاوه بر این شرکت های بزرگ که دارای سهامداران عمده هستند، حجم بالایی از افشای اطلاعات را دارند هرچند که کیفیت کمیته حسابرسی بر حجم افشای اطلاعات تاثیری ندارد. چیومینگ تی و همکاران (۲۰۱۷: ۴۶) نشان دادند که سرمایه گذاران نهادی دارای اثر مثبت و معناداری بر حق الزحمه های حسابرسی می باشند و این ارتباط مثبت در شرکت هایی با ارتباطات سیاسی قوی تر می باشد. آزمون های اضافی نشان می دهد سهامداران نهادی خارجی نیز دارای اثر معناداری بر حق الزحمه های حسابرسی می باشند. نتایج به دست آمده در پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۶: ۳۴) نشان داد اطمینان بیش از حد مدیران دارای ارتباط مثبت و معناداری با ریسک افت آتی قیمت سهام خاص-شرکت می باشد. دانگ و همکاران (۲۰۱۶: ۳۹) دریافتند که نسبت بیشتر بدهی های کوتاه مدت منجر به کاهش ریسک افت آتی قیمت سهام شرکت ها می شود. هم چنین، نتایج به دست آمده در این مطالعه نشان می دهد ارتباط معکوسی بین بدهی های کوتاه مدت و ریسک افت آتی قیمت سهام در بین شرکت هایی با حاکمیت شرکتی ضعیف تر، مالکیت نهادی پایین تر و درجه عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر مشاهده شد. با توجه به مطالب نظری ارایه شده در بخش های بالا، فرضیه های پژوهش به شرح ذیل تدوین می شوند:

- بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت رابطه وجود دارد.
- کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت تاثیر دارد.
- کیفیت حسابرسی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت تاثیر دارد.

روش شناسی پژوهش

جامعه و نمونه آماری

جامعه سآماری این تحقیق کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشند که از سال ۱۳۹۰ لغایت ۱۳۹۸ در بورس فعال بوده اند. هم چنین، برای آزمون فرضیه های این بخش نمونه تحقیق بر اساس چارچوب زیر گزینش شد که در نهایت، ۱۵۱ شرکت مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند:

www.SID.ir

Arch

- شرکت در صنعت واسطه گری های مالی نباشد. زیرا ساختار سرمایه این موسسات متفاوت می‌باشد.
- شرکت در ابتدای سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.
- نماد شرکت در دوره تحقیق، وقفه با اهمیت نداشته باشد (بیش از ۳ ماه در تابلوی بورس متوقف نباشد).
- داده های شرکت قابل دسترسی باشد.
- تعداد شرکت هایی که پایان سال مالی آنها منتهی به ۱۲/۲۹ نبوده است.
- تعداد شرکت هایی که طی بازه ۹۰-۹۸ تغییر سال مالی داده اند.

روش اندازه گیری متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته: ریسک سقوط قیمت سهام (CRASH)

به پیروی از کیم و همکاران (۲۰۱۶) و فانگ و همکاران (۲۰۲۰) از شاخص چولگی منفی برای اندازه گیری ریسک سقوط قیمت سهام استفاده شده است. برای دسترسی به این هدف، در ابتدا به محاسبه بازده های هفتگی شرکت ها پرداخته و سپس، شاخص سقوط اندازه گیری می شود. در این پژوهش به تخمین بازده های هفتگی ($W_{j,\tau}$) با استفاده از مدل بازار گسترش داده شده پرداخته شده است:

(۱)

$$r_{j,\tau} = c_0 + c_{1,j}r_{m,\tau-2} + c_{2,j}r_{m,\tau-1} + c_{3,j}r_{m,\tau} + c_{4,j}r_{m,\tau+1} + c_{5,j}r_{m,\tau+2} + \varepsilon_{j,\tau}$$

$r_{j,\tau}$: بازده سهام شرکت jدر هفته τ؛

$r_{m,\tau}$: بازده هفتگی بازار (براساس شاخص بازار).

$\varepsilon_{j,\tau}$: باقیمانده مدل رگرسیونی.

پس از برازش مدل رگرسیونی فوق و خروج باقیمانده های مدل رگرسیونی (ε) برای هر شرکت از فرمول ذیل جهت تعیین دوره های سقوط استفاده شد.

(۲)

$$W_{j,\tau} = Ln(1 + \varepsilon_{j,\tau})$$

برای محاسبه شاخص اول از متغیر مجازی صفر و یک استفاده شده است. در صورتی که شرکتی در دوره جاری حداقل یک هفته را با ریسک افت آتی سپری نماید یک و در غیر این صورت صفر می باشد. برای اندازه گیری ریسک افت آتی هفتگی نیز به این صورت عمل می شود که وقتی انحراف معیار هفتگی شرکت پایین ار ۳/۲ دوره جاری باشد، دارای ریسک افت آتی است.

شاخص اندازه گیری چولگی منفی بازده هفتگی شرکت در طول سال مالی با استفاده از فرمول زیر محاسبه می شود. هر چه میزان به دست آمده بالاتر باشد، نشان از ریسک افت آتی بالاتر شرکت موردنظر در سال جاری دارد:

(۳)

$$NCSKEW_{j,t} = -[\mathrm{n}(n-1)^{3/2}\sum W_{j,\tau}^3]/[(n-1)(n-2)(\sum W_{j,\tau}^2)^{3/2}$$

www.SID.ir

Arch

$NCSKEW_{j,t}$: چولگی منفی بازده هفتگی سهام شرکت j در سال t.

n: تعداد هفته های بازده شرکت j در سال t.

$W_{j,\tau}$: بازده هفتگی شرکت j در سال t.

متغیر مستقل: ارتباطات سیاسی (PC)

متغیر مستقل در پژوهش حاضر، ارتباطات سیاسی می باشد که به پیروی از پژوهش نیکومرام و همکاران (۱۳۹۲) از متغیر مجازی مدیران سیاسی برای اندازه گیری آن استفاده شده است. مدیران سیاسی عبارتند از وجود اعضای هیئت مدیر وابسته به دولت، مجلس، نهادهای سیاسی و یا وجود سهامدار عمده دولتی و شبه دولتی در ساختار مالکیت شرکت. این متغیر به صورت صفر و یک نشان داده می شود. در صورت وجود مدیریت سیاسی، مقدار آن یک و در غیر این صورت صفر می باشد.

متغیرهای تعدیل گر:

کیفیت گزارشگری مالی (FRQ)

یکی از مدل های معروف برای اندازه گیری کیفیت گزارشگری مالی شرکت ها، مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) می باشد که به صورت زیر تعریف می شود:

(۴)

$$TAC_{it}/TA_{i,t-1} = \beta_1(1/TA_{i,t-1}) + \beta_2 (\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it})/TA_{i,t-1} + \beta_3 PPE_{it}/TA_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

TAC_{it}: اقلام تعهدی کل که برابر است اختلاف بین درآمد خالص و جریانات نقدی عملیاتی شرکت i در سال t.

$TA_{i,t-1}$: دارایی کل اول دوره شرکت i در سال t.

ΔREV_{it}: تغییر سالانه در درآمدهای شرکت i در سال t.

ΔREC_{it}: تغییر در حساب های دریافتنی شرکت i در سال t.

PPE_{it}: اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در سال t.

ε_{it}: باقیمانده مدل رگرسیونی که قدرمطلق آن به عنوان شاخص اندازه گیری کیفیت گزارشگری مالی شرکت براساس مدل تعدیل شده جونز(۱۹۹۱) استفاده شده است. بایستی اشاره شود که بالاتر بودن این شاخص به معنای پایین تر بودن کیفیت گزارشگری مالی شرکت است.

کیفیت حسابرسی

برای اندازه گیری کیفیت حسابرسی شرکت ها از دو شاخص استفاده شده است که در ادامه به تعریف آنها پرداخته می شود:

www.SID.ir

- **اندازه حسابرس (AQ):** متغیر دوگانه که وقتی شرکت از سوی سازمان حسابرسی شود یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می شود (حسنی و عظیم زاده، ۱۳۹۶).
- **تخصص در صنعت حسابرس (AEXP):** برای اندازه گیری تخصص در صنعت از متغیر مجازی استفاده شده است. در صورتی که حسابرس شرکت دارای تخصص در صنعت باشد یک و در غیر این صورت صفر می باشد. برای اندازه گیری تخصص در صنعت حسابرس در این تحقیق از سهم بازار بهره گرفته می شود، زیرا بسیاری از معیارهای مورد استفاده در اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی از طریق ابزارهایی همچون پرسشنامه و یا مصاحبه جمع‌آوری می‌شوند که خود بر اعتبار نتایج تحقیق تاثیر می گذارد. تخصص حسابرس در صنعت معیاری از کیفیت حسابرسی است که با استفاده از دو رویکرد سهم بازار و سهم پرتفوی موسسه حسابرسی معرفی شده است. در این تحقیق بر رویکرد سهم بازار تاکید می‌شود، چرا که جمع‌آوری اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه تخصص حسابرس در صنعت با استفاده از رویکرد سهم پرتفوی موسسه حسابرسی در ایران با مشکلات فراوانی رو به روست. سهم بازار حسابرسان نیز به شرح زیر محاسبه می شود (آقایی و ناظمی اردکانی، ۱۳۹۱):

$$\left(\frac{1}{(\mathrm{FIN})}\right) * \left(\frac{1}{2}\right) < \left(\frac{SR}{(SRT)}\right)$$

که در آن مجموعه دارایی های تمام صاحبکاران یک موسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص (SR) تقسیم بر مجموع دارایی های کل صاحبکاران در این صنعت(SRT)، می شود. با پیروی از پالم رز(۱۹۸۶) موسساتی در این تحقیق به عنوان متخصص درصنعت در نظر گرفته می شوند که سهم بازار آنها(یعنی معادله سمت راستی) بیش از معادله یک بر روی تعداد شرکت های موجود در یک صنعت(FN) ضرب بر یک تقسیم بر دو (یعنی معادله سمت چپی) باشد.

متغیرهای کنترلی:

به پیروی از ادبیات پیشین پژوهش همانند فانگ و همکاران (۲۰۲۰) و الدیاستی و المار (۲۰۲۰) اثر برخی از ویژگی های مالی و حسابداری در مدل های رگرسیونی کنترل شده است که در ادامه به تعریف آنها پرداخته می شود:

- **بازده سهام (RET):** برابر است با میانه بازده هفتگی در طول دوره جاری.
- **گردش سهام (DTURN):** برابر است با میانگین گردش ماهانه سهام در دوره جاری منهای میانگین گردش ماهانه سهام در دوره قبل. در اینجا منظور از گردش ماهانه سهام نسبت حجم معاملات به تعداد سهام شرکت می باشد.
- **نوسانات بازده (SIGMA):** برابر است با انحراف معیار بازده هفتگی در طول دوره جاری.
- **ارزش بازار به دفتری (MB):** نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در دوره جاری.
- **اندازه شرکت (SIZE):** برابر است با لگاریتم طبیعی دارایی کل دوره جاری.

www.SID.ir

Arch

- **اهرم مالی (LEV):** برابر است با نسبت بدهی بلندمدت به دارایی کل دوره جاری.
- **بازده دارایی ها (ROA):** برابر است با نسبت سود خالص به دارایی کل در دوره جاری.

توسعه مدل های رگرسیونی:

در فرضیه اول پژوهش به بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. برای این منظور و به پیروی از فانگ و همکاران (۲۰۲۰) و الدیاستی و المار (۲۰۲۰) از مدل رگرسیونی خطی چندمتغیره (۵) استفاده شده است. در صورتی که ضریب () در این مدل معنادار باشد می توان نتیجه گرفت که فرضیه اول پژوهش مورد تایید قرار گرفته است. به این ترتیب داریم:

(۵)

$$CRASH_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 PC_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 DTURN_{it} + \beta_4 SIGMA_{it} + \beta_5 MB_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

در فرضیه های دوم و سوم پژوهش به بررسی اثر متغیرهای کیفیت گزارشگری مالی و کیفیت حسابرسی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. برای این منظور و به پیروی از فانگ و همکاران (۲۰۲۰) و الدیاستی و المار (۲۰۲۰) از مدل رگرسیونی غیرخطی چندمتغیره (۶) و (۷) استفاده شده است. در صورتی که ضرایب (β_3) در این مدل معنادار باشد می توان نتیجه گرفت که فرضیه های دوم و سوم پژوهش نیز مورد تایید قرار گرفته اند. به این ترتیب داریم:

(۶)

$$CRASH_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 PC_{it} + \beta_2 FRQ_{it} + \beta_3 PC_{it} * FRQ_{it} + \beta_4 RET_{it} + \beta_5 DTURN_{it} + \beta_6 SIGMA_{it} + \beta_7 MB_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۷)

$$CRASH_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 PC_{it} + \beta_2 AQ_{it} + \beta_3 PC_{it} * AQ_{it} + \beta_4 RET_{it} + \beta_5 DTURN_{it} + \beta_6 SIGMA_{it} + \beta_7 MB_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۸)

$$CRASH_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 PC_{it} + \beta_2 AEXP_{it} + \beta_3 PC_{it} * AQ_{it} + \beta_4 RET_{it} + \beta_5 DTURN_{it} + \beta_6 SIGMA_{it} + \beta_7 MB_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

تجزیه و تحلیل داده ها

آمار توصیفی

اولین مرحله در تجزیه و تحلیل داده های پژوهش بیان ویژگی های کلی داده های مربوط به متغیرهای پژوهش از نظر میانگین، میانه، حداقل، حداکثر و انحراف معیار است که در جدول (۱) ارایه گردیده است. نتایج تحلیل توصیفی داده‌ها نشان می دهند که ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها به طور متوسط منفی ۱/۲ می باشد که این رقم به بیش از منفی ۸۷ درصد هم رسیده است. هم چنین، ارتباطات سیاسی نشان می دهد که ۳۷ درصد شرکت های نمونه در دوره بررسی دارای مدیرانی با روابط سیاسی بوده اند. علاوه بر این، یافته های مربوط به متغیرهای تعدیل گر نشان می دهند که شرکت

www.SID.ir

ها ۱۰ درصد کل دارایی های اول دوره خود دستکاری سود داشته اند که این رقم به بیش از ۹۹ درصد هم رسیده است. یافته های مربوط به کیفیت حسابرسی نیز نشان می دهند که ۲۴ درصد کل شرکت های نمونه در دوره بررسی از خدمات سازمان حسابرسی بهره گرفته اند و ۶۳ درصد شرکت های حسابرسی دارای تخصص در صنعت بوده اند. اما یافته های مربوط به متغیرهای کنترلی نشان می دهند که بازده سهام شرکت ها به طور متوسط ۸ درصد می باشد که بالاترین آن ۴/۴ و پایین ترین آن بازده منفی ۲/۹ می باشد. گردش سهام شرکت ها که اختلاف سهام که نشان دهنده میانگین گردش ماهانه سهام در دوره جاری منهای میانگین گردش ماهانه سهام در دوره قبل می باشد به طور متوسط ۱۲ درصد رشد را نشان می دهد. نوسانات بازده سهام شرکت ها نیز به طور میانگین ۵/۹ به دست آمده است که بالاترین میزان به دست آمده برای این متغیر بیش از ۱۹ می باشد. ارزش بازار سهام شرکت ها نیز به طور میانگین ۲/۸ برابر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت ها به دست آمده که بالاترین مقدار به دست آمده بیش از ۱۲ برابر بوده و نشان از فرصت های رشد بالای شرکت دارد. اهرم مالی نیز نشان می دهد که شرکت ها به طور متوسط ۵۳ درصد کل دارایی های ترازنامه ای خود بدهی دارند که حداکثر آن بیش از ۹۸ درصد به دست آمده و نشان از ریسک بالای شرکت دارد. در نهایت، بازده دارایی ها نشان می دهد که شرکت ها به طور متوسط ۱۲ درصد کل دارایی های ترازنامه ای خود سودآوری داشته اند که این رقم به بیش از ۶۰ درصد هم رسیده است. ضمن اینکه حداقل این متغیر زیان ۲۹ درصدی نسبت به کل دارایی ها را نشان می دهد. به این ترتیب داریم:

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
ریسک سقوط قیمت سهام	CRASH	-1.263954	-1.178591	-0.879156	-4.176091	0.337318
ارتباطات سیاسی	PC	0.375276	0.000000	1.000000	0.000000	0.484462
کیفیت گزارشگری مالی	FRQ	0.107135	0.075951	0.997902	0.000315	0.117706
اندازه حسابرس	AQ	0.240618	0.000000	1.000000	0.000000	0.427695
تخصص در صنعت حسابرس	AEXP	0.639073	1.000000	1.000000	0.000000	0.480535
بازده سهام	RET	0.082427	0.065244	4.485597	-2.998066	0.962103
گردش سهام	DTURN	0.124569	0.105245	17.16816	-17.97249	1.635174
نوسانات بازده سهام	SIGMA	5.996117	5.435696	19.86482	0.048500	3.230885
ارزش بازار به دفتری	MB	2.871930	2.443834	12.80431	0.522752	۲.۳۷۴۰۱۱
اندازه شرکت	SIZE	14.55523	14.40931	20.18339	11.11602	1.516572
اهرم مالی	LEV	0.536860	0.547115	0.986760	0.012733	0.192433
بازده دارایی ها	ROA	0.122602	0.100454	0.603493	-0.297729	0.130695

www.SID.ir

Arch

آمار استنباطی مدل رگرسیونی اول

آزمون های تشخیصی مدل

قبل از برازش الگوی پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی چاو (F لیمر) برای انتخاب از بین الگوهای داده های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود. در صورتی که نتیجه آزمون چاو بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش داده های تلفیقی بهره گرفته شده و در صورتی که زیر ۵ درصد باشد، می توان از روش داده های پانلی (تابلویی) استفاده کرد. اما اگر روش داده های پانلی (تابلویی) دارای اولویت باشد، لازم است تا آزمون هاسمن نیز انجام شود. از آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می شود. بدین ترتیب که وقتی سطح معناداری آزمون هاسمن بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش اثرات تصادفی و برای سطح خطای پایین تر از ۵ درصد از روش اثرات ثابت بهره گرفته می شود. نتایج 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)	1.124135	(150,702)	0.1690	تلفیقی
هاسمن	–	–	–	–

آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا

در پژوهش حاضر برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین-واتسون و برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس اجزای خطای مدل از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. همان طور که مشاهده می شود مقادیر به دست آمده برای آزمون دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی در مدل دارد. هم چنین، در صورتی که سطح معناداری به دست آمده برای این آزمون بالاتر از خطای ۵ درصد باشد اجزای خطا دارای همسانی واریانس می باشند و در صورتی که سطح معناداری به دست آمده زیر ۵ درصد باشد، اجزای خطا دارای ناهمسانی واریانس می باشند. یافته های مربوط به آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در جدول (۳) آمده است:

جدول (۳) نتایج آزمون دوربین-واتسون و بروش-پاگان

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
دوربین-واتسون	1.826308	–
بروش-پاگان	7.279340	0.5068

تخمین مدل

مقادیر شاخص تورم واریانس که در جهت سنجش عدم همخطی میان متغیرهای مستقل تحقیق محاسبه می شود، کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای

www.SID.ir

Arch

مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۰۵ به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد بیش از ۴۰ درصد از تغییرات موجود در ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد. به این ترتیب داریم:

جدول (۴) نتایج تخمین مدل رگرسیونی اول

$$CRASH_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 PC_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 DTURN_{it} + \beta_4 SIGMA_{it} + \beta_5 MB_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره تی	معناداری	هم خطی
ضریب ثابت	C	-0.232632	-6.354006	0.0000	-
ارتباطات سیاسی	PC	0.032386	4.404088	0.0000	1.015346
بازده سهام	RET	-0.377806	-6.179645	0.0000	1.048943
گردش سهام	DTURN	0.113048	0.521419	0.6021	1.005492
نوسانات سهام	SIGMA	0.379975	4.693383	0.0000	1.045928
ارزش بازار به دفتری	MB	-0.090510	-2.523265	0.0118	1.089858
اندازه شرکت	SIZE	-0.122667	-0.493140	0.6219	1.138527
اهرم مالی	LEV	0.033856	2.936263	0.0034	1.541187
بازده دارایی ها	ROA	-0.872255	-2.505641	0.0122	1.656032
ضریب تعیین تعدیل شده		0.404825			
آماره F		6.490096			
معناداری		0.000000			

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر مستقل ارتباطات سیاسی شرکت (PC) پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه وجود دارد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر مستقل ارتباطات سیاسی مثبت است که نشان می دهد با افزایش ارتباطات سیاسی، ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها نیز افزایش پیدا کرده است (تایید فرضیه اول پژوهش). علاوه بر این، یافته های مربوط به متغیرهای کنترلی نشان می دهند که بین بازده سهام ارزش بازار به دفتری و بازده دارایی ها با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها رابطه منفی و معنادار و بین نوسانات بازده

www.SID.ir

Arch

و اهرم مالی با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در نهایت، رابطه ای بین گردش سهام و اندازه شرکت با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها در دوره بررسی مشاهده نشده است.

مدل رگرسیونی دوم

آزمون های تشخیصی مدل

نتایج آزمون های چاو و هاسمن برای مدل رگرسیونی دوم در جدول (۵) آمده است:

جدول (۵) نتایج آزمون چاو و هاسمن

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
چاو (F لیمر)	1.117073	(150,745)	0.1807	تلفیقی
هاسمن	–	–	–	–

آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا

یافته های مربوط به آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس برای مدل رگرسیونی دوم در جدول (۶) آمده است:

جدول (۶) نتایج آزمون دوربین–واتسون و بروش–پاگان

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
دوربین–واتسون	1.832748	–
بروش–پاگان	8.334015	0.5962

تخمین مدل

مقادیر شاخص تورم واریانس کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۰۵ به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد بیش از ۴۱ درصد از تغییرات موجود در ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد. به این ترتیب داریم:

جدول (۷) نتایج تخمین مدل رگرسیونی دوم

$$CRASH_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 PC_{it} + \beta_2 FRQ_{it} + \beta_3 PC_{it} * FRQ_{it} + \beta_4 RET_{it} + \beta_5 DTURN_{it} + \beta_6 SIGMA_{it} + \beta_7 MB_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره تی	معناداری	هم خطی
ضریب ثابت	C	-0.267285	-7.195764	0.0000	–
ارتباطات سیاسی	PC	0.034595	17.57846	0.0000	1.976271

www.SID.ir

1.337617	0.0000	-5.212728	-0.180827	FRQ	کیفیت گزارشگری مالی
2.152568	0.1097	-1.599813	-0.118297	PC*FRQ	ارتباطات سیاسی*کیفیت گزارشگری مالی
1.051701	0.0000	-10.05565	-0.392285	RET	بازده سهام
1.010935	0.8496	0.189657	0.041171	DTURN	گردش سهام
1.049184	0.0000	4.611157	0.373366	SIGMA	نوسانات سهام
1.106648	0.0000	-4.170742	-0.071608	MB	ارزش بازار به دفتری
1.145926	0.8860	-0.143317	-0.035714	SIZE	اندازه شرکت
1.552696	0.0000	14.19252	0.071771	LEV	اهرم مالی
1.676110	0.0046	-2.832463	-0.990573	ROA	بازده دارایی ها
0.417660				ضریب تعیین تعدیل شده	
7.992853				آماره F	
0.000000				معناداری	

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر تعدیل گر ارتباطات سیاسی*کیفیت گزارشگری مالی شرکت (PC*FRQ) پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر دارد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر تعدیل گر ارتباطات سیاسی*کیفیت گزارشگری مالی شرکت منفی است که نشان می دهد این اثر معکوس است (تایید فرضیه دوم پژوهش). علاوه بر این، یافته های مربوط به متغیرهای کنترلی نشان می دهند که بین بازده سهام ارزش بازار به دفتری و بازده دارایی ها با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها رابطه منفی و معنادار و بین نوسانات بازده و اهرم مالی با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. رابطه ای بین گردش سهام و اندازه‌شرکت با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌ها در دوره بررسی مشاهده نشده است.

مدل رگرسیونی سوم

آزمون های تشخیصی مدل

نتایج آزمون های چاو و هاسمن برای مدل رگرسیونی سوم در جدول (۸) آمده است:

جدول (۸) نتایج آزمون چاو و هاسمن

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
چاو (F لیمر)	1.143190	(150,745)	0.1356	تلفیقی
هاسمن	–	–	–	–

www.SID.ir

Arch

آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا

یافته های مربوط به آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس برای مدل رگرسیونی سوم در جدول (۹) آمده است:

جدول (۹) نتایج آزمون دوربین–واتسون و بروش–پاگان

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
دوربین–واتسون	1.827475	-
بروش–پاگان	7.963656	0.6324

تخمین مدل

مقادیر شاخص تورم واریانس کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۰۵ به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد بیش از ۴۱ درصد از تغییرات موجود در ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد. به این ترتیب داریم:

جدول (۱۰) نتایج تخمین مدل رگرسیونی سوم

$$CRASH_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 PC_{it} + \beta_2 AQ_{it} + \beta_3 PC_{it} * AQ_{it} + \beta_4 RET_{it} + \beta_5 DTURN_{it} + \beta_6 SIGMA_{it} + \beta_7 MB_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره تی	معناداری	هم خطی
ضریب ثابت	C	-0.214407	-5.777815	0.0000	-
ارتباطات سیاسی	PC	0.041891	5.016787	0.0000	1.310288
اندازه حسابرس	AQ	-0.199100	-5.485270	0.0000	1.558071
ارتباطات سیاسی*اندازه حسابرس	PC*AQ	-0.046359	-2.028089	0.0428	1.814325
بازده سهام	RET	-0.580141	-1.541189	0.1233	1.050169
گردش سهام	DTURN	0.121102	0.558756	0.5763	1.005651
نوسانات سهام	SIGMA	0.371693	4.590264	0.0000	1.047166

www.SID.ir

ارزش بازار به دفتری	MB	-0.013339	-2.307441	0.0213	1.093352
اندازه شرکت	SIZE	-0.214922	-0.854111	0.3931	1.166060
اهرم مالی	LEV	0.011871	6.401745	0.0000	1.562243
بازده دارایی ها	ROA	-0.861811	-2.476544	0.0133	1.656189
ضریب تعیین تعدیل شده		0.415647			
آماره F		6.144998			
معناداری		0.000000			

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر تعدیل گر ارتباطات سیاسی*اندازه حسابرس شرکت (PC*AQ) پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که اندازه حسابرس بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر دارد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر تعدیل گر ارتباطات سیاسی*اندازه حسابرس شرکت منفی است که نشان می دهد این اثر معکوس است (تایید فرضیه سوم پژوهش براساس شاخص اول کیفیت حسابرسی). علاوه بر این، یافته های مربوط به متغیرهای کنترلی نشان می دهند که بین بازده سهام ارزش بازار به دفتری و بازده دارایی ها با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها رابطه منفی و معنادار و بین نوسانات بازده و اهرم مالی با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. رابطه ای بین گردش سهام و اندازه شرکت با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها در دوره بررسی مشاهده نشده است.

مدل رگرسیونی چهارم

آزمون های تشخیصی مدل

نتایج آزمون های چاو و هاسمن برای مدل رگرسیونی چهارم در جدول (۱۱) آمده است:

جدول (۱۱) نتایج آزمون چاو و هاسمن

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
چاو (F لیمر)	1.123103	(150,745)	0.1694	تلفیقی
هاسمن	–	–	–	–

آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا

در پژوهش حاضر برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین–واتسون و برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس اجزای خطای مدل از آزمون بروش–پاگان استفاده شده است. همان طور که مشاهده می شود مقادیر به دست آمده برای

www.SID.ir

Arch

آزمون دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی در مدل دارد. هم چنین، در صورتی که سطح معناداری به دست آمده برای این آزمون بالاتر از خطای ۵ درصد باشد اجزای خطا دارای همسانی واریانس می باشند و در صورتی که سطح معناداری به دست آمده زیر ۵ درصد باشد، اجزای خطا دارای ناهمسانی واریانس می باشند. یافته های مربوط به آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس برای مدل رگرسیونی چهارم در جدول (۱۲) آمده است:

جدول (۱۲) نتایج آزمون دوربین-واتسون و بروش-پاگان

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
دوربین-واتسون	1.828377	-
بروش-پاگان	9.707091	0.4666

تخمین مدل

مقادیر شاخص تورم واریانس کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۰۵ به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد بیش از ۴۲ درصد از تغییرات موجود در ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد. به این ترتیب داریم:

جدول (۱۳) نتایج تخمین مدل رگرسیونی چهارم

$$CRASH_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 PC_{it} + \beta_2 AEXP_{it} + \beta_3 PC_{it} * AQ_{it} + \beta_4 RET_{it} + \beta_5 DTURN_{it} + \beta_6 SIGMA_{it} + \beta_7 MB_{it} + \beta_8 SIZE_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره تی	معناداری	هم خطی
ضریب ثابت	C	-0.228330	-6.174800	0.0000	-
ارتباطات سیاسی	PC	0.049400	2.114038	0.0345	2.753721
تخصص در صنعت حسابرس	AEXP	-0.028349	-3.024094	0.0025	1.628420
ارتباطات سیاسی*تخصص در صنعت حسابرس	PC*AEXP	-0.025830	-1.691743	0.0907	3.356827

www.SID.ir

Arch

1.049362	0.0000	-13.79182	-0.081067	RET	بازده سهام
1.012257	0.5108	0.657560	0.142825	DTURN	گردش سهام
1.046807	0.0000	4.573128	0.369831	SIGMA	نوسانات سهام
1.090338	0.0000	-7.044066	-0.033579	MB	ارزش بازار به دفتری
1.141030	0.7929	-0.262548	-0.065280	SIZE	اندازه شرکت
1.564615	0.0232	2.270964	0.023079	LEV	اهرم مالی
1.660782	0.0190	-2.345535	-0.816446	ROA	بازده دارایی ها
0.427850				ضریب تعیین تعدیل شده	
8.167833				آماره F	
0.000000				معناداری	

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر تعدیل گر ارتباطات سیاسی*تخصص در صنعت حسابرس شرکت (PC*AEXP) بالاتر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که تخصص در صنعت حسابرس بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تاثیر ندارد (رد فرضیه سوم پژوهش براساس شاخص دوم کیفیت حسابرسی). علاوه بر این، یافته های مربوط به متغیرهای کنترلی نشان می دهند که بین بازده سهام ارزش بازار به دفتری و بازده دارایی ها با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها رابطه منفی و معنادار و بین نوسانات بازده و اهرم مالی با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. در نهایت، رابطه ای بین گردش سهام و اندازه شرکت با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها در دوره بررسی مشاهده نشده است.

نتیجه گیری و ارایه پیشنهادهای پژوهش

در فرضیه اول پژوهش به بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت پرداخته شد که نتایج نشان می دهد با افزایش ارتباطات سیاسی، ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها نیز افزایش پیدا کرده است. در ارتباط با نتایج به دست آمده برای فرضیه اول پژوهش بایستی اشاره شود که شرکت های دارای ارتباطات سیاسی دارای ساختارهای سازمانی و رقابتی متفاوتی با سایر شرکت ها می باشند. چراکه این گروه از شرکت ها به دلیل برخورداری از روابط سیاسی، تامین مالی کم هزینه تری خواهند داشت و می توانند از مزایای مدیران دارای روابط سیاسی برای کاهش هزینه های تامین مالی و مالیاتی خود بهره گیرند. از سوی دیگر، مدیران دارای روابط سیاسی که از سوی دولت انتخاب می شوند دارای تخصص، دانش و تجربه کافی در حوزه بازار سرمایه نبوده و بنابراین این مدیران تلاش می کنند تا با عدم انتشار اخبار بد، وضعیت مالی شرکت و در حقیقت شرایط خود را مناسب جلوه دهند که این موضوع می تواند انباشت اخبار منفی شرکت ها را به همراه داشته و در نهایت با انتشار آن ریسک سقوط قیمت سهام آنها را افزایش دهد. این یافته

www.SID.ir

Arch

ها سازگار با نتایج پژوهش فانگ و همکاران (۲۰۲۰) می باشد. به این ترتیب، با توجه به نتیجه به دست آمده در فرضیه اول پژوهش پیشنهاد می شود دولت هر چه سریع تر اقدام به واگذاری شرکت های دولتی به بخش خصوصی نماید تا هم ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها را کاهش دهد و هم به رشد و شکوفایی بازار سرمایه کمک نماید.

در فرضیه دوم پژوهش به بررسی اثر تعدیلی کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت پرداخته شد که یافته ها نشان داد کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت تاثیر دارد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر تعدیل گر ارتباطات سیاسی*کیفیت گزارشگری مالی شرکت منفی است که نشان می دهد این اثر معکوس است. نتایج به دست آمده برای فرضیه دوم نشان می دهد که کیفیت گزارشگری مالی شرکت ها می تواند به عنوان عاملی برای کاهش ریسک سقوط قیمت سهام آنها در نظر گرفته شود. زمانی که شرکت ها اقدام به افزایش کیفیت گزارشگری مالی خود می کنند هم از انباشت اخبار منفی شرکت جلوگیری می کنند و هم اینکه می توانند اعتماد بازار سرمایه را نسبت به فعالیت های شرکت ها و تصمیمات مدیران ارتقا ببخشند که در نهایت تمامی این موارد می تواند منجر به کاهش ریسک سقوط قیمت سهام شرکت گردد. این یافته ها سازگار با نتایج پژوهش فانگ و همکاران (۲۰۲۰) می باشد. بنابراین، با توجه به نتیجه به دست آمده در فرضیه دوم پژوهش پیشنهاد می شود کلیه نهادهای نظارتی همانند سازمان بورس اوراق بهادار و سازمان حسابرسی با استفاده از سازوکارهای قانونی کیفیت گزارشگری مالی شرکت ها را افزایش دهند و نیز با رتبه بندی آنها به تصمیمات مالی سرمایه گذاران کمک نمایند.

در فرضیه سوم پژوهش به بررسی اثر تعدیلی کیفیت کیفیت حسابرسی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت پرداخته شد که برای این منظور از دو شاخص اندازه حسابرس و تخصص در صنعت حسابرس بهره گرفته شد. یافته های مربوط به فرضیه سوم پژوهش نشان می دهند که اندازه حسابرس دارای اثر معکوسی بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها در دوره بررسی می باشد اما این اثر در مورد تخصص در صنعت حسابرس شرکت ها مورد تایید قرار نگرفت. در این ارتباط نیز بایستی اشاره شود که اولا شرکت های حسابرسی دارای اندازه بزرگ تر به دلیل داشتن حسن شهرت و اعتبار بالاتر تلاش می کنند گزارش های مالی باکیفیت تری را به بازار ارایه دهند که در نتیجه این موضوع با افزایش کیفیت گزارشگری مالی و کاهش ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها همراه می شود. بنابراین، بهره گیری از شرکت های حسابرسی دارای اندازه بزرگ تر می توانند انباشت اخبار منفی شرکت ها را کاهش و منجر به کاهش ریسک سقوط قیمت سهام آنها شود. از سوی دیگر، تخصص در صنعت حسابرس تاثیری بر رابطه بین ارتباطات سیاسی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها ندارد. چراکه احتمالا ساختارهای سیاسی، اقتصادی و سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران بسیار متفاوت با سایر بورس ها در کشورهای دیگر است. این یافته ها سازگار با نتایج پژوهش فانگ و همکاران (۲۰۲۰) می باشد. بنابراین، با توجه به نتیجه به دست آمده در فرضیه سوم پژوهش پیشنهاد می شود فعالان بازار سرمایه از جمله تحلیل گران و سرمایه گذاران در بررسی متغیرهای اثرگذار بر

www.SID.ir

Arch

ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها به اندازه حسابرس خارجی توجه نمایند و آن را در تصمیمات مالی خود لحاظ نمایند اما از نقش تخصص در صنعت چشم پوشی نمایند.

منابع

- ارجمند، پریناز (۱۳۹۹)، بررسی تاثیر ارتباطات سیاسی برکیفیت حسابرس و شفافیت حسابداری شرکت ها با تاکید بر ساختار مالکیت، پنجمین کنفرانس بین المللی مدیریت، حسابداری و توسعه اقتصادی، صفحه۱-۱۶.
- رفیع زاده؛ هادی؛ برزگر، قدرت الله(۱۳۹۵)، بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی هیأت مدیره بر رابطه بین کمیته حسابرسی و حق الزحمه حسابرسی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، کنفرانس بین المللی کسب و کار : فرصت ها و چالش ها، صص۱-۱۰.
- فروغی، داریوش. ساکیانی، امین (۱۳۹۵)، تأثیر سررسید بدهی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام، پژوهش حسابداری، شماره ۲۰.
- مرادی، زهرا؛ نباتی، ملیکا(۱۳۹۶)، بررسی اثر هموارسازی سود بر ریسک سقوط قیمت سهام، اولین کنفرانس ملی نقش حسابداری، اقتصاد و مدیریت، صص۱-۱۸.
- مرادیان، حمید؛ متین فرد، مهران (۱۳۹۹)، بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر انتخاب حسابرس بزرگ و شفافیت اطلاعات حسابداری، اولین کنفرانس بین المللی چالش ها و راهکارهای نوین در مهندسی صنایع و مدیریت و حسابداری، صفحه۱-۲۱.
- نبی زاده، فهیمه؛ ابراهیمی رومنجان، مجتبی (۱۳۹۹)، بررسی تاثیر ارتباطات سیاسی هیات مدیره بر رابطه بین کیفیت حسابرسی و کیفیت گزارشگری مالی، دوره ۳، شماره ۲۲، بهار ۱۳۹۹، صفحه ۶۰-۸۱.
- Abdelhak, E.E., Elamer, A.A., AlHares, A. and McLaughlin, C. (2019), "Auditors' ethical reasoning in developing countries: the case of Egypt", International Journal of Ethics and Systems, Vol. 35 No. 4, pp. 558-583.
- Berglund, N., Eshleman, J. and Guo, P. (2018), "Auditor size and going concern reporting", Auditing: A Journal of Practice and Theory, Vol. 37 No. 2, pp. 1-25.
- Bliss, M.A. and Gul, F.A. (2012), "Political connection and cost of debt: some Malaysian evidence", Journal of Banking and Finance, Vol. 36 No. 5, pp. 1520-1527.
- Boubakri, N., Guedhami, O., Mishrs, D.R. and Saffar, W. (2012), "Political connections and the cost of equity capital", Journal of Corporate Finance, Vol. 18 No. 3, pp. 541-559
- Chauhan, Y., Humar, S., Pathak, R., (2017), Stock liquidity and stock prices crash-risk: Evidence from India, North American Journal of Economics and Finance, 41 (3) 70–81.
- Chiming et al. (2017), in a study of institutional oversight, political communication, and audit fees in Malaysian companies, International Journal of Accounting and Information Management, PP23-45.
- Claessens, S., Feijen, E. and Laeven, L. (2008), "Political connections and preferential access to finance: the role of campaign contributions", Journal of Financial Economics, Vol. 88 No. 3, pp. 554-580.

www.SID.ir

Arch

- DeAngelo, L. E. 1981, Auditor size and audit quality, Journal of Accounting and Economics, Vol. 3, pp. 183–99.
- Dechow, D. and Schrand, C. (2004), Earnings Quality, The Research Foundation of CFA Institute. Charlottesville, p. 77.
- El-Dyasty Mohamed M, Ahmed A. Elamer(2020) The effect of auditor type on audit quality in emerging markets: evidence from Egypt, The current issue and full text archive of this journal is available on Emerald Insight at: https://www.emerald.com/insight/1834-7649.htm
- Eshleman, J. and Guo, P. (2014), "Do big 4 auditors provide higher audit quality after controlling for the endogenous choice of auditor?", Auditing: A Journal of Practice and Theory, Vol. 33 No. 4, pp. 197-219.
- Faccio, M. (2006), "Politically-connected firms", American Economic Review, Vol. 96 No. 1, pp. 369-386.
- Fang Tzu-Yi, Fengyi Lin, Sheng-Wei Lin, Yi-Hua Huang(2020). The association between political connection and stock price crash risk: Using financial reporting quality as a moderator, Finance Research Letters, journal homepage: www.elsevier.com/locate/frl
- Francis, J. (2004), "What do we know about audit quality?", The British Accounting Review, Vol. 36 No. 4, pp. 345-368
- Geiger, M. and Rama, D. (2006), "Audit firm size and going-concern reporting accuracy", Accounting Horizons, Vol. 20 No. 1, pp. 1-17.
- Kim, J., Wang, Z.H., Zhang, L., (2016), CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk, Journal of Financial and Quantitative Analysis 48 (1): 137–64.
- Lawrence, A., Minutti-Meza, M. and Zhang, P. (2011), "Can big 4 versus Non-Big 4 differences in auditquality proxies be attributed to client characteristics?", The Accounting Review:, Vol. 86 No. 1, pp. 259-286.
- Lennox, C. (1999), "Are large auditors more accurate than small auditors?", Accounting and Business Research, Vol. 29 No. 3, pp. 217-228.
- Li, Y. (2010), "The case analysis of the scandal of enron", International Journal of Business and Management, Vol. 5 No. 10, pp. 37-41
- Nelson, K., Price, R. and Rountree, R. (2008), "The market reaction to arthur andersen's role in the enron scandal: loss of reputation or confounding effects?", Journal of Accounting and Economics, Vol. 46 Nos 2/3, pp. 279-293.
- Sirois, L. (2009), "Auditor size and audit quality revisited: the role of market size and legal environment", Unpublished Ph. D. Dissertation. University of British Columbia.

www.SID.ir