

تأثیر ویژگی های حسابرس بر ارزش متنوع سازی شرکتی

دکتر یونس بادآورنهندي

دانشیار گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول).
yb_nahandi@yahoo.com

حسین برهون

کارشناسی ارشد حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.
b.hossein522s@gmail.com

شماره ۵۸ / بهار ۱۴۰۱ (جلد سوم) / صص ۱۰۷-۱۲۶
چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره پنجم)

چکیده

متنوع سازی را می توان شکلی از استراتژی شرکت ها قلمداد کرد که مدیران برای بهبود عملکرد شرکت از آن استفاده می کنند. استراتژی های متنوع سازی وضعیتی را نشان می دهند که مشکلات نمایندگی بین مدیران و سهامداران کاهش یافته است. کاهش مشکلات نمایندگی منوط به وجود گروهی تحت عنوان حسابرسان مستقل می باشد که انحرافات را شناسایی و مدیران را در جهت عملکرد بهتر رهنمون می سازند. هدف پژوهش حاضر مطالعه تأثیر ویژگی های حسابرس بر ارزش متنوع سازی شرکتی می باشد. برای اندازه گیری متنوع سازی شرکتی از شاخص آنتروپی متنوع سازی محصولات شرکت و متنوع سازی جغرافیایی استفاده شده است، همچنین برای تعیین ارزش متنوع سازی از مدل فاما و فرنچ استفاده گردید. ویژگی های حسابرس با استفاده از سه معیار اندازه حسابرس، تخصص صنعت حسابرس و دوره تصدی حسابرس مورد سنجش قرار گرفت. جامعه آماری پژوهش شامل شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ می باشد. برای آزمون فرضیه ها از تجزیه و تحلیل رگرسیون و آزمون همبستگی اسپیرمن استفاده شده است. نتایج نشان می دهد ویژگی های حسابرس (اندازه حسابرس، تخصص صنعت حسابرس و دوره تصدی حسابرس) بر ارزش متنوع سازی شرکتی و جغرافیایی تأثیر معناداری ندارد.

واژگان کلیدی: ویژگی های حسابرس، متنوع سازی، ارزش متنوع سازی.

مقدمه

در شرایط امروزی که عصر رقابت نامیده می شود، واحدهای اقتصادی به ویژه واحدهای تولیدی برای اینکه بتوانند در عرضه رقابت به حیات خود ادامه دهند، ضرورت دارد که بتوانند به عنوان یک مزیت رقابتی منابع خود را به بهترین شکل ممکن به محصولات متنوع و حاوی نوآوری تبدیل کنند، همچنین بسیاری از سازمان های امروزی در دنیا به سمت بزرگ تر شدن و افزایش محیط فعالیت کسب و کارشان پیش می روند، شاید یکی از دلایل این امر، پاسخگویی به نیازهای چندگانه مشتریان باشد. مدیران سعی می کنند از طریق برآوردن نیازهای چندجانبه مشتریان آنها را به سازمانشان وفادارتر سازند. به همین دلیل و دلایل فنی دیگر نظیر برآورده ساختن مواد اولیه و سیستم توزیع پخش محصول نهایی در درون سازمان، بسیاری از سازمان به تنوع روی آورند. در نیمه آخر قرن بیستم به دلیل آسیب پذیری شرکت های تخصصی در برابر تغییرات سریع و غیرمنتظره محیط تنوع به مبنایی ضروری برای رشد و بقای شرکت ها تبدیل شد (پنروز^۱، ۱۹۵۹). فرهنگ آکسفورد (۲۰۰۹)، واژه تنوع را گسترش یا تغییر طیف محصولات، حوزه فعالیت یا

¹ penrose

مانند آن‌ها به منظور کاهش وابستگی بنگاه به یک بازار خاص و مانند آن (در مورد بنگاه‌ها) تعریف می‌کند. از این‌رو، سبک‌ها و نظریه‌های مدیریت در مسیر تحول خویش؛ سازمان‌ها، منابع انسانی و منابع مادی را دستخوش تغییرات و تحولات بسیار کرده‌اند. این تغییرات و تحولات سبب شده است که دیدگاه مدیران به متنوع سازی شرکتی جلب شود. مهم‌ترین اجزای متنوع سازی شرکتی، متنوع سازی تجاری و متنوع سازی جغرافیایی می‌باشد (حاجیها و مقامی، ۱۳۹۵). در استاندارد حسابداری شماره ۲۵ ایران، تنوع سازی تجاری و جغرافیایی بدین گونه تعریف شده است: تنوع سازی تجاری: به شرکت یا شرکت هایی اطلاق می‌شود، در دو یا چند بخش (قسمت) مختلف از بازار فعالیت می‌کند. در واقع، هر قسمت تجاری جزئی تفکیک‌پذیر از واحد تجاری است که یک محصول یا خدمت گروهی از محصولات یا خدمات مرتبط را ارائه می‌کند و دارای مخاطره و بازدهی متفاوت از سایر قسمت‌های واحد تجاری است. تنوع سازی جغرافیایی: به شرکت یا شرکت‌هایی اطلاق می‌شود، در دو یا چند منطقه جغرافیایی مختلف فعالیت می‌کنند. در واقع، هر قسمت جغرافیایی جزئی تفکیک‌پذیر از واحد تجاری است که به ارائه محصولات یا خدمات در منطقه جغرافیایی مشخصی بر یک منطقه یا مناطق جغرافیایی دیگر اشتغال دارد و دارای مخاطره و بازدهی متفاوت از اجزایی است که در سایر مناطق جغرافیایی فعالیت می‌کنند (استاندارد حسابداری ایران، شماره ۲۵).

مبانی نظری

متنوع سازی شرکتی

در این پژوهش متنوع سازی تجاری و متنوع سازی جغرافیایی به عنوان دو معیار برای اندازه‌گیری متنوع سازی شرکتی در نظر گرفته میشوند:

متنوع سازی تجاری

در متنوع سازی تجاری شرکت از نظر فعالیت دارای تنوع بوده و در دو یا چند بخش مختلف از بازار فعالیت میکند و هر قسمت تجاری جزئی قابل تفکیک از واحد تجاری است که یک محصول یا خدمت یا گروهی از محصولات یا خدمات مرتبط را ارائه میکند و دارای مخاطره و بازدهی متفاوت از سایر قسمت‌های واحد تجاری است. (استاندارد حسابداری ایران، شماره ۲۵).

با توجه به تغییر ذائقه و سلیقه مصرف کنندگان و همچنین تحولاتی که در شرایط رقابت و تکنولوژیک پیش می‌آید، یک شرکت نمیتواند و نباید منحصراً به کالاهای تولیدی فعلی خود متکی باشد زیرا مشتریان خواهان کالاهای جدید و پیشرفتهتر هستند (اخباری، ۱۳۸۶).

متنوع سازی جغرافیایی

در متنوع سازی جغرافیایی شرکت دارای شعب گوناگون بوده و در شهرها و کشورهای مختلف فعالیت میکنند. در واقع هر قسمت جغرافیایی جزئی قابل تفکیک از واحد تجاری است که به ارائه محصولات یا خدمات در منطقه جغرافیایی مشخصی مشتمل بر یک منطقه یا مناطق جغرافیایی دیگر اشتغال دارد و دارای مخاطره یا بازدهی متفاوت از اجزایی است که در سایر مناطق جغرافیایی فعالیت میکند. (استانداردهای حسابداری، شماره ۲۵). هر قدر که شرکتهای بیشتری پا به عرصه بازارهای بین المللی میگذارند، موضوع حیطة و دامنه مناسب فعالیت در بازارهای بین المللی از اهمیت بیشتری برخوردار میشود. به طور کلی دو راهبرد بدیل برای شرکتهای بازرگانی که تلاش میکنند عملیات بازرگانی خود را در بازارهای خارجی مختلف توسعه دهند وجود دارد: تمرکز بازار و تنوع (گسترش) بازار (کریمی، ۱۳۸۵).

عوامل اثرگذار بر کیفیت حسابرسی

تخصص حسابرسی در یک صنعت و دلایل نیاز به حسابرسان متخصص در صنعت مؤسسات حسابرسی متخصص صنعت، با شناختی که از پیچیدگی‌ها و مسائل خاص یک صنعت دارند، نقش اطلاعاتی و نظارتی بارزتری نسبت به سایر مؤسسات حسابرسی در آن صنعت دارند و می‌توانند اطلاعات قابل‌اتکایی را برای سرمایه‌گذاران فراهم کنند (سجادی و همکاران، ۱۳۹۲). بنابراین حسابرسان به این دلیل بدنبال کسب تخصص در رسیدگی به شرکت‌های فعال در یک صنعت هستند که می‌توانند از این طریق بین خود و سایر حسابرسان نوعی تمایز بوجود آورند. وجود این تمایز، به حسابرسان امکان می‌دهد که بجای برخورداری از فقط یک گزینه جذاب (قیمت کمتر برای انجام حسابرسی) برای جلب نظر مجامع عمومی صاحبان سهام به خود، همزمان از دو گزینه قیمت کمتر و کیفیت خدمات بالاتر (کیفیت افشاء بهتر) بهره‌مند شوند (کیمبرلی، ۲۰۰۴). در عمل شرکت‌های صاحبکار نیز به چند دلیل بدنبال بکارگیری حسابرسان متخصص هستند یکی از این دلایل کاهش هزینه‌هاست. صرفه‌جویی در هزینه‌ها ناشی از بکارگیری حسابرسان متخصص بیش از صرفه‌جویی ناشی از بکارگیری سایر حسابرسان است.

معیارهای اندازه‌گیری تخصص حسابرسی در صنعت

دو معیار اولیه برای شناسایی حسابرسان متخصص صنعت عبارتند از: رویکرد سهام بازار (بالسام و همکاران، ۲۰۰۳ و مایهو، ۲۰۰۴) و رویکرد سهام پرتفوی (کریشانان، ۲۰۰۳). علاوه بر این نیل و ریلی (۲۰۰۴) یک معیار ترکیبی جدید که تابعی از سهام بازار و سهام پرتفوی است، پیشنهاد کردند (علوی طبری و عارف منش، ۱۳۹۲). در رویکرد سهام بازار، یک موسسه حسابرسی که خود را از سایر رقیبان از نظر سهام بازار در یک صنعت خاص متمایز کرده است، به‌عنوان حسابرسان متخصص صنعت شناخته می‌شود. این رویکرد فرض می‌کند که با مشاهده‌ی نسبی بازار موسسه‌های حسابرسی که به یک صنعت خاص خدمت ارائه می‌کنند، می‌توان به میزان دانش تخصصی موسسه‌ی حسابرسی در حوزه‌ی صنعت پی برد. موسسه‌ای که سهام بزرگ‌تری از بازار را در اختیار دارد، از دانش تخصصی بالاتری در مورد آن صنعت برخوردار است. رویکرد سهام پرتفوی، توزیع نسبی خدمات حسابرسی را در صنایع مختلف برای هر موسسه‌ی حسابرسی مدنظر قرار می‌دهد. به بیانی ساده هر موسسه‌ی حسابرسی دارای صاحبکارانی است که پرتفوی آن موسسه را شکل می‌دهند. صنعتی که صاحبکاران بیشتری از لحاظ فروش، مجموع دارایی‌ها و ... را در پرتفوی مربوط تشکیل می‌دهد نشان‌دهنده‌ی صنعتی است که موسسه حسابرسی در آن از تخصص برخوردار است. این رویکرد بر این اساس است که هر صنعت برای کل پرتفوی صاحبکار حسابرسان چقدر مهم است (کریشانان، ۲۰۰۳).

دوره تصدی حسابرسی و کیفیت حسابرسی

دوره تصدی حسابرسی یکی از معیارهای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی است که به تعداد سالهای متوالی که مؤسسات حسابرسی یک صاحبکار را مورد رسیدگی و حسابرسی قرار می‌دهد اطلاق می‌شود. انجام عملیات حسابرسی صاحبکار توسط یک موسسه حسابرسی طی سنوات متمادی بدلیل آشنایی تیم حسابرسی با عملیات حسابرسی صاحبکار می‌تواند مؤثر صورت گیرد. چنانچه موسسه حسابرسی تجربه حسابرسی موسسه صاحبکار را برای چندین سال داشته باشد، علاوه بر اینکه اعضای تیم حسابرسی شناخت بیشتری نسبت به صاحبکار خواهد داشت، موجب تسریع در انجام عملیات حسابرسی، کاهش هزینه‌های حسابرسی و افزایش کیفیت حسابرسی می‌گردد. یکی از راهبردهای مورد توصیه مراجع حرفه‌ای و بورس اوراق بهادار اغلب کشورها برای حل مسأله استقلال حسابرسان و افزایش کیفیت خدمات حسابرسی، چرخش مؤسسات حسابرسی بوده است.

پدیده تصدی حسابرِس باعث مطرح شدن استدلال هایی از سوی مخالفان و موافقان این پدیده گردید. موافقان تصدی کمتر حسابرِس، تأکیدشان بر جنبه استقلال حسابرِس و نگاهی تازه به حسابرِسی است که ادعا می کنند در رابطه های طولانی مدت حسابرِس - صاحب کار خدشه دار می شوند. از سوی دیگر مخالفان تغییر حسابرِس بر ضعف اطلاعاتی حسابرِس در مدت کوتاه تصدی حسابرِس تأکید کرده و معتقدند چرخش اجباری باعث بوجود آمدن ضعف اطلاعاتی حسابرِس و در نتیجه، باعث افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین حسابرِس و صاحبکار و کاهش کیفیت حسابرِسی می شود (سجادی و دلفی، ۱۳۹۰).

اندازه حسابرِس

با توجه به تعاریف مختلف ارائه شده در بخش کیفیت حسابرِسی ملاحظه میشود که تعاریف مذکور درجات متفاوتی از ابعاد شایستگی و استقلال در انجام حسابرِسی (استقلال واقعی) و همچنین چگونگی درک استفاده کنندگان از استقلال آنها را در بر میگیرند. اگرچه کیفیت درک شده حسابرِسی میتواند با کیفیت واقعی حسابرِسی مرتبط باشد، اما لزوماً یکسان نیست. بنابراین، از حسن شهرت و مراقبت حرفهای برای حفظ ویژگی های واقعی کیفیت حسابرِسی و کیفیت درک شده استفاده میشود. پس میتوان گفت حسن شهرت حسابرِس چگونگی درک ذینفعان از اطلاعات مذکور را متأثر میسازد و حسن شهرت حسابرِس به درک بازار از شایستگی و بی طرفی (استقلال ظاهری) حسابرِس مرتبط میشود. این امر توانایی حسابرِس برای افزایش اعتبار صورتهای مالی (حتی در صورت فقدان اطلاعات با کیفیت) را نمایش میدهد (قراچولو، ۱۳۹۲). مهمترین شاخص اندازه گیری حسن شهرت حسابرِس، اندازه مؤسسه حسابرِسی است که این دو با هم رابطه مستقیم دارند طوری که هرچه اندازه حسابرِس بزرگتر باشد، کیفیت حسابرِسی هم بالاتر خواهد بود. شرکتهای با اندازه حسابرِسی بزرگتر علاوه بر شهرت و اعتبارشان، در امر آموزش کارکنان و حفظ استقلال (ظاهری و واقعی) در برابر صاحبکاران و دیگر موارد مهم اثرگذار در افزایش کیفیت حسابرِسی موفق عمل میکنند (کارسلو و ناجی، ۲۰۰۴).

پیشینه تحقیق

ملا و رجایی زاده هرندی (۱۴۰۰)، در بررسی تاثیر متنوع سازی شرکتی بر کیفیت ارقام تعهدی اختیاری و ثبات سود نشان دادند که بین متنوع سازی شرکتی و کیفیت ارقام تعهدی اختیاری و ثبات سود رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. دارابی و دادبه (۱۳۹۹)، در بررسی متنوع سازی تجاری بر عملکرد در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که بین متنوع سازی تجاری و کارایی عملکرد شرکتی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. برادران حسن زاده و تقی زاده خانقاه (۱۳۹۷)، در بررسی تاثیر استراتژی های متنوع سازی شرکتی بر خطر سقوط قیمت سهام با تاکید بر هزینه های نمایندگی نشان دادند که استراتژی های متنوع سازی شرکتی بر خطر سقوط قیمت سهام تاثیر مثبت و معناداری دارد. داداش زاده و برادران حسن زاده (۱۳۹۶)، طی پژوهشی ارتباط استراتژی متنوع سازی شرکتی و پدیده مدیریت واقعی و مصنوعی سود رت مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که بین متنوع سازی تجاری و مدیریت سود ارتباط وجود ندارد. بین متنوع سازی تجاری و مدیریت سود مصنوعی ارتباط منفی و معنادار وجود دارد. همچنین بین متنوع سازی شرکتی و مدیریت واقعی سود ارتباط وجود ندارد. حاجیها و مقامی (۱۳۹۵)، تاثیر استراتژی های متنوع سازی شرکتی بر هزینه بدهی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه رسیدند که متنوع سازی جغرافیایی و هزینه بدهی رابطه معکوس و معنی داری دارد. چو و چانگ^۱ (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان آیا متنوع سازی شرکتی کیفیت ارقام تعهدی اختیاری را بهبود می بخشد؟ از طریق تحلیل

¹ Chou & chang

اطلاعاتشرکتهای پذیرفته شده در بورس نیویورک در طی دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۶ به این نتیجه رسیدند که متنوع سازی شرکتی بر کیفیت اقلام تعهدی اختیاری و ثبات سود تاثیر مثبتی دارد. کریم و سرکار^۱ (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان کیفیت حسابرسان، یادداشت ها و پایداری سود به بررسی رابطه بین اندازه موسسه حسابرسی، و یادداشت های توضیحی گزارش های مالی رابطه بین پایداری سود و یادداشت های توضیحی گزارش های مالی پرداختند. نتایج پژوهش آن ها نشان داد که بین اندازه موسسه حسابرسی و یادداشت های توضیحی گزارش های مالی رابطه معناداری وجود دارد همچنین بین پایداری سود و یادداشت های توضیحی گزارش های مالی رابطه معناداری وجود دارد.

شو مایو لایا و چی لیانگ لیو^۲ (۲۰۱۸)، در پژوهشی به بررسی تاثیر ویژگی های حسابرس بر متنوع سازی شرکتی پرداخته و به این نتیجه رسیدند که ویژگی های حسابرسان بر متنوع سازی شرکتی تاثیر با اهمیتی دارد. همچنین کیفیت گزارشگری مالی می تواند زمینه های افشای بیشتر را در این رابطه افزایش دهد هم چنین فانگ و میشر^۳ (۲۰۱۶) نشان دادند که متنوع سازی شرکتی موجب کاهش عملکرد شرکت می شود. آنها بیان می کنند که ضعف سیستم های حاکمیت شرکتی، شرکت ها را تشویق می کند تا استراتژی های متنوع سازی شرکتی را انجام دهند که در نهایت سودآوری شرکت را مختل می کند. ایمن خانچل^۴ (۲۰۱۵)، پژوهش خود به این نتیجه رسید که متنوع سازی تجاری و متنوع سازی جغرافیایی به ترتیب موجب کاهش و افزایش مدیریت سود می شود. پژوهش انجام شده توسط تاستان و همکاران^۵ (۲۰۱۳)، که رابطه بین استراتژی تنوع و عملکرد، که به صورت مقایسه ای بین بلژیک و ترکیه انجام داده بودند نشان داد؛ زمانی که در بلژیک عملکرد شرکتهای تک محصولی، غالب و غیر متنوع بالا است، در ترکیه نیز عملکرد بالا است.

با توجه به مطالب پیش گفته فرضیه های تحقیق به شرح زیر بیان میشود:

فرضیه ۱: اندازه حسابرس بر ارزش متنوع سازی تجاری تاثیر دارد.

فرضیه ۲: تخصص صنعت حسابرس بر ارزش متنوع سازی تجاری تاثیر دارد.

فرضیه ۳: دوره تصدی حسابرس بر ارزش متنوع سازی تجاری تاثیر دارد.

فرضیه ۴: اندازه حسابرس بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی تاثیر دارد.

فرضیه ۵: تخصص صنعت حسابرس بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی تاثیر دارد.

فرضیه ۶: دوره تصدی حسابرس بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی تاثیر دارد.

روش پژوهش

این پژوهش در دسته تحقیقات کاربردی بوده و کاربرد عملی دانش و نتایج پژوهش را مدنظر قرار داده است. و از آنجاییکه در پی یافتن ارتباط بین چندین متغیر است، از نوع هم بستگی و از لحاظ روش شناسی، یک تحقیق پس رویدادی به حساب می آید. برای بررسی ارتباط بین متغیر وابسته و متغیر هدف پژوهش با لحاظ کردن اثر سایر متغیرهای کنترلی، از روش رگرسیون تلفیقی استفاده شده است. برای مطالعه ادبیات موضوع و بررسی پیشینه تحقیق از روش مطالعات کتابخانه ای استفاده شده است. و داده ها و شواهد موردنیاز برای آزمون فرضیه ها از طریق مراجعه به صورت های مالی، سایت کدال و هم چنین در مرحله بعدی برای محاسبات و گردآوری اطلاعات مورد نیاز از نرم افزار Excel و برای

¹ Karim & Sarkar

² Shu-miao lai & chih-liang liu

³ Phung & Mishra

⁴ Imen khanchel

⁵ Tastan et al

تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار stata استفاده شد. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که در سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ در بورس فعالیت داشته‌اند همچنین از اطلاعات سال مالی ۱۳۹۷ هم استفاده شده است. لازم به ذکر است شرکت‌ها نباید عضو صنایع واسطه‌گری مالی، هلدینگ و بانک‌ها باشند. و همچنین اطلاعات مالی مورد نیاز شرکتها در دسترس باشد. در این پژوهش به علت محدود بودن جامعه، کل جامعه مورد بررسی قرار گرفته و لذا به نمونه‌گیری نیازی نیست. با لحاظ کردن شرایط فوق، داده‌های مالی برای ۶۸۴ سال - شرکت جمع‌آوری گردید.

مدل پژوهش

متنوع سازی شرکتی

متنوع سازی شرکتی در دو بخش متنوع سازی تجاری و جغرافیایی به شرح زیر مورد بررسی قرار می گیرد.

الف - متنوع سازی تجاری

شاخص آنتروپی

$$\text{ENTER} = \sum_{i=1}^n (P_i \text{LN} \frac{1}{p_i})$$

P_i : قسمتی از فروش بخش تجاری به عنوان درصدی از کل فروش شرکت است.

N : تعداد بخش های تجاری شرکت.

لازم به ذکر است محاسبات برای هر دسته یا قسمت از محصولات انجام شده است و در نهایت آنتروپی شکل گرفته است.

ب - متنوع سازی جغرافیایی

بر اساس پژوهش آندرا آپستو در سال ۲۰۱۰ برای محاسبه متنوع سازی جغرافیایی از نسبت فروش صادراتی به کل فروش استفاده می شود.

$$\text{ENTER} = \sum_{i=1}^n (P_i \text{LN} \frac{1}{p_i})$$

P_i : قسمتی از فروش صادراتی بخش تجاری به عنوان درصدی از کل فروش شرکت است.

تعیین ارزش متنوع سازی

نوسانات ویژه بازده

نوسانات ویژه یک سهم به شکل مستقیم قابل مشاهده نیست. به هر حال، مربوط به مدل قیمت‌گذاری دارایی است که نسبت به نوسانات سیستماتیک سهام برآورد می‌شود. این رویکرد برآورد نوسانات ویژه با استفاده از باقیمانده از مدل قیمت‌گذاری دارایی به صورت گسترده در ادبیات مالی و حسابداری محبوب بوده و مورد استفاده قرار می‌گیرد. با استفاده از استاندارد مدل بازار به دست آمده از مدل CAPM به منظور برآورد نوسانات ویژه استفاده می‌کنند.

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e$$

که در مدل فوق R_i بازده سهام شرکت، R_m شاخص بازده بازار.

معادله فوق بر هر یک از شرکت‌های موجود در نمونه برای هر سال در دوره ۱۲ ماه انجام شده است. از شاخص TEPIX به عنوان بازده بازار استفاده شده است.

تجزیه نوسان‌های بازده سهام به اجزای سیستماتیک و ویژه

در مرحله بعد، به پیروی از گائو و گرینستین (۲۰۱۴)، برای تجزیه نوسان‌های بازده سهام به اجزای سیستماتیک و ویژه، مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به شرح زیر برآورد شده است.

$$R_{it} - R_{ft} = \phi_0 + \phi_1(R_{mt} - R_{ft}) + \phi_2SMB_{it} + \phi_3HML_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن، R بازده سالانه سهام، R_F بازده بدون ریسک (نرخ سود بانکی سالانه)، $R - R_F$ صرف ریسک، R_m بازده بازار (درصد تغییرات شاخص بازده نقدی و قیمت)، $R_m - R_f$ صرف بازار، SMB عامل ریسک ناشی از اندازه شرکت و HML عامل ریسک ناشی از رشد شرکت است که رشد شرکت معادل نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام تعریف می‌شود.

به پیروی از روش دیمسون، ناگل و کوگلی (۲۰۰۳)، برای محاسبه‌ی عامل ریسک ناشی از اندازه شرکت، ابتدا در هرسال شرکت‌ها بر اساس اندازه از کوچک به بزرگ مرتب‌شده و به سه پرتفوی کوچک، متوسط و بزرگ دسته‌بندی می‌شوند، بدین ترتیب:

$$SMB = \frac{\left(\frac{S}{L} + \frac{S}{M} + \frac{S}{H}\right)}{3} - \frac{\left(\frac{B}{L} + \frac{B}{M} + \frac{B}{H}\right)}{3}$$

$\frac{S}{L}$ شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری آن‌ها پایین است.

$\frac{S}{M}$ شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری آن‌ها متوسط است.

$\frac{S}{H}$ شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری آن‌ها بالا است.

$\frac{B}{L}$ شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری آن‌ها پایین است.

$\frac{B}{M}$ شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری آن‌ها متوسط است.

$\frac{B}{H}$ شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری آن‌ها بالا است.

بنابراین، تفاوت میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ به‌عنوان عامل ریسک ناشی از اندازه شرکت می‌باشد.

عامل ریسک ناشی از رشد شرکت

$$SMB = \frac{\left(\frac{S}{H} + \frac{B}{H}\right)}{2} - \frac{\left(\frac{S}{L} + \frac{B}{L}\right)}{2}$$

در این مورد هم تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌ها با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری پایین است که به آن عامل ارزش نیز گفته می‌شود. درنهایت:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_1 + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + S_i * SMB_{it} + h_i * HML_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این فرمول α_1 میانگین بازده غیرعادی سهام i می‌باشد که در فرضیه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای معادل صفر فرض گردیده است.

b_i, S_i, h_i به ترتیب عوامل بازار، اندازه و ارزش پرتفوی i می‌باشد.

ε_{it} بازده خاص دارایی پرتفوی i با میانگین صفر است (مجتهدزاده و طارمی، ۱۳۸۵).

متغیر مستقل (ویژگی های حسابرس)

در پژوهش حاضر ویژگی های حسابرس به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است که به شرح زیر اندازه گیری شده است:

اندازه حسابرس

از اندازه مؤسسه حسابرسی به عنوان جانشین حسن شهرت حسابرس استفاده می شود که به عنوان معیاری برای اندازه گیری کیفیت حسابرسی می باشد. (غفرانی و متقی، ۱۳۹۷).

تخصص صنعت حسابرس

سهام بازار مؤسسه حسابرسی از رابطه زیر محاسبه می شود:

در این تحقیق، از سهم بازار به عنوان شاخصی برای اندازه گیری تخصص صنعت حسابرس استفاده می شود. زیرا اولویت صنعت را نسبت به سایر حسابرسان نشان می دهد. هرچه سهم بازار حسابرس بیشتر باشد، تخصص صنعت و تجربه حسابرس نسبت به سایر رقبا بالاتر است. سهم بازار حسابرسان نیز به شرح زیر محاسبه می شود:

مجموع فروش های تمام صاحب کاران یک مؤسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص = سهم بازار حسابرسان
مجموع فروش های صاحب کاران کل آن صنعت

از رابطه زیر برای اندازه گیری تخصص صنعت حسابرس استفاده می شود.

$$\left(\frac{1}{(FN)}\right) \times \left(\frac{1}{2}\right) < \left(\frac{SR}{(SRT)}\right)$$

SR مجموع فروش های تمام صاحب کاران یک مؤسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص

SRT مجموع فروش های صاحب کاران کل آن صنعت

FN تعداد شرکت های موجود در یک صنعت

با پیروی از پالمروس^۱، مؤسساتی در این تحقیق به عنوان متخصص در صنعت 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. در نهایت اگر عدد به دست آمده از مدل پالمروس از سهم بازار حسابرسان بزرگ تر باشد عدد یک و حسابرسان متخصص و در غیر این صورت عدد صفر به خود اختصاص می گیرد (غفرانی و متقی، ۱۳۹۷).

دوره تصدی حسابرس

دوره تصدی حسابرس به عنوان معیاری برای کیفیت حسابرسی استفاده شده است و برای کمی کردن این معیار نیز به این صورت عمل شده است که اگر واحد مورد رسیدگی حسابرس خود را در دوره مورد تحقیق تغییر نداده باشد در سال اول به آن عدد ۱، در سال دوم به آن عدد ۲ نسبت داده شده است و اگر در سال سوم تغییر نداده باشد به آن عدد ۳ و اگر تغییر داده باشد دوباره از عدد ۱ استفاده شده است (خداداده شاملو و بادآور نهندی، ۱۳۹۶). برای حداقل کردن تأثیر

¹ Palmros

هرگونه خطای اندازه گیری دوره تصدی از دو سال قبل از شروع دوره پژوهش را در نظر گرفته شده است و از آنجا که سال مورد بررسی از سال ۱۳۹۰ می باشد، در این مورد از سال ۱۳۸۸ شروع شده است.

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت

اندازه شرکت تعیین کننده حجم و گستردگی فعالیت یک شرکت است و بعنوان یک متغیر کنترلی برای چشم انداز شرکت و هزینه سیاسی مورد استفاده قرار می گیرد. کوهن^۱ (۲۰۰۴)، بین اندازه شرکت و کیفیت گزارشگری مالی رابطه مثبت یافت. پژوهش های نظری صورت گرفته نشان می دهد که اندازه ی شرکت تأثیر منفی بر کیفیت گزارشگری مالی دارد و برای این ادعا دلایل متعددی را بیان می کنند. نخست شرکت های بزرگ در مقایسه با شرکت های کوچک در معرض فشارهای زیادی قرار دارند (بارتون و سیمکو^۲، ۲۰۰۲). دوم شرکت های بزرگ امکان بیشتری برای استفاده از دامنه گسترده رویه های حسابداری برخوردارند (جنسن و مک لینگ^۳، ۱۹۷۶). اندازه شرکت برابر با لگاریتم طبیعی کل داراییهای شرکت i در سال t می باشد.

$$Size_{i,t} = Ln(A_{i,t})$$

$Size_{i,t}$: اندازه شرکت i در سال t .

$Ln(A)_{i,t}$: لگاریتم طبیعی کل داراییهای شرکت i در سال t .

اهرم مالی

اهرم عبارت است از وجود هزینه های ثابت در فهرست هزینه های شرکت می باشد. منظور از اهرم مالی میزان بدهی های شرکتها است. هر اندازه درجه اهرم مالی بزرگتر باشد، درجه ریسک مالی بیشتر می شود مدیران شرکتها به دلیل مزایای تامین مالی از طریق بدهی، تمایل دارند از این طریق نیازهای مالی شرکت را تامین کنند، اما تامین مالی از طریق بدهی، هزینه بهره را در پی دارد و این موضوع باعث خواهد شد که شرکتها بخشی از درآمدهای خود را در سال های آینده صرف پرداخت هزینه های تامین مالی کنند. در نتیجه، سودآوری آینده آنها کاهش خواهد یافت. تحقیقات نشان می دهد که ریسک نیز می تواند از عوامل موثر باشد. در این تحقیق، از نسبت کل بدهی به کل دارایی به عنوان شاخص اهرم مالی استفاده می شود.

مالکیت نهادی

سهامداران نهادی بخاطر توانایی های فنی و مالی، منابع قابل ملاحظه ای را برای کنترل شرکت تخصیص می دهند و از نظرات کارشناسان خبره مالی برای اداره شرکت استفاده می کنند. بوش (۱۹۹۸)، نشان می دهد که مالکیت نهادی یکی از سازوکارهای کنترل بیرونی موثر بر حاکمیت شرکتی است. سرمایه گذاران نهادی، سرمایه گذاران بزرگ نظیر بانکها، شرکتهای بیمه، شرکتهای سرمایه گذاری و ... هستند. در پژوهش حاضر میزان مالکیت نهادی بوسیله سهام نگهداری شده بوسیله سهامداران عمده که بیش از ۵٪ باشد، اندازه گیری شده است.

¹ cohen

² Barton & Simko

³ Jensen&Meckling

نرخ بازده دارایی ها

اهمیت بازده دارایی به عنوان یک ابزار اندازه گیری عملکرد شرکت، در ادبیات تخصصی به رسمیت شناخته شده است. بازده دارایی به عنوان نشان دهنده توانایی مدیریت در استفاده کارا از دارایی ها می باشد و بیشتر بر روی بازدهی بخش عملیات متمرکز است. نسبت بازده دارایی ها از حاصل تقسیم سود خالص بعد از کسر مالیات بر کل دارایی ها بدست می آید.

استقلال هیات مدیره

اعضای هیات مدیره که بصورت غیر موظف هستند و مسئولیت اجرایی در شرکت ندارند، بطور موثرتری به وظایف کنترلی و نظارتی خود می پردازند و از ابزارهای لازم استفاده می نمایند. ارگان و همکاران^۱ (۲۰۰۵) به بررسی نقش اعضای غیرموظف در فرآیند تصمیم گیری پرداختند و به این نتیجه رسیدند که از دیدگاه مدیران مالی، اعضای غیرموظف در حاکمیت شرکتی خوب، نقش مهمی را ایفا می کنند. استقلال هیات مدیره نشان دهنده نسبت اعضای غیرموظف هیات مدیره به کل اعضای هیات مدیره می باشد. طبق دیدگاه تئوری نمایندگی، مدیران غیرموظف وظیفه نظارت بر سایر اعضای هیات مدیره را بر عهده دارند و حقوق آنان بر اساس ساعات حضور آن ها در جلسات پرداخت خواهد شد (بنجامین^۲ و اهیکیو^۳، ۲۰۰۹). نحوه محاسبه، تقسیم تعداد اعضای غیر موظف هیات مدیره به تعداد کل اعضای هیات مدیره می باشد.

سن شرکت

سن شرکت یکی از معیارهای مهم در میزان تنوع بخشی محصولات شرکت ها می باشد. با افزایش سن شرکت انتظار می رود تصمیمات و نحوه انتخاب استراتژی ها بهینه تر باشد، یعنی تنوع بخشی تجاری افزایش و تنوع سازی جغرافیایی نیز منطقی تر صورت گیرد. برای محاسبه سن شرکت از فرمول زیر استفاده شده است:

$$AGE = \text{Ln}(\text{سال تاسیس شرکت} - \text{سال مورد نظر})$$

یافته های پژوهش

نتایج آمار توصیفی

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول ۱، آمار توصیفی داده های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۱۴ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۶ ساله (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶) می باشد.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
بازده های غیرعادی	۶۸۴	-۰,۴۸۳۸۳۲	۰,۴۹۴۳۷۹۳	-۲,۹۶۸۲۱۱	۰,۰۰۷۴۰۰۸
تخصص صنعت حسابرسان	۶۸۴	۰,۱۵۵۳۶۵۳	۰,۲۱۹۳۵۲۸	۰,۰۰۰۳۸۲۹	۰,۹۳۱۱۰۳۱
دوره تصدی حسابرسان	۶۸۴	۱,۷۵۲۹۲۴	۰,۹۲۷۲۵۴۶	۱	۴

^۱ Oregan et al

^۲ Benjamin

^۳ Ehikioya

۰,۰۰۱۰۲۸۲	-۰,۳۰۷۶۲۶۳	۰,۰۶۴۲۱۹۹	-۰,۰۷۴۵۳۰۶	۶۸۴	کیفیت گزارشگری مالی
۲,۲۴۶۸۶	۰	۰,۵۷۱۶۱۹۶	۱,۰۲۶۶۱۵	۶۸۴	متنوع سازی تجاری
۲,۷۷۲۶۰۷	۰	۰,۵۷۴۸۲۸۳	۱,۲۴۱۲۴۲	۶۸۴	متنوع سازی جغرافیایی
۱۹,۰۵۰۶۵	۱۱,۱۲۸۹۲	۱,۵۵۰۴۵۳	۱۴,۰۵۵۰۶	۶۸۴	اندازه شرکت
۱,۱۳۲۲۷۸	۰,۱۱۰۹۱۵۷	۰,۲۰۴۲۰۷۲	۰,۵۸۱۰۸۵۶	۶۸۴	اهرم مالی
۰,۹۸۰۵	۰,۱۲۵	۰,۱۹۵۱۵۶۷	۰,۷۲۱۱۷۲۴	۶۸۴	مالکیت نهادی
۰,۵۱۱۳۱۵۸	۰,۰۰۰۸۲۵۱	۰,۱۱۸۱۱۸۲	۰,۱۳۱۹۹۷۱	۶۸۴	نرخ بازده دارایی
۱	۰,۲	۰,۱۸۷۰۶۱۷	۰,۶۶۹۸۸۳۱	۶۸۴	استقلال هیئت مدیره
۴,۱۲۷۱۳۴	۲,۷۰۸۰۵	۰,۳۶۸۵۱۳۴	۳,۵۵۹۹۴۲	۶۸۴	سن شرکت

با توجه به جدول ۱ طی ۶۸۴ سال - شرکت مشاهده کمترین میزان بازده های غیرعادی (-۲,۹۶) و بیشترین میزان آن نزدیک به صفر است و بطور میانگین میزان بازده های غیرعادی برابر با (-۰,۴۸) می باشد که نشان می دهد یکسری بازده هایی ناشی از شرکت و بازار نیست که از ناکارایی بازار سرمایه ایران دارد. کمترین میزان تخصص صنعت حسابرس نشان می دهد شرکتی در نمونه آماری وجود داشته که حسابرس آن از حداقل تخصص در آن صنعت برخوردار بوده و شرکتی نیز وجود داشته است که توسط یک حسابرس متخصص رسیدگی شده است. بطور میانگین میزان تخصص صنعت حسابرسان شرکت های بورسی ۰,۱۵ می باشد.

دوره تصدی حسابرس نشان می دهد در کمترین حالت ممکن یکسال شرکت ها را مورد رسیدگی قرار دادند و بیشترین آن نیز نشان می دهد ۴ سال به عنوان حسابرس در شرکت ها فعالیت داشته اند. کمترین میزان متنوع سازی تجاری صفر و بیشترین آن از افزایش ۲,۲۴ می باشد که بطور میانگین در بورس اوراق بهادار تهران تقریباً ۱,۰۲ می باشد. کمترین میزان متنوع سازی جغرافیایی صفر می باشد که نشان می دهد شرکتی فروش خارجی نداشته است و بیشترین آن نیز نشان می دهد ۲,۷۷ می باشد که بطور میانگین ۱,۲۴ متنوع سازی جغرافیایی در بورس تهران اتفاق افتاده است. میانگین اندازه شرکت از وسعت ۱۴,۰۵ شرکت های بورسی دارد و میانگین اهرم مالی نیز نشان می دهد ۵۸ درصد دارایی های شرکت های بورسی از طریق بدهی تامین می شود. نرخ بازده دارایی ها نیز نشان می دهد بطور متوسط ۱۳ درصد می باشد.

کمترین میزان استقلال اعضای هیئت مدیره نیز نشان میدهد شرکتی وجود داشته فقط ۲۰ درصد اعضای هیئت مدیره آن مستقل هستند و شرکتی نیز وجود داشته که ۱۰۰ درصد اعضای آن غیرموظف هستند. متوسط سن شرکت ها در بورس اوراق بهادار تهران ۳,۵۵ می باشد.

آمار توصیفی متغیرهای کیفی

جدول (۲): توزیع فراوانی متغیر اندازه حسابرس

شرح	فراوانی	درصد فراوانی
سایر موسسات	۵۴۲	۷۹,۲۴
سازمان حسابرسی و موسسه مفید راهبر	۱۴۲	۲۰,۷۷۶
جمع کل	۶۸۴	۱۰۰,۰۰

همانطور که در جدول ۲ قابل مشاهده است، جمع کل شرکت - سال های مورد بررسی برابر با ۶۸۴ می باشد که از بین آنها تعداد ۱۴۲ سال - شرکت مشاهده توسط دو موسسه بزرگ و صاحب نام کشور یعنی سازمان حسابرسی و موسسه حسابرسی مفید راهبر مورد رسیدگی قرار گرفته اند و ۷۹ درصد توسط سایر موسسات.

نتیجه آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می دارد: اندازه حسابرس بر ارزش متنوع سازی تجاری تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: اندازه حسابرس بر ارزش متنوع سازی تجاری تاثیر ندارد.

فرضیه مقابل: اندازه حسابرس بر ارزش متنوع سازی تجاری تاثیر دارد.

جدول (۳): خلاصه مدل رگرسیون فرضیه اول پژوهش

متغیر وابسته: بازده غیر عادی سهام					
نام متغیر	ضرایب (Coefficient)	خطای استاندارد	آماره (z)	Prob.	همخطی
متنوع سازی تجاری	-۰,۰۴۱۹۹۷۲	۰,۰۳۸۳۹۵۸	-۱,۰۹	۰,۲۷۴	۱,۲۱
اندازه حسابرس	-۰,۰۸۰۰۲۶۲	۰,۱۵۴۱۷۴۹	-۰,۵۲	۰,۶۰۴	۷,۶۲
اندازه حسابرس*متنوع سازی تجاری	۰,۰۹۶۶۷۲۶	۰,۱۳۶۰۷۵۲	۰,۷۱	۰,۴۷۷	۷,۸۲
اندازه شرکت	۰,۰۲۹۹۵۲۷	۰,۰۱۳۰۳۳۳	۲,۳۰	۰,۰۲۲	۱,۰۹
اهرم مالی	-۰,۱۹۳۶۸۳۲	۰,۱۱۶۷۹۸۴	-۱,۶۶	۰,۰۹۷	۱,۴۲
مالکیت نهادی	۰,۲۳۱۷۳۲۱	۰,۰۹۰۶۴۰۷	۵,۵۶	۰,۰۱۱	۱,۰۵
نرخ بازده دارایی ها	-۰,۵۵۸۵۰۱۸	۰,۲۰۴۲۹۲۵	-۲,۷۳	۰,۰۰۶	۱,۳۶
استقلال هیأت مدیره	۰,۰۱۷۹۴۴۰۱	۰,۱۲۸۳۷۳۹	۰,۶۲	۰,۵۳۶	۱,۰۶
سن شرکت	۰,۱۶۰۷۸۲۸	۰,۰۶۳۶۱۴	۲,۵۳	۰,۰۱۱	۱,۰۷
مقدار ثابت	-۱,۵۲۶۸۹۴	۰,۳۵۸۹۶۱۶	-۴,۲۵	۰,۰۰۰	NA
ضریب تعیین	R-squared	۲۰ درصد			
آماره والد	۲۵,۳۲	۰,۰۰۲۶			
ناهمسانی واریانس	۵۰۶۹۵,۴۰	۰,۰۰۰۰			
خودهمبستگی سریالی	۰,۱۲۴	۰,۷۲۵۰			
آماره H- hausman	----	----			
آماره F-limer	۱,۱۴	۰,۱۷۰۷			

نتایج جدول ۳ نشان می دهد که سطح معناداری آزمون F لیمر بیشتر از پنج درصد می باشد، بنابراین رویکرد داده های پولد پذیرفته شده است. سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد است که نشان دهنده وجود ناهمسانی واریانس بین خطاهای مدل بوده است که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. چون سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی بیشتر از پنج درصد بوده بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی بین خطاهای مدلها است. متغیر اندازه حسابرس*متنوع سازی تجاری با ضریب (۰,۰۹۶) و سطح معنی داری (۰,۴۷۷) تاثیر معناداری بر ارزش متنوع سازی تجاری ندارد و فرضیه اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار نمی گیرد. متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، مالکیت نهادی و سن شرکت تاثیر مستقیم و معنی داری بر ارزش متنوع سازی تجاری دارند و نرخ بازده دارایی ها تاثیر معکوس و معنی داری بر ارزش متنوع سازی تجاری دارد. سایر متغیرهای کنترلی استقلال هیأت مدیره و اهرم مالی تاثیر معنی داری بر ارزش متنوع سازی تجاری ندارند. ضریب تعیین برابر با ۲۰ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۲۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۲۵,۳۲ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد، از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می دارد: تخصص صنعت حسابرس بر ارزش متنوع سازی تجاری تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: تخصص صنعت حسابرس بر ارزش متنوع سازی تجاری تاثیر ندارد.

فرضیه مقابل: تخصص صنعت حسابرس بر ارزش متنوع سازی تجاری تاثیر دارد.

جدول (۴): خلاصه مدل رگرسیون فرضیه دوم پژوهش

متغیر وابسته: بازده غیر عادی سهام					
نام متغیر	ضرایب (Coefficient)	خطای استاندارد	آماره (z)	Prob.	همخطی
متنوع سازی تجاری	-۰,۰۶۹۸۶۳۳	۰,۰۴۷۱۴۱	-۱,۴۸	۰,۱۳۸	۱,۴۵
تخصص صنعت حسابرس	-۰,۱۸۰۲۹۴۵	۰,۲۰۰۳۰۰۱	-۰,۹۰	۰,۳۶۸	۴,۹۹
تخصص صنعت حسابرس*متنوع سازی تجاری	۰,۲۵۳۴۵۰۵	۰,۲۳۷۰۷۷۴	۱,۰۷	۰,۲۸۵	۵,۱۲
اندازه شرکت	۰,۰۲۶۹۵۵۷	۰,۰۱۴۸۷۰۸	۱,۸۱	۰,۰۷۰	۱,۴۸
اهرم مالی	-۰,۱۹۸۶۹۸۱	۰,۱۱۸۱۹۸۹	-۱,۶۸	۰,۰۹۳	۱,۴۲
مالکیت نهادی	۰,۲۴۱۸۱۸۴	۰,۰۸۷۸۸۸۷	۲,۷۵	۰,۰۰۶	۱,۰۵
نرخ بازده دارایی ها	-۰,۵۶۲۴۳۱۵	۰,۲۰۷۰۱۲۴	-۲,۷۲	۰,۰۰۷	۱,۳۴
استقلال هیأت مدیره	۰,۰۸۲۰۰۶۶	۰,۱۲۷۴۹۲۱	۰,۶۴	۰,۵۲۰	۱,۰۵
سن شرکت	۰,۱۵۱۲۱۲۶	۰,۰۶۴۸۶۰۵	۲,۳۳	۰,۰۲۰	۱,۰۵
مقدار ثابت	-۱,۴۳۵۹۸۷	۰,۳۸۹۲۲۳۶	-۳,۶۹	۰,۰۰۰	NA
ضریب تعیین	R-squared	۲۰ درصد			
آماره والد	۲۵,۵۶	۰,۰۰۲۴			
ناهمسانی واریانس	۵۹۵۰۹,۷۲	۰,۰۰۰۰			
خودهمبستگی سریالی	۰,۲۴۳	۰,۶۲۳۱			
آماره H- hausman	----	----			
آماره F-limer	۱,۲۱	۰,۰۸۷۵			

نتایج جدول ۴ نشان می دهد که سطح معناداری آزمون F لیمر بیشتر از پنج درصد می باشد، بنابراین رویکرد داده های پولد پذیرفته شده است. سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد است که نشان دهنده وجود ناهمسانی واریانس بین خطاهای مدل بوده است که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. چون سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی بیشتر از پنج درصد بوده بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی بین خطاهای مدلها است. متغیر تخصص صنعت حسابرس*متنوع سازی تجاری با ضریب (۰,۲۵۳۴) و سطح معنی داری (۰,۲۸۵) تاثیر معناداری بر ارزش متنوع سازی تجاری ندارد و فرضیه دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار نمی گیرد. متغیرهای کنترلی مالکیت نهادی و سن شرکت تاثیر مستقیم و معنی داری بر متنوع سازی تجاری دارند و نرخ بازده دارایی ها تاثیر معکوس و معنی داری بر متنوع سازی تجاری دارد. سایر متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، استقلال هیأت مدیره و اهرم مالی تاثیر معنی داری بر متنوع سازی تجاری ندارند. ضریب تعیین برابر با ۲۰ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۲۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۲۵,۵۶ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد، از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم بیان می دارد: دوره تصدی حسابرس بر متنوع سازی تجاری تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: دوره تصدی حسابرس بر متنوع سازی تجاری تاثیر ندارد.

فرضیه مقابل: دوره تصدی حسابرس بر متنوع سازی تجاری تاثیر دارد.

جدول (۵): خلاصه مدل رگرسیون فرضیه سوم پژوهش

متغیر وابسته: بازده غیر عادی سهام					
نام متغیر	ضرایب (Coefficient)	خطای استاندارد	آماره (z)	Prob.	همخطی
متنوع سازی تجاری	-۰,۰۳۰۷۹۸۳	۰,۰۵۳۷۴۹	-۰,۵۷	۰,۵۶۷	۳,۱۳
دوره تصدی حسابرس	۰,۰۱۵۲۶۲۴	۰,۰۳۳۸۸۳۴	۰,۴۵	۰,۶۵۲	۹,۵۲
دوره تصدی حسابرس*متنوع سازی تجاری	۰,۰۰۲۹۹۲۲	۰,۰۲۲۱۱۶۹	۰,۱۴	۰,۸۹۲	۱,۶۰
اندازه شرکت	۰,۰۲۹۱۸۰۷	۰,۰۱۲۸۳۱۴	۲,۲۷	۰,۰۲۳	۱,۰۲
اهرم مالی	-۰,۱۸۹۳۵۳۴	۰,۱۱۵۳۶۵۹	-۱,۶۴	۰,۱۰۱	۱,۴۱
مالکیت نهادی	۰,۲۳۷۰۵۵۱	۰,۰۸۹۰۸۸۱	۲,۶۶	۰,۰۰۸	۱,۰۵
نرخ بازده دارایی ها	-۰,۵۲۹۲۸۸۵	۰,۲۰۲۹۸۱	-۲,۶۱	۰,۰۰۹	۱,۳۴
استقلال هیأت مدیره	۰,۰۸۰۸۵۱۴	۰,۱۲۷۹۵۷۷	۰,۶۳	۰,۵۲۷	۱,۰۵
سن شرکت	۰,۱۶۶۹۹	۰,۰۶۱۸۲۵۲	۲,۷۰	۰,۰۰۷	۱,۰۲
مقدار ثابت	-۱,۵۸۶	۰,۳۴۰۵۳۸۱	-۴,۶۶	۰,۰۰۰	NA
ضریب تعیین	R-squared		۲۰ درصد		
آماره والد	۳۱,۵۸		۰,۰۰۰۲		
ناهمسانی واریانس	۴۱۶۱۲,۵۵		۰,۰۰۰۰		
خودهمبستگی سریالی	۰,۰۴۸		۰,۸۲۶۵		
آماره H- hausman	----		----		
آماره F-limer	۱,۰۸		۰,۲۹۰۵		

نتایج جدول ۵ نشان می دهد که سطح معناداری آزمون F لیمر بیشتر از پنج درصد می باشد، بنابراین رویکرد داده های پولد پذیرفته شده است. سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد است که نشان دهنده وجود ناهمسانی واریانس بین خطاهای مدل بوده است که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. چون سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی بیشتر از پنج درصد بوده بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی بین خطاهای مدلها است. متغیر دوره تصدی حسابرس*متنوع سازی تجاری با ضریب (۰,۰۰۲) و سطح معنی داری (۰,۸۹) تاثیر معناداری بر ارزش متنوع سازی تجاری ندارد و فرضیه سوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار نمی گیرد. متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، مالکیت نهادی و سن شرکت تاثیر مستقیم و معنی داری بر متنوع سازی تجاری دارند و نرخ بازده دارایی ها تاثیر معکوس و معنی داری بر متنوع سازی تجاری دارد. سایر متغیرهای کنترلی استقلال هیأت مدیره و اهرم مالی تاثیر معنی داری بر متنوع سازی تجاری ندارند. ضریب تعیین برابر با ۲۰ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۲۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۳۱,۵۸ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد، از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم بیان می دارد: اندازه حسابرِس بر متنوع سازی جغرافیایی تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: اندازه حسابرِس بر متنوع سازی جغرافیایی تاثیر ندارد.

فرضیه مقابل: اندازه حسابرِس بر متنوع سازی جغرافیایی تاثیر دارد.

جدول (۶): خلاصه مدل رگرسیون فرضیه چهارم پژوهش

متغیر وابسته: بازده غیر عادی سهام					
نام متغیر	ضرایب (Coefficient)	خطای استاندارد	آماره (z)	Prob.	همخطی
متنوع سازی جغرافیایی	-۰,۰۴۴۱۰۳۴	۰,۰۳۵۴۴۲۹	-۱,۲۴	۰,۲۱۳	۶,۷۹
اندازه حسابرِس	-۰,۱۰۲۶۵۷۷	۰,۱۴۳۴۶۳۴	-۰,۷۲	۰,۴۷۴	۱,۳۷
اندازه حسابرِس*متنوع سازی جغرافیایی	۰,۰۹۵۰۷۰۱	۰,۰۹۷۱۵۹۴	۰,۹۸	۰,۳۲۸	۶,۱۹
اندازه شرکت	۰,۰۲۹۶۷۲۷	۰,۰۱۳۰۴۱۹	۲,۲۸	۰,۰۲۳	۱,۰۲
اهرم مالی	-۰,۲۰۵۷۶۰۸	۰,۱۱۶۲۴۷۶	-۱,۷۷	۰,۰۷۷	۱,۳۸
مالکیت نهادی	۰,۲۳۶۴۴۰۹	۰,۰۹۰۳۸۹۶	۲,۶۲	۰,۰۰۹	۱,۰۵
نرخ بازده دارایی ها	-۰,۵۵۳۷۲۹۸	۰,۲۰۵۸۸۳	-۲,۶۹	۰,۰۰۷	۱,۳۳
استقلال هیأت مدیره	۰,۰۸۸۶۲۷۶	۰,۱۲۹۶۲۲	۰,۶۸	۰,۴۹۴	۱,۰۷
سن شرکت	۰,۱۶۹۱۸۳۸	۰,۰۶۳۵۴۶۱	۲,۶۶	۰,۰۰۸	۱,۰۲
مقدار ثابت	-۱,۵۴۲۴۷۶	۰,۳۵۸۳۹۳۶	-۴,۳۰	۰,۰۰۰	NA
ضریب تعیین	R-squared	۲۰ درصد			
آماره والد	۲۵,۱۵	۰,۰۰۲۸			
ناهمسانی واریانس	۴۴۹۶۹,۵۸	۰,۰۰۰۰			
خودهمبستگی سریالی	۰,۰۸۰	۰,۷۷۷۸			
آماره H- hausman	----	----			
آماره F-limer	۱,۱۳	۰,۱۹۴۴			

نتایج جدول ۶ نشان می دهد که سطح معناداری آزمون F لیمر بیشتر از پنج درصد می باشد، بنابراین رویکرد داده های پولد پذیرفته شده است. سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد است که نشان دهنده وجود ناهمسانی واریانس بین خطاهای مدل بوده است که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. چون سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی بیشتر از پنج درصد بوده بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی بین خطاهای مدلها است. متغیر اندازه حسابرِس*متنوع سازی جغرافیایی با ضریب (۰,۰۹) و سطح معنی داری (۰,۹۸) تاثیر معناداری بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی ندارد و فرضیه چهارم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار نمی گیرد. متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، مالکیت نهادی و سن شرکت تاثیر مستقیم و معنی داری بر متنوع سازی تجاری دارند و نرخ بازده دارایی ها تاثیر معکوس و معنی داری بر متنوع سازی جغرافیایی دارد. سایر متغیرهای کنترلی استقلال هیأت مدیره و اهرم مالی تاثیر معنی داری بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی ندارند. ضریب تعیین برابر با ۲۰ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۲۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۲۵,۱۵ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد، از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه آزمون فرضیه پنجم

فرضیه پنجم بیان می دارد: تخصص صنعت حسابرسان بر متنوع سازی جغرافیایی تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: تخصص صنعت حسابرسان بر متنوع سازی جغرافیایی تاثیر ندارد.

فرضیه مقابل: تخصص صنعت حسابرسان بر متنوع سازی جغرافیایی تاثیر دارد.

جدول (۷): خلاصه مدل رگرسیون فرضیه پنجم پژوهش

متغیر وابسته: بازده غیر عادی سهام					
نام متغیر	ضرایب (Coefficient)	خطای استاندارد	آماره (z)	Prob.	همخطی
متنوع سازی جغرافیایی	-۰,۰۷۷۱۰۳۶	۰,۰۴۳۸۸۲	-۱,۷۶	۰,۰۷۹	۱,۵۵
تخصص صنعت حسابرسان	-۰,۲۲۹۸۱۵۳	۰,۲۰۰۲۸۵۶	-۱,۱۵	۰,۲۵۱	۵,۶۱
تخصص صنعت حسابرسان*متنوع سازی جغرافیایی	۰,۲۵۴۷۵۸۱	۰,۱۸۴۱۶۰۷	۱,۳۸	۰,۱۶۷	۶,۰۸
اندازه شرکت	۰,۰۲۴۷۹۲۹	۰,۰۱۵۵۵۳۴	۱,۵۹	۰,۱۱۱	۱,۴۹
اهرم مالی	-۰,۲۱۲۸۳۴	۰,۱۱۷۶۱۷۶	-۱,۸۱	۰,۰۷۰	۱,۳۹
مالکیت نهادی	-۰,۲۴۰۷۷۳	۰,۰۸۸۳۸۸۷	۲,۷۲	۰,۰۰۶	۱,۰۵
نرخ بازده دارایی ها	-۰,۵۶۰۸۳۸۴	۰,۲۰۸۴۳۶	-۲,۶۹	۰,۰۰۷	۱,۳۴
استقلال هیأت مدیره	۰,۰۹۷۵۶۷۲	۰,۱۲۹۲۲۷۵	۰,۷۶	۰,۴۵۰	۱,۰۷
سن شرکت	۰,۱۵۵۴۰۸۱	۰,۰۶۳۴۰۳۶	۲,۴۵	۰,۰۱۴	۱,۰۳
مقدار ثابت	-۱,۳۹۸۱۳۹	۰,۳۹۱۷۳۶۳	-۳,۵۷	۰,۰۰۰	NA
ضریب تعیین	R-squared			۲۰ درصد	
آماره والد	۲۵,۴۹			۰,۰۰۲۵	
ناهمسانی واریانس	۵۲۳۸۲,۹۲			۰,۰۰۰۰	
خودهمبستگی سریالی	۰,۱۸۸			۰,۶۶۵۱	
آماره H- hausman	----			----	
آماره F-limer	۱,۱۸			۰,۱۱۷۲	

نتایج جدول ۷ نشان می دهد که سطح معناداری آزمون F لیمر بیشتر از پنج درصد می باشد، بنابراین رویکرد داده های پولد پذیرفته شده است. سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد است که نشان دهنده وجود ناهمسانی واریانس بین خطاهای مدل بوده است که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. چون سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی بیشتر از پنج درصد بوده بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی بین خطاهای مدلها است. متغیر تخصص صنعت حسابرسان*متنوع سازی جغرافیایی با ضریب (۰,۲۵۴) و سطح معنی داری (۰,۱۶۷) تاثیر معناداری بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی ندارد و فرضیه پنجم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار نمی گیرد. متغیرهای کنترلی مالکیت نهادی و سن شرکت تاثیر مستقیم و معنی داری بر ارزش متنوع سازی تجاری دارند و نرخ بازده دارایی ها تاثیر معکوس و معنی داری بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی دارد. سایر متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، استقلال هیأت مدیره و اهرم مالی تاثیر معنی داری بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی ندارند. ضریب تعیین برابر با ۲۰ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۲۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۲۵,۴۹ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد، از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه آزمون فرضیه ششم

فرضیه ششم بیان می دارد: دوره تصدی حسابرِس بر متنوع سازی جغرافیایی تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: دوره تصدی حسابرِس بر متنوع سازی جغرافیایی تاثیر ندارد.

فرضیه مقابل: دوره تصدی حسابرِس بر متنوع سازی جغرافیایی تاثیر دارد.

جدول (۸): خلاصه مدل رگرسیون فرضیه ششم پژوهش

متغیر وابسته: بازده غیر عادی سهام					
نام متغیر	ضرایب (Coefficient)	خطای استاندارد	آماره (z)	Prob.	همخطی
متنوع سازی جغرافیایی	-۰,۰۰۱۸۵۴۴	۰,۰۵۱۷۰۹۴	-۰,۰۴	۰,۹۷۱	۳,۱۲
دوره تصدی حسابرِس	۰,۰۳۵۱۶۵۴	۰,۰۳۵۵۴۶	۰,۹۹	۰,۳۲۳	۲,۲۲
دوره تصدی حسابرِس*متنوع سازی جغرافیایی	-۰,۰۱۰۵۵۰۵	۰,۰۲۰۲۹۰۳	-۰,۵۲	۰,۶۰۳	۴,۳۵
اندازه شرکت	۰,۰۲۹۵۲۷۶	۰,۰۱۲۸۳۹۴	۲,۳۰	۰,۲۱	۱,۰۳
اهرم مالی	-۰,۱۹۹۱۹۵۶	۰,۱۱۴۵۲۹۲	-۱,۷۴	۰,۰۸۲	۱,۳۸
مالکیت نهادی	۰,۲۴۲۲۶۲۲	۰,۰۸۹۵۵۵۲	۲,۷۱	۰,۰۰۷	۱,۰۵
نرخ بازده دارایی ها	-۰,۵۱۱۹۵۵۷	۰,۰۲۰۲۹۹۵۸	-۲,۵۲	۰,۰۱۲	۱,۳۴
استقلال هیأت مدیره	۰,۰۸۱۰۲۹۲	۰,۱۲۹۹۱۱۱	۰,۶۲	۰,۵۳۳	۱,۰۷
سن شرکت	۰,۱۶۷۹۵۳۵	۰,۰۶۱۸۳۱۴	۲,۷۲	۰,۰۰۷	۱,۰۲
مقدار ثابت	-۱,۶۳۰۸۱۲۲	۰,۳۴۰۶۲۲۹	-۴,۷۹	۰,۰۰۰	NA
ضریب تعیین	R-squared		۲۰ درصد		
آماره والد	۳۰,۸۹		۰,۰۰۰۳		
ناهمسانی واریانس	۴۰۹۲۹,۰۰		۰,۰۰۰۰		
خودهمبستگی سریالی	۰,۰۴۹		۰,۸۲۴۷		
آماره H- hausman	----		----		
آماره F-limer	۱,۰۸		۰,۲۸۵۳		

نتایج جدول ۸ نشان می دهد که سطح معناداری آزمون F لیمر بیشتر از پنج درصد می باشد، بنابراین رویکرد داده های پولد پذیرفته شده است. سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد است که نشان دهنده وجود ناهمسانی واریانس بین خطاهای مدل بوده است که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. چون سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی بیشتر از پنج درصد بوده بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی بین خطاهای مدلها است. متغیر دوره تصدی حسابرِس*متنوع سازی جغرافیایی با ضریب (۰,۲۵۴) و سطح معنی داری (۰,۱۶۷) تاثیر معناداری بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی ندارد و فرضیه ششم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار نمی گیرد. متغیرهای کنترلی مالکیت نهادی و سن شرکت تاثیر مستقیم و معنی داری بر ارزش متنوع سازی تجاری دارند و نرخ بازده دارایی ها تاثیر معکوس و معنی داری بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی دارد. سایر متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، استقلال هیأت مدیره و اهرم مالی تاثیر معنی داری بر ارزش متنوع سازی جغرافیایی ندارند. ضریب تعیین برابر با ۲۰ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۲۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۳۰,۸۹ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد، از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

بحث و نتیجه گیری

هر سازمان با توجه با اهداف خود از انواعی از استراتژیها استفاده میکند، یکی از آنها، استراتژی تنوع بخشی است که از آن به عنوان روشی برای ادامه رشد و تغییر یاد میشود. با بکارگیری این استراتژی شرکتها قادر به انتخاب بین داشتن یک بخش عملیاتی (شرکت متمرکز) و یا چند بخش عملیاتی (شرکت متنوع) هستند. هنگامی که شرکتی خطوط فعالیت خود را در صنایع متعدد برای تحصیل یا ایجاد دیگر کسب و کارها و محصولات گسترش می دهد گفته می شود که آن شرکت دست به تنوع بخشی زده است که سبب افزایش فرایند رشد شرکت می شود (سجادی و همکاران، ۱۳۹۱). فرایند رشد شرکت بستگی به ساز و کارهای نظارتی مدیران دارد. مالکان در قبال منابعی که در اختیار مدیران قرار داده اند از آنها خواستار عملکرد بی نقص هستند، اما همیشه مالکان فرصت رسیدگی عملکرد مدیران را ندارند. لذا از گروهی که صلاحیت و ویژگی این کار را دارند استفاده می کنند. حسابرسان با رسیدگی فعالیت های مدیران می توانند با گزارش به مالکان آنها را در تدوین استراتژی مناسب یاری رسانند. همچنین دستکاری فعالیت توسط مدیران نیز می تواند به نحوه رسیدگی حسابرسان تاثیر گذار باشد.

با توجه به بررسی های به عمل آمده در رابطه با تاثیر ویژگی های حسابرس بر ارزش متنوع سازی شرکتی، مشخص گردید: ویژگی های حسابرسان تاثیر معناداری بر ارزش متنوع سازی شرکتی ندارند. اما با توجه به همبستگی بین متغیرها با افزایش اندازه حسابرس و میزان تخصص صنعت آنها به میزان متنوع سازی تجاری افزوده می شود و تنها تخصص صنعت حسابرس می تواند متنوع سازی جغرافیایی را افزایش دهد. این نتایج نشان می دهد حسابرسان می توانند در هدایت کسب و کارهای شرکت ها موثر واقع شوند، چرا که با بررسی های دقیق و ارائه نقطه نظرات مناسب جهت کاهش انحرافات موجود در شرکت ها آنها را به سوی یک فعالیت مطمئن رهنمون خواهند ساخت. همانطور که مطرح شد متنوع سازی تجاری به دو دسته متنوع سازی محصولات و متنوع سازی جغرافیایی از منظر صادرات تقسیم می شود. در ادبیات مربوط به کسب و کار به تمرکز بازار محصولات تأکید می شود و متنوع سازی محصولا شرکت را بدون برنامه و استراتژی، معمولاً توصیه نمی کنند. اما نتایج این پژوهش نشان می دهد وجود حسابرسان بزرگ و متخصص منجر به تنوع بیشتر محصولات شرکت خواهد شد.

اما نکته مهم این مورد است که هیچ اقتصادی بدون صادرات نمی تواند فعالیت چندانی داشته باشد. از آنجائیکه در کشورهای توسعه یافته مطرح می گردد؛ صادرات می تواند منجر به کارایی شرکت شود. حضور حسابرسان متخصص نشان می دهد با ورود حسابرسان مستقل و متخصص صنعت میزان تنوع محصولات و جغرافیایی افزایش پیدا می کند. در حالیکه حسابرسان ارزشی برای شرکت ایجاد نخواهند کرد و میزان رسیدگی ها آنها می تواند استراتژی های کسب و کار را مشخص کند.

به لحاظ مطابقت با مطالعات شو مایو لایا و چی لیانگ لیو(۲۰۱۸) همراستا می باشد.

پیشنهادات حاصل از پژوهش

همانگونه که در قبل نیز اشاره گردید تحقیق حاضر می تواند مورد کاربرد گروه های مختلف قرار گیرد و هر کدام از جنبه های مختلف تحقیق حاضر استفاده نمایند که در این بخش هر یک از این موارد به صورت جداگانه مطرح می شوند.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه های پژوهش

سهامداران و سرمایه گذاران

با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه ها؛ نقش حسابرسان بزرگ و متخصص بیشتر به چشم می آید. لذا به سهامداران و سرمایه گذاران پیشنهاد می گردد با انتخاب این گروه از حسابرسان، اطلاعات تهیه شده توسط مدیریت شرکت را بیمه

نمایند و از هر گونه دستکاری مصون دارند. این نکته نیز حایز اهمیت است که در صورت بکارگیری حسابرسان بزرگ و متخصص، میزان اقلام تعهدی کاهش خواهد یافت و تنوع تجاری و جغرافیایی را در پی خواهد داشت. به مدیران شرکت پیشنهاد می گردد؛ در فعالیت های خود با حسابرسان بزرگ نهایت همکاری را داشته باشند. چرا که حسابرسان بزرگ توانایی رسیدگی های ارزی و ریالی را دارا هستند و مدیران نیز راحت می توانند با انتخاب استراتژی های تجاری متنوع جغرافیایی سعی در افزایش ارزش شرکت نمایند. به بورس اوراق بهادار نیز پیشنهاد می گردد در راستای پیوستن به اتحادیه های بین المللی با رصد اطلاعات مربوط متنوع سازی شرکت ها آنها را ارزیابی نموده و رتبه بندی نمایند تا زمینه امکان و حضور فعالیت شرکت ها در خارج از کشور امکان پذیر باشد.

منابع

- ✓ اصول و ضوابط حسابداری و حسابرسی استاندارد حسابداری ایران، (۱۳۸۸)، سازمان حسابرسی، استاندارد شماره ۲۵، گزارشگری برحسب قسمت های مختلف.
- ✓ دارابی، علی، دادبه، فاطمه، (۱۳۹۹)، تاثیر متنوع سازی تجاری بر عملکرد در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، چشم انداز حسابداری و مدیریت، دوره سوم، شماره ۳۷، صص ۵۴ - ۷۶.
- ✓ برادران حسن زاده، رسول، تقی زاده خانقاه، وحید، (۱۳۹۷)، تاثیر استراتژی های متنوع سازی شرکتی بر خطر سقوط قیمت سهام با تاکید بر هزینه های نمایندگی، مجله دانش حسابداری باهنر کرمان، دوره نهم، شماره ۱، صص ۶۳-۹۰.
- ✓ حاجیها، زهره، مقامی، فهیمه، (۱۳۹۵)، تاثیر استراتژی متنوع سازی شرکتی بر هزینه بدهی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله دانش حسابرسی، سال شانزدهم، شماره ۶۴، صص ۱۱۹-۱۳۴.
- ✓ داداش زاده، قادر، برادران حسن زاده، رسول، (۱۳۹۶)، ارتباط استراتژی متنوع سازی شرکتی و پدیده مدیریت واقعی و مصنوعی سود، پژوهش های تجربی حسابداری، سال هفتم، شماره ۲۵، صص ۱۹۱-۲۱۲.
- ✓ زینالی، مهدی، داداش زاده، قادر، (۱۳۹۳)، حسابرسی پیشرفته، افق دانش.
- ✓ سجادی، سید حسین، دلفی، مهدی، (۱۳۹۰)، چرخش اجباری حسابرسان و پیامدهای متفاوت در شرکت های کوچک و بزرگ، حسابداری رسمی، شماره ۱۳، صص ۷۸-۸۱.
- ✓ سواری، سمیره، رمضان احمدی، محمد، (۱۳۹۴)، بررسی تاثیر تنوع سازی شرکتی و فرصت های رشد بر ارزش شرکت در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دومین همایش ملی و دومین همایش بین المللی مدیریت و حسابداری، اسفند ۱۳۹۴.
- ✓ علوی طبری، سید حسین، عارف منش، زهره، (۱۳۹۳)، تخصص صنعت حسابرس و پیامدهای حسابرسی، پژوهش حسابداری، شماره ۱۲، صص ۲۱-۴۵.
- ✓ ملا، الناز، رجایی زاده هرنندی، احسان، (۱۴۰۰)، تاثیر متنوع سازی شرکتی بر کیفیت اقلام تعهدی اختیاری و ثبات سود، چشم انداز حسابداری و مدیریت، دوره چهارم، شماره ۴۸، صص ۶۷-۸۱.
- ✓ Aggarwal, R.K., Samwick, A.A. (2003). Performance incentives within firms: The effect of managerial responsibility. *Journal of Finance*, 58(4), 1613-1650.
- ✓ Ajay, Ranjitha. Madhumathi, R. (2015). Diversification Strategy and Earning Management. www.ssrn.com.

- ✓ Anil, I., & Yigit, I. (2011). The Relation Between Diversification Strategy and Organizational Performance: A Research on Companies Registered to The Istanbul Stock Exchange Market. *Procedia Social and Behavioral Sciences*(24), 1434-1163.
- ✓ Farooqi, J., Harris, O., Ngo, T. (2014). Corporate diversification, real activities manipulation, and firm value. *Journal of Multinational Financial Management*, 28, 130-151.
- ✓ Fukui, Y., & Ushijima, T. (2007). Corporate Diversification, Performance, and Restructuring in the Largest Japanese Manufacturers. *J. Japanese Int. Economies*, 868-886.
- ✓ Imen Khanchel, Mehdi. (2015). Corporate Diversification and Earnings Management. www.researchgate.net.
- ✓ Jensen, M.C., Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: managerial behaviour, agency cost and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- ✓ Marouan, K. (2015). Corporate board characteristics, managerial entrenchment and diversification strategy: Evidence from Tunisian context. *International Journal of Business and Management*, 10(7), 184-195.
- ✓ Montgomery, C.A. (1994). Corporate diversification. *Journal of Economic Perspectives*, 8(3), 163-178.
- ✓ Kim, Y.S., & Mthure, I (2008), "The impact of geographic diversification on firm performance", *International Review of Financial Analysis*, Vol.17, PP747-766
- ✓ Penrose, E. (1959). *The Theory of the Growth of the Firm*. . New York: Oxford university press.
- ✓ Tastan Boz, I., Yigit, I., & Anil, I. (2013). The Relationship Between Diversification Strategy and Organizational Performance: A Research intended for Comparing Belgium and Turkey. (33), 331-1660.
- ✓ Shu-Miao Lai and Chih-Liang Liu (2018), The Effect of Auditor Characteristics on the Value of Diversification, *American Accounting Association*, Vol. 37, No. 1, pp. 115-137
- ✓ Chou, S. C. and Chang, C. (A). (2020), "Does corporate diversification enhance accrual quality?" , *Review of Accounting and Finance*, Vol. 19 No. 2, pp. 199-219.
- ✓ Karim, A., Sayan Sarkar, (2019) "Auditors, quality, footnotes, and earnings persistence", *Managerial Finance*.
- ✓ Phung, D.N., Mishra, A.V. (2016). Corporation diversification and firm performance: Evidence from Vietnamese listed firms. *Australian Economic Papers*, 55(4), 386-408.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی