

بررسی تاثیر ترکیب هیئت مدیره و کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی با نقش تعدیل کننده تمرکز مالکیت در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

احسان کدخدایی^۱

معصومه علی پوریگانه^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۰۱ تاریخ چاپ: ۱۴۰۳/۰۵/۰۵

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی تاثیر ترکیب هیئت مدیره و کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی با نقش تعدیل کننده تمرکز مالکیت در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می پردازد و از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش شناسی همبستگی از نوع علی (پس رویدادی) می باشد. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه گیری حذف سیستماتیک، ۱۳۳ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب و در دوره ی زمانی ۷ ساله بین سال های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ مورد تحقیق قرار گرفتند. برای آزمون فرضیه های پژوهش از نرم افزار ایویوز نسخه ۱۰ و از رگرسیون چندگانه با الگوی داده های تابلویی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان داد ترکیب هیئت مدیره بر اجتناب مالیاتی تاثیر منفی و معناداری دارد، کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی تاثیر منفی و معناداری دارد و تمرکز مالکیت بر رابطه بین ترکیب هیئت مدیره بر اجتناب مالیاتی تاثیر مثبت و معناداری دارد و تمرکز مالکیت برین رابطه کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی تاثیر مثبت و معناداری دارد.

واژگان کلیدی

تمرکز مالکیت، کیفیت حسابرسی، اجتناب مالیاتی، ترکیب هیئت مدیره

۱. کارشناسی ارشد، دانشگاه حسابداری، موسسه آموزش عالی خرد بوشهر، ایران.

۲. کارشناسی ارشد، دانشگاه حسابداری، موسسه آموزش عالی خرد بوشهر، ایران.

مقدمه

یکی از مباحث مطرح شده در زمینه موضوع هیئت مدیره، مسئله ترکیب هیئت مدیره می باشد. براساس تئوری نمایندگی، مدیران شرکت ممکن است تابع مطلوبیت خود را به قیمت زیر پای گذاری منافع سهامداران حداکثر نمایند. از این رو سهامداران کنترل و نظارت بر مدیریت شرکت را به هیئت مدیره واگذار نموده اند. بنابراین جایگاه هیئت مدیره به عنوان نهاد هدایت کننده ای که نقش مراقبت و نظارت بر کار این مدیران را به منظور حفظ منافع مالکیتی سهامداران بر عهده دارد دارای اهمیت ویژه ای است، به گونه ای که می توان ادعا کرد رمز موفقیت یک شرکت در گروه هدایت مطلوب آن است (سعیدی و همکاران، ۱۳۹۰).

هدف حسابرسان، حفاظت از منافع سهامداران در مقابل تحریفات و اشتباهات بااهمیت موجود در صورت های مالی است. حسابرسان به منظور حفظ اعتبار حرفه، شهرت حرفه ای خود و اجتناب از دعاوی قضایی علیه خود، به دنبال افزایش کیفیت حسابرسی هستند. به عقیده هیئت کیفیت حسابرسی، حرفه حسابرسی نتوانسته هم قدم با محیط خود که به سرعت در حال تغییر است، گام بردارد. آن ها تأکید دارند که تحقیقات زیادی برای ارزیابی عوامل تأثیرگذار بر کیفیت حسابرسی باید انجام شود و اهمیت این موضوع را یادآوری می کنند ساختار کیفیت حسابرسی چندبعدی ولی نامشهود است، به همین جهت اندازه گیری آن بسیار دشوار است. از آنجا که عوامل زیادی بر کیفیت حسابرسی تأثیر می گذارد، تعیین چارچوبی برای مشخص نمودن کیفیت حسابرسی موضوعی بااهمیت محسوب می گردد (مجتهدزاده، ۱۳۸۳) رابطه بین دوگانگی مدیرعامل و حق الزحمه حسابرسی هنگامی که مالکیت پراکنده است، قوی تر است. یک تعریف متداول دیگر نیز از کیفیت حسابرسی به وسیله دی آنجلو (۱۹۸۱) ارائه شده است. او کیفیت حسابرسی را ارزیابی و استنباط بازار از احتمال توانایی حسابرس در کشف تحریف های بااهمیت در صورت های مالی و یا سیستم حسابداری صاحبکار و گزارش تحریف های بااهمیت کشف شده، تعریف کرده است. احتمال اینکه حسابرس تحریف های بااهمیت را کشف کند، به شایستگی حسابرس و احتمال این که حسابرس تحریف های بااهمیت کشف شده را گزارش کند، به عنوان استقلال حسابرس تعبیر شده است. در این تعریف، کشف نقص، کیفیت حسابرسی را در قالب دانش و توانایی حسابرس اندازه گیری می کند، در حالی که گزارش آن بستگی به انگیزه های حسابرس برای افشاگری دارد. با وجود این که تعریف دی آنجلو برای حسابرسی صورت های مالی مناسب است، اما می تواند سایر انواع حسابرسی ها را نیز در بر گیرد (یگانه و آذین فر، ۱۳۸۹).

اجتناب مالیاتی یک نوع سوء استفاده رسمی از قوانین مالیاتی است و با یافتن راه های گریز از پرداخت مالیات در قوانین مالیاتی یا تلاش در جهت یافتن راه های قانونی به منظور کاهش میزان مالیات پرداختی مرتبط می باشد (ضیایی بیگدلی، ۱۳۸۳). تاکنون هیچ گونه تعریف جامع و قابل قبولی از اجتناب مالیاتی در ادبیات حسابداری صورت نگرفته است. با توجه به سطح وسیعی از تعاریف مطرح شده در این زمینه اجتناب مالیاتی بیانگر یک استراتژی مستمر و پایدار در زمینه برنامه ریزی مالی استراتژیک است که دربرگیرنده فعالیتهای کاملاً قانونی است که از آن جمله می توان به هدایت منابع واحد تجاری در جهت فعالیتهای معاف از مالیات از جمله سرمایه گذاری در اوراق مشارکت، مطرح کردن معاملات و رویدادها در یک محدوده زمانی معین جهت استفاده از مزایای مالیاتی و استفاده از روش های حسابداری که صرفه جویی مالیاتی (سپر مالیاتی) بیشتری ایجاد می کنند، اشاره نمود. فعالیتهای اجتناب از مالیات اساساً تحت عنوان شیوه هایی برای جلوگیری از انتقال وجه نقد از سهامداران به سوی دولت شناخته می شود، که این امر افزایش ارزش شرکت را

نیز در بر خواهد داشت. مسئله ایجاد شده در این رابطه این است که اجتناب مالیاتی همیشه به نفع سهامداران نمی باشد و مدیران فرصت طلب ممکن است به بهانه اجتناب مالیاتی منابع را در جهت منافع شخصی هدایت یا برداشت نمایند، که این موضوع موجب افزایش هزینه های سهامداران و در نتیجه موجب فرونی مخارج اجتناب مالیاتی به منافع آن می شود (رضایی، قنای نژاد، ۱۳۹۱).

در سال های اخیر، ساختار مالکیت متمرکز و تأثیر آن بر ابعاد مختلف مرتبط با شرکت به عنوان یکی از مسائل مهم در ادبیات حاکمیت شرکتی مطرح شده است. تمرکز مالکیت ممکن است با افزایش نظارت و حذف مشکل مفت سواری، باعث ایجاد تغییرات مثبت در شرکت شود، ولی سایر مکانیسم ها ممکن است در جهت عکس عمل نمایند. یکی از مسائلی که بیشتر به آن پرداخته شده، این است که سهامداران بزرگ و مدیران ممکن است از حقوق کنترلی خود برای کسب منافع شخصی استفاده نمایند و موجب استثمار سایر سهامداران شوند (شفیلر و همکاران ۱۹۸۶). این احتمالات و مشخص نبودن تأثیر تمرکز مالکیت بر ابعاد مختلف شرکت باعث ارائه نظریات مختلفی در ارتباط با رفتار سهامداران بلوکی شده است و نویسندگان در تحقیقات خود به نتایجی گاه متناقض دست یافته اند.

از سوی دیگر وجود سهامداران عمده و مدیران در ساختار مالکیت شرکت ها که باعث کاهش تضاد منافع سهامداران و مدیران می شود ممکن است موجب تضییع حقوق سهامداران خرد شود و در نتیجه تضاد منافع میان سهامداران عمده و خرد به وجود آید که در تحقیقات حسابداری به عنوان تضاد نمایندگی نوع دو مورد توجه قرار گرفته است (لاپورتا و همکاران ۲۰۰۰). در حالی که مالکیت متمرکز به عنوان یک جایگزین برای اقدامات حمایت از سرمایه گذار ضعیف در نظر گرفته می شود (شلیفر و ویشنی، ۱۹۹۷) یک نگرانی جدید مطرح می کند: از دست رفتن ثروت (سلب مالکیت) سهامداران خرد (لاپورتا و همکاران ۱۹۹۸). با توجه به مطالب بالا این سوالات مطرح می شود که آیا ترکیب هیئت مدیره بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد؟ آیا کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد؟ و آیا ترکیب هیئت مدیره و کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی با نقش تعدیل کننده تمرکز مالکیت تأثیر معناداری دارد؟

مبانی نظری و پیشینه

هیئت مدیره شرکت سهامی باید متشکل از تعداد مدیرانی باشد که قانون گذار تعیین کرده باشد. هرگاه حداقل مذکور در قانون به دلایلی حاصل نشود یا تعداد مدیران از حداقل قانونی کمتر شود، تکمیل هیئت مدیره به آن صورتی که قانون گذار پیش بینی کرده لازم است. هیئت مدیره دارای یک رئیس و یک نایب رئیس است که در اولین جلسه هیئت مدیره انتخاب می شوند و هدایت هیئت مدیره برعهده آنان است.

الف) تعداد اعضای هیئت مدیره

هیئت مدیره باید صورت شورایی داشته باشد و در شرکتهای سهامی عام و خاص موضوع لایحه قانونی ۱۳۴۷، مدیریت انفرادی وجود ندارد. مسئله ای که در اینجا مطرح می شود این است که هیئت مدیره باید از چند نفر تشکیل شود؟ در حقوق فرانسه، هیئت مدیره باید متشکل از حداقل سه و حداکثر هجده نفر باشد (ماده ۱۷-۲۲۵ L قانون تجارت) و در اساسنامه، با توجه به این محدودیت، می توان تعداد مدیران را معین کرد. در عمل، حداقل و حداکثر تعداد اعضای هیئت مدیره نیز در اساسنامه معین می شود؛ پس چه در شرکت سهامی عام و چه در شرکت سهامی خاص حداقل تعداد اعضا می تواند سه نفر باشد.

قانون گذار ایران، در قسمت اخیر ماده ۱۰۷ لایحه قانونی ۱۳۴۷ مقرر کرده است: «عده اعضای هیئت مدیره در شرکتهای سهامی عمومی [عام] نباید از پنج نفر کمتر باشد». این ماده به وضوح با ماده ۳ این لایحه که مقرر کرده است: «در شرکت سهامی تعداد شرکا نباید از سه نفر کمتر باشد» در تضاد است؛ چه اعضای هیئت مدیره شرکت سهامی باید از صاحبان سهام باشند. وقتی شرکت سهامی، از جمله شرکت سهامی عام، طبق ماده ۳ لایحه مذکور، می تواند با سه نفر صاحب سهم تشکیل شود چرا باید حداقل پنج مدیر داشته باشد؟ البته، این مشکل به این طریق قابل حل است که بگویم ماده ۱۰۷ وارد بر ماده ۳ است و در مورد شرکت سهامی عام ماده ۳ را تشخیص می دهد و بنابراین، تعداد شرکا در شرکت سهامی عام باید حداقل پنج نفر باشد. اما، حداقل تعداد مدیران در شرکت سهامی خاص چقدر است؟ قانون گذار در این مورد پیش بینی خاصی نکرده است؛ اما چون هیئت مدیره در هر حال صورت انفرادی ندارد و تصمیمات آن باید به اکثریت آرای حاضرین اتخاذ شود (ماده ۱۲۱ لایحه قانونی ۱۳۴۷)، تعداد اعضای هیئت مدیره نمی تواند کمتر از سه نفر باشد، و گرنه اکثریتی ایجاد نخواهد شد.

قانون گذار ما، برخلاف قانون گذار فرانسه، در لایحه قانونی ۱۳۴۷، حداکثر تعداد اعضای هیئت مدیره را پیش بینی نکرده است و بنابراین، به هر تعداد می تواند باشد، بدون آنکه از تعداد شرکای شرکت بیشتر باشد. عیب این راه حل روشن است. در واقع، اگر تعداد شرکای شرکتی زیاد باشد و همه بخواهند مدیر باشند - که با وضع قانون گذاری فعلی می تواند - اداره شرکت متعسر خواهد شد؛ به همین دلیل، پیش بینی حداکثر تعداد اعضای هیئت مدیره از جانب قانون گذار ضروری می نماید.

کیفیت حسابرسی

یکی از متداول ترین تعریف ها درباره کیفیت حسابرسی، تعریفی است که توسط "دی آنجلو" ارایه شده است. او کیفیت حسابرسی را این گونه تعریف کرده است: "ارزیابی (استنباط) بازار" از احتمال این که حسابرس (۱) موارد تحریفات با اهمیت در صورت های مالی و یا سیستم حسابداری صاحب کار را کشف کند، و (۲) تحریف با اهمیت کشف شده را گزارش دهد. احتمال این که حسابرس موارد تحریفات با اهمیت را کشف کند به شایستگی حسابرس، و احتمال این که حسابرس موارد تحریفات با اهمیت کشف شده را گزارش کند، به استقلال حسابرس بستگی دارد. تعریف "دی آنجلو" از کیفیت واقعی حسابرسی مبتنی بر برداشت استفاده کنندگان یا به اصطلاح استنباط بازار از کیفیت حسابرسی است. استفاده از این تعریف در بیان کیفیت واقعی حسابرسی با این فرض اساسی صورت می گیرد که برداشت از کیفیت حسابرسی، منعکس کننده کیفیت واقعی حسابرسی است. "شوئر" تعریف "دی آنجلو" از کیفیت حسابرسی را بدون تفکیک آن به کیفیت واقعی حسابرسی و برداشت از کیفیت حسابرسی پذیرفته است.

"پالمروس" کیفیت حسابرسی را بر حسب میزان اعتباردهی حسابرس تعریف می کند. از آن جا که هدف حسابرس، ایجاد اطمینان نسبت به صورت های مالی است، لذا، کیفیت حسابرسی به معنی عاری بودن صورت های مالی حسابرسی شده از تحریفات با اهمیت است. در واقع این تعریف، بر نتایج حسابرسی تاکید می ورزد، یعنی قابل اعتماد بودن صورت های مالی حسابرسی شده، کیفیت بالای حسابرسی را منعکس می کند. این تعریف به طرح پرسش زیر منتهی می شود: "چگونه استفاده کنندگان میزان قابل اعتماد بودن صورت های مالی حسابرسی شده را ارزیابی می کنند؟" این تعریف از کیفیت حسابرسی مبتنی بر حسابرسی های انجام شده است، زیرا سطح اطمینان صورت های مالی حسابرسی

شده را نمی توان قبل از انجام حسابرسی تعیین کرد. در نتیجه، تعریف "پالمروس" بر کیفیت واقعی حسابرسی تاکید دارد.

"تیتمان و ترومن (۱۹۸۶)" کیفیت حسابرسی را میزان صحت و درستی اطلاعاتی تعریف که پس از حسابرسی در اختیار سرمایه گذاران قرار می گیرد، تعریف کرده اند. این تعریف مشابه تعریف "پالمروس" از کیفیت حسابرسی است. "دیویدسون و نیو، (۱۹۹۳)" تعریف کیفیت حسابرسی را توانایی حسابرسان در کشف و گزارش تحریفات با اهمیت و نیز کشف دستکاری انجام شده در سود خالص می دانند. اما "لام و چنگ (۱۹۹۴)" اعتقاد دارند که کیفیت خدمات حسابرسی به جای آن که یک جا مورد بررسی قرار گیرد، باید برای هر پروژه حسابرسی جداگانه بررسی شود.

اجتناب مالیاتی

تاکنون تعریف جامع و قابل قبولی در ادبیات حسابداری برای اجتناب از مالیات ارائه نشده که اتفاق نظری روی آن وجود داشته باشد. در ادبیات حسابداری، اجتناب مالیاتی از دو بعد گسترده و محدود تعریف شده است. در بعد گسترده، اجتناب مالیاتی به صورت "کاهش آشکار مالیات به ازای هر ریال سود حسابداری قبل از مالیات تعریف می گردد". طبق این تعریف تمام معاملاتی که بر بدهی مالیاتی آشکار شرکت اثر می گذارند در زمره اجتناب مالیاتی قرار می گیرند و بین فعالیت های واقعی با مطلوبیت مالیاتی، فعالیت های اجتنابی که به منظور کاهش مالیات انجام می شوند و ابی هایی که برای کسب مزایای مالیاتی انجام میشوند، تفاوتی قائل نمی شود (جهرومی، ۱۳۹۱). طبق این تعریف، اگر اجتناب مالیاتی را به صورت طیفی از استراتژی های برنامه ریزی مالیاتی در نظر بگیریم، در یک سر طیف اجتناب مالیاتی قانونی نظیر سرمایه گذاری در اوراق مشارکت و در سر دیگر طیف اجتناب مالیاتی غیرقانونی قرار می گیرد (هانلون و هیتزمن، ۲۰۱۰).

تمرکز مالکیت

جدایی مدیریت از مالکیت، تنها دلیل ایجاد مسأله نمایندگی و هزینه های آن بین سهامداران و مدیران نیست. بلکه پراکندگی مالکیت در تعداد زیادی سهامدار کوچک نیز می تواند دلیلی بر آن باشد. روث (۱۹۹۰) معتقد است که در ترکیب مالکیت گسترده، هیچ یک از سهامداران کوچک انگیزه های برای نظارت ندارند؛ زیرا در این صورت، هر شخص سهامداری که بخواهد بر عملکرد شرکت نظارت کند، باید هزینه های مرتبط با آن را پردازد و این در حالی است که مابقی سهامداران نیز از آن منافع استفاده می کنند. طبق تحقیقات انجام شده توسط شلیفر و ویشنی (۱۹۹۷)، لاپورتا و همکاران (۱۹۹۹)، جانسون و همکاران (۲۰۰۰) در شرایطی که تمرکز مالکیت وجود دارد، تضاد منافع بین مالکیت اکثریت و اقلیت به وجود می آیند و لذا تصمیم های سهامداران اکثریت ممکن است منجر به انتقال منافع سهامداران اقلیت به اکثریت شود (ابراهیمی کردلر، ۱۳۸۶).

کاپوپولوس و لازاری تو (۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند که ساختار مالکیت متمرکز به گونه ای مثبت با سودآوری بالاتر شرکت ارتباط دارد و برای کسب سودآوری بالاتر به مالکیت با پراکندگی کم تر نیاز است. در پژوهش های تجربی برای اندازه گیری تمرکز مالکیت رویکردهای متفاوتی ارائه شده ولی در همه ی آنها رویکرد تمرکز بر مجموع سهامداران عمده رویکرد غالب است. برای مثال، دمستر و لن (۱۹۸۵) تمرکز مالکیت را به عنوان مجموع سهام در اختیار ۵ یا ۲۰ سهامدار بزرگ شرکت تعریف می کند. راک ۵ (۱۹۸۹) تلگولی و همکاران ۶ (۲۰۰۳) تمرکز مالکیت را به عنوان مجموع درصدهای سهامداران عمده بالای ۵ درصد تملک تعریف می کنند. لاپورتا و همکاران (۱۹۹۸) مجموع سهام سه

سهامدار عمده را به عنوان تمرکز مالکیت در نظر می گیرند. سایر پژوهش گران نیز از روشهای مشابه نظیر مجموع سهام ۵ سهامدار بزرگ شرکت و یا درصد سهام بزرگترین سهامدار را به عنوان درصد تمرکز مالکیت در نظر می گیرند.

تمرکز مالکیت میزان سهام در مالکیت سهامداران عمده می باشد؛ بنابراین حجم سهام در اختیار سهامدارانی که بیش از ۵ درصد سهام را در تملک دارند به عنوان سهامداران عمده مشخص می شود. در حقیقت تمرکز مالکیت به حالتی اطلاق می شود که میزان درخور ملاحظه ای از سهام شرکت به سهامداران عمده (اکثریت) تعلق داشته باشد و نشان می دهد چند درصد سهام شرکت در دست عده محدودی قرار دارد. نتایج پژوهش مهدوی و میدری (۱۳۸۴) حاکی از آن است که تمرکز مالکیت در بازار اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۸۴ بسیار بالا بوده است. سهم ۵ سهامدار عمده در شرکت های فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران به طور متوسط ۷۴ درصد، سهم ۱۰ سهامدار بزرگ بیش از ۷۹ درصد، و سهم ۲۰ درصد سهامدار به طور متوسط ۸۱/۹ درصد است. بر اساس شاخص هرfindال، صنعت ساخت ماشین آلات و بر اساس سه شاخص دیگر (سهم ۵، ۱۰ و ۲۰ سهامدار عمده) صنعت استخراج معدن، دارای بیشترین مقدار تمرکز مالکیت بودند.

کاظمی (۱۴۰۱) به بررسی تاثیر کیفیت حسابرسی بر ارتباط بین اجتناب مالیاتی و کیفیت سود پرداخت. اجتناب مالیاتی یکی از معضله های اساسی تحقق درآمد مالیاتی قلمداد می شود. از آن جایی که تهیه صورتهای مالی به عهده مدیریت است، ممکن است مدیریت به دلایل مختلف از جمله انگیزه های مالیاتی اقدام به مدیریت سود کند. حسابرسان دارای توانایی های لازم برای کشف مدیریت سود می باشند اما با توجه به تعدد موسسات حسابرسی، کیفیت حسابرس متفاوت بوده و به نظر می رسد، به عنوان یک عامل مهم در کشف مدیریت سود و به دنبال آن اجتناب مالیاتی نقش داشته باشد. پژوهش حاضر با موضوع تاثیر کیفیت حسابرسی بر ارتباط بین اجتناب مالیاتی و کیفیت سود صورت پذیرفت. روش پژوهش این تحقیق از نظر ماهیت و محتوا از نوع همبستگی است. نتایج نشان داد بین اجتناب مالیاتی و کیفیت سود رابطه مثبت و معناداری وجود دارد اما کیفیت حسابرسی بر رابطه ی بین اجتناب مالیاتی و کیفیت سود اثری ندارد.

تفتیان و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی تاثیر قدرت مدیرعامل بر اجتناب مالیاتی با نقش تعدیل گر کیفیت کمیته حسابرسی پرداختند. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۹۱ شرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران در طی سال های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ می باشد. از روش داده های ترکیبی با رویکرد حداقل مربعات تعمیم یافته جهت آزمون فرضیه های پژوهش استفاده گردید. نتایج برآورد مدل اول پژوهش نشان داد که قدرت مدیرعامل اثر منفی و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد. به سخن دیگر، اجتناب مالیاتی در شرکت های دارای مدیران عامل قدرتمند نسبت به سایر شرکت ها کم تر است. درعین حال، نتایج برآورد مدل دوم پژوهش حاکی از آن است که کیفیت کمیته حسابرسی اثر معناداری بر رابطه بین قدرت مدیرعامل و اجتناب مالیاتی ندارد. این مطالعه برای اولین بار شواهدی در رابطه با قدرت مدیرعامل و اجتناب مالیاتی در شرکت ها فراهم می کند و به بسط ادبیات در این زمینه کمک می نماید. علاوه بر این، شواهد این مطالعه برای ناظران و سیاست گذاران در ایران مناسب است و علامت مثبتی به آن ها در خصوص توصیه یا الزامی نمودن کمیته حسابرسی در هیئت مدیره می دهد.

ولته (۲۰۲۳) در پژوهشی به سرمایه گذاران نهادی پایدار، عملکرد پایداری شرکت و اجتناب از مالیات شرکت: شواهد تجربی برای بازار سرمایه اروپا پرداخت. این مطالعه به تأثیر سرمایه گذاران نهادی پایدار، بر اساس وضعیت امضاکننده اصول سازمان ملل برای سرمایه گذاری مسئولانه، بر اجتناب از مالیات شرکت ها می پردازد. علاوه بر این، تأثیر تعدیل کننده عملکرد پایداری شرکت تحلیل می شود. تجزیه و تحلیل ها بر روی یک نمونه اروپایی متشکل از ۱۶۸۹

مشاهدات سال شرکت بین سالهای ۲۰۱۴ و ۲۰۲۰ که در چارچوب نظری آژانس ذینفعان جاسازی شده است، متمرکز شده است. همبستگی، رگرسیون، و تجزیه و تحلیل استحکام انجام می شود. نتایج با مطالعات قبلی در مورد مالکیت سهام و اجتناب مالیاتی مطابقت دارد و نشان می دهد که سرمایه گذاران نهادی پایدار تأثیر منفی بر اجتناب مالیاتی دارد و عملکرد پایداری شرکت این اثر منفی را تقویت می کند. این نتایج برای مجموعه ای از تحلیل های حساسیت قوی هستند. سرمایه گذاران نهادی پایدار یک سازوکار نظارتی عمده در ترویج رفتار مالیاتی مسئولانه است که در راستای منافع سایر ذینفعان است. اجتناب از مالیات باید در مدیریت کلی پایداری ادغام شود تا شهرت شرکت افزایش یابد. همان طور که کمیسیون اروپا چندین مقررات را در مورد تأمین مالی پایدار، گزارش پایداری و افشای مالیات آغاز کرد، نتایج تجربی بر وابستگی متقابل بین ساختار مالکیت، عملکرد پایداری شرکت و اجتناب مالیاتی تأکید دارند.

لی^۱ و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی به اجتناب از مالیات و رفتار کارکنان بر عملکرد تجاری پایدار تأثیر می گذارد؛ نقش تعدیل کننده مسئولیت اجتماعی شرکت پرداختند. رفتار کارکنان و مسئولیت اجتماعی شرکتی می تواند بر سودآوری شرکت ها تأثیر بگذارد و بار اقتصادی شرکت را افزایش دهد. این پژوهش فعلی تلاش می کند تا بررسی کند که چگونه شرکت های تجاری رفتار مبتنی بر فناوری کارکنان و شیوه های پایدار مسئولیت اجتماعی شرکتی را برای اجتناب از مالیات برای تأثیر گذاری بر عملکرد شرکت ها هدایت می کنند. این مطالعه بررسی می کند که چگونه شیوه های پایدار مسئولیت اجتماعی شرکتی رابطه بین رفتار کارکنان و اجتناب مالیاتی را برای دستیابی به عملکرد تجاری پایدار تعدیل می کند. این مطالعه بر آورد گر حداکثر احتمال را به منظور تجزیه و تحلیل داده ها با استفاده از تکنیک الگوسازی معادلات ساختاری که برای این حجم نمونه مناسب است، ترکیب کرد. جامعه هدف این مطالعه کارکنان شرکت های کوچک و متوسط واقع در پاکستان هستند. در این پژوهش نمونه ای از کارکنان ترسیم شده و از روش نمونه گیری در دسترس استفاده شده است. یافته ها نشان می دهد که اجتناب مالیاتی، رفتار کارکنان و مسئولیت اجتماعی شرکتی بر عملکرد شرکت های تجاری تأثیر مثبت دارد. نتایج بیشتر نشان می دهد که شیوه های مسئولیت اجتماعی شرکتی پایدار به طور قابل توجهی اثر اجتناب مالیاتی را بر عملکرد شرکت های تجاری تعدیل می کند. با این حال، هیچ شرطی برای شناسایی رابطه بین رفتار کارکنان و عملکرد شرکت وجود ندارد. در نظریه، این پژوهش با پاسخ به اینکه چگونه اقدام های پایدار مسئولیت اجتماعی شرکتی رابطه بین اجتناب مالیاتی، رفتار کارکنان و عملکرد تجاری پایدار را واسطه می کند، به ادبیات راهبرد شرکت کمک می کند. این نشان می دهد که سازمان های مسئولیت پذیر اجتماعی کمتر در رفتارهای اجتناب از مالیات شرکت می کنند. نتایج نشان می دهد که این مطالعه یک چارچوب منظم و جامع برای دستیابی به عملکرد شرکت های پایدار ارائه می دهد. قابلیت تعمیم یافته ها جهت آینده را با بینش های مفید برای مدیران کسب و کار و سیاست گذاران ارائه می دهد.

فرضیه های پژوهش

- ۱- ترکیب هیئت مدیره بر اجتناب مالیاتی تاثیر معناداری دارد.
- ۲- کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی تاثیر معناداری دارد.
- ۳- ترکیب هیئت مدیره و کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی با نقش تعدیل کننده تمرکز مالکیت تاثیر معناداری دارد.

روش پژوهش

بر اساس هدف، پژوهش‌های علمی را می‌توان به سه گروه بنیادی، علمی و کاربردی تقسیم کرد. پژوهش‌های بنیادی در جستجوی کشف حقایق، واقعیات، شناخت پدیده‌ها و اشیاء بوده که مرزهای دانش عمومی بشر را توسعه می‌دهند و قوانین علمی را کشف نموده به تعیین ویژگی‌ها و صفات یک واقعیت می‌پردازند. پژوهش‌های علمی که آن‌ها را حل مسئله نیز می‌نامند، مستقیماً برای حل مسئله به کار گرفته می‌شوند. پژوهش‌های علمی خصلت موضعی و محلی داشته و از خاصیت تعمیم‌پذیری برخوردار نیستند. پژوهش کاربردی، پژوهش‌هایی هستند که با استفاده از زمینه و بستر شناختی و معلوماتی که توسط پژوهش بنیادی فراهم شده برای رفع نیازمندی‌های بشر مورد استفاده قرار می‌گیرند، پژوهش حاضر از نظر طبقه‌بندی بر مبنای هدف، از نوع پژوهش‌های کاربردی و از نظر ماهیت از نوع پژوهش توصیفی و از نظر نوع داده کمی است. این پژوهش در حوزه تحقیقات اثباتی قرار می‌گیرد و با توجه به اینکه از اطلاعات تاریخی استفاده می‌شود در گروه پژوهش‌های شبه آزمایشی قرار می‌گیرد (خاکی، ۱۳۸۲).

مدل رگرسیونی پژوهش

مدل اول

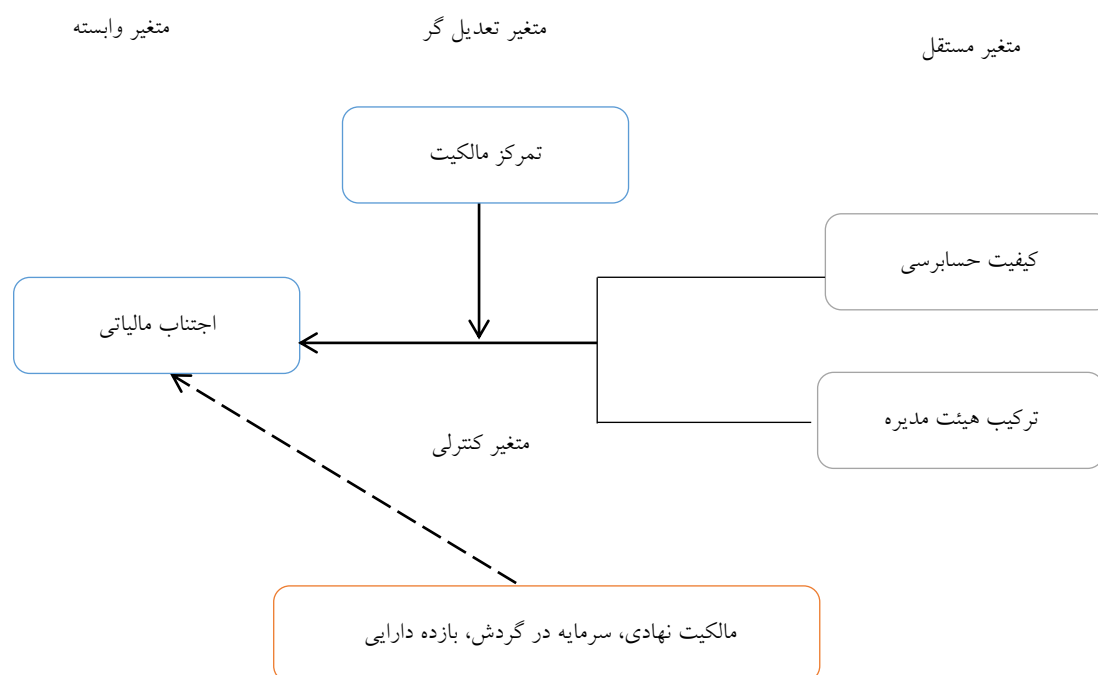
$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 BOC_{it} + \beta_2 NWC_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 IO_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{it} + \beta_2 NWC_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 IO_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 BOC_{it} + \beta_2 AQ_{it} + \beta_3 COW_{it} + \beta_4 (BOC_{it} * COW_{it}) + \beta_5 (AQ_{it} * COW_{it}) + \beta_2 NWC_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 IO_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیرهای پژوهش

مدل مفهومی پژوهش



متغیر وابسته

اجتناب مالیاتی

اجتناب مالیاتی، تفاوت دفتری مالیات (BTD) از طریق تفاوت بین سود حسابداری (سود قبل از مالیات) و سود مشمول مالیات شرکت بدست میآید که سود مشمول مالیات نیز از تقسیم هزینه مالیات بر نرخ مالیات قانونی محاسبه میگردد که به منظور همگن سازی، این متغیر بر ارزش دفتری کل دارایی ها تقسیم شده است.

متغیر تعدیلی

تمرکز مالکیت (COW): مجموع درصد مالکیت سهامداران با مالکیت بیش از ۵٪ از سهام عادی شرکت در سال تغییر حسابرسی اندازه گیری می شود. (دسوزا^۱ و گالدی^۲، ۲۰۱۶).

متغیر مستقل

کیفیت حسابرسی (AQ): یکی از متداولترین تعریف ها درباره کیفیت حسابرسی، تعریفی است که توسط دی آنجلو (۱۹۸۱) ارایه شده است. او کیفیت حسابرسی را اینگونه تعریف کرده است: ارزیابی (استنباط) بازار از احتمال اینکه حسابرس (۱) موارد تحریفات بااهمیت در صورت های مالی و یا سیستم حسابداری صاحبکار را کشف کند، و (۲) تحریف بااهمیت کشف شده را گزارش دهد. احتمال اینکه حسابرس موارد تحریفات بااهمیت را کشف کند به شایستگی حسابرس، و احتمال اینکه حسابرس موارد تحریفات بااهمیت کشف شده را گزارش کند، به استقلال حسابرس بستگی دارد. تعریف دی آنجلو ویژگی های انتقادی از درک تاثیر حسابرسی بر اطلاعات صورت های مالی را نشان می دهد. بیانیه ی مفاهیم بنیادی حسابرسی، به توانایی حسابرس برای کنترل کیفیت اطلاعات تولیدی با اطمینان بخشی از مطابقت آن ها با اصول حسابداری پذیرفته شده می پردازد. متغیر مستقل پژوهش کیفیت حسابرسی می باشد که برای اندازه گیری این متغیر از اندازه موسسه حسابرسی استفاده می شود. در این تحقیق، اندازه ی موسسه ی حسابرسی یک متغیر موهومی است که اگر شرکت توسط سازمان حسابرسی مورد رسیدگی قرار گرفته باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر را میپذیرد (یگانه و آذین فر، ۱۳۸۹).

ترکیب هیئت مدیره (BOC): برای محاسبه ترکیب هیئت مدیره از متغیر تنوع جنسیتی هیئت مدیره استفاده شده است که متغیر مجازی است که در صورت وجود حداقل یک زن در هیئت مدیره عدد یک و در غیر اینصورت برابر با صفر خواهد بود.

متغیر کنترلی

سرمایه در گردش (NWC): از تفاوت دارایی های جاری شرکت و بدهی های جاری شرکت بدست می آید.

بازده دارایی ها (ROA): از حاصل تقسیم سود عملیاتی به کل دارایی ها بدست می آید.

مالکیت نهادی (IO): سهامداران نهادی بانک ها، شرکت های بیمه، شرکت های سرمایه گذاری، شرکت های دولتی و دیگر اجزای دولت هستند. در این پژوهش مالکیت نهادی از مجموع سهام در اختیار سهامداران نهادی بر کل سهام منتشره شرکت بدست می آید.

¹ de Sousa

² Galdi

یافته های پژوهش

در این پژوهش برای آزمون فرضیه ها از مدل رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است. روش آماری مورد استفاده در این پژوهش روش داده های پانل است. در ادامه ابتدا روش داده های پانل و آزمون های مربوط به آن تشریح می گردد. سپس آزمون های مربوط به معنی دار بودن کل مدل و معنی دار بودن متغیرهای مستقل توضیح داده می شود. در آخر نیز پس از تشریح آزمون های مربوط به مفروضات رگرسیون کلاسیک، نحوه تصمیم گیری در مورد رد یا پذیرش فرضیه های پژوهش بیان می گردد. تحلیل آماری داده ها نیز به کمک نرم افزار ایویوز انجام خواهد شد. جامعه آماری در این پژوهش کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در یک دوره هفت ساله ۱۴۰۰ - ۱۳۹۴ است.

در این پژوهش ۱۳۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که در این دوره زمانی ۷ ساله فعالیت داشته اند، مورد مطالعه قرار گرفتند.

در پژوهش حاضر ابتدا آمارهای توصیفی برای متغیرهای مدل رگرسیون ارائه می شود. شاخص های توصیف داده ها، شامل شاخص های مرکزی (مانند میانگین و میانه)، شاخص های پراکندگی (مانند واریانس و انحراف معیار) و شاخص های شکل توزیع (مانند شاخص چولگی و کشیدگی) برای تک تک متغیرهای پژوهش محاسبه خواهد شد. این آمارها شمای کلی از تک تک متغیرهای مدل به دست می دهد.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش که با استفاده از داده های ۱۳۳ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره های زمانی بین سال های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹ اندازه گیری شده اند، شامل تعداد مشاهدات، میانگین، انحراف معیار، حداقل، حداکثر، ضریب چولگی و ضریب کشیدگی است که در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

پنل الف - متغیرهای پیوسته									
نام متغیر	نماد	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
اجتناب مالیاتی	BTD	۹۳۱	-۰,۰۹۹۷	۰,۰۹۲۹	۱,۱۱۵۱	-۰,۸۶۳۳	۰,۱۱۳۲	۰,۲۹۵۲	۷,۵۸۸۵
ترکیب هیئت مدیره	BOC	۹۳۱	۰,۱۱۴۹	۰	۱	۰	۰,۳۱۹۱	۲,۴۱۴۷	۶,۸۳۰۸
کیفیت حسابرسی	AQ	۹۳۱	۰,۶۲۴۱	۱	۱	۰	۰,۴۸۴۶	-۰,۵۱۲۳	۱,۲۶۲۴
تمرکز مالکیت	COW	۹۳۱	۰,۵۰۷۲	۰,۵۱۰۰	۰,۹۹۰۰	۰,۰۴۰۰	۰,۲۱۵۹	۰,۰۰۲۹	۲,۴۹۶۱
سرمایه در گردش	NWC	۹۳۱	۰,۰۹۳۵	۰,۱۰۴۷	۰,۸۳۴۰	-۰,۸۴۰۶	۰,۲۳۷۹	-۰,۲۶۵۸	۳,۶۸۹۶
بازده دارایی ها	ROA	۹۳۱	۰,۱۳۲۰	۰,۱۱۲۳	۰,۶۲۳۴	-۰,۳۲۶۹	۰,۱۳۶۲	۰,۴۴۴۸	۴,۰۹۳۹
مالکیت نهادی	IO	۹۳۱	۰,۵۶۸۰	۰,۵۷۱۰	۰,۸۸۷۸	۰,۲۱۳۵	۰,۱۳۹۵	-۰,۰۵۳۹	۲,۴۵۸۶
پنل ب - متغیرهای دو ارزشی									
نام متغیر	نماد	تعداد	نوع طبقه	فراوانی	درصد فراوانی				

			مشاهدات		
ترکیب هیئت مدیره	BOC	۹۳۱	۱	۱۰۷	۱۱,۵٪
			۰	۸۲۴	۸۸,۵٪
کیفیت حسابرسی	AQ	۹۳۱	۱	۵۸۱	۶۲,۴٪
			۰	۳۵۰	۳۷,۶٪

در جدول (۴-۱)، برخی از مفاهیم آمار توصیفی متغیرها شامل میانگین، میانه، حداقل مشاهدات، حداکثر مشاهدات، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی ارائه شده است. در این میان، پارامترهای مرکزی، دسته‌ای از پارامترهای توصیف-کننده‌ی یک توزیع آماری هستند که ویژگی داده‌ها را نسبت به مرکز توزیع بیان می‌کنند. میانگین به عنوان نقطه تعادل و مرکز ثقل یک توزیع آماری، یکی از شاخص‌های مرکزی مناسب برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. در جدول ۴-۱ تعداد مشاهدات مربوط به شرکت‌های مورد مطالعه ۹۳۱ (۱۳۳ شرکت در ۵ سال) است. همچنین مشاهده می‌شود که میانگین و انحراف معیار متغیرهای، اجتناب مالیاتی $0/099 \pm 0/113$ ، ترکیب هیئت مدیره $0/115 \pm 0/319$ ، کیفیت حسابرسی $0/624 \pm 0/485$ ، تمرکز مالکیت $0/507 \pm 0/216$ ، سرمایه در گردش $0/093 \pm 0/238$ و بازده دارایی‌ها $0/132 \pm 0/139$ ، مالکیت نهادی $0/568 \pm 0/139$ می‌باشد.

دسته‌ای دیگر از پارامترهای توصیف کننده‌ی جامعه، پارامترهای پراکندگی هستند. پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از جمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. هرچه قدر میزان انحراف معیار یک توزیع آماری بیشتر باشد، نشان دهنده‌ی این است که این داده‌ها، دارای پراکندگی بیشتری هستند. در میان متغیرهای این پژوهش کیفیت حسابرسی بیشترین پراکندگی اجتناب مالیاتی کمترین پراکندگی را دارد؛ اما نکته‌ای که باید به آن توجه داشت عدم یکسان بودن واحد سنجش این دو متغیر است و لذا اختلافی که در میزان بیشترین و کمترین انحراف معیار متغیرها مشاهده می‌شود، دلیلی بر عدم مناسب بودن داده‌ها برای برآورد نیست. چولگی بیانگر عدم تقارن منحنی فراوانی است. اگر ضریب چولگی صفر باشد جامعه کاملاً متقارن است و چنانچه ضریب مثبت باشد، چولگی به راست و اگر منفی باشد، چولگی به چپ وجود دارد. با در نظر گرفتن ضریب چولگی انواع متغیرها، مشخص می‌شود که توزیع متغیرهای پژوهش به جزء کیفیت حسابرسی، سرمایه در گردش و مالکیت نهادی به طور کلی از چولگی به سمت راست (چولگی مثبت) برخوردار است؛ این بدان معناست که توزیع جامعه، توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر بالاتر بوده است.

کشیدگی نشان دهنده ارتفاع یک توزیع است. به عبارت دیگر کشیدگی معیاری از بلندی منحنی در نقطه ماکزیمم است و مقدار کشیدگی برای توزیع نرمال برابر ۸ است. کشیدگی مثبت یعنی قله توزیع مورد نظر از توزیع نرمال بالاتر و کشیدگی منفی نشانه پایین تر بودن قله از توزیع نرمال است؛ که در اینجا کشیدگی اکثر متغیرهای پژوهش مثبت است.

آمار استنباطی

آمار استنباطی شامل روش‌هایی است که با استفاده از آن‌ها، اطلاعات موجود در نمونه، به کل جامعه تعمیم داده می‌شود. مهم‌ترین هدف آمار، انجام استنباط‌هایی در مورد مشخصه‌های جامعه، با توجه به اطلاعات موجود در نمونه است. معدودی از مسائل آماری در مرحله آمار توصیفی پایان می‌پذیرند، ولی بیشتر مسائل آماری شامل استنباط در مورد مشخصه یک جامعه با بهره‌گیری از اطلاعات قابل دسترس در یک نمونه است (یزدانی، ۱۳۹۱).

پایایی متغیرها

یکی از مهم‌ترین مشکلات عمده در تحلیل داده‌های مالی، وجود ریشه واحد است. وجود ریشه‌های واحد به معنی نامانای بودن داده‌ها است و این امر به بروز مشکلاتی در اعتبار آزمون‌های انجام‌شده منجر می‌شود. به عبارتی اگر متغیرها مانا نباشند دچار رگرسیون کاذب می‌شویم؛ بنابراین قبل از برآورد مدل، برای اطمینان از ساختگی نبودن و در پی آن داشتن نتایج نامطمئن، لازم است از مانا بودن متغیرها اطمینان حاصل کنیم. آزمون ریشه واحد، یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که برای تشخیص مانایی متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد که برای این منظور از روش لین و چو (Levin, Lin & Chu) استفاده شده است.

فرض صفر: ریشه واحد وجود دارد و متغیر موردنظر نامانای است.

فرض مقابل: ریشه واحد وجود ندارد و متغیر موردنظر مانا است.

جدول ۲ نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای مدل‌ها

متغیر	آماره آزمون	مقدار p^*	نتیجه
اجتناب مالیاتی	-۱۵/۰۲۵	۰/۰۰۰	پایا
ترکیب هیئت مدیره	-۴/۳۸۵	۰/۰۰۰	پایا
کیفیت حسابرسی	-۵/۸۷۶	۰/۰۰۰	پایا
تمرکز مالکیت	-۱۳۳/۸۹۵	۰/۰۰۰	پایا
سرمایه در گردش	-۱۶/۵۴۲	۰/۰۰۰	پایا
بازده دارایی‌ها	-۲۴/۵۲۱	۰/۰۰۰	پایا
مالکیت نهادی	-۴۳/۷۶۴	۰/۰۰۰	پایا

جدول ۳- آزمون همبستگی سریالی LM

نام متغیر	نوع آماره	احتمال آماره	سطح معناداری
مدل اول	F(۲,۹۲۴)	۸۱/۷۳۴	۰/۰۰۰
مدل دوم	F(۲,۹۲۴)	۸۱/۲۵۹	۰/۰۰۰
مدل سوم	F(۲,۹۲۲)	۷۹/۸۸۷	۰/۰۰۰
مدل چهارم	F(۲,۹۲۲)	۸۱/۱۴۵	۰/۰۰۰

جدول ۴- آزمون بروش-پاگان-گودفری

نام متغیر	نوع آماره	احتمال آماره	سطح معناداری	نتیجه
مدل اول	F(۴,۹۲۶)	۰/۷۲۸	۰/۵۷۳	همسانی
مدل دوم	F(۴,۹۲۶)	۱/۰۰۹	۰/۴۰۱	همسانی
مدل سوم	F(۶,۹۲۴)	۰/۸۴۳	۰/۵۳۷	همسانی
مدل چهارم	F(۶,۹۲۴)	۱/۰۹۳	۰/۳۶۴	همسانی

در این آزمون فرض بر ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها است که با توجه به جدول فوق و معنادار نبودن مدل‌های پژوهش فرضیه ما مبنی بر وجود همسانی واریانس در مدل‌های پژوهش پذیرفته می‌شود، الگوها دارای همسانی

واریانس می باشد و می توان از رگرسیون خطی استفاده نمود و نیاز به استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) نیست.

جدول ۵- همبستگی بین متغیرهای مدل پژوهش

Probability	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
BTD	۱,۰۰۰۰						
احتمال	-----						
BOC	-۰,۲۰۲۷	۱,۰۰۰۰					
احتمال	۰,۰۰۰۰	-----					
AQ	-۰,۳۲۶۵	۰,۰۲۲۴	۱,۰۰۰۰				
احتمال	۰,۰۰۰۰	۰,۴۹۴۳	-----				
COW	-۰,۲۱۰۵	۰,۰۱۷۱	۰,۰۱۸۶	۱,۰۰۰۰			
احتمال	۰,۰۰۰۰	۰,۶۰۱۷	۰,۵۷۱۵	-----			
NWC	۰,۰۱۴۹	-۰,۰۲۱۱	-۰,۰۳۷۷	۰,۰۱۰۰	۱,۰۰۰۰		
احتمال	۰,۶۴۹۷	۰,۵۲۰۸	۰,۲۵۰۳	۰,۷۶۰۳	-----		
ROA	۰,۳۳۲۹	۰,۰۱۶۳	۰,۰۲۳۳	۰,۰۴۹۱	۰,۳۹۷۴	۱,۰۰۰۰	
احتمال	۰,۰۰۰۰	۰,۶۱۹۴	۰,۴۷۷۱	۰,۱۳۴۳	۰,۰۰۰۰	-----	
IO	-۰,۱۱۳۳	-۰,۰۰۲۵	-۰,۰۲۴۲	-۰,۰۰۵۹	-۰,۰۴۳۹	-۰,۰۴۵۲	۱,۰۰۰۰
احتمال	۰,۰۰۰۵	۰,۹۳۹۲	۰,۴۶۱۴	۰,۸۵۷۸	۰,۱۸۱۰	۰,۱۶۷۹	-----

که معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد همبستگی موردنظر از نظر آماری معنی دار است. همان گونه که ملاحظه می شود در برخی موارد همبستگی ها معنی دار می باشند، بنابراین احتمال وجود هم خطی در مدل را نمی توان رد کرد که این مهم با تحلیل PCA مشخص می گردد.

قبل از تخمین مدل ها، ابتدا باید مشخص شود که اصولاً نیازی به در نظر گرفتن ساختار پانل داده ها (تفاوت ها یا اثرات خاص شرکت ها) وجود دارد یا این که می توان داده های مربوط به شرکت های مختلف را با استفاده از روش تلفیقی (Pooling) روی هم ریخت و از آن در تخمین مدل استفاده کرد. در تخمین های تک معادله ای، برای اخذ تصمیم از آماره آزمون F لیمر استفاده می شود. در این آزمون فرض H0 استفاده از روش داده های تلفیقی (Pooling) را در مقابل فرض H1 یعنی استفاده از روش داده های تابلویی (Panel) نشان می دهد.

فرض صفر: روش داده های تلفیقی (Pooling) مناسب است.

فرض مقابل: روش داده های تابلویی (Panel) مناسب است.

جدول ۴-۱۵- نتایج آزمون F لیمر برای مدل اول

آماره آزمون	درجه آزادی	مقدار p	نتیجه
۴/۸۱۰	(۱۳۲،۷۹۴)	۰/۰۰۰	استفاده از داده‌های تابلویی
۴/۸۰۹	(۱۳۲،۷۹۴)	۰/۰۰۰	استفاده از داده‌های تابلویی
۴/۸۵۲	(۱۳۲،۷۹۲)	۰/۰۰۰	استفاده از داده‌های تابلویی
۴/۸۰۱	(۱۳۲،۷۹۲)	۰/۰۰۰	استفاده از داده‌های تابلویی

آزمون تشخیص نوع مدل (آزمون هاسمن)

بعد از اینکه با استفاده از آزمون F لیمر نتیجه شد که برای برآورد مدل‌های مورد نظر باید از روش پانل استفاده کرد در ادامه برای تشخیص اینکه در برآورد مدل‌های پانل دیتا کدام روش (مدل اثرات ثابت یا مدل اثرات تصادفی) مناسب است، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در این آزمون، فرض صفر بیانگر مناسب بودن مدل اثرات ثابت است و رد فرض صفر به منزله کارا تر بودن مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل تحقیق است.

فرض صفر: مدل اثرات تصادفی مناسب است.

فرض مقابل: مدل اثرات ثابت مناسب است.

جدول ۴-۱۹- نتایج آزمون هاسمن برای مدل اول

آماره آزمون	درجه آزادی	مقدار p	نتیجه
۶/۰۸۱	۴	۰/۱۹۳	استفاده از مدل اثرات تصادفی
۷/۲۰۵	۴	۰/۱۲۵	استفاده از مدل اثرات تصادفی
۵/۸۶۴	۶	۰/۴۳۸	استفاده از مدل اثرات تصادفی
۸/۴۶۹	۶	۰/۲۰۶	استفاده از مدل اثرات تصادفی

مدل اول پژوهش

فرضیه اول: ترکیب هیئت مدیره بر اجتناب مالیاتی تاثیر معناداری دارد.

جدول ۴-۲۳- نتایج بررسی ضرایب جزئی (مدل اول) با روش تصادفی با توجه به همسانی مدل

متغیر وابسته: اجتناب مالیاتی، تعداد دوره: ۷، تعداد تقاطع: ۱۳۳، تعداد ترکیب موزون: ۹۳۱					
$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 BOC_{it} + \beta_2 NWC_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 IO_{it} + \varepsilon_{it}$					
متغیرها	نماد	ضرایب	آماره t	احتمال	نتیجه
ضریب تصادفی	C	-۰,۰۴۹۵	-۳,۳۷۶۴	۰,۰۰۰۸	معنادار
ترکیب هیئت مدیره	BOC	-۰,۰۷۶۴	-۲۲,۳۵۳۴	۰,۰۰۰۰	معنادار
سرمایه در گردش	NWC	-۰,۰۲۹۶	-۱,۳۲۹۷	۰,۱۸۴۱	عدم تأیید
بازده دارایی‌ها	ROA	۰,۲۱۷۳	۵,۲۰۰۹	۰,۰۰۰۰	معنادار
مالکیت نهادی	IO	-۰,۰۱۱۵	-۲,۳۹۴۶	۰,۰۱۶۹	معنادار
باقیمانده مدل اول	RES(-1)	۰,۵۰۴۴	۵,۹۴۶۵	۰,۰۰۰۰	معنادار

۰/۸۱۱	R-squared
۰/۷۰۹	Adjusted R-squared
۵/۰۳۵	F-statistic
۰/۰۰۰۰	Prob(F-statistic)
۲/۱۲۲	Durbin-Watson stat

منبع: یافته‌های پژوهشگر

آزمون t: با توجه به مقدار منفی ضریب رگرسیونی ترکیب هیئت مدیره می‌توان نتیجه گرفت ترکیب هیئت مدیره با اجتناب مالیاتی، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی (معکوس) معناداری دارد ($p < ۰/۰۵$). نتایج نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ مقادیر t به‌استثنای سرمایه در گردش برای تمام متغیرها در ناحیه رد فرض صفر قرار می‌گیرد یعنی به جزء متغیرهای یادشده، مابقی متغیرها در مدل معنی‌دار هستند. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که بازده دارایی‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد ولی مالکیت نهادی تأثیر منفی و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد.

فرضیه دوم: کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد.

جدول ۴-۲۴- نتایج بررسی ضرایب جزئی (مدل دوم) با روش تصادفی با توجه به همسانی مدل

متغیر وابسته: اجتناب مالیاتی، تعداد دوره: ۷، تعداد تقاطع: ۱۳۳، تعداد ترکیب موزون: ۹۳۱					
$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{it} + \beta_2 NWC_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 IO_{it} + \varepsilon_{it}$					
متغیرها	نماد	ضرایب	آماره t	احتمال	نتیجه
ضریب تصادفی	C	-۰,۰۵۲۸	-۳,۲۱۴۷	۰,۰۰۱۴	معنادار
کیفیت حسابرسی	AQ	-۰,۰۷۵۷	-۲۰,۱۵۱۳	۰,۰۰۰۰	معنادار
سرمایه در گردش	NWC	-۰,۰۲۹۹	-۱,۳۴۷۹	۰,۱۷۸۲	عدم تأیید
بازده دارایی‌ها	ROA	۰,۲۱۵۴	۵,۱۳۴۳	۰,۰۰۰۰	معنادار
مالکیت نهادی	IO	-۰,۰۱۴۳	-۲,۸۷۹۹	۰,۰۰۴۱	معنادار
اهرم مالی	LEV	۰,۵۰۴۱	۵,۹۵۶۳	۰,۰۰۰۰	معنادار
باقیمانده مدل اول	RES(-1)	۰,۰۵۲۸	۳,۲۱۴۷	۰,۰۰۱۴	معنادار
۰/۶۱۱					R-squared
۰/۵۱۰					Adjusted R-squared
۵/۰۳۹					F-statistic
۰/۰۰۰۰					Prob(F-statistic)
۲/۱۲۳					Durbin-Watson stat

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بررسی اعتبار و قدرت الگو:

با توجه به مقدار منفی ضریب رگرسیونی کیفیت حسابرسی می توان نتیجه گرفت کیفیت حسابرسی با اجتناب مالیاتی، شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی (معکوس) معناداری دارد ($p < 0/05$). نتایج نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ مقادیر t به استثنای سرمایه در گردش برای تمام متغیرها در ناحیه رد فرض صفر قرار می گیرد یعنی به جزء متغیرهای یادشده، مابقی متغیرها در مدل معنی دار هستند. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی نشان می دهد که بازده دارایی ها تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد ولی مالکیت نهادی تأثیر منفی و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد.

مدل سوم پژوهش

فرضیه سوم: تمرکز مالکیت بر رابطه بین ترکیب هیئت مدیره و اجتناب مالیاتی تأثیر می گذارد.

جدول ۴-۲۵- نتایج بررسی ضرایب جزئی (مدل سوم) با روش تصادفی با توجه به همسانی مدل

متغیر وابسته: اجتناب مالیاتی، تعداد دوره: ۷، تعداد تقاطع: ۱۳۳، تعداد ترکیب موزون: ۹۳۱					
$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 BOC_{it} + \beta_2 COW_{it} + \beta_3 AQ_{it} * COW_{it} + \beta_4 NWC_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 IO_{it} + \varepsilon_{it}$					
نتیجه	احتمال	آماره t	ضرایب	نماد	متغیرها
معنادار	۰,۰۲۴۰	-۲,۲۶۳۲	-۰,۰۴۰۶	C	ضریب تصادفی
معنادار	۰,۰۰۲۲	-۳,۰۷۵۲	-۰,۰۸۳۴	BOC	ترکیب هیئت مدیره
معنادار	۰,۰۰۰۰	-۱۵,۶۱۷۹	-۰,۰۷۸۲	COW	تمرکز مالکیت
معنادار	۰,۰۰۰۹	۳,۳۲۹۶	۰,۱۵۹۱	BOC * COW	ترکیب هیئت مدیره * تمرکز مالکیت
عدم تأیید	۰,۲۷۰۵	-۱,۱۰۲۷	-۰,۰۲۴۷	NWC	سرمایه در گردش
معنادار	۰,۰۰۰۰	۵,۳۲۲۵	۰,۲۲۲۶	ROA	بازده دارایی ها
معنادار	۰,۰۲۲۵	-۲,۲۸۷۳	-۰,۰۱۲۷	IO	مالکیت نهادی
معنادار	۰,۰۰۰۰	۵,۸۴۴۱	۰,۴۹۸۹	RES(-1)	باقیمانده مدل اول
۰/۵۲۰					R-squared
۰/۴۱۹					Adjusted R-squared
۵/۱۳۲					F-statistic
۰/۰۰۰۰					Prob(F-statistic)
۲/۱۳۹					Durbin-Watson stat

منبع: یافته های پژوهشگر

بررسی اعتبار و قدرت الگو:

با توجه به مقدار منفی ضریب رگرسیونی تمرکز مالکیت می توان نتیجه گرفت تمرکز مالکیت با اجتناب مالیاتی، شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی (معکوس) معناداری دارد ($p < 0/05$). نتایج جدول ۴-۲۵ نشان می دهد که ضریب متغیر ترکیب هیئت مدیره بر اجتناب مالیاتی با توجه به متغیر تعدیل کننده تمرکز مالکیت

برای شرکت های مورد مطالعه معنادار است ($p < 0/05$). بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و با توجه به مقدار مثبت ضریب رگرسیون ترکیب هیئت مدیره * تمرکز مالکیت می توان نتیجه گرفت که ترکیب هیئت مدیره با اجتناب مالیاتی با توجه به متغیر تعدیل کننده تمرکز مالکیت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت (مستقیم) معناداری دارد. بنابراین فرضیه دوم مورد تایید می باشد. فرضیه سوم مورد تایید می باشد. نتایج نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ مقادیر t به استثنای سرمایه در گردش برای تمام متغیرها در ناحیه رد فرض صفر قرار می گیرد یعنی به جزء متغیرهای یاد شده، مابقی متغیرها در مدل معنی دار هستند. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی نشان می دهد که بازده دارایی ها تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد ولی مالکیت نهادی تأثیر منفی و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد.

مدل چهارم پژوهش

فرضیه چهارم: تمرکز مالکیت برین رابطه کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی تاثیر معناداری دارد..

جدول ۴-۲۶- نتایج بررسی ضرایب جزئی (مدل چهارم) با روش تصادفی با توجه به همسانی مدل

متغیر وابسته: اجتناب مالیاتی، تعداد دوره: ۷، تعداد تقاطع: ۱۳۳، تعداد ترکیب موزون: ۹۳۱					
$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{it} + \beta_2 COW_{it} + \beta_3 AQ_{it} * COW_{it} + \beta_4 NWC_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 IO_{it} + \varepsilon_{it}$					
متغیرها	نماد	ضرایب	آماره t	احتمال	نتیجه
ضریب تصادفی	C	-۰,۰۶۰۵	-۵,۲۷۸۲	۰,۰۰۰۰	معنادار
کیفیت حسابرسی	AQ	-۰,۰۱۲۸	-۲,۴۲۴۴	۰,۰۱۵۶	معنادار
تمرکز مالکیت	COW	-۰,۰۶۱۶	-۲,۳۸۱۰	۰,۰۱۷۶	معنادار
کیفیت حسابرسی * تمرکز مالکیت	AQ*COW	۰,۱۳۵۱	۱۰,۴۶۶۷	۰,۰۰۰۰	معنادار
سرمایه در گردش	NWC	-۰,۰۳۲۸	-۱,۴۷۳۴	۰,۱۴۱۱	عدم تأیید
بازده دارایی ها	ROA	۰,۲۱۱۴	۵,۰۳۰۰	۰,۰۰۰۰	معنادار
مالکیت نهادی	IO	-۰,۰۴۸۰	-۲,۴۷۹۲	۰,۰۱۳۴	معنادار
باقیمانده مدل اول	RES(-1)	۰,۲۳۹۶	۱۷,۲۷۰۱	۰,۰۰۰۰	معنادار
۰/۷۱۳					R-squared
۰/۶۱۰					Adjusted R-squared
۹/۹۸۲					F-statistic
۰/۰۰۰۰					Prob(F-statistic)
۲/۱۲۹					Durbin-Watson stat

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به مقدار منفی ضریب رگرسیونی تمرکز مالکیت می توان نتیجه گرفت تمرکز مالکیت با اجتناب مالیاتی، شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی (معکوس) معناداری دارد ($p < 0/05$). نتایج جدول ۴-۲۶ نشان می دهد که ضریب متغیر کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی با توجه به متغیر تعدیل کننده تمرکز مالکیت برای

شرکت‌های مورد مطالعه معنادار است ($p < 0/05$). بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و با توجه به مقدار مثبت ضریب رگرسیون کیفیت حسابداری* تمرکز مالکیت می‌توان نتیجه گرفت که کیفیت حسابداری با اجتناب مالیاتی با توجه به متغیر تعدیل‌کننده تمرکز مالکیت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت (مستقیم) معناداری دارد. بنابراین فرضیه دوم مورد تایید می‌باشد. فرضیه چهارم مورد تایید می‌باشد.

نتایج نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ مقادیر t به‌استثنای سرمایه در گردش برای تمام متغیرها در ناحیه رد فرض صفر قرار می‌گیرد یعنی به جزء متغیرهای یادشده، مابقی متغیرها در مدل معنی‌دار هستند. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که بازده دارایی‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد ولی مالکیت نهادی تأثیر منفی و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

فرضیه اول: ترکیب هیئت مدیره بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد.

با توجه به مقدار منفی ضریب رگرسیونی ترکیب هیئت مدیره می‌توان نتیجه گرفت ترکیب هیئت مدیره با اجتناب مالیاتی، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی (معکوس) معناداری دارد ($p < 0/05$). نتایج نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ مقادیر t به‌استثنای سرمایه در گردش برای تمام متغیرها در ناحیه رد فرض صفر قرار می‌گیرد یعنی به جزء متغیرهای یادشده، مابقی متغیرها در مدل معنی‌دار هستند. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که بازده دارایی‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد ولی مالکیت نهادی تأثیر منفی و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد. با توجه به سطح وسیعی از تعاریف مطرح شده در این زمینه، میتوان فعالیتهای اجتناب از مالیات را اساساً ابزارهای صرفه جویی مالیات در نظر گرفت که از انتقال وجه نقد از سهامداران به سوی دولت جلوگیری میکند و این امر به نوبه خود منجر به افزایش ارزش شرکت خواهد شد. فعالیت های اجتناب از پرداخت مالیات به طور متداول منابع را از دولت به سهامداران انتقال میدهد و ارزش بعد از مالیات شرکت را افزایش میدهد. اما موضوع مطرح در زمینه اجتناب مالیاتی این است که اجتناب مالیاتی همیشه به نفع سهامداران نمیباشد و ممکن است مدیران فرصت طلب به بهانه اجتناب مالیاتی، از منابع شرکت در جهت منافع شخصی خود سوء استفاده کنند، که این موضوع موجب افزایش هزینه های سهامداران و در نتیجه موجب فزونی مخارج به منافع اجتناب مالیاتی می شود نتایج پژوهش با پژوهش های ال کوثر و همکاران (۱۴۰۰)، رمضان پور و همکاران (۱۳۹۹) و حیوان و همکاران (۲۰۲۲) همسو می باشد.

فرضیه دوم: کیفیت حسابداری بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد.

با توجه به مقدار منفی ضریب رگرسیونی کیفیت حسابداری می‌توان نتیجه گرفت کیفیت حسابداری با اجتناب مالیاتی، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی (معکوس) معناداری دارد ($p < 0/05$). نتایج نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ مقادیر t به‌استثنای سرمایه در گردش برای تمام متغیرها در ناحیه رد فرض صفر قرار می‌گیرد یعنی به جزء متغیرهای یادشده، مابقی متغیرها در مدل معنی‌دار هستند. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد که بازده دارایی‌ها تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد ولی مالکیت نهادی تأثیر منفی و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد. کیفیت حسابداری، یکی از موضوعات با اهمیت در حوزه حسابداری و بازار سرمایه است. به منظور شناخت مفاهیم و ابعاد مختلف کیفیت حسابداری، مطالعات گوناگونی توسط محققان انجام شده است تا

رابطه بین کیفیت حسابرسی و متغیرهای دیگر کشف شود. به هر حال، از آنجا که کیفیت حسابرسی در عمل به سختی قابل مشاهده است، تحقیقات در این زمینه همواره با مشکلات زیادی روبرو بوده است. نتایج پژوهش با پژوهش های ستایش و همکاران (۱۴۰۰)، یوسفوند و همکاران (۱۴۰۰) و حیوان و همکاران (۲۰۲۲) همسو می باشد.

فرضیه سوم: تمرکز مالکیت بر رابطه بین ترکیب هیئت مدیره و اجتناب مالیاتی تأثیر می گذارد. با توجه به مقدار منفی ضریب رگرسیونی تمرکز مالکیت می توان نتیجه گرفت تمرکز مالکیت با اجتناب مالیاتی، شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی (معکوس) معناداری دارد ($P < 0/05$). نتایج جدول ۴-۲۵ نشان می دهد که ضریب متغیر ترکیب هیئت مدیره بر اجتناب مالیاتی با توجه به متغیر تعدیل کننده تمرکز مالکیت برای شرکت های مورد مطالعه معنادار است ($P < 0/05$). بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و با توجه به مقدار مثبت ضریب رگرسیون ترکیب هیئت مدیره*تمرکز مالکیت می توان نتیجه گرفت که ترکیب هیئت مدیره با اجتناب مالیاتی با توجه به متغیر تعدیل کننده تمرکز مالکیت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت (مستقیم) معناداری دارد. بنابراین فرضیه دوم مورد تایید می باشد. فرضیه سوم مورد تایید می باشد. نتایج نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ مقادیر t به استثنای سرمایه در گردش برای تمام متغیرها در ناحیه رد فرض صفر قرار می گیرد یعنی به جزء متغیرهای یاد شده، مابقی متغیرها در مدل معنی دار هستند. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی نشان می دهد که بازده دارایی ها تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد ولی مالکیت نهادی تأثیر منفی و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد. تمرکز مالکیت میزان سهام در مالکیت سهامداران عمده می باشد؛ بنابراین حجم سهام در اختیار سهامدارانی که بیش از ۵ درصد سهام را در تملک دارند به عنوان سهامداران عمده مشخص می شود. در حقیقت تمرکز مالکیت به حالتی اطلاق می شود که میزان درخور ملاحظه ای از سهام شرکت به سهامداران عمده (اکثریت) تعلق داشته باشد و نشان می دهد چند درصد سهام شرکت در دست عده محدودی قرار دارد. نتایج پژوهش با پژوهش های یوسفوند و همکاران (۱۴۰۰)، رمضان پور و همکاران (۱۳۹۹) و هو و همکاران (۲۰۲۲) همسو می باشد.

فرضیه چهارم: تمرکز مالکیت برین رابطه کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی تأثیر معناداری دارد.. با توجه به مقدار منفی ضریب رگرسیونی تمرکز مالکیت می توان نتیجه گرفت تمرکز مالکیت با اجتناب مالیاتی، شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه منفی (معکوس) معناداری دارد ($P < 0/05$). نتایج جدول ۴-۲۶ نشان می دهد که ضریب متغیر کیفیت حسابرسی بر اجتناب مالیاتی با توجه به متغیر تعدیل کننده تمرکز مالکیت برای شرکت های مورد مطالعه معنادار است ($P < 0/05$). بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و با توجه به مقدار مثبت ضریب رگرسیون کیفیت حسابرسی*تمرکز مالکیت می توان نتیجه گرفت که کیفیت حسابرسی با اجتناب مالیاتی با توجه به متغیر تعدیل کننده تمرکز مالکیت در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت (مستقیم) معناداری دارد. بنابراین فرضیه دوم مورد تایید می باشد. فرضیه چهارم مورد تایید می باشد. نتایج نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵٪ مقادیر t به استثنای سرمایه در گردش برای تمام متغیرها در ناحیه رد فرض صفر قرار می گیرد یعنی به جزء متغیرهای یاد شده، مابقی متغیرها در مدل معنی دار هستند. نتایج حاصل از متغیرهای کنترلی نشان می دهد که بازده دارایی ها تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد ولی مالکیت نهادی تأثیر منفی و معناداری بر اجتناب مالیاتی دارد. نتایج پژوهش با پژوهش های یوسفوند و همکاران (۱۴۰۰)، رمضان پور و همکاران (۱۳۹۹) و هو و همکاران (۲۰۲۲) همسو می باشد.

در هر پژوهشی که انجام می شود محدودیتهایی نیز وجود دارد که این محدودیتها عمدتاً موانع مربوط به تعمیم دهی نتایج حاصل از تحقیق است. این تحقیق نیز همانند سایر تحقیقات مبتنی بر روش علمی، دارای یک سری محدودیتهایی است که در ذیل به آن ها اشاره می شود: قلمرو زمانی پژوهش حاضر از سال ۱۳۹۴ الی ۱۴۰۰ می باشد، بنابراین باید در تعمیم نتایج پژوهش به سالهای قبل و بعد از بازه زمانی احتیاط رعایت شود. در این پژوهش سعی شده است که متغیرهای کنترلی و مداخله گر که به واسطه تحقیقات و مطالعات صورت گرفته، شناسایی شده در برازش مدل رگرسیون مورد استفاده قرار گیرد. اما با توجه به وجود عوامل مداخله گر دیگر، از جمله تورم و سایر عوامل اقتصادی خرد و کلان در سطح شرکت ها و جامعه که به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات در برازش مدل رگرسیون مورد استفاده قرار نگرفته است، می توان این عوامل را از جمله محدودیت های پژوهش دانست.

به مقامات دولتی، تدوین کنندگان و مجریان قوانین مالیاتی پیشنهاد میشود در ارزیابی وصولی مالیات، به تأثیر ترفند مدیریت سود در گزارشگری مالی شرکتها در این زمینه توجه کنند.

منابع

- اسکویی. م. ۱۳۸۷. آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه ای (دی اکسید کربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس، تحقیقات اقتصادی بهار ۱۳۸۷ شماره ۸۲
- اصغری. م، عاملی. پ. ۱۳۹۰. تست فرضیه ی پناهندگی آلودگی در منطقه ی اتحادیه ی اروپا- خلیج فارس. فصلنامه ی تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، صص ۲۲-۳۶.
- امیری. ع، وزیری. م. ۱۳۹۹. بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی با رویکرد مسئولیت پذیری اجتماعی، پژوهش های نوین در مدیریت کارآفرینی و توسعه کسب و کار، شماره ۴، از صفحه ۶۳ تا ۷۵.
- پاکدلان. س، آذربهرامان. ع، ریسیان. ع. ۱۴۰۰. بررسی تأثیر مکانیزمهای نظام راهبری بر گزارشگری مسئولیت اجتماعی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
- پورکاظمی، محمدحسین و ایلناز ابراهیمی ۱۳۸۷. بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه. "فصلنامه ی پژوهش های اقتصادی، سال ششم، شماره ۳۴، صص ۵۷-۷۱.
- حاجیها. ز. ۱۳۹۷. راهبردهای رقابتی، عملکرد شرکت و مسئولیت پذیری اجتماعی به عنوان راهبرد سوم، حسابداری مدیریت، شماره ۳۶ رتبه علمی- پژوهشی از صفحه ۳۱ تا ۴۳
- خسرویان. س. ۱۴۰۰. بررسی مفهوم بازاریابی سبز و نقش آن در عملکرد مالی و مسئولیت اجتماعی شرکتها، مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری، دوره هفتم، شماره ۱، از ۶۰۹ تا ۶۲۰.
- شریفی، سیدعلی، ۱۳۹۶. بررسی رابطه حاکمیت شرکتی با ریسک پذیری و عملکرد بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، اولین کنفرانس ملی کاربرد پژوهش های نوین در علوم انسانی، قائم شهر.
- لشکری زاده، م؛ نبودی. غ. ۱۳۸۷. تأثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر کیفیت زیست محیطی، مدل سازی اقتصادی زندی. آ، فغانی ماکرانی. خ. ۱۳۹۷. بررسی تأثیر عملکرد اجتماعی، زیست محیطی (محیطی) و اخلاقی بر عملکرد مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، دوره ۷، شماره ۲۶، از صفحه ۱۴۵ الی ۱۵۸.

مشایخ. ش، باقری. ن. ۱۳۹۴. جهت حساسیت جریان وجه نقد عملیاتی به مانده وجه نقد و محدودیت دسترسی به منابع مالی و تأثیر سهامداران نهادی بر آن.

Ahmed Eltweri, 2021. The Corporate Governance Effects on the Audit Committees Performance, The International EFAL-IT BLOG Information, Technology innovations in Economics, Finance, Accounting, and Law Volume, Issue 02/2021 – Bacau (Romania)

Copeland, B. R. and M. S. Taylor 1995. "Trade and trans boundary pollution", The American Economic Review, 85 (4): 716–737.

Grossman, Gene M, and Alan B. Krueger. 1995. Environmental impact of a North American free trade agreement. Working Paper 3914. National bureau of economic research, Cambridge, MA.

Ruhyat and Asep Fery , Russo, A., & Perrini, F. 2020. Investigating the effect of capital structure and ownership on the determined policy on the company's financial performance with the intervention of intellectual capital in Indonesia. Ethics 91(2), 207-221.

Song, H., Zhao, C., & Zeng, J. 2017. Can environmental management improve financial performance: An empirical study of A-shares listed companies in China. Journal of Cleaner Production, 141, 1051-1056.

Sarwar1, Aamir Mamdouh Abdulaziz Saleh Al-Faryan 2022. The Impact of Corporate Governance and Financial Leverage on the Performance of Local Thai Banks Using Corporate Social Responsibility as a Mediator, Theoretical Economics Letters, 2022, 12, 19-51, ISSN Online: 2162-2086

Stern, D. I, 2004. Energy and economic growth, Rensselaer Working Paper, No 0410.

Surya N. Janakiraman , Suresh Radhakrishnan 2021, Financial performance and institutional ownership and risk on managers' compensation, Journal of Accounting, Auditing and Finance 25(4)

Yalcin, N., Bayrakderaglu, A., Kahraman, C., 2012. Application of fuzzy multi-criteria decision making methods for financial performance evaluation of Turkish manufacturing industries.