

پژوهش‌های حسابداری و علوم اقتصادی

فصلنامه علمی تخصصی پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی
سال سوم، شماره ۴ (پیاپی ۹)، زمستان (دی) ۱۳۹۸، جلد دو
ISSN: 2645-4408

بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و دانش مالی
اعضای هیئت‌مدیره با حق‌الزحمه حسابرسی
فرزین خوشکار، مسعود جدیری

بررسی تأثیر افشاء اطلاعات بر کیفیت حسابرسی و
تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران
فرزین خوشکار، وحید محمدرضائی، رضا پناهی

بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی بر سیاست تقسیم سود
در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران
فرزین خوشکار، نسرين نعمتی، آرزو سلیمی تازه‌کند

عوامل ایجاد فشار عصبی در حساب‌رسان و نقش آن بر
عملکرد آن‌ها
فرزین خوشکار، مسعود جدیری، رضا لویمی

بررسی رابطه بین ارقام تعهدی و فعالیت‌های تأمین مالی
فرزین خوشکار، احمد نادری محمودیان

بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر نوسان‌پذیری قیمت و
بازدهی سهام
فرزین خوش‌کار، وحید محمدرضائی، سیدمحمد سبحانی

پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی

فصلنامه علمی تخصصی پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی

سال سوم، شماره ۴ (پیاپی ۹)، زمستان (دی) ۱۳۹۸

ISSN: 2645-4408

صاحب امتیاز و مدیر مسئول:

مهرداد فتاحی

زیر نظر شورای سردبیری

مدیر داخلی: منیژه ملائی

اعضای شورای علمی تحریریه:

دکتر منصور زراء نژاد، عضو هیئت علمی دانشگاه چمران اهواز

دکتر منصور مهینی زاده، عضو هیئت علمی دانشگاه یزد

دکتر روح اله بیات، عضو هیئت علمی دانشگاه امام خمینی

دکتر عبدالمجید آهنگری، عضو هیئت علمی دانشگاه شهید چمران

دکتر مهدی ذوالفقاری، عضو هیئت علمی دانشگاه تربیت مدرس

دکتر علیرضا عرفانی، عضو هیئت علمی دانشگاه سمنان

دکتر حسین عظیمی، عضو هیئت علمی دانشگاه زنجان

دکتر وحید محمودی، عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی قزوین

دکتر اسماعیل رمضان پور، عضو هیئت علمی دانشگاه گیلان

دکتر مسعود طاهری نیا، عضو هیئت علمی دانشگاه لرستان

دکتر بهروز کاردان، عضو هیئت علمی دانشگاه فردوسی مشهد

دکتر عبدالمحمد کاشیان، عضو هیئت علمی دانشگاه سمنان

دکتر محمدمامید اخگر، عضو هیئت علمی دانشگاه کردستان

دکتر محسن حمیدیان، عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی تهران

دکتر محبوبه فراهتی، عضو هیئت علمی دانشگاه سمنان

دکتر حسین کاظمی، عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی قزوین

دکتر نرجس زمانی، عضو هیئت علمی دانشگاه گیلان



۰۲۱ ۳۳ ۲۰ ۲۴ ۸۷



۰۲۶ ۳۴ ۴۳ ۶۹ ۵۹



۰۲۱ ۴۳ ۸۵ ۷۱ ۲۴

نشانی: کرج، بلوار امام خمینی (باغستان)، بین
خیابان پنجم و ششم، روبروی مجموعه ورزشی
انقلاب، پلاک ۷۳۵، ساختمان پرند، واحد ۱

انتشارات هنر و علوم دانشگاهی
تهران، افسریه، ۱۵ متری اول، کوچه ۲۸،
پلاک ۲۹۳ تلفن: ۰۲۶۳۴۴۳۶۹۵۹

۱۳۹۸

فراخوان پذیرش مقاله

دانش اقتصاد پایه اصلی توسعه در این سرزمین است. حسابداری نیز مفاهیم و رویدادهای مالی و اقتصادی را به عدد تبدیل می‌کند؛ از اینرو همواره ارتباط ژرفی میان این دو حوزه کلیدی وجود دارد. در نظریه‌های جدید رشد اقتصادی، دانش به عنوان نوعی متغیر برون‌زا (در اقتصاد) به شمار نمی‌رود، بلکه بخش اصلی و کلیدی نظام اقتصادی محسوب می‌شود. گذر به اقتصاد دانش‌بنیان جز از مسیر پژوهش نمی‌گذرد و آنچه امروز جامعه علمی و اجرایی کشور بدان نیازمند است انتشار نتایج این پژوهش‌ها است.

با این نگاه نشریه «پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی» با همکاری علمی اساتید برجسته دانشگاه‌های کشور به انتشار مقالات تخصصی در زمینه حسابداری و اقتصاد می‌پردازد. از اینرو از تمام اساتید، صاحب‌نظران، کارشناسان، دانشجویان و پژوهشگران دعوت می‌نماید با ارسال مقالات علمی خود از طریق وبسایت نشریه به نشانی www.Jares.ir در پربارتر کردن این نشریه ما را یاری نمایند.

برای ارسال مقاله به نشریه کافی است تا در وبسایت ثبت‌نام نموده و با ورود به پنل کاربری، مقاله خود را ثبت کنید. پس از بررسی اولیه و داوری علمی از طرف تحریریه جهت انتشار مقاله با نویسندگان رابط تماس گرفته خواهد شد.

محورهای نشریه پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی

پژوهش‌های حسابداری:

- تئوری‌ها و نظریات حسابداری
- مباحث نوین در حسابداری و حسابرسی
- پژوهش‌های کاربردی در حسابداری و حسابرسی
- بورس، مدیریت مالی، سرمایه‌گذاری و حسابداری
- جایگاه حسابداری و حسابرسی در توسعه اقتصادی
- آموزش و اخلاق حرفه‌ای در حسابداری، حسابرسی
- سیستم‌های اطلاعات حسابداری
- حسابداری مالیاتی و حسابداری مدیریت
- صنعت، تولید و حسابداری مدیریت
- استانداردهای حسابداری و حسابرسی
- مطالعات میان‌رشته‌ای در حسابداری

پژوهش‌های علوم اقتصادی:

- اقتصاد خرد، اقتصاد کلان و اقتصادسنجی
- اقتصاد اسلامی، برنامه‌ریزی و نظام‌های اقتصادی
- اقتصاد، توسعه و مطالعات اقتصادی ایران
- اقتصاد محیط‌زیست، منابع طبیعی و انرژی
- تاریخ تئوری‌ها، نظریات و سیاست‌های اقتصادی
- مدل‌سازی و پیش‌بینی در بازارهای اقتصادی
- اقتصاد مالی، بانکداری و نظام پولی
- اقتصاد مقاومتی، کارآفرینی و اشتغال‌زایی
- اقتصاد و تجارت الکترونیک و بین‌الملل
- اقتصاد تولید و اقتصاد صنعتی
- مطالعات میان‌رشته‌ای در اقتصاد

فهرست مقالات

صفحه	عنوان مقاله
۱	بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرِس و دانش مالی اعضای هیئت مدیره با حق الزحمه حسابرسی فرزین خوشکار، مسعود جدیری
۱۱	بررسی تأثیر افشاء اطلاعات بر کیفیت حسابرسی و تصمیم گیری سرمایه گذاران فرزین خوش کار، وحید محمدرضائی، رضا پناهی
۲۱	بررسی تأثیر روش های تأمین مالی بر سیاست تقسیم سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران فرزین خوشکار، نسرين نعمتی، آرزو سلیمی تازه کند
۳۳	عوامل ایجاد فشار عصبی در حسابرسان و نقش آن بر عملکرد آنها فرزین خوشکار، مسعود جدیری، رضا لویمی
۴۳	بررسی رابطه بین اقلام تعهدی و فعالیت های تأمین مالی فرزین خوشکار، احمد نادری محمودیان
۵۳	بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت و بازدهی سهام فرزین خوش کار، وحید محمدرضائی، سیدمحمد سبحانی

سخن نخست

از وظایف اصلی نشریات پژوهشی نشر آخرین یافته‌ها و مطالعات در زمینه‌های تخصصی است؛ اما نشریات علمی-تخصصی با توجه به گستره وسیع‌تر عملکردی و فراغت نسبی از قیود جاری در حوزه نشریات دانشگاهی، می‌توانند علاوه بر انجام رسالت پژوهشی خود در انتشار یافته‌های علمی؛ با نگاه به زمینه‌های اجتماعی و مطالبات دانشگاهی، رویکردهای جدیدی اتخاذ کنند.

موسسه مطبوعاتی مطالعات کاربردی شباک، علاوه بر نشر پژوهش‌های برتر دانشگاهی، حمایت از پژوهش‌های دانشجویی و پژوهشگران جوان را نیز جزء رسالت‌های خود می‌داند. از این‌رو به منظور ارج نهادن به تلاش‌های علمی دانشجویان این سرزمین، برخی از شماره‌های نشریات را به صورت ویژه به انتشار مقالات دانشجویان می‌پردازد. در این شماره به همت جناب آقای دکتر فرزین خوشکار، از اساتید جوان و فرهیخته گروهی از دانشجویان ایشان موفق به تدوین مقالات تخصصی در قالب‌های پژوهش‌های گروهی شدند. از این‌رو در شماره جاری فصلنامه پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی در یک شماره به صورت ویژه به انتشار این مقالات به صورت ویژه منتشر شده است. امیدوارم این شماره فتح باب همکاری علمی تحریریه نشریه با مدرسین و اساتیدی باشد که مایل‌اند تلاش‌های پژوهشی دانشجویان در یک بستر علمی فاخر منتشر شود.

در انتها لازم می‌دانم از مدیرمسئول محترم فصلنامه جناب آقای دکتر مهرداد فتحی و اعضای محترم شورای سردبیری تشکر کنم که با مساعدت خود در روند ارزیابی این مقالات، انتشار این شماره ویژه را میسر نمودند. همچنین از جناب آقای دکتر فرزین خوشکار به و گروه حسابداری موسسه آموزش عالی ناصر خسرو که با پیگیری و هدایت دانشجویان، فرآیند تدوین و اصلاح مقالات را با سرعت و دقت بالایی به سرانجام رسانیدند.

میلاد فتحی

مدیرمسئول موسسه مطبوعاتی

مطالعات کاربردی شباک

بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرِس و دانش مالی اعضای هیئت مدیره با حق الزحمه حسابرِس

فرزین خوشکار^۱، مسعود جدیری^۲

کد مقاله: ۲۵۹۰۸

چکیده

حرفه حسابرِس نقش بسزایی در تضاد منافع بین مالکان و مدیران است. حسابرسان به دنبال حداقل کردن کل هزینه‌ها از طریق تراز کردن هزینه‌های منابع خود (هزینه‌های انجام کار حسابرِس بیشتر) و زیان‌های آتی ناشی از بدهی قانونی می‌باشند. لذا در مطالعه حاضر به بررسی رابطه بین دوره تصدی و دانش مالی اعضای هیئت مدیره با حق الزحمه حسابرِس پرداخته شده است. تحقیق به لحاظ هدف از نوع مطالعات کاربردی و به لحاظ روش تحقیق از نوع مطالعات توصیفی-همبستگی می‌باشد. از بین کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با توجه به شرایط ورود به مطالعه در سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷، تعداد ۷۶ شرکت به روش حذف سیستماتیک انتخاب شدند. نتایج نشان می‌دهد که بین دوره تصدی و دانش مالی اعضای هیئت مدیره با حق الزحمه حسابرِس رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

واژگان کلیدی: دوره تصدی حسابرِس، دانش مالی، هیئت مدیره، حق الزحمه حسابرِس

۱- مدرس گروه حسابداری مدیریت، موسسه آموزش عالی ناصر خسرو، ساوه

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصر خسرو، ساوه (مسئول مکاتبات) masoud.jodeiry@gmail.com

۱- مقدمه

حق الزحمه‌ی حسابرسی به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که می‌توان آن را به عنوان هزینه‌های اقتصادی حسابرسان کارآمد در نظر گرفت. از منظر حسابرس، حسابرسان به دنبال حداقل کردن کل هزینه‌ها از طریق تراز کردن هزینه‌های منابع خود (هزینه‌های انجام کار حسابرسی بیشتر) و زیان‌های آتی ناشی از بدهی قانونی می‌باشند. تلاش حسابرسی بیشتر، احتمال اینکه حسابرسان متحمل زیان‌های بدهی شوند را کاهش می‌دهد و حسابرس حجمی از کار حسابرسی را که کل هزینه‌ها را حداقل می‌کند، ارائه می‌نماید (داروغه حضرتی، ۱۳۹۱). حق الزحمه‌ی حسابرسی، حق الزحمه‌ای است که در گزارش‌های مالی افشا می‌شود و مرتبط با صورت‌های مالی سال مالی قبل است. مبنای تعیین حق الزحمه حسابرسی، مدت کارکرد حسابرسان مأمور انجام کار است که متناسب با پیشرفت کار صورت‌حساب می‌شود. نرخ حق الزحمه ساعتی هر یک از حسابرسان بر حسب تجربه و مهارت و در نتیجه میزان مسئولیتی که به عهده دارند، متفاوت است (کیخیا^۱ و همکاران، ۲۰۱۴). پیچیدگی شرکت یکی از عوامل افزایش در حق الزحمه‌ی حسابرسان است. شرکت‌هایی که دارای عملیات و ساختاری پیچیده هستند، برای اداره‌ی عملیات شرکت دستمزد بیشتری را به مدیران پرداخت می‌کنند. از سویی، مدیرانی که حاشیه سود بیشتری را برای شرکت ایجاد می‌کنند، مستحق دریافت پاداش بیشتری هستند. زمانی که عملیات شرکت گسترده و پیچیده باشد، تقاضا برای نظارت بر فرآیند گزارشگری مالی افزایش می‌یابد. شرکت‌های با عملیات پیچیده، نیازمند خدمات حسابرسی زیادی هستند. در نتیجه، حق الزحمه‌ی بیشتری را نیز به این مؤسسات حسابرسی پرداخت می‌کنند (سجادی و همکاران، ۱۳۹۱). همچنین، این شرکت‌ها به مدیران غیرموظف نیز برای نظارت بر فرآیند حسابرسی نیاز دارند، لذا پاداش بیشتری نیز به مدیرانی پرداخت می‌شود که عضو کمیته‌ی حسابرسی هستند. به بیان دیگر می‌توان چنین پیش‌بینی کرد که با افزایش پیچیدگی عملیات شرکت، میزان پاداش مدیران نیز افزایش پیدا خواهد کرد. این افزایش در پاداش ناشی از افزایش حاشیه سود و افزایش در پیچیدگی سیستم‌های گزارشگری مالی است (ویسوکی^۲، ۲۰۱۰).

در رابطه با حاکمیت شرکتی باید بیان نمود که حاکمیت شرکتی ساختار قانونی و سازمانی است که روی کلیت درونی شرکت وجود دارد (دهدشتی شاهرخ و همکاران، ۱۳۹۰). حاکمیت شرکتی نقش با اهمیتی در محدود کردن رفتار فرصت‌طلبانه مدیران از طریق روش‌هایی مثل محدود کردن سطوح بالای پاداش مدیریت بازی می‌کند. به عبارتی دیگر تحقق بخشی از اهداف حاکمیت شرکتی، مستلزم برخورداری از یک هیئت‌مدیره مؤثر و کارا است حتی هدف از تشکیل کمیته‌ی حسابرسی، کمک به ایفای مسئولیت نظارتی هیئت‌مدیره می‌باشد. در رابطه با هیئت‌مدیره باید بیان نمود که یک هیئت‌مدیره تیمی از کارکنان دانش‌مدار می‌باشد و برای انجام وظایف خود، هیئت‌مدیره به همان منابع و قابلیت‌های نیاز دارد که دیگر تیم‌های موفق دانش‌محور نیاز دارند. برخی تحقیقات تجربی نشان می‌دهند که هیئت‌مدیره قدرت تنظیم سیاست‌های تأمین مالی را داراست (هارفورد^۳ و همکاران، ۲۰۰۷).

با توجه به نقش اعضای هیئت‌مدیره در تصمیمات مربوط به حسابرسان و عملکرد شرکت‌ها می‌توان گفت که دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره و دوره تصدی می‌تواند بر حق الزحمه حسابرسان تأثیر معناداری داری داشته باشد. لذا هدف پژوهش بررسی رابطه بین دوره‌ی تصدی و دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره با حق الزحمه حسابرسی است.

۲- مبانی نظری

حسابرسی یکی از ابزارهایی است که با گسترش شرکت‌های سهامی و به تبع آن جدایی مالکیت و مدیریت از هم و تئوری نمایندگی، تقاضای بیشتری برای آن ایجاد شد. دلیل اصلی وجود حرفه حسابرسی، وجود تضاد منافع بین مالکان و مدیران است. در واقع مدیران به عنوان نماینده مالکان می‌باشند. مالکان، مدیریت شرکت را به مدیران واگذار نموده و در قبال مدیریت شرکت، پاداش پرداخت می‌کنند. به علت اینکه الزاماً منافع مالکان و مدیران با هم همسو نمی‌باشد و این که کارگزاران (مدیران) ممکن است در جهت منافع شخصی خود به منافع سهامداران آسیب رسانند، ضرورت وجود حسابرسی بیشتر احساس شده است (تورچیا^۴ و همکاران، ۲۰۱۶). دوره تصدی حسابرس به عنوان یکی از شاخص‌های کمی اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی محسوب می‌شود. هرچه دوره تصدی حسابرس بیشتر باشد، شناخت او از صاحبکار و تخصص او در آن صنعت خاص بالاتر رفته و موجب افزایش کیفیت حسابرسی خواهد شد. البته در این خصوص توافق نظر کاملی وجود ندارد به طوری که در برخی تحقیقات نظیر تحقیق

1- Kikhia

2- Wysochi

3- Harford

4- Torchia

دیویس^۱ و همکاران (۲۰۰۰) افزایش دوره تصدی حسابرِس را موجب از بین رفتن استقلال حسابرِس و نهایتاً کاهش کیفیت حسابرِسی دانسته اند (نمازی و همکاران، ۱۳۹۰). سان^۲ (۲۰۱۴) بیان کردند که یک رابطه مثبت بین کیفیت حسابرِسی که با دوره تصدی بلندمدت حسابرِس ستجیده می‌شود و کیفیت سود شرکت‌ها وجود دارد. در مقابل لی^۳ (۲۰۰۷) بیان نمود که شرکت‌های کوچک یا شرکت‌های با نظارت ضعیف حسابرسان خود مواجه هستند یک رابطه منفی بین دوده تصدی و محافظه کاری وجود دارد. دوره حسابرِسی اجازه اجرای موثر حسابرِسی را می‌دهد، برای اینکه شرکت می‌تواند داده‌های لازم را در کوتاه‌ترین زمان آماده کند و با ارائه زمانی است که ممیزی طوری آماده می‌شود که روند حسابرِسی آسان‌تر باشد. در حالیکه بر طبق گزارشات ریتا^۴ (۲۰۱۲) حسابرِسی که بیشتر از یکسال طول بکشد، نتایج و توصیه‌های منسوخ‌ارائه می‌دهد (ریتا، ۲۰۱۲) و همچنین یکی از استراتژی‌های سطح شرکت، استراتژی تصاحب و ادغام شرکت‌ها است. تصاحب و ادغام شرکت‌ها به منظور خلق ارزش افزوده و افزایش ثروت صاحبان سهام اتخاذ می‌گردد. انگیزه‌ها و دلایل متعددی، مدیران عالی شرکت‌ها را به تصاحب شرکت‌ها تشویق می‌نماید که مهمترین آن‌ها کسب ارزش افزوده اقتصادی است (دیاز^۵ و همکاران، ۲۰۱۴).

با منطقی اقتصادی و برای سطح مشخصی از کیفیت خدمات حسابرِسی صاحب کاران به دنبال موسساتی هستند که حداقل هزینه را به آنها تحمیل نمایند. تحقیقات در کشورهای مختلف این عامل را دارای اثری مثبت در تغییر حسابرسان اثبات نمودند؛ اما در صورتی که ساز و کارهای منطقی در یک جامعه نهادینه نشده باشد ممکن است صاحب کار تمایل داشته باشد حق‌الزحمه بیشتری را برای کیفیت کمتر پرداخت نماید و در مقابل از مزایای ناکامی حسابرِس بهره‌گیر قانونی برد. چنانچه تغییر حسابرِس از مؤسسات حسابرِسی کوچک به مؤسسات حسابرِسی بزرگ باشد تغییر در ارزش سهام بسیار کم و ناچیز می‌باشد و اگر تغییر در موسسه حسابرِسی بزرگ به کوچک باشد آنگاه بایستی با احتیاط و احتمال خرید اظهار نظر برخورد کرد و تغییر در ارزش سهام با اهمیت و زیاد است (ترابی وسطی کلائی، ۱۳۹۱). حق‌الزحمه‌های حسابرِسی شامل هرگونه وجهی است که بابت ارائه خدمات حسابرِسی و طبق توافق یا قرارداد به حسابرِس یا مؤسسات حسابرِسی پرداخت می‌شود. در واقع بهای هر خدمت یا کالا قیمتی است که مصرف‌کننده برای استفاده از آن حاضر به پرداخت است اما در عمل این فرمول در کشورهای فاقد اقتصاد رقابتی، کارایی نداشته و قیمت را با انحصارات یا حداقل مزد معیشتی تعیین می‌کند (پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۴).

مشتریانی که در حسابرِسی وجود دارند، دارای توانایی بسیار بالایی می‌باشند. در واقع آنها می‌توانند که در حسابرِسی، دامنه‌ی حسابرِسی و حتی برخی از ابعاد کیفیت حسابرِسی را انتخاب کنند. مدیران اغلب با حسابرسان در مورد برنامه‌های حسابرِسی مذاکره می‌کنند. حق‌الزحمه حسابرِسی در برنامه ریزی و اجرای مناسب و با کیفیت کار حسابرِسی مالی موثر است. کیفیت پایین حسابرِسی موجب کاهش اعتماد استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی می‌شود و این امر نه تنها منجر به ناکامی از دستیابی به اهداف حسابرِسی می‌شود، بلکه موجب کاهش اعتبار فرایند حسابرِسی در ابعاد کلان خواهد شد و مانع از تخصیص بهینه سرمایه در بازار اوراق بهادار و افزایش هزینه سرمایه و تامین مالی می‌شود (یزدانی کچویی و همکاران، ۱۳۸۹) شیوه‌های متفاوتی به جهت تعیین حق‌الزحمه‌های حسابرِسی وجود دارد که می‌توان به منظور محاسبه آن استفاده نمود اما در ایران شیوه‌ای که به منظور تعیین حق‌الزحمه حسابرِسی استفاده می‌شود، به معضل تبدیل شده و آشفتگی قیمت‌گذاری خدمات حسابرِسی، موجب شده هیچ مبنای مشخصی برای تعیین حق‌الزحمه حسابرِسی مالی وجود نداشته باشد و بعضاً قضاوت‌های حرفه‌ای حسابرسان منجر به پیشنهادهای ضد و نقیضی گردد که تناسبی با یکدیگر ندارد (نیکبخت و همکاران، ۱۳۸۹).

پژوهشگران معتقدند که طول دوره تصدی از جمله عوامل موثر بر حق‌الزحمه حسابرِسی می‌باشد و بیانگر تعداد سال‌های است که حسابرسان خدمات حسابرِسی صورت‌های مالی را به مشتریان ارائه و بطور مستمر با صاحبکار قرارداد حسابرِسی منعقد می‌کنند (گل^۶ و همکاران، ۲۰۰۳). در ایران تا قبل از تشکیل جامعه حسابداران رسمی بخش عمده حسابرِسی‌ها توسط سازمان حسابرِسی صورت می‌گرفت. شیوه قیمت‌گذاری سازمان حسابرِسی حالت بودجه‌ای داشت. بدین صورت که ابتدا کار توسط سرپرست ارشد یا مدیر، ارزیابی می‌شد و برای کار، برآورد زمانی صورت می‌گرفت. سپس به کارگیری نیروها در رده‌های مختلف با برآورد ساعات لازم برای هر رده تعیین می‌شد. پس از برآورد این زمان‌ها، هزینه‌های پرسنلی (نرخ شارژها) مشخص می‌گردید. سپس درصدی به مبلغ فوق به عنوان سربار اضافه می‌گردید که در نهایت قیمت خدمات و مبلغ قرارداد مشخص می‌شد. در حال حاضر نیز بعضی از مؤسسات حرفه‌ای تحت نظر جامعه حسابداران رسمی از این روش استفاده می‌کنند. برخی دیگر نیز بنا به ادعای خود بر اساس مدل حسابرِسی مبتنی بر ریسک، با توجه به ریسک موجود در حساب‌ها، مبلغ حق‌الزحمه حسابرِسی را تعیین می‌کنند.

1-Davis

2-Sun

3-Li

4-Rita

5-Diaz

6-Gul

کنند. عده‌ای نیز به صورت مقطوع اقدام به عقد قرارداد حسابرسی می‌نمایند. با توجه به عدم وجود یک روش رسمی و منطقی در مورد نحوه مبنای محاسبه حق الزحمه حسابرسی و رقابت موجود بین مؤسسات حسابرسی در گرفتن کار حسابرسی شرکت‌ها، این مؤسسات نیازمند ابزارهای لازم جهت برآورد صحیح حق الزحمه حسابرسی خود می‌باشند (شعبان زاده و همکاران، ۱۳۹۵).

۳- ادبیات و پیشینه تحقیق

فراهانی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی نقش تعدیلی دوره تصدی و تخصص در صنعت حسابرسی بر ارتباط توانایی مدیریتی و قیمت گذاری خدمات حسابرسی پرداختند. جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که بر اساس شرایط در نظر گرفته برای انتخاب نمونه، ۵۳ شرکت به روش حذف سیستماتیک طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶، انتخاب و اطلاعات آن‌ها جمع آوری و با استفاده از رگرسیون چندگانه آزمون گردیده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که رابطه منفی و معناداری بین توانایی مدیریتی و حق الزحمه حسابرسی برقرار است؛ اما این ارتباط در شرکت‌هایی که حسابرسان متخصص در صنعت مسئول رسیدگی آن‌ها بوده است این رابطه مثبت و معنادار است. همچنین دوره تصدی حسابرسی تأثیر بر ارتباط بین توانایی مدیریتی و حق الزحمه حسابرسی ندارد. حسابرسان متخصص در صنعت احتمالاً با تردید بیشتری به شرکت و مدیریت نگرسته و میزان ریسک حسابرسی را بالا ببرند و خدمات حسابرسی ارائه شده را با قیمت بالاتری انجام دهند. احتمالاً حسابرسان ارزیابی خود در مورد توانایی مدیریتی در طول سال‌های دوره تصدی به روز نمی‌کنند و از معیار شناخت اولیه در اولین دوره تصدی خود را در مدل برآورد ریسک حسابرسی و محاسبه حق الزحمه خدمات حسابرسی استفاده می‌نمایند.

لاری دشت بیاض و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی رابطه بین دوره تصدی و دانش مالی مدیر عامل با حق الزحمه حسابرسی پرداختند. جامعه آماری پژوهش شامل ۱۲۹ شرکت است و دوره مطالعه، سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ را در بر می‌گیرد. بر اساس نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش، بین دوره تصدی مدیرعامل و حق الزحمه حسابرسی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. به بیان دیگر، هرچه تعداد سال‌های حضور مدیرعامل در شرکت افزایش یابد، حق الزحمه حسابرسی بیشتر می‌شود. با بررسی فرضیه دوم پژوهش مشاهده شد که بین دانش مالی مدیرعامل و حق الزحمه حسابرسی رابطه منفی و معناداری برقرار است. این نتیجه نشان می‌دهد شرکت‌هایی که مدیرعامل آن‌ها از دانش مالی برخوردارند، نسبت به سایر شرکت‌ها حق الزحمه حسابرسی کمتری پرداخت می‌کنند.

شیخی نژاد و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی رابطه بین توانایی مدیران و حق الزحمه حسابرسی با تأکید بر نوع گزارش حسابرسی و دوره تصدی حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. جهت آزمون فرضیه‌های فوق نمونه‌ای متشکل از ۱۲۶ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ انتخاب گردید. نتایج نشان می‌دهد که توانایی مدیریت بر حق الزحمه حسابرسی تأثیر منفی و معناداری دارد؛ به عبارت دیگر، در صورت افزایش توانایی مدیریت، حق الزحمه حسابرسی کاهش می‌یابد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که نوع گزارش حسابرسی بر رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی تأثیر منفی و معنی داری دارد.

قایدی و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرسی و صرف ریسک سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. این پژوهش رابطه‌ی میان دوره تصدی حسابرسی و صرف ریسک سهام را در مورد ۸۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار می‌دهد. در این پژوهش برای آزمون وجود رابطه بین متغیر مستقل (دوره تصدی حسابرسی) و متغیر وابسته (صرف ریسک سهام) از مدل رگرسیونی خطی بوون و همکاران (۲۰۰۸) استفاده شده است و برای معناداری همبستگی بین متغیرهای پژوهش از آزمون P-Value (sig.) و آزمون همبستگی پیرسون بهره گرفته است. نتایج پژوهش بیانگر عدم وجود رابطه بین دوره تصدی حسابرسی و صرف ریسک سهام در سطح اطمینان ۹۵ درصد است؛ بنابراین فرضیه‌ی پژوهش تأیید نمی‌گردد.

کاشانی پور و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرسی و اقلام تعهدی پرداختند. این پژوهش به بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرسی و اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. برای برآورد اقلام تعهدی اختیاری از مدل تعدیل شده جونز استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار بوده که بر اساس شرایط در نظر گرفته شده برای انتخاب نمونه، ۲۶۰ شرکت طی دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ انتخاب گردید. برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از تجزیه و تحلیل پانلی استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی اختیاری و دوره تصدی حسابرسی در کلیه شرکت‌های مورد مطالعه رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

سینق^۱ و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر دوره تصدی حسابرسی و حق الزحمه غیر حسابرسی بر کیفیت حسابرسی پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش، بیانگر آن است که دوره تصدی حسابرسی و حق الزحمه غیر حسابرسی بر کیفیت

حسابرسی تاثیر معناداری دارد. ویلسون^۱ و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی رابطه تصدی شرکت حسابرسی، آشنایی حسابرس و اعتماد: تأثیر در اهداف گزارشگری پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش تصدی، در سطح بین سازمانی یا شرکت و سطح بین فردی، نشان می‌دهد که اعتماد به نفس را افزایش می‌دهد؛ و علاوه بر این، اعتماد به نفس کارکنان ارتباط مثبت دارد و افزایش تصدی شرکت حسابرسی و آشنایی حسابرس منجر به افزایش اعتماد به نفس می‌شود. میسون^۲ و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی رابطه بین کاهش پاداش هیئت‌مدیره و حق‌الزحمه حسابرسی پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش بیانگر رابطه مثبت و معنادار بین کاهش پرداخت CEO بیش از حد است و این منطق با اجرت حسابرسی در رابطه است.

۴- فرضیات تحقیق

- بین دوره‌ی تصدی حسابرس و حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد.
- بین دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره و حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد.

۵- روش تحقیق

این پژوهش، پژوهشی کاربردی و از نوع پژوهش‌های همبستگی است. طرح پژوهشی آن از نوع شبه تجربی و با استفاده از رویکرد پس‌رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) است. در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، از روش کتابخانه‌ای استفاده می‌شود. از بانک‌های اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران، صورت‌های مالی حسابرسی شده، یادداشت‌های توضیحی و نرم افزارهای ره‌آورد نوین استفاده شده است. جامعه آماری تحقیق عبارت است از کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شده است. نمونه آماری به روش حذفی سیستماتیک به تعداد ۷۶ شرکت انتخاب شدند. شرکت بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ تغییر سال مالی نداده و وقفه عملیاتی بیش از ۶ ماه نداشته باشد و جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی نباشند. برای تجزیه و تحلیل آزمون فرضیه‌های تحقیق از مدل رگرسیون خطی با استفاده از داده‌های ترکیبی استفاده خواهد شد. روش آزمون فرضیات در مطالعه حاضر با استفاده از نرم افزار ۹ EViews انجام شده است. لذا پژوهش با هدف بررسی رابطه بین دوره‌ی تصدی حسابرس و دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره با حق‌الزحمه حسابرسی دارای متغیر و مدل زیر می‌باشد:

$$LNAFEE_{it} = \beta_0 + \beta_1 CEOT_{it} + \beta_2 AUDIT_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 Lev_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

$LNAFEE_{it}$: حق‌الزحمه حسابرسی؛ برابر است با لگاریتم طبیعی حق‌الزحمه حسابرسی (هوانگ^۳ و همکاران، ۲۰۱۴؛ راجانا^۴ و همکاران (۲۰۱۶).

$AUDIT_{it}$: دوره تصدی حسابرس؛ برابر است با تعداد سال‌هایی که حسابرس، حسابرسی شرکت را بر عهده داشته است. برای اندازه‌گیری این متغیر سال پایه ۱۳۹۳ در نظر گرفته شده است.

$CEOT_{it}$: دانش مالی هیئت‌مدیره؛ در این پژوهش حداقل مدرک تحصیلی کارشناسی در رشته‌های مالی به عنوان مدیران دارای دانش مالی در نظر گرفته شده اند. بن؛ راین اگر اعضای هیئت‌مدیره شرکت حداقل مدرک تحصیلی کارشناسی در رشته‌های مالی را داشته باشد عدد ۱ و در غیر این صورت صفر می‌گیرد.

$Size_{it}$: اندازه شرکت برابر است با لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت.

Lev_{it} : اهرم مالی برابر است با نسبت بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام (لی^۵ و همکاران، ۲۰۱۱).

با توجه به سوال اساسی پژوهش در رابطه با اینکه، آیا بین دوره‌ی تصدی و دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره با حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد یا خیر؟.

۶- آمار توصیفی متغیرها

در این قسمت به بررسی دست آورد های توصیفی در مطالعه حاضر پرداخته شده است. یافته‌های توصیفی شامل آماره‌های توصیفی می‌باشند. با توجه به این مسئله که آماره‌های توصیفی شامل شاخص‌های مرکزی و شاخص‌های پراکندگی می‌باشند

- 1 -Wilson
- 2 -Mason
- 3 -Huang
- 4 -Rachana
- 5- Lee

در این قسمت به بررسی شاخص های مرکزی و شاخص های پراکندگی پرداخته شده است. شاخص های مرکزی میانگین، میانه و ... می باشد و شاخص های پراکندگی شامل انحراف معیار، کشیدگی و چولگی می باشد. در ادامه به بررسی هر یک از این شاخص ها برای تک تک متغیر های موجود در این مطالعه پرداخته شده است.

جدول ۱. آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
حق الزحمه حسابرسی	۲/۰۱۲۷۷	۱/۹۹۱۵۸۱	۳/۷۷۵۲۰۰	۰/۲۸۷۲۷۴	۲/۲۱۵۳۱۲
دوره تصدی حسابر	۲/۰۲۶۳۱۶	۲	۱/۲۲۳۹۲۳	۱/۰۳۰۵۸۰	۲/۹۶۸۹۷۹
دانش مالی هیئت مدیره	۰/۴۵۵۲۶۳	۰	۰/۴۹۸۶۵۱	۰/۱۷۹۶۶۸	۱/۰۳۲۲۸۱
اندازه شرکت	۷/۶۰۷۲۲۲	۷/۶۳۳۴۶۲	۰/۳۹۹۲۱۱	-۰/۱۰۶۲۲۰	۱/۷۳۵۰۱۳
اهرم مالی	۰/۶۷۶۰۹۹	۰/۶۶۸۸۴۴	۰/۱۸۳۲۳۴	۰/۰۳۷۳۳۲	۱/۷۷۴۳۳۰

با توجه به داده های موجود در جدول شماره ۱ درباره هر یک از متغیرهای پژوهش می توان به بررسی هر یک از این شاخص ها پرداخت. مشاهده می شود که انحراف معیار نشان دهنده پراکنش اکثریت داده ها می باشد و به بیانی دیگر پراکنش اکثریت داده ها در مقدار میانگین به علاوه و منهای انحراف معیار می باشد. به طور کلی در این قسمت پراکنش نرمال داده ها تایید می شود. ضریب کجی یا چولگی شاخصی است که مقدار کجی را مشخص می کند. مقدار آن بین ۳- و ۳+ تغییر می کند. اگر چولگی صفر باشد، توزیع متقارن است؛ که برای کلیه متغیرهای پژوهش در بازه استاندارد قرار دارد. مقدار کشیدگی با استفاده از متغیر Kortisus برای تمام متغیرهای پژوهش نیز نرمال می باشد. برای ارزیابی برقراری پیش فرض همگنی، همسانی یا ثبات واریانس ها، از آزمون همسانی وایت با دو معیار فیشر و کای اسکوتر استفاده شده است. در این آزمون، فرض صفر همسانی واریانس ها در مقابل عدم تجانس آنها به عنوان فرض مخالف تعریف شده است. نتایج آزمون همسانی واریانس ها در جدول ۲ خلاصه شده است.

جدول ۲. آزمون همسانی واریانس ها

نوع آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون
فیشر	۲,۱۰۶۴۴۶	۰,۰۰۰۰	پذیرش فرض همسانی واریانس ها
کای اسکوتر	۲۶,۵۳۸۱۳	۰,۰۰۰۰	پذیرش فرض همسانی واریانس ها

بر مبنای نتایج خلاصه شده در جدول شماره ۲ در ارتباط با آزمون وایت ملاحظه می شود که: آماره آزمون فیشر برابر ۲,۱۰۶۴۴۶ و سطح آزمون متناظر با آن تقریب برابر با صفر بوده است. آماره آزمون کای اسکوتر برابر ۲۶,۵۳۸۱۳ و سطح معنی دار متناظر تقریباً برابر صفر بوده است. با توجه به اینکه سطح آزمون در هر دو آزمون فیشر و کای اسکوتر کمتر از ۵ درصد بوده است؛ بنابراین در سطح ۹۵ درصد اطمینان می توان فرض صفر مبنی بر ثبات، همسانی یا برابری واریانس ها را به عنوان یکی دیگر از پیش فرض های استفاده از رگرسیون خطی مرکب را جهت تعیین ارتباط بین متغیرها پذیرفت.

فرضیه اول: بین دوره تصدی حسابر و حق الزحمه حسابر رابطه معناداری وجود دارد.

با توجه به اینکه داده های پژوهش حاضر داده های ترکیبی است، در این نوع داده ها به منظور انتخاب بین روش داده های تابلویی و تلفیقی از آزمون F لیمر استفاده شده است. خلاصه نتایج این آزمون به شرح جدول ۳ می باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون F لیمر

آماره F	مقدار معنی داری	درجه آزادی	نتیجه آزمون
۱/۵۱۴۳۲۶	۰/۰۰۸۲	۷۵	

با توجه به مقدار معنی داری که کوچکتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه روش داده های تابلویی پذیرفته می شود. در روش داده های تابلویی جهت انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

Statistic Test	Statistic	Prob
Cross-section Random	۴/۲۳۶۵۳	۰/۰۰۳۱

آماره کای دو بدست آمده از انجام محاسبات ۰/۰۰۳۱ است و مقدار Prob آن کوچکتر از ۰/۰۵ است لذا فرض صفر مبنی بر استفاده از روش های تصادفی رد می شود و در نتیجه روش اثرات ثابت پذیرفته می شود.

جدول ۵. نتایج تجزیه و تحلیل فرضیه اول

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
دورهی تصدی حسابرِس	۰/۱۳۶۸۶۴	۰/۰۶۴۸۲۶	۲/۱۱۱۲۵۸	۰/۰۳۵۴
شرکت اندازه	۰/۱۲۸۹۵۷	۰/۰۸۱۰۱۳	۲/۳۵۷۴۳۵	۰/۰۲۱۰
اهرم مالی	۰/۲۱۱۱۱۹	۰/۱۷۶۴۰۴	۱/۱۹۶۷۸۹	۰/۲۳۲۱
ضریب ثابت	۱/۵۸۱۷۴۴۸	۰/۶۳۴۴۷۶	۲/۵۰۱۹۸۳	۰/۰۱۲۸
ضریب تعیین	۰/۴۱۵۸۰۶	آماره f:	۵/۰۱۲۸۱۴	
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۰۷۹۵۳	سطح معناداری	۰/۰۱۱۶۸۷	
دوربین واتسون: ۱/۷۹۹۷۴۳				

همانگونه که در جدول ۵ نشان داده شده است، سطح معناداری به منظور بررسی رابطه دوره تصدی حسابرِس کمتر از ۰/۰۵ می باشد، از طرفی مقدار آماره t برابر ۲/۱۱۱۲۵۸ می باشد، لذا می توان گفت. از آنجا که ضریب حاصل از آزمون برابر ۰/۰۳۵۴ می باشد، لذا می توان گفت که بین دورهی تصدی حسابرِس و حق الزحمه حسابرِس رابطه معناداری وجود دارد. میزان ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۴۱۵۸۰۶ است و این بدان معنی است که تغییر دوره تصدی حسابرِس توانسته است ۴۱/۵۸ واحد از تغییرات حق الزحمه حسابرِس را توضیح دهد. مقدار دوربین واتسون حاصل از آزمون نشان دهنده عدم وجود خود همبستگی بین جزء خطاها می باشد. لذا می توان گفت که بین دورهی تصدی حسابرِس و حق الزحمه حسابرِس رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین دانش مالی اعضای هیئت مدیره و حق الزحمه حسابرِس رابطه معناداری وجود دارد.

جدول ۶. نتایج آزمون F لیمر

آماره F	مقدار معنی داری	درجه آزادی	نتیجه آزمون
۱/۴۹۸۱۱۳	۰/۰۰۹۸	۷۵	

با توجه به مقدار معنی داری که کوچکتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه روش داده های تابلویی پذیرفته می شود. در روش داده های تابلویی جهت انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون هاسمن

Statistic Test	Statistic	Prob
Cross-section Random	۴/۱۳۵۲۲	۰/۰۰۹۸

آماره کای دو بدست آمده از انجام محاسبات ۰/۰۰۹۸ است و مقدار Prob آن کوچکتر از ۰/۰۵ است لذا فرض صفر مبنی بر استفاده از روش های تصادفی رد می شود و در نتیجه روش اثرات ثابت پذیرفته می شود.

جدول ۸. نتایج تجزیه و تحلیل فرضیه دوم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
دانش مالی اعضای هیئت مدیره	۰/۰۵۲۷۷۸	۰/۰۲۶۵۲۰	۱/۹۹۰۱۰۲	۰/۰۴۷۳
شرکت اندازه	۰/۲۱۱۹۷۶	۰/۰۸۱۱۷۷	۲/۱۴۷۵۳۳	۰/۰۳۲۸
اهرم مالی	۰/۱۹۳۳۰۰	۰/۱۷۶۹۲۵	۱/۰۹۲۵۵۱	۰/۲۷۵۳
ضریب ثابت	۱/۸۹۷۹۲۶	۰/۶۴۱۰۱۸	۲/۹۶۰۷۹۸	۰/۰۰۳۳

ضریب تعیین	۰/۴۱۴۵۱۹	آماره f:	۵/۸۴۶۴۹۱
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۰۶۶۵۶	سطح معناداری	۰/۰۳۸۲۵۹
دوربین واتسون: ۱/۷۹۴۷۶۷			

همانگونه که در جدول ۵ نشان داده شده است، سطح معناداری به منظور بررسی رابطه دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، از طرفی مقدار آماره t برابر ۱/۹۹۰۱۰۲ می‌باشد، لذا می‌توان گفت. از آنجا که ضریب حاصل از آزمون برابر ۰/۰۴۷۳ می‌باشد، لذا می‌توان گفت که بین دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره با حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد. میزان ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۴۱۴۵۱۹ است و این بدان معنی است که تغییر دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره توانسته است ۴۱/۴۵ واحد از تغییرات حق‌الزحمه حسابرسی را توضیح دهد. مقدار دوربین واتسون حاصل از آزمون نشان دهنده عدم وجود خود همبستگی بین جزء خطاها می‌باشد. لذا می‌توان گفت که بین دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره و حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد.

۷- بحث و نتیجه گیری

هدف از انجام پژوهش، بررسی رابطه بین دوره‌ی تصدی حسابرس و دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره با حق‌الزحمه حسابرسی است. به منظور دستیابی به این هدف، جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شد. با استفاده از روش حذفی سیستماتیک ۷۶ شرکت به عنوان حجم نمونه در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۹۷ انتخاب شد. سپس به منظور بررسی اهداف پژوهش مدل رگرسیونی به روش داده‌های تابلویی برآورد گردید. با استفاده از آماره t و سطح معناداری، معناداری ضرایب برآوردی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت که نتایج حاکی از معناداری ضرایب برآوردی می‌باشد. نتایج نشان دهنده رابطه بین دوره‌ی تصدی حسابرس و دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره با حق‌الزحمه حسابرسی است؛ به عبارت دیگر نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که سطح معناداری برای فرضیه اول مبنی بر بین دوره‌ی تصدی حسابرس و حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد، کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، لذا می‌توان گفت که فرضیه اول مورد تایید است. از طرفی نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که فرضیه دوم مبنی بر بین دانش مالی اعضای هیئت‌مدیره و حق‌الزحمه حسابرسی رابطه معناداری وجود دارد، به علت داشتن سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ مورد تایید می‌باشد. نتایج حاصل از پژوهش با مطالعه فراهانی و همکاران (۱۳۹۸)، ون و همکاران (۲۰۱۶)، سینق و همکاران (۲۰۱۹) همسو می‌باشد.

۸- پیشنهادات تحقیق

- پیشنهاد می‌شود به منظور بهبود عملکرد حسابرسان، حق‌الزحمه آنان نسبت به دانش مالی آن‌ها و اعضای هیئت‌مدیره متناسب سازی شود.
- پیشنهاد می‌شود که شرکت‌ها جهت بهبود عملکرد اعضای هیئت‌مدیره خود، از افراد خبره و دارای تجربه و دانش مالی کافی استفاده نمایند.
- پیشنهاد می‌شود که در روابط بین تخصص حسابرسان با حق‌الزحمه حسابرسان در طی پژوهش‌های آتی مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

- پورحیدری، امید؛ گل محمدی شورکی، مجتبی (۱۳۹۴). بررسی تاثیر ریسک با وضعیت مالیاتی شرکت بر حق‌الزحمه حسابرسی، فصلنامه علمی پژوهشی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، مقاله ۳، دوره ۲۲، شماره ۳، صص ۳۱۸-۳۰۱.
- داروغه حضرتی، فاطمه، پهلوان، زهرا، (۱۳۹۱). رابطه بین کیفیت گزارش حسابرسی و حق‌الزحمه حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار، فصلنامه مدیریت حسابداری، شماره ۱۴.
- دهدشتی، شاهرخ و عبدالعلی، حامد. (۱۳۹۰). حاکمیت شرکتی از دیدگاه اسلامی، مجله مدیریت اسلام، ۱۵.
- سجادی، حسین، رشیدی، محسن، ابوبکری، عبدالرحمن، شیرعلی زاده، محسن، (۱۳۹۱). رابطه‌ی بین حق‌الزحمه‌ی حسابرسی و پاداش هیئت‌مدیره، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال پنجم، شماره ۱۷، صص ۳۹-۵۸.

- شعبان زاده، مهدی، کلهر، کورش، نیکبخت، محمد رضا، (۱۳۹۵). بررسی تاثیر بیش اعتمادی مدیران بر حق الزحمه حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره ۲، شماره ۱، صص ۱۷۱-۱۸۹.
- شیخی نژاد، ایمان، زینالی، مهدی، شالچی، افشین (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین توانایی مدیران و حق الزحمه حسابرسی با تاکید بر نوع گزارش حسابرسی و دوره تصدی حسابرس در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، اولین کنفرانس ملی نقش حسابداری، اقتصاد و مدیریت.
- فراهانی، الهه، کیانی، علی، حاجیه، زهره (۱۳۹۸). بررسی نقش تعدیلی دوره تصدی و تخصص در صنعت حسابرس بر ارتباط توانایی مدیریتی و قیمت گذاری خدمات حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، چهارمین کنفرانس ملی در مدیریت، حسابداری و اقتصاد با تاکید بر بازاریابی منطقه ای و جهانی.
- قایدی، سعید، جوکار، ایمان، (۱۳۹۲). رابطه بین دوره تصدی حسابرسی و صرف ریسک سهام در بورس اوراق بهادار تهران، دومین کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه گذاری.
- کاشانی پور، محمد، مران جوری، مهدی، مشعشی، محمد (۱۳۹۱). رابطه بین دوره تصدی حسابرس و اقلام تعهدی اختیاری، دهمین همایش ملی حسابداری ایران.
- لاری دشت بیاض، محمود، اورادی، جواد، (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین دوره تصدی و دانش مالی مدیر عامل با حق الزحمه حسابرسی، مجله بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۴، شماره ۱، صص ۸۱-۱۰۲.
- نیکبخت، محمدرضا، تنانی، محسن، (۱۳۸۹). آزمون عوامل موثر بر حق الزحمه حسابرس صورت های مالی، مجله پژوهش های حسابداری مالی تابستان ۸۹، سال دوم، شماره دوم، شماره پیاپی (۴)، صص ۱۱۱-۱۳۲.
- یزدانی کچوئی، رسول، آقایی، آرزو، (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین اطمینان بیش از حد مدیریتی، کمیته حسابرسی و حق الزحمه حسابرسی، سومین همایش ملی و سومین همایش بین المللی مدیریت و حسابداری ایران.
- Boven, S., Ng, C, and Brimble, M, 2008, 'The relative ability of earnings and cash flow data in forecasting future cash flows', Pacific Accounting Review, vol.20, no.3, pp.251-268
- David B. Bryan, Terry W. Mason, (2016), Extreme CEO pay cuts and audit fees, Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting., PP:1-10
- Gul, F., Chen, C., & Tsui, R. (2003). Discretionary accounting accruals, managers' incentives and audit fees. Contemporary Accounting Research, 20(3), 441-464.
- Harford, Jarrad, Li, Kai, and Xinlei Zhao, (2007), Corporate Boards and the Leverage and Debt Maturity Choices, available at: <http://ssrn.com/abstract=891300>
- Huang, H. W., Robert, J. P., Yun-Chia, A. Y. & Yi-Hung, L. (2014). CEO Turnover and Audit Pricing. Accounting Horizons, 28(2), 297-312.
- Kikhia, H. Y. (2014). Board Characteristics, Audit Committee Characteristics, and Audit Fees: Evidence from Jordan. International Business Research, 7(12), 98.
- Lee, S. & Xiao, Q. (2011); "An examination of the curvilinear relationship between capital intensity and firm performance for publicly traded US hotels and restaurants", International Journal of Contemporary Hospitality Management, Vol. 23, No. 6, pp. 862- 880.
- Li, D. (2007). " Auditor tenure and accounting conservatism." PhD Thesis, Georgia Institute of Technology.
- Rachana, K. & Khan, S. (2016). CEO Financial Background and Audit Pricing. Accounting Horizons, 30(3), 325-339.
- Singh, A., Singh, H., Sultana, N., & Evans, J. (2019). Independent and joint effects of audit partner tenure and non-audit fees on audit quality. Journal of Contemporary Accounting & Economics, 15(2), 186-205.
- Torchia, M., Torchia, M., Calabrò, A., & Calabrò, A. (2016). Board of directors and financial transparency and disclosure. Evidence from Italy. Corporate Governance, 16(3), 593-608.
- Wilson, A. B., McNellis, C., & Latham, C. K. (2018). Audit firm tenure, auditor familiarity, and trust: Effect on auditee whistleblowing reporting intentions. International Journal of Auditing, 22(2), 113-130.
- Wysochi, Peter. (2010), corporate compensation policies and audit fees, joynal of accoynting and economics, 155-160.

بررسی تأثیر افشاء اطلاعات بر کیفیت حسابداری و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران

فرزین خوش‌کار^۱، وحید محمدرضائی^{۲*}، رضا پناهی^۳

کد مقاله: ۵۷۸۱۲

چکیده

سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری، بر کمیت، کیفیت و به موقع بودن اطلاعات افشاء شده از سوی راهبران شرکت‌ها اتکا می‌کنند. در این راستا موضوع شفافیت صورت‌های مالی و کیفیت افشای اطلاعات ارائه‌شده در آن به عنوان یک راهکار عملی موردتوجه قرار گرفته است. شفافیت اطلاعاتی و ارائه اطلاعات صحیح و به موقع توسط شرکت‌ها، یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در خصوص دستیابی به یک بازار سرمایه کاراست. از این رو بر آن شدیم تا رابطه بین افشای اطلاعات و کیفیت حسابداری و همچنین تصمیم‌گیری مدیران را بیابیم. یافته‌های این تحقیق بر اساس داده‌های ۱۲۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ جمع‌آوری شدند در این بخش ابتدا خلاصه‌ای از آمار توصیفی متغیرهای تحقیق نشان داده شد. در ادامه نیز به ارائه آمار استنباطی پرداخته شد و مدل‌های تحقیق در قالب آمار استنباطی مورد بررسی قرار گرفت. در مطالعه حاضر برای آزمون الگوی تحقیق از روش رگرسیون داده‌های پانل با الگوی اثرات ثابت استفاده شد. نتایج برآورد مدل نشان داد که کیفیت افشای اطلاعات بر کیفیت حسابداری و همچنین تصمیم‌گیری مدیران یعنی افزایش حجم معاملات تأثیر معنادار و مثبتی دارد.

واژگان کلیدی: افشای اطلاعات، کیفیت حسابداری، تصمیم‌گیری

۱- مدرس گروه حسابداری و مدیریت، موسسه آموزش عالی ناصرخسرو، ساوه، ایران.

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد رشته حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصرخسرو، ساوه، ایران (مسئول مکاتبات)
mohammadrezaee.v@hnhk.ac.ir

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد رشته حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصرخسرو، ساوه، ایران

۱- مقدمه

صورت‌های مالی بخش عمده‌ای از اطلاعات مورد نیاز سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان یک شرکت را تأمین می‌کنند. بر اساس چنین سطح اعتمادی به صورت‌های مالی، نقش حسابرسان نیز نقش حیاتی است. حسابرسی صورت‌های مالی امری لازم و ضروری است، زیرا صورت‌های مالی حسابرسی شده می‌تواند این اطمینان را برای سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان فراهم کند که اطلاعاتی معتبر و قابل‌اتکا در اختیار آن‌ها قرار می‌گیرد؛ بنابراین حسابرسی صورت‌های مالی می‌تواند ارزش افزوده برای شرکت به وجود بیاورد. (واعظ و همکاران، ۱۳۹۳). سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری، بر کمیت، کیفیت و به موقع بودن اطلاعات افشاء شده از سوی راهبران شرکت‌ها اتکا می‌کنند. در این راستا موضوع شفافیت صورت‌های مالی و کیفیت افشای اطلاعات ارائه‌شده در آن به عنوان یک راهکار عملی موردتوجه قرار گرفته است. شفافیت اطلاعاتی و ارائه اطلاعات صحیح و به موقع توسط شرکت‌ها، یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در خصوص دستیابی به یک بازار سرمایه کاراست. اطلاعات شفاف را می‌توان به عنوان یکی از ابزارهای ایفای مسئولیت پاسخگویی مدیران دانست. هرچه انتشار اطلاعات در جوامع بیشتر باشد، امکان اتخاذ تصمیم‌های آگاهانه و ایفای مسئولیت پاسخگویی در مورد چگونگی تحصیل و مصرف منابع، بیشتر می‌شود؛ بنابراین یکی از الزامات رشد و توسعه اقتصادی دسترسی ذینفعان به اطلاعات شفاف و باکیفیت است.

۲- بیان مسئله

در سال‌های پیش از ۱۹۵۰ میلادی، پژوهش‌های حوزه مالی غالباً معطوف به تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و تقسیم سود بوده است. مودگیلانی و میلر، پژوهش در زمینه تصمیم‌های تأمین مالی را به مجموعه مطالعات حوزه مالی وارد نمودند. تمرکز پژوهش‌های اخیر بر پاسخ به این سؤال است که واحدهای تجاری باید چه میزان از سرمایه خود را از طریق ابزارهای بدهی و چه میزان از طریق انتشار اوراق مالکانه، تأمین کنند. به عبارت دقیق‌تر، تصمیم‌های تأمین مالی تعیین‌کننده ساختار سرمایه شرکت هستند. در دنیای صنعتی امروز وجود اطلاعات مالی قابل‌اتکا از اهمیت حیاتی برخوردار است. اقتصاد بسیاری از کشورها در کنترل شرکت‌های سهام بزرگی قرار دارد که سرمایه مورد نیاز خود را از میلیون‌ها سرمایه‌گذار تأمین کرده‌اند. سرمایه‌گذاران که پس‌اندازهای خود را در اختیار شرکت‌های سهامی قرار داده‌اند با توجه به صورت‌های مالی سالیانه یا فصلی که توسط شرکت‌ها انتشار می‌یابد از استفاده درست و مؤثر وجوه سرمایه‌گذاری شده خود اطمینان حاصل می‌کنند (حاجیها و قانع، ۱۳۹۵)، اطلاعات منعکس در صورت‌های مالی زمانی برای استفاده‌کنندگان مفید و مؤثر است که از ویژگی‌های کیفی لازم برخوردار باشد. یکی از ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی، قابلیت اعتماد است. اطلاعات مالی زمانی قابل‌اعتماد و اتکاست که آثار مالی معاملات و سایر رویدادهای مالی به‌گونه‌ای بی‌طرفانه اندازه‌گیری شده و نتایج اندازه‌گیری‌ها معتبر و قابل‌تأیید باشد.

۳- مبانی نظری پژوهش

سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان بر اساس اطلاعات منتشر شده در گزارش‌های اقتصادی، مالی و غیرمالی، تصمیم می‌گیرند. سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان در تصمیم‌هایشان، علاوه بر اطلاعات مالی، اطلاعات غیرمالی مانند اطلاعات کارکنان، عملکرد اجتماعی و زیست‌محیطی و دارایی نامشهود را دخالت می‌دهند. مدیران می‌توانند برای شفاف‌تر شدن اطلاعات، اطلاعات مالی و غیرمالی واقعیت‌های اقتصادی شرکت را به‌طور داوطلبانه از طریق گزارشگری مالی، افشاء کنند. (بشیری منش و همکاران، ۱۳۹۴). مدیران همواره به دنبال ارائه و افشای اطلاعات خصوصی سودمند هستند، بنابراین آن‌ها نیاز به برخی از مکانیزم‌های اعتبار بخشی دارند. کیفیت بالای حسابرسی یکی از این مکانیزم‌ها می‌باشد (احمدی و بوری، ۲۰۱۷).

از جمله عواملی که می‌تواند بر سطح افشای اختیاری اطلاعات در شرکت‌ها تأثیر گذار باشد، ویژگی‌های کیفیت حسابرسی است. لی و همکاران (۲۰۰۶) این موضوع را مطرح می‌کنند که کیفیت اطلاعات صورت‌های مالی، عملکرد مشتری از اطلاعات ارائه‌شده توسط مدیریت از یک سو و فرایند حسابرسی از سوی دیگر است؛ بنابراین محتوای گزارش سالانه، صرفاً توسط حسابرسان مورد حسابرسی قرار نگرفته، بلکه از آن‌ها تأثیر نیز می‌پذیرد. مارتینز و همکاران (۲۰۱۶) بیان می‌دارند که صورت‌های مالی حسابرسی و تأیید شده توسط حسابرسان مصطلح به «بیگ ۱۴» اعتماد سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی را تأیید کرده و از سوی دیگر باعث افزایش کیفیت و کمیت اطلاعات افشاء شده خواهند شد.

اصل افشاء یکی از اصول حسابداری است که بر کلیه جوانب گزارشگری مالی تأثیر دارد. اصل افشاء ایجاب می‌کند که کلیه واقعیت‌های با اهمیت مربوط به رویدادها و فعالیت‌های مالی واحد تجاری به شکل مناسب و کامل گزارش شود. بر اساس این اصل، صورت‌های مالی اساسی باید حاوی تمامی اطلاعات با اهمیت، مربوط و به موقع باشد و این نوع اطلاعات به‌گونه‌ای قابل فهم و به ورت کامل ارائه شود تا امکان اتخاذ تصمیمات آگاهانه برای استفاده‌کنندگان را فراهم سازد. از سوی دیگر، اطلاعاتی که

ارائه می‌شود نباید از لحاظ کمیت و کیفیت به‌گونه‌ای باشد که موجبات سردرگمی استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی را فراهم سازد. (خواجوی و ممتازیان، ۱۳۹۳).

۴- پیشینه پژوهش

افلاطونی و نیکبخت (۱۳۹۶) در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که افزایش در کیفیت افشاء، سرعت تعدیل ساختار سرمایه را به صورت معناداری افزایش می‌دهد. از طرفی افزایش در کیفیت افلام تعهدی، تأثیر معناداری بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه ندارد. پاک مرام و عنایتی (۱۳۹۵) به این نتیجه رسیدند که قابلیت اتکای افلام رسانی شرکت‌ها بر مربوط بودن ارزش سود حسابداری طبق مدل قیمت و بازده، تأثیر ندارد. این درحالی است که به موقع بودن افلام رسانی شرکت‌ها بر مربوط بودن ارزش سود حسابداری طبق مدل قیمت و بازده، تأثیر مستقیم دارد. همچنین، نوع حسابرس و ارزش دفتری سهام بر ارزش بازار سهام، تأثیر مستقیم و معنادار و اندازه شرکت بر ارزش بازار سهام، تأثیر معکوس و معنی‌داری دارد.

خواجوی و ممتازیان (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر کیفیت افشای اطلاعات مالی بر بازده جاری و آتی سهام پرداختند و یافته‌های آن‌ها بیانگر این است که کیفیت افشاء بر بازده جاری و آتی سهام شرکت‌ها تأثیر مثبتی دارد.

ولی پور و همکاران (۱۳۹۳) به این نتیجه رسیدند که سود هر سهم و ارزش دفتری هر سهم از عوامل مؤثر در ارزش گذاری شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران در دوره مطالعه هستند. سایر نتایج حاکی از آن است که با افزایش سطح افشای اختیاری، مربوط بودن و محتوای اطلاعاتی ارزش دفتری هر سهم افزایش یافته است. از طرفی محتوای اطلاعاتی سود هر سهم در تمام سطوح افشای اختیاری اطلاعات یکسان بوده است.

الفرح و الموتوا (۲۰۱۷) به بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و افشای داوطلبانه پرداختند. نتایج بیان داشت که ریاست متقابل، اندازه هیات مدیره و دوگانگی وظایف، رابطه‌ای منفی با افشای داوطلبانه دارند. در حالیکه مالکیت دولتی رابطه‌ای مثبت با افشای داوطلبانه دارد. در مقابل نسبت مدیران غیر موظف، اعضای خانواده در هیات مدیره فوجود کمیته حسابرسی و حضور خانواده حاکم در هیات مدیره تأثیر فاقد معنی دار بر رویه‌های افشای داوطلبانه دارند.

احمدی و بوری (۲۰۱۷) به بررسی تأثیر برخی ویژگی‌های کیفیت حسابرسی (اعتبار حسابرس و تخصص در صنعت حسابرس) بر سطح افشای داوطلبانه در گزارش‌های سالیانه پرداختند. با تجزیه و تحلیل داده‌های پانل از طریق نمونه‌ای از ۲۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تونس در دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۱ نتایج نشانگر این بود که تخصص در صنعت حسابرس و اعتبار حسابرس، سطح افشای داوطلبانه را بهبود می‌بخشد.

الدفطار و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی رابطه بین مالکیت نهادی و افشای داوطلبانه و شفافیت شرکت پرداختند. نتایج تجربی نشانگر این موضوع بود که مالکیت نهادی و مالکیت خارجی، اثرات مثبت معنی‌داری بر افشای داوطلبانه و شفافیت دارند. در میان چهار ویژگی شرکتی که در تحقیق مورد بررسی قرار گرفته بود، تنها اندازه شرکت، تأثیر مثبتی بر افشای داوطلبانه و شفافیت داشت.

مارتینز و همکاران (۲۰۱۶) بیان می‌دارند که صورت‌های مالی حسابرسی و تأیید شده توسط حسابرسان مصطلح به «بیگ ۱۴»، اعتماد سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی را تقویت کرده و از سوی دیگر باعث افزایش کیفیت و کمیت اطلاعات افشا شده خواهند شد.

آلوس و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی رابطه میان افشاء اختیاری، عدم تقارن اطلاعاتی و کیفیت نظام راهبردی شرکت پرداختند. آنان دریافتند که با افزایش افشای اختیاری، عدم تقارن اطلاعاتی کاهش و کیفیت نظام راهبردی شرکتی افزایش می‌یابد.

با افزایش کیفیت گزارشگری مالی و ارائه کامل اطلاعات در راستای استفاده بهینه سرمایه‌گذاران برای اتخاذ تصمیم‌های مناسب و مفید، هزینه سرمایه کاهش می‌یابد. (چن و لایو، ۲۰۱۵).

بالاک ریشنان و همکاران (۲۰۱۴) شواهدی فراهم آوردند که نشان می‌داد شرکت‌ها برای افزایش شرکت خود و همچنین کاهش هزینه‌های تأمین مالی اقدام به افشاء با کیفیت تر می‌کنند.

هسین لی و هو (۲۰۱۳) در پژوهشی در بازار سرمایه تایوان به این نتیجه رسیدند که سود و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت‌هایی که توسط چهار موسسه برتر حسابرسی می‌شوند تغییر پذیرتر از شرکت‌هایی هستند که توسط موسسات کوچک حسابرسی می‌شوند. بار ارزشی سود در شرکت‌هایی که توسط چهار موسسه برتر حسابرسی می‌شوند، بسیار مربوطتر و دارای ارزش پیش‌بینی‌کنندگی بیشتری نسبت به شرکت‌هایی است که توسط موسسات کوچک، حسابرسی می‌شوند.

۴- فرضیات پژوهش

فرضیه اول این پژوهش عبارت است از "کیفیت افشاء اطلاعات بر کیفیت حسابرسی تأثیر معناداری دارد."

فرضیه دوم این پژوهش عبارت است از "کیفیت افشاء اطلاعات بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأثیر معناداری دارد." روش تحقیق:

تحقیق حاضر از نوع توصیفی-همبستگی مبتنی بر تحلیل داده‌های مقطعی است و از حیث هدف کاربردی است. قلمرو زمانی پژوهش بین سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۳ می باشد؛ و برای جمع آوری داده ها از سایت ها و نرم‌افزار SPSS و Eviews بهره برده ایم.

۵- جامعه و نمونه آماری

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران جامعه آماری این تحقیق را تشکیل می‌دهند. از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بانکها به سبب ماهیت خاص فعالیتشان حذف شده اند. در این تحقیق شرکت‌هایی مدنظر قرار خواهند گرفت که:

- از سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ در بورس حضور داشته باشند.
- سال مالی آن‌ها به پایان اسفند ختم شود.
- شرکت بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ تغییر سال مالی نداده باشد.
- شرکت بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ فعالیت مستمر داشته باشد.
- شرکت حداقل در هر سال ۷۰ روز معاملاتی داشته باشد.
- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بانکها نباشد.
- شرکت بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ سودده باشد.

۶- تجزیه و تحلیل اطلاعات

این بخش به ارائه تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق اختصاص دارد. پژوهشگر پس از اینکه روش تحقیق خود را مشخص کرد، اکنون نوبت آن است که با بهره‌گیری از تکنیک‌های آماری مناسب که با روش تحقیق، نوع متغیرها و ... سازگاری دارد، داده‌های گردآوری شده را دسته بندی و تجزیه و تحلیل نمایند و در نهایت، فرضیه‌هایی را که تا این مرحله او را در تحقیق هدایت کرده‌اند، در بوتله آزمون قرار دهد و تکلیف آن‌ها را روشن کند و سرانجام بتواند پاسخ یا راه حلی برای پرسش تحقیق بیابد در این فصل با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده از نمونه آماری تحقیق که شامل ۱۲۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۳ لغایت ۱۳۹۷ می‌باشد، فرضیه‌های تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرند. روش آزمون فرضیات در مطالعه حاضر روش رگرسیون پانل دیتا می‌باشد که با بهره‌گیری از نرم‌افزار SPSS و Eviews انجام شده است. در ادامه ابتدا به منظور کسب شناخت بیشتر درباره جامعه آماری و متغیرهای مورد مطالعه، خلاصه‌ای از آمار توصیفی متغیرهای تحقیق ارائه می‌گردد. سپس بر اساس طبقه‌بندی صورت گرفته در خصوص فرضیه‌های تحقیق، به گزارش آزمون فرضیه‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج حاصل پرداخته می‌شود. برای تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها از تحلیل پانلی کمک گرفته شده است. در این مدل‌ها وجود یا عدم وجود اثرات و همچنین ثابت یا تصادفی بودن اثرات در مدل‌ها بررسی و در نهایت مناسب‌ترین مدل انتخاب و برآورد شده است. مبنای استنباط از روی سطح معناداری ۱ یا مقدار احتمال ۲ بوده است بدین گونه که هرگاه مقدار احتمال یا سطح معناداری آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد فرض صفر در سطح ۹۵٪ اطمینان رد می‌شود.

۶-۱- آمار توصیفی و تحلیل آن

به‌طور کلی، روش‌هایی را که به‌وسیله آن‌ها میتوان اطلاعات جمع‌آوری شده را پردازش کرده و خلاصه نمود، آمار توصیفی مینامند. این نوع آمار صرفاً به توصیف جامعه یا نمونه می‌پردازد و هدف از آن محاسبه پارامترهای جامعه یا نمونه تحقیق است در بخش آمار توصیفی، تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های مرکزی همچون میانگین و شاخص‌های پراکندگی انحراف معیار، چولگی و کشیدگی انجام پذیرفته است. در ادامه خلاصه وضعیت آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق به تفکیک هر مدل پس از غربالگری و حذف داده‌های دورافتاده‌تر ارائه شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شاخص‌های کشیدگی					شاخص‌های مرکزی		نام و تعداد متغیرها		
بیشینه	کمینه	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	میان	میانگین	تعداد	علامت اختصاری	متغیرها
۱/۱۲	۰/۰۰۰۴	۱۰/۴۴	۲/۴۳	۰/۱۶	۰/۰۹	۰/۱۴	۶۲۰	Audit quality	کیفیت حسابرسی
۹۹/۰۷۹	۲۵/۸۵۶	۲/۶۰۰	-۰/۶۷۹	۱۸/۰۴۲	۷۸/۸۵۴	۷۴/۱۴۲	۶۲۰	Quality disclosure	کیفیت افشا
۲۵/۳۲	۳/۳۵	۱۴/۳۴	-۳/۳۲	۳/۴۳	۱۷/۳۳	۱۳/۳۴	۶۲۰	decision making	تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران
۱۸/۱۲	۹/۴۳	۳/۶۵	۰/۴۵	۱/۴۳	۱۲/۰۵	۱۲/۴۳	۶۲۰	SIZE	اندازه شرکت
۰/۷۰	-۰/۰۲	۳/۳۶	۰/۳۶	۰/۲۱	۰/۱۲	۰/۱۸	۶۲۰	ROA	بازده دارایی‌ها
۱/۷۶	-۰/۳۵	۵/۴۳	۱/۱۲	۰/۳۶	۰/۴۶	۰/۵۳	۸۳۳	BM	نسبت دفتری به بازار

منحنی نرمال استاندارد منحنی نرمالی است که میانگین آن صفر و انحراف معیار آن یک باشد؛ اما اگر همه داده‌های آماری یکسان باشند انحراف معیار برابر با یک است از بین شاخصهای مرکزی بیان شده، میانگین مهم‌ترین آن‌ها محسوب می‌شود که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است. میانگین شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. از آنجایی که میزان چولگی توزیع نرمال برابر با صفر است، چولگی نزدیک به صفر، نرمال بودن توزیع داده‌ها را بیان می‌کند. همچنین اگر چولگی متغیری از ۲- کوچک‌تر و از ۲ بزرگ‌تر باشد، آن توزیع متغیر مطلقاً نرمال نخواهد بود. شکل توزیع داده‌ها را از مقدار میانگین، میانه و مقایسه‌ی آن‌ها نیز می‌توان حدس زد. اگر مقدار میانگین از میانه به اندازه‌ی قابل توجهی بزرگ‌تر باشد، داده‌ها چوله به راست و در حالت برعکس چوله به چپ هستند. مقدار انحراف معیار، کمینه و بیشینه نیز پراکندگی داده را نشان می‌دهد. هر چه مقدار انحراف معیار کمتر باشد، داده‌ها حول میانگین متغیر متمرکزترند. پراکندگی کمتر میزان اعتماد به مقدار میانگین را افزایش می‌دهد و در حالت برعکس کاهش. درواقع اگر انحراف معیار بزرگ باشد، داده‌های حول میانگین نیستند و دور از میانگین پراکنده‌اند. همچنین کشیدگی معیاری از تیزی منحنی در نقطه ماکزیمم است. (کشیدگی توزیع نرمال برابر ۳ است) در حالت کلی چنانچه چولگی و کشیدگی به ترتیب نزدیک به صفر و ۳ نباشند داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار نیستند.

۲-۶- تحلیل توصیفی متغیرهای تحقیق:

۱- جدول ۱ نشان می‌دهد که میانگین اکثر مشاهدات و میانه آن‌ها اختلاف اندکی دارد، نزدیک بودن مقادیر میانگین و میانه مشخص می‌کند که داده از توزیع نسبتاً نرمال برخوردار هستند

۲- تمام متغیرهای پژوهش به جز تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران با توجه به بزرگتر بودن میانه از میانگین دارای چولگی مثبت هستند. با توجه به مثبت بودن ضریب چولگی می‌توان گفت که توزیع متغیرهای یاد شده دارای چوله به راست هستند.

۳- همچنین ضریب کشیدگی تمامی متغیرها مثبت است که با توجه به اینکه کشیدگی توزیع نرمال برابر با ۳ است وضعیت آن‌ها را نسبت به توزیع نرمال نشان می‌دهد.

۴- انحراف معیار (۳/۴۳) تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد که این متغیر دارای بیشترین پراکندگی بوده است

۵- کیفیت افشای شرکت‌های نمونه که از طریق شاخص منتشر شده توسط بورس اندازه‌گیری شده برابر با ۷۴/۱۴۲ بوده و میانه آن معادل ۷۸/۸۵۴ می‌باشد. انحراف معیار این متغیر برابر با ۱۸/۰۴۲ بوده و چولگی و کشیدگی آن به ترتیب ۰/۶۷۹- و ۲/۶۰۰ می‌باشد. میانگین کیفیت حسابرسی شرکت‌های مورد مطالعه که بر اساس کیفیت اقلام تعهدی مول جونز و همکاران محاسبه شده برابر با ۰/۱۴ که با توجه به نزدیکی آن به میانه بیانگر توزیع نرمال این متغیر است. میانگین در حدود ۱۳ درصدی تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران که بر اساس لگاریتم حجم معاملات اندازه‌گیری شده و همچنین انحراف معیار بالای آن نشان از تفاوت تصمیمات سرمایه‌گذاران دارد. میانگین بازده دارایی‌های شرکت‌های مورد مطالعه، ۱۸ درصد بوده است که نشان می‌دهد به‌طور کلی شرکت‌های مورد مطالعه در طی دوره تحقیق سودده بوده‌اند. همچنین این میزان در بیشترین حال خود به ۰/۷۰ درصد نیز رسیده است. در خصوص نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نیز با توجه به آمار توصیفی بدست آمده به‌طور متوسط ارزش دفتری شرکت‌های نمونه معادل ۰/۵۳ ارزش بازار آن‌ها می‌باشد

۳-۶- برازش مدل فرضیه اول پژوهش

فرضیه اول پژوهش: کیفیت افشاء اطلاعات بر کیفیت حسابرسی تأثیر دارد
در این پژوهش برای بررسی فرضیه، مدل آماری ذیل جهت تجزیه و تحلیل مورد استفاده قرار می گیرد (مدل رگرسیونی):
$$\text{Audit quality} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Quality disclosure} + \beta_2 \text{SIZE} + \beta_3 \text{LOSS} + \beta_4 \text{BM} + \epsilon$$

۷- انتخاب مدل

در انتخاب مدل داده‌های ترکیبی با دو حالت کلی روبرو هستیم. در حالت اول عرض از مبدأ برای کلیه شرکتها یکسان است که در این صورت با روش پول و در حالت دوم عرض از مبدأ برای تمام شرکتها متفاوت است که در این حالت روش پانل انتخاب می‌شود. برای شناسایی دو حالت مذکور از آزمون اف - لیمر استفاده می‌کنیم.

در هر دو روش پول و پانل ضریب شیب مقداری ثابت است ولی عرض از مبدأ در مدل پول ثابت و در مدل پانل متغیر است. مدل پانل را می‌توان به دو طبقه‌ی جدید رده بندی نمود. اگر عرض از مبدهای متفاوت مدل‌های پانلی با متغیرهای توضیحی مدل رگرسیون، همبستگی معناداری داشته باشند (و به صورت تصادفی تعیین نشوند) می‌گوییم الگو از نوع اثرات ثابت است. چنانچه عرض از مبدهای متفاوت الگوهای پانلی با متغیر توضیحی مدل رگرسیون، همبستگی معناداری نداشته باشند (و به صورت تصادفی تعیین شوند) گفته می‌شود الگو از نوع اثرات تصادفی است. هر دو الگوی اثرات ثابت و تصادفی در طبقه برآورد پانلی قرار می‌گیرند. در برآورد یک مدل که داده‌های آن از نوع ترکیبی است، ابتدا باید نوع الگوی برآورد مشخص شود.

قاعده آماری تصمیم‌گیری آزمون لیمر به شکل زیر است:

$$\begin{cases} H_0: & \text{تمام عرض از مبدها با هم برابرند.} \\ H_1: & \text{حداقل یکی از عرض از مبدها با بقیه متفاوت است.} \end{cases}$$

در صورتی که فرض صفر رد نشود، از الگوی پول برای برازش داده‌ها استفاده می‌کنیم. ولی در صورت رد فرض صفر، باید با استفاده از آزمون هاسمن، الگوی اثرات ثابت را در مقابل الگوی اثرات تصادفی آزمون کرده و الگوی برتر را جهت برآورد مدل انتخاب کنیم.

جدول ۲. نتایج انتخاب مدل برای هر دو فرضیه پژوهش

روش اثرات	آزمون هاسمن		آزمون چاو		فرضیه های پژوهش
	معنی داری	F	معنی داری	F	
ثابت	۰,۰۰۵۶	۹۸/۳۷	۰,۰۰۰۲	۴/۴۷	اول
ثابت	۰,۰۰۰	۴۵/۸۰	۰,۰۰۰۰	۸/۳۸	دوم

با توجه به نتایج حاصل از آزمون F لیمر، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰۰)، همسانی عرض از مبدها رد شده و لازم است در برآورد مدل از روش داده‌های پانل استفاده شود. لذا لازم است برای انتخاب الگوی اثرات ثابت یا اثرات تصادفی آزمون هاسمن انجام شود. نتایج آزمون هاسمن نیز در جدول مشاهده می‌شود. همچنین با توجه به نتایج حاصل از آزمون هاسمن، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون نیز کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد بنابراین در هر دو مدل برآورد می‌بایست روش اثرات ثابت بکار برده شود.

۷-۱- برآورد رگرسیونی مدل فرضیه اول پژوهش

جدول ۳- نتایج برآورد مدل فرضیه اول پژوهش

متغیر وابسته: کیفیت حسابرسی					
متغیر	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه	VIF
Quality disclosure	۰/۶۷	۵/۶۷	۰/۰۳۳	معنی دار و مثبت	۲/۳۴
SIZE	۰/۰۰۴	۳/۴۰	۰/۰۰۰	معنی دار و مثبت	۱/۴۵
ROA	۰/۰۴۸	۲/۵۶	۰/۰۲۸	معنی دار و مثبت	۱/۵۰
BM	۱/۳۴	۱/۴۵	۰/۱۷۶	بی معنی	۱/۷۸
C(مقدار ثابت)	۰/۶۵	۱/۶۵	۰,۳۲۵	بی معنی	-
مقدار F		۶,۳۴	مقدار احتمال F		۰,۰۰۰
ضریب تعیین (R2)		۰,۷۳۴۴	دوربین واتسون		۱,۹۸
ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۶۹۸۰			

معناداری کل مدل: معنی‌داری مدل‌ها بستگی به مقدار آماره F و مقدار احتمال آن دارد که برای هر مدل رگرسیونی محاسبه می‌شود. در صورت که مقدار احتمال برای این آماره کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر مبنی بر «عدم وجود رابطه‌ی معنی‌دار» رد می‌شود و در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد. فرض صفر و فرض مقابل معنی‌داری مدل به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\begin{cases} H_0: & \text{مدل معناداری وجود ندارد.} \\ H_1: & \text{مدل معناداری وجود دارد.} \end{cases}$$

در جدول ۳ مشاهده می‌شود که متغیر Quality disclosure (کیفیت افشا) با ضریب ۰/۶۷ و متغیر SIZE (اندازه شرکت) و همچنین متغیر بازده دارایی‌ها مثبت و معنی‌دار هستند، بنابراین در جدول باقی می‌مانند؛ اما متغیر رزش دفتری به ارزش بازار در جدول بی معنی است و بنابراین حذف می‌شود.

در مدل نشان داده شد که C در مدل با ضریب ۰/۶۵ بی معنی است، یعنی مدل بدون عرض از مبدأ برآورد می‌شود. همچنین با توجه به معنی داری آماره F (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که در مجموع مدل از معناداری بالایی برخوردار است.

ضریب تعیین: میزان ضریب تعیین (تعدیل‌شده) مدل برابر با ۰/۶۹۸۰ است یعنی ۶۹/۸۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته (کیفیت حسابرسی) توسط متغیرهای مستقل و کنترل بیان می‌گردد میزان ضریب تعیین در حد مطلوب می‌باشد و نشان‌دهنده ارتباط بالا بین متغیرهای مستقل و کنترلی با متغیر وابسته است.

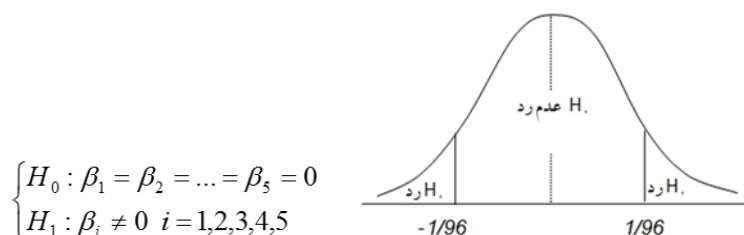
آماره دوربین واتسن (خود همبستگی): با توجه به جدول ۳ مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۹۸ است و از آنجاکه اگر این آماره برای مدلی در اطراف ۲ برآورد گردد (مابین ۱/۵ و ۲/۵) نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی در مدل می‌باشد. پس استقلال باقیمانده‌های این مدل نیز تأیید می‌گردد.

بررسی هم خطی (آماره VIF): مقادیر VIF (عامل تورم واریانس) شاخصی برای بررسی هم خطی بین متغیرهای مستقل است در صورتی که مقدار آن بالاتر از ۱۰ باشد احتمال وجود هم خطی بین متغیرهای مستقل وجود دارد. در این آزمون میزان شاخص VIF بین یک تا دو است. پس بین متغیرهای مستقل هم خطی شدیدی وجود ندارد.

نحوه تصمیم‌گیری برای رد یا پذیرش فرضیه: هدف از آزمون فرضیه‌ی ۱ پژوهش، بررسی تأثیر کیفیت افشاء اطلاعات بر کیفیت حسابرسی تأثیر بود؛ اما فرضیه آماری آزمون به‌صورت زیر قابل بیان است.

H_0 : کیفیت افشاء اطلاعات بر کیفیت حسابرسی تأثیر ندارد.

H_1 : کیفیت افشاء اطلاعات بر کیفیت حسابرسی تأثیر دارد.



نمودار ۱- ناحیه رد و عدم رد فرض صفر فرضیه اول

بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول ۳ سطح معنی‌داری (P-Value) آماره t مربوط به متغیر کیفیت افشا کوچکتر از ۰/۰۵ بوده (۰/۰۳۳) یعنی معنی‌دار است و ضریب آن (۰/۶۷) مثبت می‌باشد و مقدار آماره t برای آن برابر با ۵/۶۷ می‌باشد این مقدار آماره t در ناحیه رد فرض صفر قرار می‌گیرد؛ بنابراین می‌توان گفت کیفیت افشا در مدل پژوهش معنی‌دار و مثبت است یعنی افزایش کیفیت افشای شرکت‌های مورد مطالعه باعث افزایش کیفیت حسابرسی آن‌ها می‌شود بنابراین فرضیه اول پژوهش تأیید می‌گردد.

برآزش مدل فرضیه دوم پژوهش

فرضیه دوم پژوهش: کیفیت افشاء اطلاعات بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأثیر دارد
در این پژوهش برای بررسی فرضیه، مدل آماری ذیل جهت تجزیه و تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد (مدل رگرسیونی):
 $Audit\ quality = \alpha + \beta_1\ decision\ making + \beta_2\ SIZE + \beta_3\ LOSS + \beta_4\ BM + \epsilon$

۲-۳ برآورد رگرسیونی مدل فرضیه دوم پژوهش

جدول ۴- نتایج برآورد مدل فرضیه دوم پژوهش

متغیر وابسته: تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران					
متغیر	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه	VIF
Quality disclosure	۱/۲۳	۳/۴۵	۰/۰۴۷	معنی دار و مثبت	۲/۴۵
SIZE	۰/۰۱۷	۲/۷۸	۰/۰۰۰	معنی دار و مثبت	۱/۱۷
ROA	۰/۱۶	۴/۹۹	۰/۰۲۸	معنی دار و مثبت	۱/۳۷
BM	۰/۶۷	۴/۶۵	۰/۰۰۰	معنی دار و مثبت	۱/۶۶
C (مقدار ثابت)	۱,۷۱	۱,۸۷	۰,۱۰۹	بی معنی	-
مقدار F		۱۱,۶۵	مقدار احتمال F		۰,۰۰۰
ضریب تعیین (R2)		۰,۶۷۸۶	دوربین واتسون		۱,۸۴
ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۶۱۲۸			

معناداری کل مدل: معنی‌داری مدل‌ها بستگی به مقدار آماره F و مقدار احتمال آن دارد که برای هر مدل رگرسیونی محاسبه می‌شود. در صورتی که مقدار احتمال برای این آماره کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر مبنی بر «عدم وجود رابطه‌ی معنی‌دار» رد می‌شود و در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد. فرض صفر و فرض مقابل معنی‌داری مدل به صورت زیر می‌باشد.

$$\begin{cases} H_0: & \text{مدل معناداری وجود ندارد.} \\ H_1: & \text{مدل معناداری وجود دارد.} \end{cases}$$

در جدول ۳ مشاهده می‌شود که متغیر Quality disclosure (کیفیت افشاء) با ضریب ۱/۲۳ و متغیر SIZE (اندازه شرکت) و همچنین متغیر بازده دارایی‌ها متغیر ارزش دفتری به ارزش بازار مثبت و معنی‌دار هستند، بنابراین در جدول باقی می‌مانند. در مدل نشان داده شد که C در مدل با ضریب ۱/۷۱ بی معنی است، یعنی مدل بدون عرض از مبدأ برآورد می‌شود. همچنین با توجه به معنی‌داری آماره F (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که در مجموع مدل از معناداری بالایی برخوردار است.

ضریب تعیین: میزان ضریب تعیین (تعدیل شده) مدل برابر با ۰/۶۱۲۸ است یعنی ۶۱/۲۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته (تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران) توسط متغیرهای مستقل و کنترل بیان می‌گردد میزان ضریب تعیین در حد مطلوب می‌باشد و نشان‌دهنده ارتباط بالا بین متغیرهای مستقل و کنترلی با متغیر وابسته است.

آماره دوربین واتسن (خود همبستگی): با توجه به جدول ۳ مقدار آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۸۴ است و از آنجاکه اگر این آماره برای مدلی در اطراف ۲ برآورد گردد (مابین ۱/۵ و ۲/۵) نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی در مدل می‌باشد. پس استقلال باقیمانده‌های این مدل نیز تأیید می‌گردد.

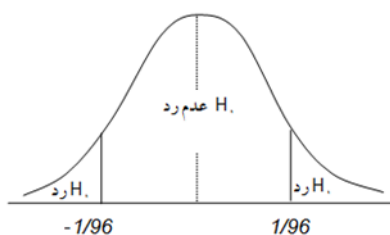
بررسی هم خطی (آماره VIF): مقادیر VIF (عامل تورم واریانس) شاخصی برای بررسی هم خطی بین متغیرهای مستقل است در صورتی که مقدار آن بالاتر از ۱۰ باشد احتمال وجود هم خطی بین متغیرهای مستقل وجود دارد. در این آزمون میزان شاخص VIF بین یک تا دو است. پس بین متغیرهای مستقل هم خطی شدیدی وجود ندارد.

نحوه تصمیم‌گیری برای رد یا پذیرش فرضیه: هدف از آزمون فرضیه‌ی ۲ پژوهش، بررسی تأثیر کیفیت افشاء اطلاعات بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأثیر بود؛ اما فرضیه آماری آزمون به صورت زیر قابل بیان است.

H_0 : کیفیت افشاء اطلاعات بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأثیر ندارد.

H_1 : کیفیت افشاء اطلاعات بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأثیر دارد.

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_5 = 0 \\ H_1 : \beta_i \neq 0 \quad i = 1, 2, 3, 4, 5 \end{cases}$$



نمودار ۲- ناحیه رد و عدم رد فرض صفر فرضیه دوم

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۴ سطح معنی داری (P-Value) آماره t مربوط به متغیر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران کوچکتر از ۰/۰۵ بوده (۰/۰۴۷) یعنی معنی دار است و ضریب آن (۱/۲۳) مثبت می باشد و مقدار آماره t برای آن برابر با ۳/۴۵ می باشد این مقدار آماره t در ناحیه رد فرض صفر قرار می‌گیرد؛ بنابراین می‌توان گفت کیفیت افشا در مدل پژوهش معنی دار و مثبت است یعنی افزایش کیفیت افشای شرکت‌های مورد مطالعه باعث افزایش تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و در واقع افزایش حجم معاملات آن‌ها می‌شود بنابراین فرضیه دوم پژوهش تأیید می‌گردد

۵- نتیجه تحقیق

سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری، بر کمیت، کیفیت و به موقع بودن اطلاعات افشاء شده از سوی راهبران شرکت‌ها اتکا می‌کنند. در این راستا موضوع شفافیت صورت‌های مالی و کیفیت افشای اطلاعات ارائه شده در آن به عنوان یک راهکار عملی موردتوجه قرار گرفته است. شفافیت اطلاعاتی و ارائه اطلاعات صحیح و به موقع توسط شرکت‌ها، یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در خصوص دستیابی به یک بازار سرمایه کاراست. یافته‌های این تحقیق بر اساس داده‌های ۱۳۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ جمع آوری شدند در این بخش ابتدا خلاصه‌ای از آمار توصیفی متغیرهای تحقیق نشان داده شد. در ادامه نیز به ارائه آمار استنباطی پرداخته شد و مدل‌های تحقیق در قالب آمار استنباطی مورد بررسی قرار گرفت. در مطالعه حاضر برای آزمون الگوی تحقیق از روش رگرسیون داده‌های پانل با الگوی اثرات ثابت استفاده شد. نتایج برآورد مدل نشان داد که کیفیت افشای اطلاعات بر کیفیت حسابرسی و همچنین تصمیم‌گیری مدیران یعنی افزایش حجم معاملات تأثیر معنادار و مثبتی دارد.

منابع

- افلاطونی عباس، نیکبخت زهرا (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر کیفیت افشاء و کیفیت اقلام تعهدی بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه». مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی.
- بشیری منش نازنین، رحمانی علی، حسینی سیدعلی، موسوی میرحسین (۱۳۹۴). «قیمت گذاری افشای اختیاری در بازار سرمایه ایران». بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۲.
- پاک مرام عسگر، عنایتی انور (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر کیفیت افشاء و اطلاع رسانی شرکت‌ها بر مربوط بودن ارزش سود». مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی.
- حاجیها زهره، قانع علی (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر کیفیت حسابرسی بر فرصت سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». دانش حسابرسی.
- خواجوی شکراله، ممتازیان علیرضا (۱۳۹۳). «بررسی کیفیت افشای اطلاعات مالی بر بازده جاری و آتی سهام». مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی.
- واعظ سیدعلی، رمضان احمدی محمد، رشیدی باغی محسن (۱۳۹۳). «تأثیر کیفیت حسابرسی بر حق الزحمه حسابرسی شرکتها». مجله علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی.
- ولی پور هاشم، طالب نیا قدرت اله، احمدی رضا (۱۳۹۳). «بررسی تأثیر سطح افشای اختیاری بر مربوط بودن ارزش اطلاعات حسابداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». حسابداری مدیریت، ۷.
- Alfraih, M.M., and Almutawa, A.M. (2017). Voluntary disclosure and corporate govenance: empirical evidence from Kuwait. International journal of law and management, vol. 59.

- Alfraihi, M.M., and Almutawa, A.M. (2017). Voluntary disclosure and corporate governance: empirical evidence from Kuwait. *International journal of law and management*, vol. 59.
- Alves. H.S, Canadas. N, Rodrigues, A.M, (2015), voluntary disclosure, information asymmetry. And the perception of governance quality: An analysis using a structural equation model, *review of applied management studies*, 13.
- Balakrishnan, K., Core, J. and Verdi, R. S. (2014). The relation between reporting quality and financing and investment evidence from changes in financing capacity. *Journal of accounting research*.
- Chen, T. K. & liao. Y. P. (2015). The economic consequences of disclosure quality under SFAS accounting horizons: 29(1)
- El-Diftar, D., Eleri jones, M., and Ragheb, M.S. (2017). Institutional investors and Voluntary disclosure and transparency: the case of Egypt. *Corporate governance: the international journal of business in society*, vol. 17.
- Hsien-Li, Lee, and Hua, Lee (2013). Do big 4 audit firms improve the value relevance of earnings and equity? *Managerial auditing journal*, 28.
- Lee, P.J., Taylor, S.J., and Taylor, S.L. (2006). Auditors conservatism and audit quality: evidence from IPO earnings forecasts, *International journal of auditing*, 10.
- Martins, M.M., Morais, A.I., Isidro, H., and laureano, R. (2016). Intellectual capital disclosure: the Portuguese case. *Journal of the knowledge economy*.

بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی بر سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

فرزین خوشکار^۱، نسرين نعمتی^۲، آرزو سلیمی تازه کند^۳

کد مقاله: ۷۷۷۰۸

چکیده

هدف این تحقیق بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی بر سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. قلمرو مکانی این تحقیق شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی سال‌های بین ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ بوده است. در این تحقیق، تأمین مالی از طریق انتشار سهام و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی متغیرهای مستقل سیاست تقسیم سود شرکت‌ها متغیر وابسته در نظر گرفته شد. تحقیق حاضر در زمره تحقیقات کاربردی قرار دارد، چنانچه طبقه‌بندی انواع تحقیقات بر اساس ماهیت و روش را مدنظر قرار گیرد، روش تحقیق حاضر از لحاظ ماهیت در زمره تحقیقات توصیفی قرار داشته و از نظر روش نیز در دسته تحقیقات همبستگی محسوب می‌گردد. در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، از روش کتابخانه‌ای استفاده شد. در بخش داده‌های پژوهش از طریق جمع‌آوری داده‌های شرکت‌های نمونه با مراجعه به صورت‌های مالی، یادداشت‌های توضیحی و ماهنامه بورس اوراق بهادار انجام پذیرفت. بر اساس روش حذف سیستماتیک تعداد ۹۷ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب گردید. به منظور توصیف و تلخیص داده‌های جمع‌آوری‌شده از آمار توصیفی و استنباطی بهره گرفته‌شده است. به منظور تحلیل داده‌ها ابتدا پیش‌آزمون‌های ناهمسانی واریانس، آزمون F لیمر، آزمون هاسمن و آزمون جاک-برا و سپس از آزمون رگرسیون چند متغیره برای تایید و رد فرضیه‌های تحقیق (نرم‌افزار ایوبوز) استفاده گردیده است. نتایج نشان داد تأمین مالی از طریق انتشار سهام بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد. تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

واژگان کلیدی: تأمین مالی؛ سیاست تقسیم سود؛ بورس اوراق بهادار تهران

۱- مدرس گروه حسابداری- مدیریت، موسسه آموزش عالی ناصر ناصر خسرو،

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصر ناصر خسرو، (saboha.info@yahoo.com)

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصر ناصر خسرو،

۱- مقدمه

یکی از مباحث مطرح در مدیریت مالی، سیاست تقسیم سود است. اخبار مربوط به تقسیم سود و تغییرات سود تقسیمی نسبت به سال‌های گذشته برای سهامداران اهمیت خاص دارد. حداکثر سازی شدید توزیع وجوه نقد از جمله موضوعات مهمی هستند که مدیریت هر واحد تجاری باید بررسی و تفکر در مورد آن‌ها را به عنوان مهم‌ترین وظیفه خود در نظر داشته باشد. اگر یک واحد تجاری در تحصیل سود و برنامه‌ریزی وجوه نقد ناموفق بوده و قدرت بازپرداخت دیون و تعهدات در هنگام سررسید و توزیع سود سهام به‌موقع را ندانسته باشد، بنابراین قادر به رسیدن به اهداف مورد نظر نبوده و تداوم فعالیت آن زیر سؤال خواهد رفت. (مشکی میاوقی و همکاران، ۱۳۹۶). با توجه به اینکه میزان سود تقسیمی یکی از عوامل اثرگذار و نهائی در تصمیم‌گیری افراد می‌باشد، سیاست تقسیم سود شرکت‌ها به عنوان تعیین‌کننده میزان تقسیم سود، در میان عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری‌ها نقش پررنگی خواهد داشت (محمدپور و همکاران، ۱۳۹۱). اهمیت این موضوع نزد مدیران شرکت‌ها به جهت استفاده از اطلاعات حاصله در فرآیند اداره شرکت و ارزیابی بازار از عملکرد آنان جدی است. از همین رو بخشی از توجه و توان مدیران شرکت‌ها معطوف به مقوله‌ای است که از آن تحت عنوان خطمشی تقسیم سود یاد می‌شود؛ اما مهم‌تر از خطمشی تقسیم سود، ریشه‌یابی دلایل اتخاذ یک خطمشی تقسیم سود از طرف شرکت‌ها است، زیرا دلایل و عوامل تعیین‌کننده بدست آمده از این ریشه‌یابی، نه تنها به توضیح رفتار شرکت‌ها در گذشته کمک می‌کند، بلکه ابزاری را برای پیش‌بینی حرکت و مسیر آتی آن‌ها در این حوزه فراهم می‌آورد (سرور^۱ و همکاران، ۲۰۱۹).

۲- بیان مسئله

مدیران شرکت‌ها به منظور حداکثر کردن ارزش شرکت، به دنبال اجرای پروژه‌های سرمایه‌گذاری با سودآوری بالا هستند. اجرای پروژه‌های سودآور، مستلزم تأمین مالی مناسب و ارزان است. روش‌های مختلف تأمین مالی شامل تأمین مالی داخلی، تأمین مالی خارجی و یا ترکیبی از دو روش است. ولی به دلیل مسئله نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی و بالطبع تأمین مالی گرانتر از خارج، شرکت‌ها بیشتر تمایل به استفاده از منابع داخل شرکت دارند. شرکتی که در دسترسی به منابع خارجی بازار سرمایه با مشکلات بیشتری مواجه باشد، بخش قابل‌توجهی از منابع مالی موردنیاز خود را از داخل تأمین می‌کند. چنین شرکتی اصطلاحاً شرکت دارای محدودیت‌های مالی نامیده می‌شود. (باکر^۲ و همکاران، ۲۰۱۸). انتظار می‌رود شرکتی که دارای محدودیت برای تأمین منابع از خارج شرکت است، سود کسب شده خود را به عنوان یکی از منابع تأمین مالی در جهت فعالیت‌های خود بکارگیرد و احتمالاً از تقسیم این سود بین سهامداران خودداری می‌کند. سود سهام^۳ بازدهی است که سهامداران عادی در قبال سرمایه‌گذاری که در شرکت انجام داده‌اند از شرکت دریافت می‌کنند. هر شرکتی که در دوره جاری سود سهام پرداخت نکند این عمل شرکت بدان معنی است که سود را دوباره در شرکت سرمایه‌گذاری می‌کند تا ایجاد منفعت کند و به این ترتیب توانایی شرکت را جهت پرداخت سود سهام در آینده افزایش دهد (مشکی میاوقی و همکاران، ۱۳۹۶).

با توجه به فرضیه محتوای اطلاعاتی یا علامت دهی، آغاز پرداخت سود سهام توسط یک شرکت و یا افزایش قابل‌توجه سود سهام توسط شرکت، می‌تواند پیام‌های متفاوتی از دید سهامداران مختلف داشته باشد. پرداخت سود کم باعث کاهش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران نسبت به دریافت بازده سرمایه‌شان می‌شود و افزایش سود سهام از دید سرمایه‌گذاران نشانه توانایی سودآوری آتی شرکت بوده و به عنوان یک خبر خوب مبنی بر روشن بودن افق آینده شرکت از دید مدیریت تفسیر می‌شود. از طرفی برخی سرمایه‌گذاران ممکن است افزایش سود سهام را نشانه در دست نبودن فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشد و توسعه و یا عدم استفاده شرکت از این فرصت‌ها دانسته و در نتیجه افزایش سود سهام از دید آن‌ها علامت مثبتی نیست. در این میان سهامدارانی هستند که هدفشان از سرمایه‌گذاری دریافت سود نقدی است، این سرمایه‌گذاران اگر در شرکت‌هایی که با محدودیت مالی مواجه‌اند سرمایه‌گذاری کنند با احتمال زیاد به هدف خود دست پیدا نخواهند کرد (زارع شیبانی، ایوب، ۱۳۹۷)؛ بنابراین مسئله اصلی تحقیق حاضر بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی بر سیاست تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران می‌باشد.

۳- مبانی نظری تحقیق

۳-۱- تأمین مالی

از دیدگاه نظری، تصمیم‌گیری مدیران پیرامون ترکیب تأمین مالی، تحت تأثیر عوامل گوناگون همچون عوامل سیاسی، اقتصادی و مقررات قانونی قرار دارد، لذا تعیین استراتژی ترکیب تأمین مالی علاوه بر آنکه متأثر از برخی متغیرهای کلان اقتصادی

1. Bushra Sarwar and Ming Xiao, Muhammad Husnain, Rehana Naheed

2. baker

3. Dividend

همچون تورم، نرخ بهره، سیاست‌های اعطای تسهیلات در نظام بانکی و مالیات است، تحت تأثیر عواملی چون هزینه تأمین مالی، ریسک مالی و تجاری شرکت‌ها، ترکیب دارایی‌ها همراه با محدودیت‌های قراردادی در جذب منابع از طریق ایجاد بدهی و بازنگری در قوانین بورس اوراق بهادار قرار دارد. از آنجاکه یکی از وظایف اصلی مدیران، حداکثر کردن ثروت سهامداران است، تأثیر روش‌ها و تعیین ترکیب تأمین مالی و نحوه مصرف عواید حاصل از این روش‌ها بر بازده آتی سهام، برای آنان از اهمیت بسزایی برخوردار است (زنجیر دار و ابراهیمی راد، ۱۳۸۸). به هر ترتیب، از آنجاکه روش‌های تأمین مالی به همراه تصمیمات سرمایه‌گذاری و سیاست‌های تقسیم سود بر ارزش و در نهایت بر ثروت سهامداران مؤثر است، شناسایی الگوها و مدل‌هایی که تصمیم‌گیری شرکت‌ها و مدیران از آن تبعیت می‌کنند، از اهمیت به سزایی برخوردار است. نظریه‌های متفاوتی پیرامون اثرات متفاوت تأمین مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری بر بازده سهام وجود دارد؛ اما باور حاکم در پژوهش‌ها، وجود رابطه منفی تأمین مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری با بازده سهام است (خانی و همکاران، ۱۳۹۲).

پینو و آپوستولوس^۱ (۲۰۱۲) در بررسی این موضوع که چطور مشخصات و ویژگی‌های شرکت‌ها، انتخاب ساختارهای تأمین مالی و سرمایه شرکت‌ها را تعیین می‌کند اعلام کردند متغیر وابسته می‌تواند به صورت نسبت ساختار سرمایه، به عنوان مثال اهرم باشد. طیف وسیعی از ویژگی‌های شرکت‌ها ممکن است در نظر گرفته شود، اما بتدریج به خصوصیات فراتر از محدوده شرکت‌ها و هم چنین به خصوصیات هم چون ویژگی‌های صنعت و کشور متمرکز می‌شود (ثقفی و عرب مازار یزدی، ۱۳۹۱).

طبق مقالات ارایه شده توسط محققینی شامل لاپرتا و همکارانش^۲ در اواخر ۱۹۹۰ که به تأثیرات نهادهای قانونی توجه کردند. هنوز نتایج محکم و پایداری نسبت به این موضوع وجود ندارد. پشتیبانی گسترده‌ای نسبت به نقش مالیات و هزینه‌های ورشکستگی به عنوان فرمول اصلی MM وجود دارد. فراتر از این، برخی از ویژگی‌های شرکت‌ها به عنوان عوامل تأثیر گذار شناخته شده است: نوسان دارایی‌ها، سودآوری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار. نتایج فن و همکاران^۳ (۲۰۱۳)، نشان می‌دهد که انتخاب اهرم (استفاده از بدهی) رابطه مثبتی با نوسان دارایی‌ها و اندازه شرکت‌ها دارد و رابطه منفی با سودآوری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دارد. این نتایج، از نمونه‌ای متشکل از ۳۹ کشور در سه سطح از کشورهای در حال توسعه، مطابق با شواهد ارایه شده در شرکت‌های ایالات متحده و بیشتر شواهد اخیر بین المللی، می‌باشد (راجان و زینگالس^۴، ۱۹۹۵).

مقالات اخیر (همانند راجان و زینگالس، ۱۹۹۵)، فهرستی از عواملی که بر گزینه‌های تأمین مالی تأثیر می‌گذارند (همچون متغیرهای کشور و صنعت) را بیان کردند. این روشن است که صنایع مختلف به طور معمول به روش‌های گوناگونی تأمین مالی می‌کنند (با ترکیب‌های متفاوتی از بدهی و حقوق صاحبان سهام)، بنابراین اثرات هر یک از این روش‌ها باید در نظر گرفته شود. علاوه بر این، مقالات مرتبط با ارتباط بین ساختارهای مالی و رشد، می‌توانند تعدادی از ویژگی‌های کشورهای را که ممکن است با بررسی گزینه‌های مالی شرکت‌ها مرتبط باشد را معرفی نمایند (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۰).

فن و همکاران (۲۰۰۸)، کارلین و مایر^۵ (۲۰۱۲) و مقالات متعدد ارایه شده توسط گروه بانک جهانی (دمیرگوک-کانت و همکارانش^۶، ۲۰۱۳)، تعداد قابل توجهی از ویژگی‌های کشورهای را در تعامل با ویژگی‌های صنعت و شرکت‌ها، معرفی کردند. نتایج نشان می‌دهد که ماهیت ویژگی کشورها در تشریح گزینه‌های اهرم و ویژگی شرکت‌ها، دارای اثرات متفاوتی در کشورهای مختلف می‌باشد. مطالعات صورت گرفته در زمینه ویژگی‌های صنعت نسبت به سایر ویژگی‌ها از صراحت کمتری نسبت به مطالعات انجام شده برخوردار است، به طوری که مطالعات انجام شده توسط کارلین و مایر (۲۰۱۲) پی به تأثیرات ویژه ویژگی‌های صنعت بردند و در مقابل مطالعات فن و همکاران (۲۰۱۳) که پی به این تأثیرات نبردند.

چن و همکاران^۷ (۲۰۱۰) اعلام کردند تفاوت‌های قابل توجهی بین گزینه‌های انتخاب ساختار سرمایه مناسب در شرکت‌های چینی و شرکت‌های کشورهای در حال توسعه وجود دارد و آن این است که شرکت‌های چینی تأمین مالی کوتاه مدت را ترجیح می‌دهند و هم چنین دارای مقادیری کمتری از بدهی‌های بلند مدت می‌باشند. نتایج حاصل از این مطالعه تجربی نشان می‌دهد که برخی از دیدگاه‌ها نسبت به تئوری‌های مدرن تأمین مالی در زمینه برخی از عوامل خاص شرکت‌ها که به منظور تشریح ساختار سرمایه در کشورهای غربی مرتبط هستند، به کشور چین نیز قابل انتقال می‌باشند. این مسئله با توجه به تفاوت‌های عمیق نهادی بین کشور چین و کشورهای غربی، درست است. آگاهی از این عوامل، می‌تواند به پیش‌بینی ساختارهای مالی شرکت‌ها کمک شایانی کند. مدل ترتیب هرمی همراه با نظریه اطلاعات نامتقارن، به نظر می‌رسد که اطلاعات کمی را ارایه می‌دهند (چن و همکاران، ۲۰۱۰).

1 Pino & Apostolus

2 Lapreta et al

3 Fen et al

4 Rajan & Zingals

5 Karlin & Mayer

6 Demingok-Kant et al

7 Chen et al

۳-۲- سیاست تقسیم سود

تصمیمات تقسیم سود یکی از بهترین تصمیمات شرکت می‌باشد، دریافت سود سهام یکی از راه‌های کسب بازدهی است. سیاست تقسیم سود را می‌توان ایجاد تعادل بین سود انباشته شرکت از یک طرف و پرداخت وجه نقد و انتشار سهام جدید از طرف دیگر تعریف کرد. حداکثر سازی سود و شیوه توزیع وجه نقد از جمله موضوعات علمی هستند که مدیریت هر واحد تجاری باید بررسی و تفکر و مورد آن را به عنوان بهترین وظیفه خود را در نظر داشته باشند. اگر یک واحد تجاری در تحصیل سود و برنامه‌ریزی وجوه نقد ناموفق بوده و قدرت بازپرداخت دیون و تعهد در هنگام سررسید و توزیع سود سهام به‌موقع را نداشته باشد قطعاً قادر به نیل به اهداف مورد نظر نبوده و تداوم فعالیت آن زیر سؤال خواهد رفت (زمانی و همکاران، ۱۳۹۳).

سیاست تقسیم سود بین سهامداران تداوم فعالیت شرکت را ممکن می‌سازد و حداکثر نمودن و ثروت سهامداران را تحقق می‌بخشد و بر انتظار سهامداران منابع نقد در دسترس، شیوه تأمین مالی، ساختار مالی و تداوم فعالیت واحد انتفاعی تأثیر مستقیم دارد. آشنایی با روش‌هایی تقسیم سود و آگاهی از تأثیر این سیاست بر وضعیت مالی شرکت، فعالیت‌های کوتاه مدت و بلند مدت واحدهای تجاری کارائی و اثربخشی سیاست تقسیم سود را ارتقاء می‌بخشد. اعمال سیاست تقسیم سود علی‌الخصوص در شرکت‌های سهامی به عواملی از قبیل سودآوری فرصت‌های سرمایه‌گذاری، مالیات بر درآمد، ملاحظات و محدودیت‌های قانونی و نقدینگی بستگی دارد. بدین صورت که اگر جریان‌های نقدی زیاد و نیاز به وجوه نقد اندک باشد یعنی فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور کمتر وجود داشته باشد، شرکت بایستی سود تقسیمی را افزایش دهد و هنگامی که وجوه نقدی در مقایسه با فرصت‌های سرمایه‌گذاری اندک باشد سود تقسیمی را کاهش می‌دهد (فردینالدوکی، ۱، ۲۰۰۶) و هر قدر سهم یک سهامدار از شرکت کمتر باشد منابع حاصل از نظارت بر رفتار مدیر کمتر خواهد بود؛ بنابراین تمرکز در سهام، نظارت بیشتر بر رفتار مدیر و کاهش فرصت طلبی را به همراه خواهد داشت (زمانی و همکاران، ۱۳۹۳).

از طرفی، افزایش سود تقسیمی خوش بینی مدیر را درباره درآمدها مشخص می‌کند و بنابراین بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد؛ اما پرسش در قیمت سهام که با افزایش های غیرمنتظره در سودهای تقسیمی همراه می‌شود، می‌تواند به هر طریقی روی دهد؛ مانند اطلاعاتی درباره درآمدهای آتی که از سایر کانال‌ها حاصل می‌شود. اکنون این سؤال مطرح می‌شود که آیا تصمیمات تقسیم سود ارزش سهام را تغییر می‌دهد یا اینکه به سادگی سیگنالی از ارزش سهام ارائه می‌کند. یک جنبه مهم از اقتصاد این است که آن می‌تواند همیشه نه‌تنها، بلکه سه نظر متضاد را تطبیق دهد و بنابراین در مورد سودهای تقسیمی در ۳ گروه متضاد بحث می‌شود. در جناح راست گروه محافظه کاری وجود دارد که بر این باورند که افزایش سودهای تقسیمی پرداختی ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. در جناح چپ، گروه رادیکال بر این باورند که افزایش در سودهای تقسیمی ارزش شرکت را کاهش می‌دهد و در مرکز، گروه میانه روها قرار دارند که سیاست تقسیم سود هیچ تفاوتی ایجاد نمی‌کند. گروه میانه رو در سال ۱۹۶۱ به وسیله میلورمورسیگانی که اغلب با اختصار MM نشان داده می‌شود، بنیان گذاری شد. هنگامیکه آنان یک مقاله تئوریک را منتشر کردند که نامربوطی سیاست تقسیم سود را در ایفائی بدون مالیات، هزینه مبادله و سایر ناکامی های بازار نشان می‌داد. با استانداردهای ۱۹۶۱، MM چپ رادیکال بودند، زیرا در آن زمان بیشتر مردم بر این باور بودند که حتی تحت فرضیات ایده آل سازی سودهای تقسیمی افزایش یافته سهامداران را در وضع بهتری قرار می‌دهد؛ اما در حال حاضر نظریه MM عموماً درست تلقی می‌شود و بحث به این مورد انتقال یافته است که آیا مالیات ها یا سایر نقص های بازار وضعیت را تغییر می‌دهد. در این فرآیند MM به سمت مرکزیت گروه چپ گراها انتقال یافته که معتقد به سود تقسیمی اندک هستند. موفقیت چپ گراها مبتنی بر نظریه MM است که برای به حساب گرفتن مالیات و هزینه انتشار اوراق بهادار تعدیل شده است، محافظه کاران هنوز با ما هستند و به مباحث و اعتقادات ۱۹۶۱ اتکا می‌کنند (موسوی و هنربخش، ۱۳۸۹).

اما دلیل عمومی تر و کلی تر از این وجود دارد، فرض می‌شود که تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت از تصمیمات تأمین مالی آن مجزا است. در این موارد یک پروژه های خوب، پروژه ی خوب است. مهم نیست که چه کسی آن را تقبل می‌کند یا آن را در نهایت مالی چگونه تأمین می‌شود. اگر سیاست تقسیم بر ارزش شرکت اثر بگذارد آن هنوز درست است، اما نباید بر ارزش تأثیر دانسته باشد. بحث، درباره سیاست تقسیم سود را با ارائه بحث اصلی نظریه MM شروع می‌کنیم. در بازارهای کامل سیاست تقسیم سود ما مربوط است. میلر و مودیلیانی ۲ در مقاله کلاسیک خود در سال ۱۹۶۱ چنین بحث کردند. فرض کنید شرکت شما بر برنامه سرمایه‌گذاری خود تمرکز می‌کند. شما به این نتیجه رسیده اید که چه مقدار از این برنامه می‌تواند به وسیله قرض گرفتن تأمین شود و شما برای برآورده ساختن مابقی آن، وجوه مورد نیاز را از سودهای انباشته تأمین کنید. هرگز پول مزاد به عنوان سود تقسیمی به سهامداران پرداخت می‌شود (موسوی و هنربخش، ۱۳۸۹).

1 Ferdinaldoki

2 Miler & Mudiliani

۴- فرضیه‌های تحقیق

فرضیه اصلی: روش‌های تأمین مالی بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

فرضیه‌های فرعی

- تأمین مالی از طریق انتشار سهام بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.
- تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

۵- روش تحقیق

روش تحقیق حاضر از لحاظ ماهیت در زمره تحقیقات توصیفی و غیرآزمایشی (میدانی و پیمایشی) قرار دارد. ضمن اینکه در فرآیند این تحقیق از روش‌های کتابخانه‌ای و میدانی نیز به عنوان اجزاء جدا نشدنی تحقیقات علمی بهره برداری شده است؛ و این تحقیق بر حسب هدف کاربردی و براساس شیوه گردآوری داده‌ها، توصیفی-همبستگی است.

در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، از روش کتابخانه‌ای استفاده می‌شود. در بخش کتابخانه‌ای، مبانی پژوهش از کتب، مجلات تخصصی فارسی و لاتین و اینترنت گردآوری می‌شود و داده‌های پژوهش از طریق جمع‌آوری داده‌های شرکت‌های نمونه با مراجعه به صورت‌های مالی، یادداشت‌های توضیحی، گزارش هفتگی و ماهنامه بورس اوراق بهادار انجام خواهد پذیرفت.

جامعه مطالعاتی تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ می‌باشد.

در این مطالعه برای این که نمونه پژوهش یک نماینده مناسب از جامعه آماری موردنظر باشد، برای انتخاب نمونه از روش غربالگری^۱ (حذفی) استفاده شده است. برای این منظور معیارهای زیر در نظر گرفته شده و در صورتی که یک شرکت کلیه معیارها را احراز کرده باشد به عنوان یکی از شرکت‌های نمونه انتخاب شده است. روند انتخاب نمونه به این صورت می‌باشد:

- کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس در تاریخ ۱۳۹۴/۱۲/۲۹ (۵۲۰)
- شرکت‌هایی که بعد از سال ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته شده‌اند (۴۹)
- شرکت‌هایی که طی دوره تحقیق در حالت تعلیق بوده و یا از بورس خارج شده‌اند. (۱۲۴)
- شرکت‌هایی که طی دوره تحقیق در حالت تعلیق بوده و یا از بورس خارج شده‌اند (۸۴)
- شرکت‌های واسطه‌گری مالی (سرمایه‌گذاری، هلدینگ، لیزینگ و بانک‌ها)^(۱۸)
- شرکت‌هایی که در طول دوره موردنظر، سهام آن‌ها به طور فعال در بورس معامله نشده است (۵۸)
- شرکت‌هایی که صورت‌های مالی سال ۱۳۹۴ خود را در زمان انجام این تحقیق ارائه نداده بودند و شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها برای بدست آوردن برخی متغیرهای تحقیق کافی نبود. (۹۰)
- کل نمونه آماری قابل آزمون با در نظر گرفتن پیش‌فرض‌ها (۹۷)

پیش‌فرض‌ها به ترتیب اعمال شدند، بدین صورت که هر شرکتی که در پیش فرض اول قرار گرفته است، برای شمارش پیش فرض‌های بعدی لحاظ نگردیده است. در این تحقیق بعد از اعمال پیش‌فرض‌ها، ۹۷ شرکت باقی ماندند.

در این تحقیق، جهت آزمون فرضیه‌ها از داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود. در این روش، داده‌های سری زمانی (سال‌های مورد بررسی) و مقطعی (شرکت‌های مورد مطالعه) با هم ترکیب می‌شوند. داده‌های ترکیبی بیشتر به خاطر افزایش تعداد مشاهدات، بالابردن درجه آزادی، کاهش ناهمسانی واریانس و مطالعه پویای تغییرات، استفاده می‌شود. به منظور تخمین کارایی یک مدل رگرسیونی با استفاده از داده‌های ترکیبی، یکی از مدل‌های اثرات مشترک، اثرات ثابت و اثرات تصادفی با استفاده از آزمون‌هایی مناسب، انتخاب می‌شوند. اولاً؛ برای تعیین این نکته که آیا سری زمانی XI فرآیندی ایستا (مرتبه انباشتی صفر) و یا واگرا (مرتبه انباشتی یک) دارد، از آزمون لین-لوین استفاده می‌کنیم. همانند بررسی ایستایی متغیرها در اینجا نیز نیاز به بکارگیری روش

1- Criteria-Filtering Technique

۲- شرکت‌های بیمه پس از اعمال پیش فرض‌های اول و دوم و سوم حذف شدند.

مناسب برای داده‌های تلفیقی داریم. ما از آماره اصلاح شده والد^۱ برای بررسی ناهمسانی واریانس گروهی در بین باقی‌مانده‌های مدل رگرسیون اثرات ثابت استفاده می‌کنیم. همچنین از دو آزمون F و هاسمن^۲ جهت تعیین یکی از دو روش اثر ثابت^۳ و یا اثر تصادفی^۴ استفاده می‌شود. برای تبیین قدرت توضیح دهنده‌ی متغیرهای توضیحی از ضریب تعیین تعدیل شده (Adjusted R2) برای بررسی معنی داری متغیرها از آماره ی t و برای بررسی کفایت کلی مدل از آماره F فیشر استفاده خواهد شد. همچنین تحلیل های آماری با استفاده از نرم‌افزارهای EXCEL و EViews انجام خواهد شد.

۵-۱- مدل تحقیق

$$Dividend_{it} = \beta_0 + \beta_1 Equity_{it} + \beta_2 Loan_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 MTB_{it} + \varepsilon_{it}$$

در مدل فوق:

$Dividend_{it}$: سود تقسیمی

ROA_{it} : بازده دارایی‌ها

$Equity_{it}$: تأمین مالی از طریق انتشار سهام

MTB_{it} : ارزش بازار به ارزش دفتری

$Loan_{it}$: تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی

ε_{it} : سطح خطا

$SIZE_{it}$: اندازه شرکت

۵-۲- تعریف عملیاتی متغیرهای تحقیق

ابزار اندازه‌گیری در این پژوهش با استفاده از مدل های به کار رفته حسابداری است
متغیر مستقل: تأمین مالی از طریق انتشار سهام: برای محاسبه تأثیر آن، از میانگین نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی های شرکت‌هایی که اقدام به افزایش سرمایه نموده اند، استفاده خواهد شد.
متغیر مستقل: تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی: برای محاسبه تأثیر آن، از میانگین نسبت بدهی های بلند مدت به دارایی های شرکت‌هایی که اقدام به اخذ وام بلند مدت نموده اند استفاده خواهد شد.
متغیر وابسته: سود تقسیمی: نسبت سود تقسیمی به کل دارایی های شرکت
متغیرهای کنترلی:

- اندازه شرکت: لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی ها
- بازده دارایی ها: نسبت سود خالص به کل دارایی ها
- ارزش بازار به ارزش دفتری: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

۶- یافته‌های تحقیق

جدول ۱- آماره توصیفی متغیرهای تحقیق

نام متغیر	سیاست تقسیم سود	تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی	تأمین مالی از طریق انتشار سهام	بازده دارایی ها	ارزش بازار به دفتری	اندازه شرکت
میانگین	۰,۲۱۸	۰,۵۷۸	۰,۱۲۳	۰,۳۴۵	۰,۴۱۸	۱۳,۹۷۰
میانه	۰,۲۲۰	۰,۶۲۹	۰,۱۵۷	۰,۳۵۴	۰,۴۰۷	۱۳,۰۷۲
حداکثر	۰,۴۱۹	۰,۹۵۵	۱,۴۲۸	۰,۶۸۴	۰,۷۰۳	۱۵,۰۶۴
حداقل	۰,۰۰۹	۰,۱۲۰	-۲,۱۱۷	-۰,۲۸۹	-۰,۲۹۲	۱۰,۹۵۴
انحراف معیار	۰,۱۰۱	۰,۳۰۳	۰,۵۲۰	۰,۱۱۴	۰,۱۹۷	۰,۶۵۷
چولگی	-۱,۲۲۵	-۰,۲۱۶	-۱,۶۹۸	-۰,۱۶۹۴	۰,۳۴۱	-۰,۱۹۳
کشیدگی	۵,۰۴۷	۱,۵۴۴	۹,۴۷۸	۶,۴۰۹	۴,۵۳۵	۱,۸۲۳

۱- Modified wald test

۲ Hausman Test

۳ Random effects

۴ Fixed effects

در جدول فوق برخی از مفاهیم آمار توصیفی متغیرها شامل میانگین، میانه، حداقل، حداکثر مشاهده ها به عنوان شاخص های مرکزی و انحراف معیار به عنوان شاخص پراکندگی و ضریب کشیدگی، ضریب چولگی به عنوان شاخص های توزیعی ارائه شده است. اصلی ترین شاخص مرکزی، میانگین است که بیانگر نقطه ی تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده ها است. برای مثال مقدار میانگین متغیر سیاست تقسیم سود ۰/۲۱۸، تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی ۰/۵۷۸، تأمین مالی از طریق انتشار سهام ۰/۱۲۳، بازده دارایی ها ۰/۳۴۵، ارزش بازار به دفتری ۰/۴۱۸، اندازه شرکت ۱۳/۹۷۰ می باشد که نشان می دهد بیشتر داده ها حول این نقطه تمرکز یافته اند. میانه یکی دیگر از شاخص های مرکزی است که وضعیت جامعه را نشان می دهد. همان طور که نتایج نشان می دهد میانه متغیر سود تقسیمی برابر با ۰/۲۲۰ می باشد که بیانگر این است که نیمی از داده ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار هستند. انحراف معیار یکی از مهم ترین پارامترهای پراکندگی است و معیاری برای میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین است؛ بیشترین مقدار این پارامتر برای متغیر اندازه شرکت برابر با ۰/۶۷۵ می باشد.

۶-۱-آزمون های آماری

جدول ۲- نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

آزمون F لیمر			
شرح	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۵,۳۰۲۵۱۴	(۱۲۹,۷۸)	*۰,۰۰۰۵
Cross-section Chi-square	۱۱۴,۸۱۵۲۶۳	۱۲۹	*۰,۰۰۰۶۲
آزمون هاسمن			
شرح	مقدار آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۳,۶۰۲۱۱۵	۴۳	*۰,۰۰۰۵۲

جدول ۳- آزمون جاک - برا-۱

نام متغیر	آماره	سطح معناداری
سیاست تقسیم سود	۵,۹۴۸۳۹۵	۰,۰۵۱
تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی	۱,۳۴۴۳۰۳	۰,۵۱۰
تأمین مالی از طریق انتشار سهام	۵,۸۴۱۹۷۸	۰,۰۹۹
بازده دارایی ها	۱۳,۴۷۶۵۸	۰,۰۵۱
ارزش بازار به دفتری	۱,۶۴۶۹۷۵	۰,۴۳۸
اندازه شرکت	۰,۸۹۵۵۳۸	۰,۶۳۹

*سطح خطای ۵ درصد

با توجه به جدول فوق از آنجایی که سطح معناداری متغیرها از ۰,۰۵ بزرگتر است بنابراین توزیع متغیرها نرمال می باشد.

جدول ۴- آزمون لین و لوین

نام متغیر	آماره	سطح معناداری
سیاست تقسیم سود	-۷,۴۶۱۳	۰,۰۰۱
تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی	۵,۱۶۲۳	۰,۰۰۴
بازده دارایی ها	۲,۳۷۱۴	۰,۰۰۹
ارزش بازار به ارزش دفتری	۸,۱۳۷۸	۰,۰۰۳
اندازه شرکت	-۳,۸۱۷۷	۰,۰۰۰۶
تأمین مالی از طریق انتشار سهام	۱,۳۷۱۸	۰,۰۰۲

*سطح خطای ۵ درصد

با توجه به جدول فوق چون سطح معناداری همه متغیرها از ۰,۰۵ کوچکتر است؛ فرضیه صفر مبنی بر نامانایی برای همه متغیرها رد می شود و تمامی متغیرهای مورد مطالعه در سطح مانا هستند.

جدول ۵- نتایج آزمون ناهمسانی آرج LM مدل تحقیق

شرح	مقدار آماره	سطح معناداری
F-statistic	۰٫۶۴۷۱۵۸	۰٫۱۶۰۲
Obs*R-squared	۳٫۰۹۱۶۲۵	۰٫۱۶۰۲

*سطح خطای ۵ درصد

با توجه به جدول ۵ آماره F آزمون در سطح ۵ درصد معنادار نیست، بنابراین فرض همسانی واریانس تایید شده و ناهمسانی واریانس جملات اخلال رد می‌شود.

۲-۶- آزمون فرضیه‌های تحقیق

جدول ۶- آزمون رگرسیون و معناداری مدل

نام متغیر	ضرایب برآوردی	انحراف برآورد	آماره t	سطح معناداری
ثابت	۰٫۷۷۴	۰٫۱۰۵	۷٫۵۸۸	۰٫۰۰۷۴
تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی	-۰٫۲۹۴	۰٫۰۵۱	-۵٫۷۶۴	۰٫۰۱۵۷
تأمین مالی از طریق انتشار سهام	-۰٫۳۹۵	۰٫۳۵۲	-۱٫۱۱۲	۰٫۲۶۶
اندازه شرکت	۳٫۶۶۲	۰٫۵۳۱	۵٫۰۵۳	۰٫۰۰۸۹
ارزش بازار به دفتری	۰٫۵۰۵	۰٫۰۸۴	۶٫۰۱۱	۰٫۰۰۱۳
بازده دارایی‌ها	۱٫۹۰۶	۰٫۸۰۵	۲٫۳۶۷	۰٫۰۲۶۶
دوربین - واتسون	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	سطح معناداری
۱٫۹	۰٫۷۷	۰٫۷۴	۴۸٫۳۲۹۸۷	**۰٫۰۰۰

*سطح خطای ۵ درصد و **سطح خطای ۱ درصد

با توجه به جدول ۶ آماره دوربین - واتسون برابر با ۱٫۹ می‌باشد و این نشان می‌دهد به خطاها همبستگی وجود ندارد چرا که بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد. ضریب تعیین تعدیل شده این آزمون برابر با ۰/۷۴ می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل در مدل حاضر می‌توانند ۷۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته (سود تقسیمی) را پیش بینی نمایند. به دلیل معنادار بودن آماره F در سطح خطای ۱ درصد، می‌توان گفت که مدل تحقیق از لحاظ آماری معنادار و مناسب می‌باشد. تأثیر متغیرهای کنترلی اندازه شرکت، ارزش بازار به دفتری و بازده دارایی‌ها بر سیاست تقسیم سود مثبت است.

فرضیه اول:

H0 = تأمین مالی از طریق انتشار سهام بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر ندارد.

H1 = تأمین مالی از طریق انتشار سهام بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

ضریب برآوردی متغیر تأمین مالی از طریق انتشار سهام بر سیاست تقسیم سود برابر با -۰٫۳۹۵ می‌باشد که نشان می‌دهد بین متغیر تأمین مالی از طریق انتشار سهام و سیاست تقسیم سود رابطه منفی و معکوس وجود دارد. بدلیل اینکه سطح معناداری آماره t متغیر مستقل تحقیق از سطح خطای ۵ درصد کوچک تر است، می‌توان با اطمینان ۹۵ درصد وجود تأثیر تأمین مالی از طریق انتشار سهام بر سیاست‌های تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تایید کرد.

فرضیه دوم:

H0 = تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر ندارد.

H1= تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.

ضریب برآوردی متغیر تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی بر سیاست تقسیم سود برابر با ۰,۲۹۴- می‌باشد که نشان می‌دهد بین متغیر تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی و سیاست تقسیم سود رابطه منفی و معکوس وجود دارد. بدلیل اینکه سطح معناداری آماره t متغیر مستقل تحقیق از سطح خطای ۵ درصد کوچک تر است، می‌توان با اطمینان ۹۵ درصد وجود تأثیر تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی بر سیاست‌های تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تایید کرد.

بنابراین مدل تحقیق بشرح زیر ارائه می‌شود:

$$Dividend_{it} = 0.774 - 0.395Equity_{it} - 0.294Loan_{it} + 3.662SIZE_{it} + 1.906ROA_{it} + 0.505MTB_{it} + \varepsilon_{it}$$

۷- بحث و نتیجه گیری

هدف این تحقیق بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی بر سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. قلمرو مکانی این تحقیق شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی سال‌های بین ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ بوده است. در این تحقیق، تأمین مالی از طریق انتشار سهام و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی متغیرهای مستقل سیاست تقسیم سود شرکت‌ها متغیر وابسته در نظر گرفته شد. تحقیق حاضر در زمره تحقیقات کاربردی قرار دارد، چنانچه طبقه‌بندی انواع تحقیقات بر اساس ماهیت و روش را مدنظر قرار گیرد، روش تحقیق حاضر از لحاظ ماهیت در زمره تحقیقات توصیفی قرار داشته و از نظر روش نیز در دسته تحقیقات همبستگی محسوب می‌گردد. در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، از روش کتابخانه‌ای استفاده شد. در بخش داده‌های پژوهش از طریق جمع‌آوری داده‌های شرکت‌های نمونه با مراجعه به صورت‌های مالی، یادداشت‌های توضیحی و ماهنامه بورس اوراق بهادار انجام پذیرفت. بر اساس روش حذف سیستماتیک تعداد ۹۷ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب گردید. به منظور توصیف و تلخیص داده‌های جمع‌آوری شده از آمار توصیفی و استنباطی بهره گرفته شده است. به منظور تحلیل داده‌ها ابتدا پیش آزمون‌های ناهمسانی واریانس، آزمون F لیمر، آزمون هاسمن و آزمون جاک - برا و سپس از آزمون رگرسیون چند متغیره برای تایید و رد فرضیه‌های تحقیق (نرم‌افزار ایویوز) استفاده گردیده است. خلاصه نتایج تحقیق به صورت زیر می‌باشد:

جدول ۷- خلاصه نتایج آزمون فرضیه‌های تحقیق

فرضیه	شرح فرضیه	نوع رابطه	نتیجه‌گیری
اول	تأمین مالی از طریق انتشار سهام بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.	منفی	تایید شد
دوم	تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی بر سیاست‌های تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد.	منفی	تایید شد

۸- پیشنهادات برای تحقیقات آتی

- پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر محافظ کاری بر سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شود.
- پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر محدودیت مالی بر سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شود.
- پیشنهاد می‌شود به بررسی تأثیر ورشکستگی بر سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شود.

منابع

- جعفری، مجتبی؛ فخاری حسین و احمدی، محمدرضان. (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین تأمین مالی از طریق بدهی و کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران.
- جلیلی، محمد؛ فلاح شمس لیالستانی، میرفیض؛ زین الدین، سید مصطفی و محمدی ها، سعید. (۱۳۸۹). رتبه بندی شیوه های تأمین مالی خارجی برای سرمایه‌گذاری در صنعت نفت جمهوری اسلامی ایران با استفاده از روش تحلیل سلسله مراتبی. مطالعات کمی در مدیریت. دوره ۱. شماره ۲. صص ۵۳-۷۹
- حاجیه، زهره و نوری، مژگان. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر اقلام تعهدی و جریان وجه نقد بر عملکرد آتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات سیستان و بلوچستان
- خدای، ولی و جان جانی. رضا. (۱۳۸۷). بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به پیش بینی سود، جریان نقدی و اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار. سال دوم. شماره ۸.
- خیرخواه، آرش. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین فعالیت‌های تأمین مالی و اقلام تعهدی ب بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه فردوسی مشهد.
- دسینه، مهدی. احدی سرکانی، سید یوسف و نوری فرد، یداله. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط بین ساختار تأمین مالی و ترکیب سرمایه‌گذاری منابع در انواع نشریه پژوهشگر (مدیریت). دوره ۵. شماره ۱۶. صص ۱۸-۲۹
- رضایی، فرزین و کاظم تبریزی، فرناز. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر روش‌های تأمین مالی خارجی بر بازده آتی شرکت‌ها با تاکید بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش. فصلنامه پژوهش حسابداری. جلد ۳. شماره ۱. صص ۷۲-۸۷
- سلیمانی امیری، غلامرضا و فرش، زهرا. (۱۳۹۱). بررسی اثر تأمین مالی از بانک و اهداف مالیاتی بر رابطه کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری. نشریه دانش حسابداری. دوره ۳. شماره ۱۱. صص ۵۷-۸۳
- فخاری، حسین و تقوی، سید روح اله. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و مانده وجه نقد. فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی. دوره ۱۶. شماره ۴
- فرش، زهرا. (۱۳۹۱). بررسی اثر تأمین مالی از بانک بر رابطه ی کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پنجمین کنفرانس نظام تأمین مالی در ایران
- محمدزاده، حیدر؛ سهراب زاده، مهدی و بادآور نهندي، یونس. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین تأمین مالی بدهی و محافظه کاری حسابداری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. Journal of basic and applied scientific research. شماره ۳. صص ۱۲۳-۱۳۱
- مراد زاده فرد، مهدی و فرامرز، جواد. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر تأمین مالی خارج از ترازنامه بر ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشهای حسابداری مالی و حسابرسی. دوره ۱. شماره ۲. صص ۱۱۷-۱۴۴
- هاشمی، سید عباس؛ صادقی، محسن و سروش یار، افسانه. (۱۳۸۹). ارزیابی نقش کیفیت سود بر الگو، شیوه تأمین مالی و کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات حسابداری و حسابرسی. شماره ۶
- هاشمی، سید عباس؛ صادقی، محسن. (۱۳۸۸). بررسی رابطه اقلام تعهدی اختیاری با وجه نقد عملیاتی، بازده سهام و کارایی سرمایه‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. حسابداری مالی. شماره ۲. صص ۱-۱۷
- هاشمی، سیدعباس و جلالی مقدم، حسین. (۱۳۹۲). بررسی تائی اقلام تعهدی بر رابطه تأمین مالی خارجی با بازده آتی تعدیل شده براساس اندازه سهام. پژوهش های حسابداری مالی. دوره ۵ شماره ۲. صص ۵۳-۷۲
- مشکى میاوقی، مهدی، صرفه جو، فاطمه. (۱۳۹۶) بررسی پیامدهای سیاست سود تقسیمی رو به رشد در شرایط محدودیت مالی و موقعیت رقابتی. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۳(۵)، ۳۴-۱۹.
- زارع شبیانی، ایوب، (۱۳۹۷)، بررسی رابطه تأمین مالی خارجی و سود تقسیمی سهام در بورس اوراق بهادار تهران، همایش بین المللی مدیریت، حسابداری و اقتصاد دانش بنیان، مشهد، موسسه تعاونی دانش بنیان کمرآش
- Ardekani, A, Younesi, N & Hashemijoo, M. (2012). Acquisition, earnings management and fiem's performance: evidence from Malaysia. Journal of business studies quarterly, vol 4. No 1, pp 91-110

- Balakrishnan, K, Core, J & Verdi, R. (2014). The relation between reporting quality and financing and investment: evidence from changes in financing capacity. *Journal of accounting research*, vol 52. No 1
- Ball, R, Ashok, R, & Sadka, G. (2008). Is financial reporting shaped by equity markets or debt markets? *Review of accounting studies*, vol13 70
- Bauwhede, H. (2007). The impact of conservatism on the cost of debt: conditional versus unconditional conservatism. *Vlrixk leuren gent management school*
- Beatty, A, Weber, J, & Yu, J. (2008). Conservatism and debt. *Journal of accounting and economics*, vol45. No2, pp154-174
- Begenau, J, & Salomao, J. (2014). Firm financing over the business cycle. Available at www.ssrn.com
- Belhaj, M, Klimenko, N. (2012). The role of external financing costs in optimal investment decisions. Available at www.ssrn.com
- Biddle, G, Gilles, H& Rodrigo, S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of accounting and economics*. Vol 48, pp 112-131
- british accounting review, vol 43, pp 214-229
- Bushra Sarwar and Ming Xiao, Muhammad Husnain, Rehana Naheed. (2019), Board financial expertise and dividend-paying behavior of firms New insights from the emerging equity markets of China and Pakistan.
- Chen, X, Cheng, Q, & Lo, A. (2010). Accounting restatements and external financing choices. Available at www.ssrn.com
- Georgios, P, Dimitrious, T & Wang, T. (2011). Accruals and the
- Ghosh, A, & Moon, D. (2010). Corporate debt financing and earnings quality. *Journal of business finance and accounting*, vol 37, pp 538-559
- Gomariz, M & Ballesta, J. (2014). Financial reporting, debt maturity and investment efficiency. *Journal of banking and finance*, vol 40, pp 494- 506
- Goodman, T. (2007). Abnormal accruals and external financing. *Eller college of management, university of Arizona*
- Haw, I, Lee, J, & Lee, W. (2014). Debt financing and accounting conservatism in private firms. *Contemporary accounting research*, vol31. No4, pp 1220-1259
- hent Baker, Rob Weigand(2018), Corporate dividend policy revisited, *Managerial Finance* Vol. 41 No. 2, 2018 pp. 126-144
- Hyytinen, A& Pajarinen, M. (2005). External finance, firm growth and the benefits of information disclosure: evidence from Finland. *European journal of Law and economics*, vol 19, pp 69-93
- Ishida, S. (2014). The effect of unconditional and conditional conservatism on corporate financing activity: evidence from Japan. Available at www.ssrn.com 71
- Jan, H, & Werner, J. (2009). Conditional conservatism, debt markets and financial structure: further evidence from the United Kingdom. Available at www.ssrn.com
- Jappelli, T& Pagano, M. (2011). Transparency, tax pressure and access to finance. Available at www.ssrn.com
- Jones, A, & Shourideh, A. (2012). External financing and the role of financial frictions over the business cycle: measurement and theory. Available at www.ssrn.com
- Kirio, B. (2014). Firm access to external financing, corporate investment and economic growth in Kenya. Available at www.ssrn.com
- Lak, L. (2013). Review of the relationship between conservatism and cash flows arising from the financing activities. *Journal of novel applied science*.
- Lee, J. (2011). The role of accounting conservatism in firms financial decisions. Working paper
- Li, J. (2012). Accounting conservatism and debt contracts: efficient liquidation and covenant renegotiation. *Tepper school of business*. Available at www.ssrn.com
- Pedro, G, Pedro, M, & Juan, P. (2014). The role of accruals quality in the access to bank debt. *Journal of banking and finance*, vol 38, pp 186-193 Qi, C, & Zhang, J. (2010). Accrual quality, bond liquidity and cost of debt. Available at www.ssrn.com
- performance of stock returns following external financing activities. The
- Shan, Y, Taylor, S, & Walter, T. (2012). Earnings management or measurement error? The effect of external financing on unexpected accruals. *University of Technology. Sydney*
- Tan, Y, Zhu, Z, Zeng, C& GAO, M. (2014). Does external finance pressure affect corporate disclosure of Chinese non-state-owned enterprises? *International review of financial analysis*.

- Wu, Y. (2013). Empirical research o the influence of accounting conservatism on defnancing efficiency in China. Journal ofconvergence information technology, vol 8. No 7

عوامل ایجاد فشار عصبی در حسابرسان و نقش آن بر عملکرد آن‌ها

فرزین خوشکار^۱، مسعود جدیری^۲، رضا لویمی^۳

کد مقاله: ۱۷۵۴۳

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی عوامل ایجاد فشار عصبی در حسابرسان و نقش آن بر عملکرد آن‌ها انجام شد. پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نوع پیمایشی می‌باشد. اطلاعات لازم برای تحقیق، از طریق مطالعه مبانی نظری و تدوین پرسشنامه به حجم ۳۲۰ نفر و به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده، از حسابرسان شاغل در سازمان حسابرسی و مؤسسات حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی، در سال ۱۳۹۶ جمع‌آوری شد. جهت دستیابی به اطلاعات آماری تحقیق حاضر از پرسشنامه محقق ساخته ۲۰ گویه‌ای که از روایی محتوایی، سازه و پایایی بالایی برخوردار می‌باشد استفاده شد. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که بین ساختار نامناسب سازمان، عوامل فشارزای فردی، شرایط مادی و سیاست سازمان در ایجاد فشار عصبی در حسابرسان و عملکرد آن‌ها رابطه معناداری وجود دارد.

واژگان کلیدی: فشار عصبی، عملکرد حسابرسان، ساختار نامناسب سازمان، شرایط مادی، سیاست سازمان.

۱- مدرس گروه حسابداری مدیریت، موسسه آموزش عالی ناصر خسرو، ساوه

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصر خسرو، ساوه (مسئول مکاتبات) masoud.jodeiry@gmail.com

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصر خسرو، ساوه

مسئله فشارهای عصبی و علل و عوارض آن در بحث رفتار سازمانی به تازگی گشوده شده است و علمای این دانش مدت کوتاهی است که به تحلیل فشار روانی و آثار آن در سازمان و عملکرد اعضای آن پرداخته‌اند (پورعمادی و همکاران، ۱۳۸۷). در دنیای صنعتی امروز که مدام در حال تغییر و پیشرفت است، هرروز تغییر و تحولی جدید رخ می‌دهد که به تبع این تغییرات نیازهایی برای نیروی انسانی به وجود می‌آید تا بتواند به همراه این تغییرات و برای رفع این نیازها، تغییر نماید. این تحولات در انسان ایجاد فشار عصبی می‌کند که با توجه به اهمیت آن برای حسابرسان^۱ این مسئله از اهمیت بیشتری برخوردار می‌شود. این فشارهای عصبی به دلیل عوارض مختلف جسمی و روانی که تأثیر به سزایی در تصمیم‌گیری و تعیین خط‌مشی‌های سازمان‌ها دارد، موردتوجه قرار می‌گیرند و باید راه‌هایی برای کاهش یا کنترل این فشارهای عصبی اندیشید (خلیفه سلطانی و همکاران، ۱۳۹۴). در این میان استرس^۲ به یکی از رایج‌ترین و پرهزینه‌ترین مشکلات محیط‌های کاری تبدیل شده است. سازمان ملل متحد، تنش شغلی را بیماری قرن بیستم دانست و چندی بعد سازمان بهداشت جهانی نیز آن را مشکلی همه‌گیر در جهان اعلام نمود (وئوئی نیری و همکاران، ۱۳۹۵). یکی از مهم‌ترین عوامل استرس‌زا در جامعه کنونی شغل می‌باشد (جانگوی،^۳ ۲۰۰۷). استرسی که افراد شاغل در محیط‌های شغلی با آن روبرو می‌شوند علل و منابع مختلفی دارد که از آن جمله می‌توان به شرایط بد شغلی، حجم بسیار زیاد کار (بار کاری زیاد)، انجام کار به صورت شیفیتی، زمان کاری طولانی، تضاد نقش، ارتباطات ضعیف بین همکاران و مدیران و کارکنان رده پایین‌تر، وجود ریسک فاکتورها و عوامل آسیب‌زا و نیز توجه کم به کارکنان اشاره کرد (موجونولا،^۴ ۲۰۰۸). اهمیت استرس نه فقط به خاطر خسارت‌های اقتصادی آن، بلکه اثرات منفی آن بر سلامت جسم و روان افراد است (کاسیدی،^۵ ۱۹۹۹). امروزه، مشخص شده است که استرس با بسیاری از بیماری‌های جسمی و روانی ارتباط داشته و یا در ایجاد، تحول و گسترش آن نقش دارد (رودس،^۶ ۲۰۰۰). در این بین شواهد نشان داده نوع شغل در ابتلای کارکنان به فشارهای عصبی نقش اساسی داشته است. تحولات شغلی مانند تغییرات سازمانی، حقوق و دستمزد و ترفیع شغلی است که به شکلی به افراد فشار می‌آورد و آنان را دچار آشفتگی، نگرانی، تشویش و اضطراب می‌نماید (خاتونی و همکاران، ۱۳۹۰). حسابداری و به‌ویژه حسابرسی از دیرباز به عنوان حرفه‌ای با سطوح بالای استرس شناخته شده است. (کمپل،^۷ ۱۹۸۸)؛ چراکه حسابرسان با تعداد زیادی از افراد درون سازمانی و برون سازمانی روبه‌روند که خواهان طیف وسیعی از نیازها و انتظارات هستند که به طبع برآورده کردن این انتظارات و تقاضاهای متنوع از سوی صاحب کاران، آن هم در محیط کاری که خود صاحب کار مشخص می‌کند، برای حسابرسان موقعیت‌های استرس‌زایی را ایجاد می‌کند (گولسبی،^۸ ۱۹۹۲). استرس در سطوح بالا نیز می‌تواند تأثیر منفی بر عملکرد شغلی حسابرسان داشته باشد. بر اساس نتایج برخی از پژوهش‌ها، استرس بالای ناشی از کار یکی از دلایل اصلی بروز فرسودگی شغلی، نارضایتی شغلی و عملکرد شغلی ضعیف است (اسماعیل،^۹ ۲۰۱۱). نتایج پژوهش پارک^{۱۰} (۲۰۰۷) نیز نشان داد زمانی که حسابرسان سطح متوسطی از استرس یا فشار را در محیط کار خود احساس می‌کنند، عملکرد آنها در حد مطلوب است. باین حال، اگر حسابرسان سطح شدیدتری از استرس را دریافت کنند عملکرد آنها به طور قابل توجهی کاهش می‌یابد از این رو، می‌توان مخرب‌ترین نتیجه استرس شغلی بر عملکرد حسابرسان را، کیفیت نامطلوب کار انجام‌شده (گزارش حسابرسی تهیه‌شده) به وسیله آنها دانست (آلمر و کاپلن^{۱۱}، ۲۰۰۲)؛ و این‌طور نتیجه گرفت که اختلال عملکرد رفتار حسابرسان بیانگر اعمال مشخص حسابرسان است که فرصت حسابرسی غیراستاندارد را فراهم می‌کند (براتن^{۱۲}، ۲۰۱۳).

با توجه به حساسیت شغل حسابرسی و با در نظر گرفتن اثرات شناخته شده استرس بر سلامت عمومی افراد و اهمیت سلامت جسمی و روانی کارکنان، تحقیق حاضر با هدف بررسی عوامل ایجاد فشار عصبی در حسابرسان و نقش آن بر عملکرد آنها انجام خواهد شد. اهمیت و ضرورت این تحقیق از آنجا افزایش می‌یابد که بررسی و کشف تأثیر فشارهای عصبی ناشی از کار (استرس) و تأثیر آن بر بهره‌وری سازمانی و همچنین عملکرد کارکنان می‌تواند به مدیران کمک کند تا با شناخت هرچه بهتر و بیشتر فشارهای عصبی و میزان استرس موجود در محیط‌های کاری خود با یک برنامه‌ریزی دقیق در جهت استفاده از تمام ظرفیت‌های سازمانی و بهبود عملکرد کارکنان بهره‌ی لازم را ببرند.

- 1 auditors
- 2 stress
- 3 Jungwee
- 4 Mojinyinola
- 5 Cassidy
- 6 Rhodes
- 7 Campbell
- 8 Goolsby
- 9 Ismail
- 10 Park
- 11 Almer, and. Kaplan
- 12 Bratten

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۱-۲- عملکرد

عملکرد یکی از مفاهیم بنیادین در مدیریت به شمار می‌رود؛ چراکه بسیاری از وظایف مدیریت بر اساس آن شکل می‌گیرد؛ به عبارتی، موفقیت سازمان‌ها را می‌توان در آینه عملکردشان مشاهده کرد (ابزری، ۱۳۸۸). فرهنگ انگلیسی آکسفورد عملکرد را به‌عنوان "اجرا، به کار بستن، انجام دادن هر کار منظم یا تعهد شده" تعریف می‌کند. این تعریف علاوه بر اینکه با ستادها و برون‌دادها مرتبط است، نشان می‌دهد که عملکرد با کار و نتایج آن ارتباط تنگاتنگ دارد. بنابراین عملکرد را می‌توان به‌عنوان "رفتار" تلقی کرد (روشی که سازمان‌ها، گروه‌ها و افراد برای کاری استفاده می‌کنند). کمپل^۱ (۱۹۹۵) بر باور است که در عملکرد، رفتار وجود دارد و باید از نتایج متمایز باشد؛ زیرا برخی از عوامل سامانه‌ها می‌توانند نتایج را از بین ببرند (باسی^۲، ۲۰۰۶). متناسب با عملکرد که از دریچه‌های مختلف مورد مطالعه قرار می‌گیرد، اهداف نیز از دریچه‌های مختلفی بروز می‌کند. عملکرد را مطابق با تعریف یادشده می‌توان این‌گونه بیان کرد که توانایی سامانه سنجش در دستیابی به نتایج مرتبط با اهداف سنجش است (راس و همکاران^۳، ۲۰۱۲).

۲-۲- استرس و فشارهای عصبی

استرس از کلمه لاتین استرینگر مشتق شده است که به معنای در آغوش گرفتن، فشردن و باز فشردن است. در علم پزشکی امروز، برداشتهای مختلفی از استرس صورت گرفته است. اجبار و اضطراب نسبت به محرک‌ها، هیجان نسبت به واکنش‌های روانی که ایجاد می‌گردد و اضطراب نسبت به تغییرات فیزیولوژیک ناشی از آن، از جمله این برداشتها هستند (سجادی جاغرق و همکاران، ۱۳۹۳). معنی اصلی استرس یا فشار از سال ۱۹۳۶ دچار دگرگونی شده و از این سال بود که کلمه استرس را به معنای فشارهای عصبی که مدیران و افراد دیگر با آن مواجه می‌شوند به کار بردند (سینایی، ۱۳۸۳). در تعریفی مشخص، استرس، افسردگی بدنی یا عاطفی است که بر اثر مسائل یا مشکلات واقعی یا تصویری پدید می‌آید و گاه سبب رسیدن آسیب‌های فراوانی به فرد و سازمان می‌شود. همچنین به عکس‌العمل افراد در برابر ویژگی‌های محیط که تهدید به شمار می‌آید نیز اطلاق می‌شود (سرفرازی و همکاران، ۱۳۹۲). در تعریف دیگری، استرس به مجموعه واکنش‌های عمومی انسان نسبت به عوامل ناسازگار و پیش‌بینی‌نشده داخلی و خارجی اطلاق شده، بدین گونه که هرگاه تعادل داخلی یا خارجی از میان برود، پدید می‌آید. هرچند فشار عصبی به شکل‌های مختلف تعریف شده است؛ اما زمینه مشترک همه آن تعاریف این است که علت ایجاد فشار عصبی وجود محرکی به‌صورت فیزیکی یا روانی است و فرد به طریقی خاص نسبت به آن عکس‌العمل نشان می‌دهد. (مورهد گریفین، ۱۳۸۴) منشأ فشارهای عصبی در سازمان از نظر مک گراث (۱۹۷۳) شش نوع است. فشارهای مربوط به خود شغل، فشارهای مربوط به نقش، فشارهای مربوط به مجموعه‌های رفتاری، فشارهایی که از محیط فیزیکی نشأت می‌گیرد، فشارهایی که منشأ آن محیط اجتماعی است و بالاخره فشارهای درون شخصی. (سینایی، ۱۳۸۳) همچنین استرس شغلی^۴ را عبارت از پاسخ‌های هیجانی آزاردهنده‌ای می‌دانند که در صورت عدم تناسب بین خواسته‌ها و الزامات شغل با استعداد، منابع یا نیازهای کارکنان بروز می‌کند. استرس شغلی را می‌توان روی هم جمع شدن عامل‌های استرس‌زا و آن‌گونه وضعیت‌های مرتبط با شغل دانست که بیشتر افراد نسبت به استرس‌زا بودن آن اتفاق نظر دارند در تعریفی دیگر که از استرس شغلی ارائه شده است چنین آمده است: کنش متقابل بین شرایط کار و ویژگی‌های فردی شاغل به‌گونه‌ای است که خواسته‌های محیط کار (و در نتیجه، فشارهای مرتبط با آن) بیش از آن است که فرد به توان از عهده آنها برآید (و ثوقی نیری و همکاران، ۱۳۹۵).

۲-۳- رابطه فشارهای عصبی با عملکرد حساب‌رسان

یکی از عواملی که باعث علاقه‌مندی دانشمندان به مطالعه استرس شده است، ارتباط بین استرس و عملکرد است. از این‌رو استرس یکی از موضوعاتی است که در حوزه مدیریت و رفتار سازمانی مورد مطالعه و بررسی قرار می‌گیرد. لذا سازمان‌ها در برنامه خود توجه زیادی به مطالعه، کنترل و کاهش استرس در محیط کار نموده تا از این طریق هم از هزینه‌های مربوط به آسیب‌های جسمی و روانی استرس بکاهند و هم باعث ارتقای بهره‌وری کارکنان خود شوند (دویل^۵، ۲۰۰۳). مک گراث^۶ (۲۰۰۱) در رابطه استرس با عملکرد می‌گوید: وقتی که فشار روانی در درون سازمان زیاد شود و یا برای مدت طولانی به درازا بکشد، فرد از نظر جسمی و روانی ضعیف و خسته می‌شود و نمی‌تواند

1 Campbell

2 Busi

3 Rus et al

4 Job Stress

5 Doyle

6 Mac Grath

تولید مطلوبی داشته باد. نتیجه پژوهش او نشان داد استرس یا فشارهای خیلی زیاد سبب کاهش عملکرد کارکنان می‌شود. نتایج تحقیقات (اسپکتور^۱، ۲۰۱۳؛ راس، ۲۰۱۲؛ جیسمان^۲، ۲۰۰۴) نیز به نتایج مشابهی در این زمینه رسید. یرکز و دادسون ارتباط استرس و عملکرد را در قالب (قانون یرکز و دادسون) به شکل یک منحنی یو شکل وارورنه نشان داده‌اند که در این شکل عملکرد سازمانی در بالاتری سطح قرار دارد که استرس بهینه وجود دارد. وقتی استرس کم و خیلی زیاد است، عملکرد پایین است و تنها زمانی که استرس در حد متوسط بهینه است (استرس خوش‌خیم) عملکرد فرد نیز حداکثر است (مقیمی، ۱۳۷۷). از طرفی کیفیت بالای خدمات حسابرسی مستلزم عملکرد شغلی بالای حسابرسان است که به‌عنوان سازه بسیار مهمی در روانشناسی صنعتی و سازمانی مطرح شده است. به اعتقاد روگلبِرگ، موفقیت و شکست یک سازمان به عملکرد کارکنان آن بستگی دارد و تقریباً اهم تلاش مدیران و روانشناسان صنعتی و سازمانی به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم در جهت بهبود عملکرد شغلی کارکنان است (راگلبِرگ و ریتل پالمان، ۲۰۱۲). این مهم ضرورت تأثیر عوامل استرس‌زا و موجد فشار عصبی بر عملکرد حسابرسان را نشان می‌دهد

۳- پیشینه پژوهش

جوهادیا جوهری و همکاران^۳ (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان تأثیر کار بیش از حد، فشار زمانی و فشار اجتماعی بر عملکرد شغلی حسابرسان، با بررسی ۲۰۳ حسابرس دولتی در مالزی به این نتیجه رسیدند که هیچ ارتباط معناداری در مورد کار اضافی با عملکرد شغلی حسابرسان وجود ندارد. با این حال نتیجه این تحقیق نشان داد که عامل فشار زمان رابطه معناداری با عملکرد شغلی حسابرسان دارد، اما فشار تأثیر اجتماعی رابطه منفی معنی داری بر عملکرد شغلی حسابرسان نشان دارد. یان و ژی^۴ (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان تأثیر فشار کاری بر کیفیت کار حسابرسان در چین به این نتیجه رسیدند که بین استرس شغلی و کیفیت حسابرسی در حسابرسی‌های اولیه مشتریان جدید ارتباط منفی معنی داری وجود دارد. و درک استرس شغلی به ویژگی‌های فردی حسابرسان بستگی دارد. حسابرسان از موسسات حسابرسی بین المللی بیشتر از کارشناسان صنعت به استرس کار پاسخ می‌دهند. شوفیاتول و همکاران^۵ (۲۰۱۶)، در پژوهشی به بررسی تأثیر تضاد نقش و ابهام نقش بر تمایل خدمت حسابرسان پرداختند. بر اساس نتایج حاصله، تضاد نقش بر تمایل به ترک خدمت حسابرسان تأثیر مثبت دارد هرچند تأثیر ابهام نقش بر تمایل به ترک خدمت آن‌ها معنی‌دار نیست.

ویارسی و همکاران^۶ (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر عوامل استرس‌زای شغلی شامل ابهام نقش، تعارض نقش و ازدیاد نقش بر فرسودگی شغلی حسابرسان از طریق متغیر مداخله‌گر هوش هیجانی پرداختند. نتایج نشان داد که هوش هیجانی عامل تضعیف‌کننده اثر ابهام نقش، تعارض نقش و ازدیاد نقش بر فرسودگی شغلی حسابرسان در مؤسسات اندونزیایی است. یوتامی و نهاریتیو^۷ (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان تأثیر نوع شخصیت بر فرسودگی شغلی حسابرسان به بررسی اثر تعدیل‌کننده نوع شخصیت تحت تأثیر عوامل استرس‌زای شغلی شامل ابهام نقش، تعارض نقش و گرانباری نقش بر فرسودگی شغلی حسابرسان پرداختند و نشان دادند که نوع شخصیت تأثیر تعارض نقش و گرانباری نقش را بر فرسودگی شغلی تشدید می‌کند. جونز و همکاران^۸ (۲۰۱۰) به بررسی تأثیر شیوه زندگی سالم به‌عنوان یک سازوکار مقابله‌ای برای نقش استرس و دستاوردهای کارایی شغلی در بین حسابرسان پرداختند. نتایج آنها نشان داد که استرس با میانجیگری فرسودگی شغلی و اثری که بر سلامت روان می‌گذارد، تأثیر منفی بر کارایی شغلی دارد.

آلمر و کاپلن^۹ (۲۰۰۲) در پژوهشی به بررسی تأثیر استرس (متشکل از ابهام نقش و تعارض نقش) بر عملکرد شغلی حسابرسان پرداختند. نتایج آنها نشان داد که با وجود تأثیر منفی ابهام نقش بر عملکرد شغلی، تعارض نقش به‌طور قابل توجهی عملکرد شغلی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. قجر و همکاران^{۱۰} (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر استرس کاری حسابرسان بر کیفیت حسابرسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که استرس کاری حسابرسان، بر کیفیت حسابرسی تأثیر می‌گذارد؛ همچنین تأثیر استرس کاری حسابرسان بر کیفیت حسابرسی، به طور عمده در تعامل حسابرسی اولیه با یک مشتری جدید مشاهده می‌شود.

وئوقی نیری و همکاران^{۱۱} (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر استرس شغلی بر سلامت عمومی و عملکرد شغلی کارکنان مراقبت پرواز به این نتیجه رسیدند که بین استرس ناشی از محیط کار با عملکرد شغلی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. بدین معنی که با افزایش استرس شغلی عملکرد شغلی کاهش می‌یابد. همچنین سلامت عمومی نقش واسطه‌ای در رابطه با استرس ناشی از محیط کار و عملکرد شغلی دارد. یافته‌های پژوهش مرویان حسینی و لاری دشت بیاض^{۱۲} (۱۳۹۴) در پژوهشی با عنوان

1 Spector

2 Gimsia

3 Juhaida Johari

4 Yan & Xie

5 Shofiatul & et al.

6 Wiryathi

7 Utami, I. and E. Nahartyo

8 Jones

بررسی نقش فرسودگی شغلی در رابطه بین استرس و عملکرد شغلی حساب‌برسان نشان‌دهنده وجود رابطه بین استرس شغلی، فرسودگی شغلی و عملکرد شغلی است. به عبارت دیگر، نتایج حاکی از تأیید ارتباطی مثبت و معنادار میان استرس شغلی با فرسودگی شغلی و تأیید رابطه منفی و معنادار میان فرسودگی شغلی با عملکرد شغلی حساب‌برسان است. همچنین، رابطه منفی استرس شغلی با عملکرد شغلی از طریق متغیر میانجی فرسودگی شغلی مورد تأیید قرار گرفت.

علوی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر فشار شغلی بر سلامت روان کارکنان اداری پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که نزدیک به یک‌ششم کارکنان اداری مورد مطالعه، مشکوک به اختلال در سلامت روان بودند. اکثر افراد، فشار شغلی بالا یا غیرفعال داشتند که هر دو، وضعیت‌های نامطلوبی به حساب می‌آیند و افرادی که فشار شغلی کمتری داشتند از سلامت روان بالاتری برخوردار بودند. سرفرازی و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان بررسی فشارهای عصبی ناشی از کار و نقش آن در کاهش بهره‌وری سازمان هلال‌احمر استان فارس به این نتیجه رسیدند که فشارهای عصبی عاملی برای کاهش بهره‌وری محسوب نمی‌شود؛ ولی آنان معتقد هستند که در محیط کاری آنها زمینه برای آسیب‌دیدگی وجود دارد و این یکی از عواملی است که باعث کاهش بهره‌وری سازمانی آنها می‌شود. همچنین نتایج آنها نشان داد که هرچه حجم کار، تعارض در نقش و شغل مهم‌تر باشد، استرس کارکنان کاهش می‌یابد. پورعمادی و همکاران (۱۳۸۷) در پژوهشی با عنوان عوامل ایجاد فشار عصبی در مدیران و نقش آن بر عملکرد آنها در مراکز آموزش علمی-کاربردی جهاد کشاورزی به این نتیجه رسیدند که در مجموع تأثیر عوامل پنجگانه (عوامل فشارزا) بر عملکرد مدیریت یکسان نبوده و بیشترین تأثیر مربوط به فشارهای عصبی ناشی از عوامل برون‌سازمانی و کمترین تأثیر مربوط به فشارهای عصبی ناشی از تعارض نقش بوده است.

۴- فرضیه پژوهش

۴-۱- فرضیه اصلی

بین عوامل مؤثر بر ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد.

۴-۲- فرضیه‌های فرعی

- بین ساختار نامناسب سازمان در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد.
- بین عوامل فشارهای فردی در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد.
- بین شرایط مادی در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد.
- بین سیاست سازمان در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد.

۵- روش‌شناسی پژوهش

تحقیق حاضر پیمایشی و از نظر اهداف، کاربردی می‌باشد. به منظور گردآوری اطلاعات در زمینه مبانی نظری و ادبیات تحقیق موضوع، از منابع کتابخانه‌ای (مقالات داخلی و خارجی و پایان‌نامه‌ها) و همچنین با توجه به پیمایشی بودن پژوهش، از پرسشنامه محقق ساخته (سوالات پرسشنامه با توجه به مبانی نظری پژوهش طراحی شده است) که بر اساس طیف لیکرت امتیازبندی شده است، استفاده شده است. برای سنجش روایی پرسش‌نامه‌های مورد استفاده در این تحقیق، از روایی صوری و برای بررسی پایایی آن از روش آلفای کرونباخ استفاده شده است. جامعه آماری این پژوهش شامل حساب‌برسان شاغل در سازمان حسابرسی و مؤسسات حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی است می‌باشد که بنابر آمار شامل ۲۰۸۴ نفر از حساب‌برسان رسمی از ۴۰ شرکت حسابرسی می‌باشد و برای جمع‌آوری اطلاعات از روش نمونه‌گیری ساده استفاده می‌شود برای تخمین حجم نمونه از تکنیک‌های تخمین آماری استفاده می‌شود.

با توجه به اینکه حجم جامعه نامشخص و واریانس آن نیز مشخص نیست، برای تعیین اندازه نمونه، حجم مناسبی از نمونه که معرف کل جامعه باشد، با استفاده از روش زیر انتخاب و تحقیق بر روی آنها انجام گرفت.

$$n = \frac{(Z_{\alpha/2} \cdot \sigma)^2}{d}$$

مقدار بیشینه انحراف معیار برای طیف لیکرت در این روش نمونه‌گیری ۰.۶۶ است (مومنی، ۱۳۸۷). با استفاده از این روش و با سطح اطمینان ۹۹ درصد و دقت برآورد ۰.۰۱ حجم نمونه به شرح زیر محاسبه شده است:

$$n = \frac{(Z_{\alpha/2} \cdot \sigma)^2}{d} = \frac{(2.326 \cdot 0.66)^2}{0.01} = 235$$

با توجه به میزان نمونه انتخاب شده، در راستای تعمیم بیشتر نتایج به دست آمده اقدام به توزیع ۳۲۰ پرسشنامه در بین حسابرسان شاغل در مؤسسات حسابرسی ذکر شده شد. به این ترتیب که در میان هریک از مؤسسات حسابرسی تعداد ۸ پرسشنامه توزیع شد. از بین پرسشنامه‌های توزیع شده تعداد ۲۵۱ پرسشنامه استرداد گردید که از این میان تعداد ۲۱۲ پرسشنامه به طور کامل پاسخ داده شد و قابل استفاده بود. همچنین در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل داده‌های جمع آماری شده توسط پرسشنامه از نرم افزار آماری SPSS ورژن ۲۵ استفاده شده است. آزمون‌های آماری مورد استفاده در این پژوهش، آزمون کولموگروف اسمیرنوف، آزمون t تک نمونه‌ای، رگرسیون، ضریب همبستگی پیرسون می باشد.

۶- متغیرهای پژوهش

۶-۱- متغیرهای مستقل

۶-۱-۱- ساختار نامناسب سازمان

منظور از ساختار نامناسب سازمان تمرکز بیش از حد و عدم وجود اختیار کافی برای تصمیم‌گیری، عدم امکان ارتقا و پیشرفت تخصص گرای افراطی و جزیی شدن وظایف شغلی، تضادهای صف و ستاد می باشد.

۶-۱-۲- عوامل فشارزای فردی:

نتایجی هستند که عمدتاً بر فرد اثر می گذارند. هرچند ممکن است سازمان نیز به طور مستقیم یا غیرمستقیم از این پیامد متأثر شود، ولی این افراد است که بهای اصلی را می پردازد. در اینجا منظور از عوامل فشارزای فردی عواملی هستند که از جانب خانواده، دوستان و یا حجم کار، عملکرد حسابرسان را تحت تأثیر قرار می دهد.

۶-۱-۳- شرایط مادی

منظور از شرایط مادی حقوق و دستمزد پرداختی کارکنان به کارکنان است که باید در آنها ایجاد انگیزه لازم را فراهم آورد. به عبارت دیگر کارکنان باید مقدار حقوق و دستمزد پرداختی را با کار انجام شده خود مرتبط و منصفانه بدانند. تحقیقات بسیاری ارتباط بین حقوق و دستمزد و افزایش کارایی و بهره‌وری را در سازمان نشان داده است. پرداخت‌های سازمان به کارکنان باید بر اساس عدالت باشد. آنچه به عنوان معیار انگیزشی در حقوق و دستمزد به حساب می آید درک عادلانه و منصفانه بودن حقوق و دستمزد از جانب کارکنان است.

۶-۱-۴- سیاست سازمان

به فعالیت‌های درون سازمان‌ها برای اکتساب، گسترش و به کارگیری قدرت و سایر منابع، برای به دست آوردن رهاوردهایی ترجیح داده شده در یک وضعیتی که در آن عدم اطمینان یا عدم توافق در ارتباط با انتخاب‌ها (گزینه‌ها) وجود دارد، اطلاق می گردد. سیاست سازمانی، اقدامات آگاهانه نفوذ، برای ارتقا یا حفاظت از نفع شخصی افراد یا گروه‌ها را در بر می گیرد.

۶-۲- متغیر وابسته

۶-۲-۱- عملکرد حسابرسان

از ربابی عملکرد حسابرس فعالیتی است که مدیر در جریان پروژه‌های حسابرسی خود انجام می دهد. این فعالیت شامل جمع‌آوری اطلاعات و داوری درباره وضعیت تجربه‌اندوزی و پیشرفت حسابرس است. جمع‌آوری اطلاعات عملکردی حسابرسان به شیوه‌های مختلف صورت می گیرد و نیازمند کسب مهارت و جاری سازی رویکردهایی مناسب در این زمینه است. مدیر و یا سرپرست باید با استفاده از نتایج به دست آمده از سنجش و ملاحظه اهداف و انتظارات درباره وضعیت حسابرس داوری کند، همچنین نقاط ضعف و قوت را شناسایی و برای بهبود فعالیت‌ها ضمن ارائه توصیه‌ها و بازخورد مناسب در فرآیند پرداخت و ارتقاء نیز لحاظ نماید (کاظمی و اسماعیل پورزنجان، ۱۳۹۵) قابل ذکر است که برای اندازه‌گیری این متغیرها و نحوه تأثیر آنها بر متغیر وابسته از پرسشنامه ۲۰ گویه ای استفاده شد که روایی و پایایی آن در سطح بهینه‌ای به دست آمده است.

۷- برآورد مدل و تحلیل یافته‌های پژوهش

در جدول ۱ برخی از مفاهیم آمار توصیفی متغیرها، شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، حداکثر و حداقل مشاهدات و ... ارائه شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	کشی‌دگی	چولگی
عملکرد	۱,۵۰	۵	۳,۲۵۰	۰,۸۱	۰,۳۱۷	-۰,۴۲
ساختار نامناسب سازمان	۱,۲۵	۵	۲,۹۲	۰,۸۵	۰,۳۸۳	-۰,۰۸۳
عوامل فشارزای فردی	۱,۵۰	۵	۳,۳۴	۰,۷۰	-۰,۰۳۴	۰,۰۴۱
شرایط مادی	۱,۷۵	۵	۳,۷۸	۰,۷۳	-۰,۵۱۷	-۰,۰۶۸
سیاست سازمان	۲	۵	۳,۸۸	۰,۷۶	-۰,۴۱۵	۰,۵۶۶

از بین شاخص‌های مرکزی میانگین مهم‌ترین آنها محسوب می‌شود که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است. مقدار انحراف معیار، کمینه و بیشینه نیز پراکندگی داده را نشان می‌دهد. هر چه مقدار انحراف معیار کمتر باشد، داده‌ها حول میانگین متغیر متمرکزترند. همچنین اگر چولگی متغیری کمتر از ۲- و از ۲ بزرگ‌تر باشد آن توزیع مطلقاً نرمال نیست. جدول نشان می‌دهد که توزیع داده‌ها تقریباً نرمال است. در این پژوهش از آزمون معتبر کلموگروف-اسمیرنوف جهت بررسی نرمال بودن توزیع متغیرهای اصلی استفاده می‌شود در تفسیر نتایج آزمون، چنانچه مقدار سطح خطای مشاهده شده از ۰/۰۵ بیشتر باشد، در آن صورت توزیع مشاهده شده با توزیع نظری یکسان است و تفاوتی بین این دو وجود ندارد؛ یعنی توزیع به‌دست‌آمده توزیع نرمال است؛ اما چنانچه مقدار معنی‌داری از ۰/۰۵ کوچک‌تر باشد آنگاه توزیع مشاهده شده با توزیع مورد انتظار متفاوت است و توزیع فوق نرمال نخواهد بود نتایج این آزمون نشان داد که توزیع مورد انتظار با توزیع مشاهده شده برای تمام متغیرها تفاوت معنی‌داری ندارد و بنابراین توزیع این متغیرها نرمال است. در ادامه پژوهش ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش به شرح جدول ۲ محاسبه شده‌اند.

جدول ۲- ضریب همبستگی متغیرهای پژوهش

ضریب همبستگی (سطح معناداری)	عملکرد
عملکرد	۱
ساختار نامناسب سازمان	۰,۷۷۶ ۰,۰۰۰
عوامل فشارزای فردی	۰,۴۵۶ ۰,۰۰۰
شرایط مادی	۰,۴۲۰ ۰,۰۰۰
سیاست سازمان	۰,۴۳۰ ۰,۰۰۰

همان‌طور که در جدول ۲ نشان داده شده است میان تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته همبستگی معنی‌داری وجود دارد. در مرحله بعد از آزمون F آنالیز واریانس جهت معنادار بودن رگرسیون استفاده می‌شود. این نتایج در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳- آزمون F آنالیز واریانس جهت معنادار بودن رگرسیون

متغیر	مجموع مربعات	میانگین مربعات	درجه آزادی	F	سطح معناداری
ساختار نامناسب سازمان	۳۱,۰۱۰	۳۱,۰۱۰	۱	۱۱۶,۵۳۳	۰,۰۰۰
عوامل فشارزای فردی	۱۰,۷۰۲	۱۰,۷۰۲	۱	۲۰,۱۹۹	۰,۰۰۰
شرایط مادی	۹,۰۹۲	۹,۰۹۲	۱	۱۶,۵۰۸	۰,۰۰۰
سیاست سازمان	۹,۵۳۵	۹,۵۳۵	۱	۱۷,۴۶۹	۰,۰۰۰

نتایج نشان می‌دهد که در تمامی متغیرها سطح معنی‌داری کمتر از (۰,۰۵) است و می‌توان گفت که رگرسیون معنادار است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه فرعی اول: بین ساختار نامناسب سازمان در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد.

جدول ۴- آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیر	بتا	T	سطح معناداری
مقدار ثابت	-	۵,۲۹۱	۰,۰۰۰۰
ساختار نامناسب سازمان در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان	۰,۷۷۶	۱۰,۷۹۵	۰,۰۰۰۰

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول سطح معنی داری آماره t مربوط به متغیر ساختار نامناسب سازمان کوچکتر از $۰,۰۵$ بوده ($۰,۰۰۰$) یعنی معنی دار است و ضریب آن ($۰,۷۷۶$) مثبت می باشد و مقدار آماره t برای آن برابر با $۷۹۵/۱۰$ می باشد این مقدار آماره t در ناحیه رد فرض صفر قرار می گیرد؛ بنابراین می توان گفت متغیر ساختار نامناسب سازمان در مدل پژوهش معنی دار و مثبت است؛ پس می توان گفت بین ساختار نامناسب سازمان در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد؛ یعنی فرضیه اول تأیید می گردد.

فرضیه فرعی دوم: بین عوامل فشارزای فردی در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد.

جدول ۵- آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیر	بتا	T	سطح معناداری
مقدار ثابت	-	۳,۷۰۶	۰,۰۰۰۰
عوامل فشارزای فردی در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان	۰,۴۵۶	۴,۴۹۴	۰,۰۰۰۰

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول سطح معنی داری آماره t مربوط به متغیر عوامل فشارزای فردی کوچکتر از $۰,۰۵$ بوده ($۰,۰۰۰$) یعنی معنی دار است و ضریب آن ($۰,۴۵۶$) مثبت می باشد و مقدار آماره t برای آن برابر با $۴,۴۹۴$ می باشد این مقدار آماره t در ناحیه رد فرض صفر قرار می گیرد؛ بنابراین می توان گفت متغیر عوامل فشارزای فردی سازمان در مدل پژوهش معنی دار و مثبت است؛ پس می توان گفت بین عوامل فشارزای فردی در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد؛ یعنی فرضیه دوم تأیید می گردد.

فرضیه فرعی سوم: بین شرایط مادی در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد.

جدول ۶- آزمون فرضیه سوم پژوهش

متغیر	بتا	T	سطح معناداری
مقدار ثابت	-	۳,۳۸۲	۰,۰۰۱
شرایط مادی در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان	۰,۴۲۰	۴,۰۶۳	۰,۰۰۰

فرضیه فرعی چهارم: بین سیاست سازمان در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد.

جدول ۷- آزمون فرضیه چهارم پژوهش

متغیر	بتا	T	سطح معناداری
مقدار ثابت	-	۳,۴۳۳	۰,۰۰۱
سیاست سازمان در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان	۰,۴۳۰	۴,۱۸۳	۰,۰۰۰

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول سطح معنی داری آماره t مربوط به متغیر سیاست سازمان کوچکتر از $۰,۰۵$ بوده ($۰,۰۰۰$) یعنی معنی دار است و ضریب آن ($۰,۴۳۰$) مثبت می باشد و مقدار آماره t برای آن برابر با $۴,۱۸۳$ می باشد این مقدار آماره t در ناحیه رد فرض صفر قرار می گیرد؛ بنابراین می توان گفت متغیر سیاست سازمان در مدل پژوهش معنی دار و مثبت است؛ پس می توان گفت بین عوامل سیاست سازمان در ایجاد فشار عصبی در حساب‌برسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد؛ یعنی فرضیه چهارم تأیید می گردد.

۸. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش با هدف بررسی عوامل ایجاد فشار عصبی در حساب‌رسان و نقش آن بر عملکرد آن‌ها انجام شد. همان‌طور که گفته شد اطلاعات لازم برای تحقیق، از طریق مطالعه مبانی نظری و تدوین پرسشنامه به حجم ۳۲۰ نفر و به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده، از حساب‌رسان شاغل در سازمان حسابرسی و مؤسسات حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی، در سال ۱۳۹۶ جمع‌آوری شد. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون فرضیه‌ها نشان داد که بین عوامل مؤثر بر ایجاد فشار عصبی در حساب‌رسان و عملکرد آنها رابطه معناداری وجود دارد. بر همین اساس تمام چهار فرضیه فرعی انتخاب شده تأیید شدند و نتایج بیانگر رابطه ساختار نامناسب سازمان، عوامل فشارزای فردی، شرایط مادی و سیاست سازمان در ایجاد فشار عصبی در حساب‌رسان و تأثیر آن بر عملکرد حساب‌رسان بود. همچنین نتایج نشان داد که ساختار نامناسب سازمان با ضریب (۰,۷۷۶) در میان متغیرهای انتخاب شده بیشترین تأثیر را بر ایجاد فشار عصبی در حساب‌رسان و تأثیر بر عملکرد آنان داشت. این پژوهش از وجود استرس شغلی در حرفه و تأثیری که بر رفتار حساب‌رسان می‌گذارد درک بهتری ایجاد کرد و می‌تواند به بهبود عملکرد آنها و کیفیت حسابرسی و یا حتی شناسایی پیامدهای سازمانی ناشی از رفتارهای حساب‌رسان کمک کند و با ارائه درک بیشتر و بیان عوامل مؤثر بر فشار عصبی در این حرفه می‌تواند اطلاعات مؤثری برای حساب‌رسان و حرفه حسابرسی و همچنین بهبود مدیریت استرس و عوامل ایجاد آن در اختیار شاغلان این حرفه و پژوهشگران آینده قرار دهد. با این نتیجه‌گیری و بر اساس یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌شود جلسات منظم برای حساب‌رسان به‌منظور رسیدگی به مشکلات آنها به‌منظور جلوگیری از کاهش عملکرد آنها برگزار و روش‌های مقابله با استرس به‌منظور کنترل و کاهش استرس حساب‌رسان موردتوجه قرار گیرد. همچنین پیشنهاد می‌شود سطح آگاهی حساب‌رسان و مدیران به‌منظور کنترل فشارهای وارده به حساب‌رسان به‌منظور جلوگیری از کاهش استرس آنان افزایش یافته و در سازمان از کارکنان و مدیران نظرخواهی شود و از این طریق عواملی که منجر به بروز استرس در بین کارکنان می‌شود، شناسایی نمود و حتی‌الامکان آن را رفع نمود تا از این طریق بتوان کارایی کارکنان را بالا برد. درنهایت پیشنهاد می‌شود که تحقیقات آتی به بررسی سایر عوامل استرس‌زا همچون نوع شخصیت بر عملکرد و رضایت شغلی و کیفیت حسابرسی و بررسی روابط متغیرهای مذکور از لحاظ متغیرهای میانجی و روش‌های تحلیل عاملی بپردازند.

منابع

- ابزری، مهدی (۱۳۸۸) تأثیر بازاریابی داخلی بر جهت‌گیری بازار و عملکرد سازمانی در صنعت هتلداری، مدیریت چشم‌انداز، ش ۴۲، ۴۲-۵۷
- پورعمادی، نوراله؛ غضنفری، سیدرضا؛ حسین ضیایی، محمد (۱۳۸۷) عوامل ایجاد فشار عصبی در مدیران و نقش آن بر عملکرد آنها در مراکز آموزش علمی - کاربردی جهاد کشاورزی، فصلنامه آموزش و سازندگی، ش ۶، ۸۰-۹۰
- خاتونی، مرضیه؛ ملاحسن مریم؛ خوثینی‌ها، سعید (۱۳۹۰) بررسی استرس شغلی و عوامل مرتبط با آن در حسابداران دانشگاه علوم پزشکی قزوین، سلامت کار ایران، دوره ۸، ش ۲، ۶۶-۷۶
- خلیفه سلطانی، سید احمد، براری، سمانه (۱۳۹۴) بررسی علل و پیامدهای استرس نقش حساب‌رسان، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال هفتم، شماره ۲۸.
- سجادی جعفری، عبدالله؛ دیندارفرکوش، عبدالله؛ ابراهیمی، چاکوک، بررسی میزان تأثیر استرس و فشارهای روانی بر عملکرد خبرنگاران شهر تهران، نشریه مطالعات رسانه‌ای، سال نهم، ش ۲۷، ۷۷-۷۸
- سرفرازی، مهرزاد، هاشمی، سید محمود، کرم زاده، رنگین نگار. ۱۳۹۲. بررسی فشارهای عصبی ناشی از کار و نقش آن در کاهش بهره‌وری سازمان، فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات مدیریت آموزش، سال چهارم، شماره چهارم، مسلسل (۱۶).
- سینایی، حسینعلی (۱۳۸۳) بررسی عوامل مؤثر در ایجاد فشار عصبی و نقش آن در کارایی کارکنان یک پالایشگاه، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، سال چهارم، ش ۱۲، ۶۲-۸۶
- علوی، شهره؛ مهرداد، رامین؛ مکارم، جلیل (۱۳۹۴) تأثیر فشار شغلی بر سلامت روان کارکنان اداری، فصلنامه علمی تخصص طب کار، دوره ۷، ش ۲، ۳۲-۴۳
- قجر، بصیرا؛ امری، امید؛ عبدلی، محمدرضا (۱۳۹۷) بررسی تأثیر استرس کاری حساب‌رسان بر کیفیت حسابرسی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سومین کنفرانس بین المللی مدیریت، حسابداری و اقتصاد دانش بنیان با تاکید بر اقتصاد مقاومتی
- مرویان حسینی، زهرا؛ لاری دشت بیاض، محمود. ۱۳۹۴. بررسی نقش فرسودگی شغلی در رابطه بین استرس و عملکرد شغلی حساب‌رسان، فصلنامه حسابداری سلامت، سال چهارم، شماره اول، شماره پیاپی ۱۱.
- مقیمی، محمد (۱۳۷۷) مدیریت و سازمان رویکردی پژوهشی، انتشارات ترمه، تهران، ۴۲۴-۴۳۳

- مورهد، گریفین (۱۳۸۴). مدیریت رفتار سازمانی، ترجمه الوانی، سید مهدی، معمار زاده، غلامرضا انتشارات مروارید، تهران.
- وثوقی نییری، عبدالله؛ روح الهی، احمدعلی؛ محمد حسین، حمید (۱۳۹۵) بررسی تأثیر استرس شغلی بر سلامت عمومی و عملکرد شغلی کارکنان مراقبت پرواز، سلامت کار ایران، دوره ۱۳، ش ۱، ۴۸-۵۷
- Almer, E. D. and S. E. Kaplan (2002). "The Effects of Flexible Work Arrangements on Stressors, Burnout, and Behavioral Job Outcomes in Public Accounting", Behavioral Research in Accounting, Vol. 14, No. 1, pp. 1-34.
- Bratten, B. , Gaynor L. M. , McDaniel L. , Montague, N. R. , and G. E. Sierra. (2013). The audit of fair values and other estimates: The effects of underlying environmental, task, and auditor-specific factors. Auditing: A Journal of Practice & Theory (forthcoming).
- Busi M, Bititci US. Collaborative performance management: present gaps and future research. International Journal of Productivity and Performance Management 2006;55(1):7-25
- Cassidy T. (1999) Stress, cognition and health: Psychology Press 1999:P145-170.
- Campbell, M. C.; Sheridan, J. B.; and K. Q. Campbell (1988). "How do Accountants Cope With Stress?", The Woman CPA, Vol. 50, No. 3, pp. 4-7
- Doyle CE. Work and organizational psychology: An introduction with attitude: Psychology Press. 2003, Taylor & Francis Group, 2003: P106-11
- Gimsia R. (2004) The relationship between job satisfaction and stress among BMTA bus drivers. Bangkok: Rangsit University 2004;7:31
- Goolsby, J. R. (1992). "A Theory of Role Stress in Boundary Spanning Positions of Marketing Organizations", Journal of the Academy of Marketing Science, Vol. 20, No. 2, pp. 155-164
- Ismail, M. I. and T. H. Tan (2011). "Identifying Work-Related Stress among Employees in the Malaysian Financial Sector", World Journal of Management, Vol. 3, No. 2, pp. 229-243
- Jones, A.; Norman, C. S.; and B. Wier (2010). "Healthy lifestyle as a Coping Mechanism for Role Stress in Public Accounting", Behavioral Research in Accounting, Vol. 22, No. 1, pp. 21-41
- Jungwee P. (2007) Work stress and job performance. Statistics Canada _ Catalogue 2007;5-17.
- Juhaida Johari, Razana., Nordayana Sri Ridzoan., Arumega Zarefar (2019) The Influence of Work Overload, Time Pressure and Social Influence Pressure on Auditors' Job Performance, International Journal of Financial Research, Vol. 10, No. 3, Special Issue
- Mojinyinola JK. (2008) Effect of job stress on health, personal and work behavior of nurses in public in ospit metropolis, Nigeria. Ethno Med 2008; 2(2):143-1480
- Park, J. (2007). "Work Stress and Job Performance", Perspectives on Labor and Income, Available at: <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/2007112/article/10466-eng.pdf>. [Online] [25 January 2014] Rhodes J, Smith B. (2000) Combat stress. Marine Corps Reference, 2000: p.16-40.
- Rogelberg, S. G. and R. Reiter Palmon (2012). "The Encyclopedia of Industrial and Organizational Psychology.
- Rus CL, Vonaş G, Băban A. An analysis of environmental changes, resources and performance: an internal police organization perspective. Procedia-Social and Behavioral Sciences 2012;33:727-31
- Spector PE.(2013) Industrial and organizational psychology. Research and, 2008, John of Wiley and Sons, Inc P205-213
- Utami, I. and E. Nahartyo (2013). "The Effect of Type a Personality on Auditor Burnout: Evidence from Indonesia", Global Journal of Business Research, Vol. 5, No. 2, pp. 89-102
- Wiryathi, N. M.; Rasmini, N. K.; and M. G. Wirakusuma (2014). "Influence of Role Stressors on Auditor's Burnout With Emotional Intelligence As Moderating Variables", E-Journal Ekonomi Dan Bisnis Universitas Udayana, Vol. 5, No. 3, pp. 227-244
- Yan, Huanmin., Shengwen Xie (2017) How does auditors' work stress affect audit quality? Empirical evidence from the Chinese stock market, China Journal of Accounting Research. 1-1

بررسی رابطه بین اقلام تعهدی و فعالیت‌های تأمین مالی

فرزین خوشکار^۱، احمد نادری محمودیان^۲

کد مقاله: ۹۸۷۱۸

چکیده

پژوهش حاضر با موضوع بررسی رابطه بین اقلام تعهدی و فعالیت‌های تأمین مالی صورت پذیرفت. جامعه آماری کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس در تاریخ ۱۳۹۵/۱۲/۲۹ هستند. برای تعیین حجم نمونه شرایط به این شرح بود شرکت‌هایی که بعد از سال ۱۳۹۱ در بورس پذیرفته شده‌اند؛ شرکت‌هایی که طی دوره تحقیق در حالت تعلیق بوده و یا از بورس خارج شده‌اند؛ شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها به ۲۹ اسفند ختم نمی‌شود و یا تغییر سال مالی داده‌اند؛ شرکت‌های واسطه‌گری مالی (سرمایه‌گذاری، هلدینگ، لیزینگ و بانک‌ها)؛ شرکت‌هایی که در طول دوره موردنظر، سهام آن‌ها به‌طور فعال در بورس معامله نشده است. همچنین در قسمت تجزیه و تحلیل داده‌ها برای تبیین قدرت توضیح دهنده متغیرهای توضیحی از ضریب تعیین تعدیل‌شده برای بررسی معنی‌داری متغیرها از آماره‌ی t و برای بررسی کفایت کلی مدل از آماره F فیشر استفاده شده است. همچنین تحلیل‌های آماری با استفاده از نرم‌افزارهای EXCEL و EVIEWS 7 انجام گشت. با توجه به ضرایب متغیرها در خروجی نرم‌افزار می‌توان با اطمینان ۹۵ درصد گفت که اقلام تعهدی تأثیر معنی‌داری بر تأمین مالی از طریق انتشار سهام دارد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری متغیر مستقل اقلام تعهدی کمتر از ۰/۰۵ است لذا فرض صفر رد و فرض یک را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار به میزان (۰,۴۶۲) همبستگی وجود دارد؛ همچنین بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار به میزان (۰,۵۶۲) همبستگی وجود دارد. همچنین مدل رگرسیون برای تأمین مالی از طریق انتشار سهام به میزان ۰,۳۷۴ و برای تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی ۰,۴۲۳ می‌باشد که نشان‌دهنده رابطه قوی بین متغیر مستقل با متغیرهای وابسته می‌باشد.

واژگان کلیدی: اقلام تعهدی، تأمین مالی، انتشار سهام، بورس اوراق بهادار.

۱- مدرس گروه حسابداری-مدیریت، موسسه آموزش عالی ناصر ناصر خسرو

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصر ناصر خسرو، ahmadnaderi3978@yahoo.com

۱- مقدمه

اقدام تعهدی حسابداری با تطابق دادن هزینه‌ها و درآمدهای حاصل شده در یک دوره مالی، جریانات نقدی را بدون در نظر گرفتن زمان وقوع، به سود خالص تبدیل می‌کنند. این اقدام، انتظارات مدیران را از رویدادهای احتمالی آتی، نشان می‌دهند؛ از این رو، احتمالاً دارای مقادیری از خطای اندازه‌گیری هستند. علاوه بر این، اقدام تعهدی ممکن است به خاطر دستکاری‌های آگاهانه‌ای مدیریت (مدیریت سود) و یا اعمال دیدگاه‌های شخصی نیز دارای انحرافات باشد. از این رو، سرمایه‌گذاران لازم است برای دستیابی به درک کاملی از معنای ارزشی اقدام تعهدی، متحمل هزینه‌ی قابل توجهی برای پردازش اطلاعات، شوند. سرمایه‌گذارانی که در فهمیدن ارزش اقتصادی واقعی اقدام تعهدی، کند عمل می‌کنند، در سال جاری، ارزش درستی را از این اقدام نخواهند داشت (اسلون، ۱۹۹۶). از طرفی، قسمت اعظم این ارزش‌گذاری نادرست اقدام تعهدی را می‌توان به اقدام تعهدی غیرعادی، نسبت داد. ارزش‌گذاری نادرست اقدام تعهدی، بیانگر این واقعیت است که سرمایه‌گذاران، به‌طور میانگین قادر به درک اطلاعات موجود در اقدام تعهدی نیستند. در نتیجه، گروه خاصی از سرمایه‌گذاران آگاه مانند افراد درون سازمانی، قادر خواهند بود تا با بهره‌گیری از این ارزش‌گذاری نادرست اقدام تعهدی، فعالیت‌های تجاری خود را به سمت سود سوق دهند. با توجه به موارد فوق، می‌توان انتظار داشت که اقدام تعهدی باعث ایجاد ناهمسانی اطلاعاتی در بازار شود، برتری اطلاعاتی سرمایه‌گذاران آگاه را افزایش دهد و منجر به عدم تقارن اطلاعاتی در بازار گردد (ژی، ۲۰۰۱).

بنابراین، اقدام تعهدی را می‌توان تفاوت سود و وجوه نقد حاصل از عملیات تعریف کرد و آن را می‌توان به زیرمجموعه‌های مختلفی تفکیک نمود. در یک تقسیم‌بندی اقدام تعهدی به اقدام اختیاری و غیراختیاری و در تقسیم‌بندی دیگر (که مدنظر این پژوهش است) به اقدام تعهدی جاری و غیر جاری قابل تفکیک است. اقدام تعهدی جاری ماهیت کوتاه مدت و گردش بیشتر دارند و بر حساب‌های سرمایه در گردش تأثیر می‌گذارند، اما اقدام تعهدی غیر جاری بر حساب‌های سرمایه در گردش تأثیر نمی‌گذارند از این رو به نظر می‌رسد نقش متفاوتی در بهبود ارتباط سود با ارزش شرکت ایفاء می‌نمایند (ناظمی و خواجوی، ۱۳۸۴). تأمین مالی یا فاینانس، یعنی تهیه منابع مالی و وجوه برای ادامه فعالیت شرکت و ایجاد و راه‌اندازی طرح‌های توسعه و درآمدزای این واحدهای اقتصادی. تأمین مالی عمدتاً از طریق انتشار سهام، فروش اوراق قرضه و دریافت وام و اعتبار صورت می‌گیرد (پارت و همکاران، ۲۰۰۹). تأمین مالی از طریق بدهی به علت صرفه‌جویی مالیاتی و نرخ پایین‌تر آن در مقایسه با بازده مورد انتظار سهامداران، راه‌حل مطلوب‌تری برای تأمین مالی محسوب می‌شود؛ اما آنچه برای اعتباردهندگان در خصوص اعطای وام و اعتبار اهمیت دارد، توان پرداخت اصل و بهره وام و اعتبارات پرداختی توسط وام‌گیرنده می‌باشد. عموماً یکی از راهکارهایی که اعتباردهندگان جهت ارزیابی توان پرداخت اصل و بهره وام به آن توجه می‌کنند، بررسی صورت‌های مالی شرکت‌ها است که در این میان صورت سود و زیان و به ویژه رقم سود قبل از بهره از اهمیت خاصی برخوردار است (خسروی و همکاران، ۱۳۹۱). با توجه به مطالب بیان شده، در تحقیق به دنبال این هستیم که آیا رابطه‌ای بین اقدام تعهدی و فعالیت‌های تأمین مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد؟

۲- پیشینه تحقیق

آیدا مالکی دیزجی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی رابطه بین اقدام تعهدی و اظهارنظر حسابرسی پرداختند. نتیجه پژوهش نشان داد بین اقدام تعهدی اختیاری با گزارش مشروط، رابطه مستقیم و بین اقدام تعهدی غیراختیاری با گزارش مشروط حسابرسی، رابطه معکوس وجود دارد.

محمد حسنی و نفیسه عظیم زاده (۱۳۹۶) به بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و مدیریت سود ناشی از اقدام تعهدی: شواهدی از ضعف سودآوری و ضعف نقدینگی پرداختند. طبق شواهد پژوهش، بین مدیریت سود تعهدی و کیفیت حسابرسی رابطه معنی‌دار و منفی برقرار است. درعین حال، رابطه بین کیفیت حسابرسی و مدیریت سود تعهدی در شرایط ضعف سودآوری و ضعف نقدینگی، همچنان معنی‌دار و منفی است. این یافته‌ها شواهدی ارائه داد مبنی بر این که شرکت‌های درگیر بحران مالی که توسط حسابرس بزرگ حسابرسی شده‌اند، مدیریت سود کمتری داشته‌اند. شواهد نشان داد اندازه، نسبت سودآوری عملیاتی و نسبت بدهی اثر معنی‌دار و مثبتی بر مدیریت سود تعهدی دارند؛ اما نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و نسبت جریان نقد عملیاتی اثر معنی‌دار و منفی بر مدیریت سود تعهدی دارند. اعتمادی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر اجزای اقدام تعهدی حسابداری بر روی رابطه بین فعالیت‌های تأمین مالی خارجی و بازده آتی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. تجزیه و تحلیل نتایج نشان می‌دهد که فعالیت‌های تأمین مالی خارجی پس از کنترل اقدام تعهدی کل، اقدام تعهدی سرمایه در گردش و اقدام تعهدی بلندمدت توانایی پیش‌بینی بازده آتی سهام را ندارند و ناهنجاری تأمین مالی خارجی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. به علاوه، در حضور اقدام تعهدی بلندمدت مشخص شد که این دو ناهنجاری در بازار اتفاق می‌افتند. این نتایج نشان می‌دهد که فرضیه بیش-سرمایه-گذاری می-تواند توضیح مناسبی برای تفسیر رابطه این ناهنجاری‌ها باشد و با آن سازگار است. بر اساس این

فرضیه مدیران می‌توانند خالص وجه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی خارجی را در پروژه‌هایی با ارزش خالص فعلی صفر یا منفی در جهت منافع شخصی سرمایه‌گذاری کنند.

گارجوس و همکاران ۱ (۲۰۱۷) به بررسی تأثیر ناهنجاری اقلام تعهدی بر تأمین مالی شرکتها پرداختنتایج این تحقیق نشان داد اقلام تعهدی اختیاری و اقلام تعهدی غیراختیاری بر تأمین مالی شرکتها تأثیرگذار است (گارجوس و همکاران، ۲۰۱۷، ۱). گارسیا و همکاران ۲ (۲۰۱۴) به بررسی نقش کیفیت اقلام تعهدی در دسترسی به بدهی بانکی پرداختند. این مقاله تأثیر کیفیت اقلام تعهدی در دسترسی شرکتها به بدهی بانکی در پنل داده‌های شرکت‌های کوچک و متوسط اسپانیایی را تجزیه و تحلیل می‌کند. نتایج این تحقیق نشان داد میان کیفیت اقلام تعهدی و بدهی بانکی، حتی در صورت کنترل کردن دیگر عوامل تعیین کننده بدهی بانکی ارتباطی معنادار وجود دارد. همچنین ارتباط درونی معناداری میان بدهی بانکی و کیفیت اقلام تعهدی وجود دارد که نشان می‌دهد صحت دقیق‌تر درآمدها موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی با بانک‌ها شده دسترسی شرکتها به وام‌های بانکی را تسهیل می‌کند (گارسیا و همکاران، ۲۰۱۴، ۱). پدرو و همکاران ۳ (۲۰۱۴) به بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و تأمین مالی خارجی پرداختند. هدف از این پژوهش بررسی تأثیر کیفیت اقلام تعهدی در دستیابی به بدهی از بانک می‌باشد. جامعه آماری مورد بررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اسپانیا می‌باشد. طبق آزمون فرضیات نتایج پژوهش حاکی از آن است که رابطه مثبتی بین کیفیت اقلام تعهدی و بدهی بانکی وجود دارد. حتی با توجه به کنترل سایر عوامل تعیین کننده بدهی بانکی و برونزایی بین بدهی بانکی و کیفیت اقلام تعهدی، هر چه دقت و صحت سود بالاتر باشد منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود و منجر به دستیابی شرکت به وام بانکی می‌شود (پدرو و همکاران، ۲۰۱۴، ۱).

۳- روش تحقیق

طرح پژوهش این تحقیق با استفاده از رویکرد پس رویدادی است. از طرف دیگر، پژوهش حاضر از نوع تحقیقات توصیفی است. بر اساس ماهیت داده‌ها، از نوع تحقیق کمی به حساب می‌آید. بر اساس اهداف نیز از نوع تحقیق کاربردی به حساب می‌آید؛ و به منظور بررسی فرضیه‌های پژوهش و با توجه به ماهیت اطلاعات و داده‌های پژوهش که مبتنی بر اطلاعات کمی و واقعی گذشته است از آزمون رگرسیون استفاده می‌شود.

۳-۱- متغیرهای تحقیق

متغیرهای وابسته:

- تأمین مالی از طریق انتشار سهام: برای محاسبه تأثیر آن، از میانگین نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی‌های شرکت‌هایی که اقدام به افزایش سرمایه نموده‌اند، استفاده خواهد شد.
- تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی: برای محاسبه تأثیر آن، از میانگین نسبت بدهی‌های بلندمدت به دارایی‌های شرکت‌هایی که اقدام به اخذ وام بلندمدت نموده‌اند استفاده خواهد شد.

متغیر مستقل: اقلام تعهدی:

برای اندازه‌گیری این متغیر از مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) استفاده می‌شود که به صورت زیر است:

$$NDA_t = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} \right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}} \right) \quad (1)$$

که در آن:

REC معرف حساب‌های دریافتنی است. NDA_t : تعهدات غیراختیاری در سال t می‌باشد که با استفاده از دارایی‌های دوره گذشته شده است، ΔREV_t : درآمد در سال t منهای درآمد در سال $t-1$ ؛ PPE_t : جمع اموال و تجهیزات در پایان سال t ، A_{t-1} : جمع دارایی‌ها در پایان سال $t-1$ می‌باشد.

متغیرهای کنترلی:

- اندازه شرکت: لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی‌ها

1 Garjous et al

2 Garsia et al

3 Pedro et al

- بازده دارایی ها: نسبت سود خالص به کل دارایی ها
- ارزش بازار به ارزش دفتری: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

۳-۲- جامعه آماری، روش نمونه‌گیری و حجم نمونه

جامعه مطالعاتی تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ می‌باشد.

در این مطالعه برای این که نمونه پژوهش یک نماینده مناسب از جامعه آماری موردنظر باشد، برای انتخاب نمونه از روش غربال‌گری ۱ (حذفی) استفاده شده است. نمونه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که از شرایط زیر برخوردار باشد:

جدول ۱- روند انتخاب نمونه آماری پژوهش

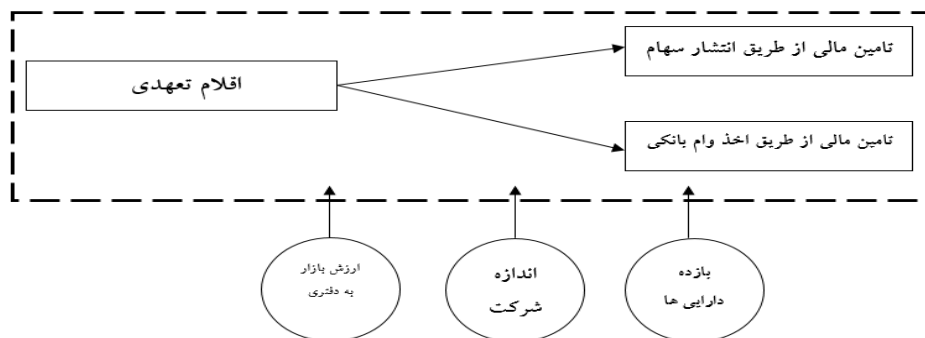
۵۲۰	کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس در تاریخ ۱۳۹۵/۱۲/۲۹
(۴۹)	شرکت‌هایی که بعد از سال ۱۳۹۱ در بورس پذیرفته شده‌اند
(۱۲۴)	شرکت‌هایی که طی دوره تحقیق در حالت تعلیق بوده و یا از بورس خارج شده‌اند
(۸۴)	شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها به ۲۹ اسفند ختم نمی‌شود و یا تغییر سال مالی داده‌اند
(۱۸)	شرکت‌های واسطه‌گری مالی (سرمایه‌گذاری، هلدینگ، لیزینگ و بانک‌ها)
(۵۸)	شرکت‌هایی که در طول دوره موردنظر، سهام آن‌ها به‌طور فعال در بورس معامله نشده است
(۹۰)	شرکت‌هایی که صورت‌های مالی سال ۱۳۹۵ خود را در زمان انجام این تحقیق ارائه نداده بودند و شرکت‌هایی که اطلاعات آن‌ها برای بدست آوردن برخی متغیرهای تحقیق کافی نبود
۹۷	کل نمونه آماری قابل آزمون با در نظر گرفتن پیش‌فرض‌ها

پیش‌فرض‌ها به ترتیب اعمال شدند، بدین صورت که هر شرکتی که در پیش فرض اول قرار گرفته است، برای شمارش پیش فرض‌های بعدی لحاظ نگردیده است. در این تحقیق بعد از اعمال پیش‌فرض‌ها، ۹۷ شرکت باقی ماندند.

۳-۳- روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

در این تحقیق، به منظور تخمین کارای یک مدل رگرسیونی با استفاده از داده‌های ترکیبی، یکی از مدل‌های اثرات مشترک، اثرات ثابت و اثرات تصادفی با استفاده از آزمون‌هایی مناسب، انتخاب می‌شوند. آزمون‌های مورد استفاده برای انتخاب یکی از مدل‌های بالا، آزمون F لیمر برای انتخاب بین مدل‌های اثرات مشترک و اثرات ثابت می‌باشد که در صورت انتخاب مدل اثرات ثابت، از آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده می‌شود. همچنین خودهمبستگی جز اخلاص مدل، ناهمسانی واریانس و نرمال بودن داده‌ها بررسی خواهد شد. برای تبیین قدرت توضیح دهنده متغیرهای توضیحی از ضریب تعیین تعدیل شده برای بررسی معنی‌داری متغیرها از آماره t و برای بررسی کفایت کلی مدل از آماره F فیشر استفاده خواهد شد. همچنین تحلیل‌های آماری با استفاده از نرم‌افزارهای EXCEL و EVIEWS 7 انجام خواهد شد.

۳-۴- مدل مفهومی تحقیق



شکل ۲- مدل مفهومی تحقیق

1 Criteria-Filtering Technique

۲- شرکت‌های بیمه پس از اعمال پیش فرض‌های اول و دوم و سوم حذف شدند.

مدل رگرسیون:

$$Equity_{it} = \beta_0 + \beta_1 Accruals_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$Loan_{it} = \beta_0 + \beta_1 Accruals_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 MTB_{it} + \varepsilon_{it}$$

$Accruals_{it}$: اقلام تعهدی
 ROA_{it} : بازده دارایی ها
 $Loan_{it}$: تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی
 MTB_{it} : ارزش بازار به ارزش دفتری
 $SIZE_{it}$: اندازه شرکت
 ε_{it} : سطح خطا
 $Equity_{it}$: تأمین مالی از طریق انتشار سهام

۳-۵- فرضیه‌های تحقیق

- ۱- بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.
- ۲- بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

۴- یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش شامل: اقلام تعهدی (Accruals)، تأمین مالی از طریق انتشار سهام (Equity)، تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی (Loan) و متغیرهای کنترلی شامل بازده دارایی‌ها (ROA)، اندازه شرکت (Size) و ارزش بازار به ارزش دفتری (MB) که در جدول (۲) آورده شده است می‌باشد.

جدول ۲- علامت اختصاری متغیرها در مدل

ردیف	فارسی	اختصاری در مدل
۱	اقلام تعهدی	Accruals
۲	تأمین مالی از طریق انتشار سهام	Equity
۳	تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی	Loan
۴	بازده دارایی های شرکت	ROA
۵	اندازه شرکت	Size
۶	ارزش بازار به ارزش دفتری	MB

جدول ۳- تحلیل توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشدگی	کمینه	بیشینه
Accruals	۰/۴۷۸	۰/۳۳۱	۰/۶۷۸	۰/۹۲۱	۰/۵۴۵	۰/۱۶۲	۰/۹۰۹
Equity	۰/۳۶۴	۰/۲۱۷	۰/۲۱۷	۰/۴۷۹	۱/۱۰۳	۰/۰۴۸	۰/۷۹۵
Loan	۰/۶۵۰	۰/۶۰۰	۰/۱۷۰	-۰/۰۵	۳/۱۵	۰/۶۰	۱/۰۰۰
ROA	۰/۴۵۷	۰/۴۲۶	۱/۳۲۵	۱/۵۶۸	۱/۱۹۲	۰/۱۴۱	۰/۸۸۸
Size	۱۸/۶۲۵	۱۸/۴۸۷	۱/۶۸۳	۱/۱۰۵	۵/۵۳۵	۲/۳۰۹	۲۱/۰۵۶
MB	۰/۴۵۶	۰/۳۳۱	۰/۴۷۸	۰/۵۷۱	۰/۱۳۴	۰/۱۷۴	۰/۹۰۹

جدول (۳) حاوی آماری توصیفی متغیرهای تحقیق است. آمار توصیفی در واقع نشان دهنده میزان هر کدام از متغیرها در بین نمونه آماری منتخب است. به عنوان مثال میانگین اعداد هر متغیر در جدول (۳) نشان می‌دهد که مثلاً متغیر اهرم مالی در بین شرکت‌های مورد مطالعه چقدر است. این مقدار برای اقلام تعهدی برابر ۰/۴۷۸ است؛ به عبارت دیگر میزان اقلام تعهدی برابر ۴۷

درصد است. میانگین تأمین مالی از طریق انتشار سهام برابر $0/364$ است که نشان می‌دهد که ۳۶ درصد منابع مالی شرکت‌های مورد مطالعه از طریق انتشار سهام صورت می‌پذیرد. همچنین میانگین تأمین مالی از طریق اخذ وام برابر $0/650$ است که نشان می‌دهد که ۶۵ درصد منابع مالی شرکت‌های مورد مطالعه از طریق اخذ وام صورت می‌پذیرد.

جدول ۴- نتایج آزمون جارک‌برا

آماره آزمون جارک‌برا (JB)	اقلام تعهدی
۹,۵۸	
سطح معناداری	۰,۲۳۸
نتیجه	نرمال

جدول ۵- تحلیل واریانس مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی	مجموع مربعات تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات تغییرات	آماره F	سطح معناداری
SSr	۰,۸۹۶۳۷	۵	۰,۱۷۹۲۷	۵,۳۸۷۴	۰,۰۰۰۰
SSE	۱,۷۶۹۸۵	۴۸۰	۰,۰۰۲۲۸		
SSt	۲/۶۶۶۲	۴۸۵			

نتایج نگاره (۵) بیانگر میزان تغییرات متغیر وابسته (اقلام تعهدی) است که توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است. SSE میزان تغییرات متغیر وابسته (اقلام تعهدی) که توسط متغیرهای مستقل توضیح داده نمی‌شود (جز خطا) را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج نگاره بالا از آنجا که سطح معنی‌داری کمتر از $0/05$ است لذا فرض صفر رد شده و فرض یک یا فرض محقق را نمی‌توان رد کرد. این فرض مبنی بر معنی‌داری کل مدل رگرسیون است که مورد تایید قرار می‌گیرد.

جدول ۶- آزمون استقلال خطاها

مدل رگرسیونی	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	خطای استاندارد	آماره دوربین واتسون
	۰,۵۸۴۶	۰,۶۱۲۴	۰,۳۵۷۴	۱,۸۷۶۵

نتایج آزمون بالا نشان می‌دهد که مقدار آماره دوربین واتسون برای مدل رگرسیونی فرضیه اصلی پژوهش حاضر برابر $1,8765$ است که در فاصله $1/5$ و $2/5$ قرار دارد؛ بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی خطاها تایید می‌شود و می‌توان از رگرسیون استفاده کرد.

جدول ۷- آزمون مانایی متغیرها

متغیر	Accruals	Equity	Loan	ROA	Size	MB
w-state	-۹/۷۸۰۹	۴/۸۷۱۸	۳/۶۵۷۱	۱۰/۹۹۸	۵/۱۳۴۱	۵/۱۷۵۴
p-value	۰/۰۰۵۱	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۲۰

با توجه به اینکه مقدار سطح معنی‌داری بدست آمده در نتایج کمتر از $0/05$ است لذا فرض صفر رد و فرض یک پژوهش ک همان فرض محقق است و مبنی بر وجود ریشه واحد در متغیرهای است را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش در سطح پایایی بوده اند.

جدول ۸- نتیجه آزمون چاو

فرضیه صفر	Prob.	d.f	Statistic	نتیجه آزمون چاو
مدل تلفیقی مناسب است.	۰,۰۰۱۶	-۵,۲۷۸	۲,۶۸۷	فرض H_0 رد می‌شود.

آزمون چاو به منظور انتخاب از بین روش داده‌های ترکیبی و مدل برآورد داده‌های تلفیقی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مقدار سطح معناداری $0/0016$ بیانگر این است که فرضیه صفر مبنی بر داده‌های تلفیقی (مدل داده‌های تلفیقی شده مناسب است: H_0) رد می‌شود. این مورد نشان‌دهنده لزوم استفاده از روش داده‌های ترکیبی است. اکنون باید با استفاده از آزمون هاسمن مشخص کرد که آیا باید از مدل اثرات ثابت استفاده شود یا مدل اثرات تصادفی.

جدول ۹- نتیجه آزمون هاسمن

فرضیه صفر	Prob.	d.f	Statistic	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی $E(Uit/Xit)=0$	۰,۰۰۰۰	۸	۲۵۸,۶۴۹	فرض H_0 رد می‌شود.

آزمون هاسمن به منظور انتخاب از بین مدل اثرات ثابت یا مدل اثرات تصادفی انجام می‌شود. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که سطح معناداری ۰/۰۰۰ بیانگر رد شدن فرضیه صفر مبنی بر مدل اثرات تصادفی (مدل اثرات تصادفی مناسب است: H_0) است. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون چاو و هاسمن باید از رگرسیون داده‌های ترکیبی پانلی با اثرات ثابت استفاده کرد (بالتاجی، ۲۰۰۵)

جدول ۱۰- نتایج آزمون عدم هم خطی متغیرهای مستقل و کمکی

متغیرها	Collinearity Statistics	
	VIF	Tolerance
تأمین مالی از طریق انتشار سهام	۱,۰۱۲	۰,۸۹۷
تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی	۱,۰۰۸	۰,۸۷۰
بازده دارایی های شرکت	۱,۰۱۸	۰,۸۹۵
اندازه شرکت	۱,۰۲۱	۰,۹۲۶
ارزش بازار به ارزش دفتری	۱,۰۲۵	۰,۸۷۶

۴-۱- نتایج حاصل از برازش مدل کلی رگرسیونی تحقیق

آزمون مدل اول

جدول ۱۱- نتایج حاصل از رگرسیون چندمتغیره (مدل اول تحقیق)

نوع متغیر	نماد	نام متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌دار
متغیر وابسته	Equity	تأمین مالی از طریق انتشار سهام	-	-	-
مقدار ثابت	β	بتا	۰,۴۸۶	۴,۲۴۵	۰,۰۰۰۰
متغیر مستقل		اقلام تعهدی	۰,۳۷۴*	۳,۳۲۲	۰,۰۰۰۰
متغیرهای کنترلی		بازده دارایی های شرکت	۰,۲۸۶*	۴,۴۷۵	۰,۰۰۰۰
		اندازه شرکت	۰,۳۴۶*	۳,۶۵۲	۰,۰۰۰۰
		نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰,۲۱۵*	۳,۳۷۲	۰,۰۰۰۰
		دوربین واتسون	۱,۹۵۳۸		
		آماره F	۶,۵۷۲۴		
R		ضریب همبستگی	۰,۵۴۷۳		
R Square		ضریب تعیین	۰,۵۲۴۷		
Adjusted R Square		ضریب تعیین تعدیل شده	۰,۴۸۶۳		

*: سطح معنی‌داری برابر با ۰/۰۵ می‌باشد.

با توجه به مقدار آماره F الگوی رگرسیون برازش شده معنادار است و با توجه به ضریب تعیین، این متغیرها ۵۲,۴ درصد از تغییرات ارزش شرکت را توضیح می‌دهند. آماره دوربین واتسون نیز چون بین ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشد پس می‌توان نتیجه‌گیری کرد که بین متغیرها مشکل خودهمبستگی وجود ندارد. همانطور که مشاهده می‌شود نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری متغیر مستقل اقلام تعهدی کمتر از ۰/۰۵ است لذا فرض صفر رد و فرض یک را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که رابطه معنی‌داری بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

همچنین مقدار ضریب بدست آمده برای متغیر اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برابر ۰/۳۷۴ است که نشان دهنده همبستگی بالا بین دو متغیر مستقل و وابسته است؛ به عبارت دیگر همبستگی قوی و بالایی بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

آزمون مدل دوم

جدول ۱۲- نتایج حاصل از رگرسیون چندمتغیره (مدل دوم تحقیق)

نوع متغیر	نماد	نام متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی دار
متغیر وابسته	Loan	تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی	-	-	-
مقدار ثابت	β	بتا	۰,۴۲۸	۲,۵۶۸	۰,۰۰۰۰
متغیر مستقل		اقلام تعهدی	۰,۴۲۳*	۶,۸۷۴	۰,۰۰۰۰
متغیرهای کنترلی		بازده دارایی های شرکت	۰,۴۵۶*	۳,۲۳۸	۰,۰۰۰۰
		اندازه شرکت	۰,۲۷۶*	۶,۵۴۹	۰,۰۰۰۰
		نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰,۱۲۷*	۳,۳۲۴	۰,۰۰۰۰
		دوربین واتسون		۱,۹۳۷۴	
		آماره F		۵,۲۴۸	
R		ضریب همبستگی		۰,۵۷۶	
R Square		ضریب تعیین		۰,۵۵۳	
Adjusted R Square		ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۵۱۲	

*: سطح معنی داری برابر با ۰/۰۵ می باشد.

با توجه به مقدار آماره F الگوی رگرسیون برازش شده معنادار است و با توجه به ضریب تعیین، این متغیرها ۵۵,۳ درصد از تغییرات ارزش شرکت را توضیح می دهند. آماره دوربین واتسون نیز چون بین ۱/۵ تا ۲/۵ می باشد پس می توان نتیجه گیری کرد که بین متغیرها مشکل خودهمبستگی وجود ندارد. همانطور که مشاهده می شود نتایج تحقیق نشان می دهد که سطح معنی داری متغیر مستقل اقلام تعهدی کمتر از ۰/۰۵ است لذا فرض صفر رد و فرض یک را نمی توان رد کرد؛ بنابراین می توان نتیجه گرفت که رابطه معنی داری بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. همچنین مقدار ضریب بدست آمده برای متغیر اقلام تعهدی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برابر ۰,۴۲۳ است که نشان دهنده همبستگی بالا بین دو متغیر مستقل و وابسته است؛ به عبارت دیگر همبستگی قوی و بالایی بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

آزمون فرضیه ها

فرضیه اول: «بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد».

نتایج آزمون مدل اول تحقیق در جدول (۴-۹) نشان می دهد که متغیر تأمین مالی از طریق انتشار سهام در سطح اطمینان ۹۵ درصد و سطح خطای ($p\text{-value} < 5\%$) رابطه معناداری با متغیر مستقل دارد. با توجه به ضرایب متغیرها در خروجی نرم افزار می توان با اطمینان ۹۵ درصد گفت که اقلام تعهدی تأثیر معنی داری بر تأمین مالی از طریق انتشار سهام دارد؛ بنابراین فرض صفر رد و فرض یک تحقیق را نمی توان رد کرد. با توجه به نتیجه بررسی فرضیه اول می توان گفت که بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

فرضیه دوم: «بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد».

نتایج آزمون مدل اول تحقیق در جدول (۴-۱۰) نشان می دهد که متغیر تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در سطح اطمینان ۹۵ درصد و سطح خطای ($p\text{-value} < 5\%$) رابطه معناداری با متغیر مستقل دارد. با توجه به ضرایب متغیرها در خروجی نرم افزار می توان با اطمینان ۹۵ درصد گفت که اقلام تعهدی تأثیر معنی داری بر تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی دارد؛ بنابراین فرض صفر رد و فرض یک تحقیق را نمی توان رد کرد. با توجه به نتیجه بررسی فرضیه اول می توان گفت که بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

۵- بحث و نتیجه گیری

گسترش فزاینده و پیچیدگی فعالیت های اقتصادی و تحول سریع و روز افزون معاملات بازرگانی در دنیای امروز اعم از تجارت داخلی و یا بین المللی و نیاز شرکت های تولیدی و بازرگانی برای حفظ ظرفیت با توسعه فعالیت ها و طرح ها، سرمایه گذاری در جهت حفظ یا افزایش قدرت رقابت از عرصه های داخلی وجهانی نیاز این شرکتها را به منابع مالی را افزایش داده است و توانایی

شرکت در تعیین منابع مالی بالقوه برای تهیه سرمایه گذاری ها و تهیه برنامه های مالی مناسب، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت شرکت به حساب می آید. تهیه خط مشی صحیح مالی توان شرکت در نیل به هدف های استراتژیک را تقویت می کند. با شکوفایی مجدد بورس اوراق بهادار تهران و گسترش بورس به سایر استان ها و با استقبال عمومی از اوراق بهادار موضوع چگونگی سودآوری شرکت ها با توجه به استراتژی های تأمین مالی به موضوعی در خور اهمیت تبدیل شده است. به این دلیل مدیریت در تصمیم گیری درباره تأمین مالی کوتاه مدت و تأمین مالی بلندمدت باید با دقت آثار و نتایج هر کدام از استراتژی های تأمین مالی را در نظر بگیرد. مؤسسات و بنگاه های اقتصادی به ویژه فعالان در بخش صنعت، برای ادامه ی حیات و فعالیت های تولیدی خود و همچنین توسعه ی فعالیت ها، به سرمایه های کلان نیاز دارند. همچنین، این مؤسسات و بنگاه های اقتصادی برای تأمین سرمایه ی مورد نیاز خود وابستگی شدیدی به تأمین مالی دارند. از نکات اساسی مورد توجه مدیران مالی بنگاه های اقتصادی، استراتژی ها و میزان تأمین مالی و اثرات آن بر سودآوری شرکت است. انواع منابع تأمین مالی در کشور به دو دسته ی منابع مالی بدون هزینه و منابع مالی با هزینه تقسیم بندی می شود. منابع مالی بدون هزینه شامل پیش دریافت از مشتریان، بستن کاران تجاری، سود سهام پرداختی و هزینه های پرداختی است. منابع مالی با هزینه به دو دسته ی منابع داخلی (سود انباشته) و منابع خارجی (تسهیلات کوتاه مدت و بلندمدت و انتشار سهام جدید) تقسیم میشود. انتشار سهام عادی و دریافت وام های بانکی به خصوص وام های بلندمدت، به دلیل توانایی جذب مبالغ بالا و نیز به خاطر بلندمدت بودن سررسید مالی و باز پرداخت تعهدات وام ها و نامحدود بودن سررسید سهام عادی مورد استقبال شرکت ها واقع شده است. تعیین آثار انجام فعالیت های تأمین مالی بر سودآوری شرکت ها می تواند سرمایه گذاران، مدیران و دیگر استفاده کنندگان را جهت اخذ تصمیمات مناسب یاری رساند؛ بنابراین، شناسایی اولویت استراتژی های تأمین مالی و عوامل تأثیرگذار بر آن ها و انتخاب روش های مناسب در راستای به حداکثر رساندن سودآوری شرکت ها از اهمیت زیادی برخوردار است. در این تحقیق پس از تقسیم بندی استراتژی های تأمین مالی و معرفی روش های مختلف تأمین مالی آن ها، نحوه ی تأمین مالی بنگاه ها و شرکت ها و اثرات استراتژی های تأمین مالی بر سودآوری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار خواهد گرفت. یکی از اهداف مهم مدیریت مالی حداکثر نمودن ثروت سهامداران است. به این منظور، هدف مدیران مالی یافتن استراتژی های مناسب تأمین منابع مالی برای رسیدن به این هدف است.

به جهت ارتباط تنگاتنگی که بین ساختار سرمایه با هزینه سرمایه و ریسک مالی از یکطرف و همچنین بین هزینه سرمایه با ارزش واحد انتفاعی از طرف دیگر وجود دارد، موضوع ساختار سرمایه یکی از موضوعات مهم و با اهمیتی است که مدیران مالی شرکت ها و بانک ها در جهت کاهش ریسک مالی و در نتیجه کاهش خطر ورشکستگی و درعین حال افزایش سودآوری شرکت ها و یا بانک ها با توجه به محدودیت های قانونی که در این زمینه وجود دارد، دست و پنجه نرم می کنند تا شاید بتوانند ترکیبی بهینه از منابع مالی برای حداکثر کردن ارزش بانک تعیین و عملی سازند. در مورد کم کردن ریسک مالی و ریسک تجاری بانک، نسبت سرمایه از موضوعات حائز اهمیت می باشد. از همین رو بود که استانداردهای سرمایه مبتنی بر ریسک توسط کمیته بازل در سال ۱۹۸۸ برای پوشش دادن ریسک اعتباری ایجاد گردید.

در این راستا تحقیق حاضر با هدف تبیین رابطه بین اقلام تعهدی و فعالیت های تأمین مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام گردید. نتایج تحقیق نشان می دهد که رابطه معناداری بین متغیرهای وابسته و مستقل تحقیق وجود دارد. نتایج تحقیق در ادامه ارائه می گردد:

فرضیه اول: «بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد».

نتایج آزمون مدل اول تحقیق نشان می دهد که متغیر تأمین مالی از طریق انتشار سهام در سطح اطمینان ۹۵ درصد و سطح خطای ($p\text{-value} < 5\%$) رابطه معناداری با متغیر مستقل دارد. با توجه به ضرایب متغیرها در خروجی نرم افزار می توان با اطمینان ۹۵ درصد گفت که اقلام تعهدی تأثیر معنی داری بر تأمین مالی از طریق انتشار سهام دارد؛ بنابراین فرض صفر رد و فرض یک تحقیق را نمی توان رد کرد. با توجه به نتیجه بررسی فرضیه اول می توان گفت که بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد. نتیجه این فرضیه با نتایج تحقیقات نور حسینی نیایی و همکاران (۱۳۹۲)، چانگ، (۲۰۰۸)، سایرگر و اتاما (۲۰۰۸)، ماهر و اندرسون (۲۰۰۸)، چن و همکاران (۲۰۰۴) و رمضان (۲۰۱۱) مطابقت دارد.

فرضیه دوم: «بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد».

نتایج آزمون مدل اول تحقیق نشان می دهد که متغیر تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در سطح اطمینان ۹۵ درصد و سطح خطای ($p\text{-value} < 5\%$) رابطه معناداری با متغیر مستقل دارد. با توجه به ضرایب متغیرها در خروجی نرم افزار می توان با اطمینان ۹۵ درصد گفت که اقلام تعهدی تأثیر معنی داری بر تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی دارد؛ بنابراین فرض صفر رد و فرض یک تحقیق را نمی توان رد کرد. با توجه به نتیجه بررسی فرضیه اول می توان گفت که بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام

بانکی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد. نتیجه این فرضیه با نتایج تحقیقات نور حسینی نیاکی و همکاران (۱۳۹۲)، چانگ، (۲۰۰۸) و رمضان (۲۰۱۱) مطابقت دارد.

بنابراین به‌طور خلاصه می‌توان گفت:

بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.

جدول ۱۳- خلاصه نتایج بررسی فرضیه های تحقیق

شرح فرضیه	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری	نتیجه فرضیه
بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق انتشار سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.	*۰,۴۶۲	۳,۶۵۲	۰/۰۰۰	تایید فرضیه
بین اقلام تعهدی و تأمین مالی از طریق اخذ وام بانکی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معنادار وجود دارد.	*۰,۵۶۲	۶,۸۹۷۴	۰/۰۰۰	تایید فرضیه

۶- پیشنهادهایی برای پژوهشهای آتی

- پیشنهاد می‌شود موضوع تحقیق حاضر به صورت مقایسه ای در بین دو صنعت مختلف مورد بررسی قرار گیرد.
- پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از متغیرهای سود سهام و اهرم مالی به عنوان متغیرهای تعدیلگر یا تعدیل کننده در همه مدلهای تحقیق مورد ارزیابی قرار گیرد.
- برای محاسبه اقلام تعهدی و اجزای آن از مدل تعدیل شده جونز در این پژوهش استفاده شده است لذا پیشنهاد می‌شود در پژوهش های آتی سایر مدل های اندازه‌گیری برای این اقلام به کار رود و نتایج آن با یافته‌های پژوهش حاضر مقایسه شود.

منابع

- اعتمادی، حسین؛ سعیدی، مسعود؛ رباطی، محبوبه سادات و احمدیان، وحید. (۱۳۹۴). بررسی اثر اجزای اقلام تعهدی حسابداری بر روی رابطه بین فعالیت‌های تأمین مالی خارجی و بازده آتی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت. دوره ۴. شماره ۱۶. صص ۹۱-۱۰۲
- پویا، الهام؛ معین الدین، محمد و شهناز نایب زاده. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین اقلام تعهدی و تأمین مالی با ابزار انتشار سهام و استقراض (مطالعه موردی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران)، فصلنامه راهبردهای مدیریت مالی، ۷(۲)، صص ۱۴۰-۱۲۵.
- حسنی، محمد و نفیسه عظیم زاده (۱۳۹۶). رابطه بین کیفیت حسابرسی و مدیریت سود ناشی از اقلام تعهدی: شواهدی از ضعف سودآوری و ضعف نقدینگی، پژوهش های نوین در حسابداری و حسابرسی، ۱(۱)، صص ۱۶۸-۱۳۹.
- مالکی دیزجی، آیدا؛ رحیمیان، نظام الدین و محمدتقی تقوی فرد. (۱۳۹۶). رابطه بین اقلام تعهدی و اظهار نظر حسابرسی، پژوهش های نوین در حسابداری و حسابرسی، شماره ۲(۱)، صص ۶۴-۳۷.
- Garcia, Y, Taylor, S, & Walter, T. (2014). Accrual quality and Financing. University of Technology. Sydney
- Georgios, P, Dimitriou, T & Wang, T. (2011). Accruals and the performance of stock returns following external financing activities. The british accounting review, vol 43, pp 214-229.
- Georgios, P. (2017). Accrual anomaly and corporate financing activities. Finance Research Letters, pp 1-5.
- Pedro, G, Pedro, M, & Juan, P. (2014). The role of accruals quality in the access to bank debt. Journal of banking and finance, vol 38, pp 186-193.

بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت و بازدهی سهام

فرزین خوش کار^۱، وحید محمدرضائی^{۲*}،

سید محمد سبحانی^۳

کد مقاله: ۹۴۴۲۱

چکیده

نوسان پذیری قیمت و بازدهی سهام و عوامل مؤثر بر آن از موضوعات بحث‌برانگیز در تحقیقات با محوریت مالی است. سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان گروهی از سرمایه‌گذاران به واسطه دسترسی به منابع عظیم مالی، نقش مهمی در توسعه اقتصادی بازار سرمایه ایفا می‌کنند. بر همین اساس، مطالعه به منظور بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت و بازدهی سهام انجام پذیرفت. این تحقیق، از نوع مطالعه توصیفی همبستگی مبتنی بر داده‌های مقطعی است که ۱۲۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال مالی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۷ به عنوان نمونه انتخاب گردیدند که ابتدا خلاصه‌ای از آمار توصیفی متغیرهای تحقیق نشان داده شد. در ادامه نیز به ارائه آمار استنباطی پرداخته شد و مدل‌های تحقیق در قالب آمار استنباطی موردبررسی قرار گرفت و برای آزمون الگوی تحقیق از روش رگرسیون داده‌های پانل با الگوی اثرات ثابت استفاده شد. نتایج برآورد مدل نشان داد که مالکیت نهادی تأثیر معنادار و معکوسی بر نوسان پذیری قیمت سهام دارد، بنابراین با افزایش سهم مالکان نهادی در سهام شرکت (یعنی بانک‌ها، شرکت‌های بیمه و ...) از میزان نوسان قیمت سهام آن شرکت‌ها کاسته می‌شود از طرفی مالکیت نهادی بر بازدهی سهام شرکت‌ها تأثیر معنادار و مستقیمی دارد به طوری که افزایش درصد سهم مالکان نهادی باعث افزایش بازدهی سهام شرکت‌ها می‌شود.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاران نهادی، بازدهی سهام، نوسان پذیری قیمت سهام

۱- مدرس گروه حسابداری و مدیریت، موسسه آموزش عالی ناصرخسرو، ساوه، ایران.

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد رشته حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصرخسرو، ساوه، ایران. (مسئول مکاتبات)

Mr.vahid1110@gmail.com

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد رشته حسابداری، موسسه آموزش عالی ناصرخسرو، ساوه، ایران.

۱- مقدمه

از عوامل توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه، توانایی جذب پس اندازها و هدایت آن‌ها به سمت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری است. فرآیند اختصاص مؤثر سرمایه در ارتقاء و پیشرفت و سلامت اقتصادی نقش مهمی را ایفا نموده و در پی آن بهره‌وری به وجود خواهد آمد که این امر موجب روان شدن و کارایی بازار می‌شود. یکی از ویژگی‌های مهم بازارهای سرمایه‌ای نوپا، وجود سرمایه‌گذاران عمده و تملک بخش اعظمی از حقوق مالکان توسط آن‌هاست. (محمد آزادی و محمدی، ۱۳۹۴) با جدا شدن مالکیت و مدیریت، مدیران به عنوان نماینده مالکان (سهامداران)، شرکت را اداره می‌کنند. (سرلک و کلوانی، ۱۳۹۳) یکی از سازوکارهای راهبری شرکتی که دارای اهمیت است، ظهور سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان مالکان سرمایه می‌باشد. از آنجاکه مالکان نهادی بزرگترین گروه از سهامداران را تشکیل می‌دهد نقش آن‌ها در نظارت بر رویه‌های اتخاذ شده از سوی مدیران از اهمیت بالایی برخوردار است. در پایان سال مالی، درصدی از سود گزارش شده توسط شرکت‌ها بین سهامداران تقسیم می‌شود. تقسیم سود عامل مهمی در تصمیم‌گیری سهامداران می‌باشد و سهامداران به دنبال راهی برای پیش‌بینی سیاست‌های تقسیم سود هستند. در این میان سرمایه‌گذاران نهادی عامل مهمی برای نظارت و فشار بر مدیران در پرداخت سود به شمار می‌روند. (مرادی، پرنده و مرندي، ۱۳۹۶) با وجود این تفاسیر حال این سؤال مطرح می‌شود که آیا مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت و بازدهی سهام تأثیر معناداری دارد؟

۲- بیان مسئله

مالکیت نهادی درصد سهام نگهداری شده توسط شرکت‌های دولتی و عمومی از کل سهام سرمایه است که این شرکت‌ها، شامل شرکت‌های بیمه، مؤسسات مالی، بانک‌ها، شرکت‌های دولتی و دیگر اجزای دولت است. (علوی طبری و دیگران، ۱۳۹۰). ارنهارت و لیزال، ۲۰۰۶). این تعریف متداولترین تعریف از مالکیت نهادی است. به بیان دیگر مالکیت نهادی عبارت است از درصد سهام در شرکت‌های دولتی که طبق استانداردهای حسابداری درصد سهامی که به شکل مالکیت نهادی مورد توجه قرار می‌گیرد ۲۰ درصد است. (هنری، ۲۰۱۰) میزان مالکیت نهادی از طریق نسبت سهام عادی در اختیار سرمایه‌گذاران نهادی در یک شرکت به کل سهام آن شرکت محاسبه می‌شود، از آنجایی که خصوصی سازی در بیشتر کشورها در حال افزایش است و نفوذ سرمایه‌گذاران نهادی نیز در میان حاکمیت شرکتی آن‌ها رو به رشد بوده است، می‌توان چنین نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاران نهادی در بسیاری از سیستم‌ها و مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی دارای اهمیت بالایی هستند. ولوری و جنکینز (۲۰۰۶) تمرکز مالکیت را درصد تجمعی پنج مورد از بزرگترین سرمایه‌گذاران نهادی تعریف می‌کنند. ایشان همچنین نشان می‌دهند که بین تمرکز سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت سود رابطه منفی وجود دارد.

در واقع تمرکز مالکیت به حالتی اِبلاغ می‌شود که میزان قابل توجهی از سهام شرکت در دست سهامداران عمده است و نشان دهنده آن است که درصدی از سهام به عده محدودی تعلق دارد. (اعتمادی و دیگران، ۱۳۸۸) محصول نهایی فرایند حسابداری، ارائه اطلاعات به استفاده کنندگان مختلف اعم از استفاده کنندگان داخلی و استفاده کنندگان خارج از شرکت در قالب گزارش‌های حسابداری است. اقلام مندرج در صورت‌های مالی در تصمیم‌گیری استفاده کنندگان صورتهای مالی تأثیر بسزایی دارد و توجه زیادی را معطوف خود ساخته است. یکی از گروه‌های اصلی استفاده کنندگان، سهامداران می‌باشند. در این میان سرمایه‌گذاران نهادی (شامل سرمایه‌گذاران بزرگ نظیر بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های بازنشستگی و ...) با توجه به مالکیت بخش قابل توجهی از سهام شرکت از نفوذ قابل توجهی در شرکت‌های سرمایه پذیر برخوردار بوده و می‌تواند رویه‌های آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد؛ بنابراین می‌توان انتظار داشت که بین مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی و عملکرد شرکت‌ها و قیمت سهام رابطه معناداری وجود دارد.

۳- مبانی نظری پژوهش

سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان گروهی از سرمایه‌گذاران به واسطه دسترسی به منابع عظیم مالی، نقش مهمی در توسعه اقتصادی بازار سرمایه ایفا می‌کنند و یکی از سازوکارهای کنترل بیرونی مؤثر بر حاکمیت شرکتی، سرمایه‌گذاران نهادی هستند. سهامداران نهادی دارای توان بالقوه تأثیرگذاری بر فعالیت مدیران از طریق مالکیت به طور غیر مستقیم و مبادله سهام به طور مستقیم هستند. (نجفی مقدم، ۱۳۹۶) سهامداران نهادی، مستقل هستند بنابراین می‌توانند در نظارت بر سهامداران کنترلی موثرتر باشند. پرداخت سود سهام به سهامداران، مقدار وجه نقد تحت کنترل افراد داخلی و در نتیجه فرصت افراد درون سازمان را برای صرف وجوه نقد شرکت کاهش می‌دهد؛ بنابراین استدلال می‌شود که سهامداران نهادی بتوانند مدیران را به پرداخت سود سهام

وادر نمایند. (کائو و همکاران، ۲۰۱۶) جهانشاد و شعبانی (۱۳۹۴) معتقدند سرمایه‌گذاران نهادی افق سرمایه‌گذاری را طولانی تر می‌کنند و منجر به انحراف در تصمیمات سرمایه‌گذاری شده و حساسیت سرمایه‌گذار را به جریان نقدی می‌افزاید. شرکت‌های سرمایه‌گذاری مانند واسطه مالی بین سرمایه‌گذاران و بنگاه‌های تولیدی عمل می‌کنند. این شرکت‌ها با سرمایه‌گذاری وجوه در سهام سایر شرکت‌ها و یا سایر اوراق بهادار در واقع سهامدار کم سرمایه را در پرتوی بزرگی سپیم نموده و وی را از منافع شرکت‌های سرمایه‌پذیر بهره‌مند می‌سازند. (اسلامی میلانی، ۱۳۸۷) یکی از مزیت‌های عمده سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار در مقایسه با سایر فرصت‌های سرمایه‌گذاری قابلیت نقدشوندگی بالا در این نوع سرمایه‌گذاری است که به عواملی همچون عدم توقف‌های طولانی مدت نماد معاملاتی، میزان سهام شناور آزاد و بازدهی سهام هر شرکت بستگی دارد. (ملکی، ۱۳۹۱)

۴- پیشینه پژوهش

تسانگ یو سیه، یانگ مینگ شیو و آرانا چانگ (۲۰۱۹) به این نتیجه رسیدند که رابطه‌ای بین کیفیت حسابداری و هزینه سرمایه با ایجاد تحول در سطح مالکیت نهادی تغییر می‌کند. وینگ هیم ینگ و کامیلو لنتو (۲۰۱۸) دریافتند که مالکیت قوی و کیفیت حسابداری بالاتر با ریسک سقوط قیمت سهام ارتباط دارد. همچنین به این نتیجه رسیدند که ساختار هیات مدیره به طور قابل توجهی با ریسک سقوط قیمت سهام رابطه ندارد. گایسر و عبدالله (۲۰۱۵) در تحقیقی با موضوع تمرکز مالکیت و عملکرد شرکت به این نتیجه رسیدند که بین این دو متغیر هیچ نوع رابطه معنی داری وجود ندارد.

گیل و آبرادوییچ (۲۰۱۲) نقش مالکیت نهادی را در تصمیم‌گیری پرداخت سود سهام مهم بیان کرده و به این نتیجه رسیدند که ساختار مالکیت و کنترل شرکت، استراتژی پرداخت سود را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از آنجایی که مالکیت نهادی بالاست، سهامداران تلاش می‌کنند که با کنترل تصمیمات پرداخت سود، مشکلات نمایندگی را کنترل کنند. کالن و فانگ (۲۰۱۱) در تحقیقی به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و ریزش قیمت سهام شرکت پرداخت. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که شواهد محکمی در مورد رابطه معکوس بین مالکان نهادی و ریزش قیمت سهام در آینده وجود دارد. تسای و گو (۲۰۰۷) ارتباط بین مالکیت نهادی و عملکرد شرکت در صنعت کازینو برای سالهای ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۳ را مورد پژوهش قرار دادند. مالکیت نهادی برابر درصد سهام نگهداری شده توسط شرکت‌های دولتی از کل سهام سرمایه می‌باشد؛ و این شرکت‌ها شامل شرکت بیمه، مؤسسات مالی، بانک‌ها، شرکت‌های دولتی و دیگر اجزای دولت می‌باشند. آن‌ها نشان دادند که سرمایه‌گذاران نهادی در کازینو‌ها ممکن است به سرمایه‌گذاران این صنعت کمک کنند تا مسائل نمایندگی حاصله از تفکیک مدیریت و مالکیت را کاهش دهند.

نتایج حاصل از تحقیقات بوش در سال ۱۹۹۸، نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که درصد مالکیت نهادی کمتر است، مدیران تمایل زیادی به کاهش هزینه‌های تحقیق و توسعه و در نتیجه بالا بردن سود به سطح قابل قبول دارند. در شرکت‌هایی که درصد مالکیت نهادی بالاتر است، انگیزه مدیران برای مدیریت سود از طریق عدم انجام سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تحقیق و توسعه کاهش می‌یابد. می‌توان نتیجه گرفت که حضور مالکان نهادی به کاهش مدیریت سود و حسابداری محافظه کارانه منجر می‌شود.

نوروزی نصر، مراد زاده فرد و شکری (۱۳۹۸) به تأثیر مالکیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر نقد شوندگی سهام پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بین درصد مالکیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری و دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. نجفی مقدم (۱۳۹۶) در پژوهشی تحت عنوان هم زمانی قیمت سهام و نقش سرمایه‌گذاران نهادی در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسید که وجود سرمایه‌گذاران نهادی رابطه منفی و معناداری با همزمانی قیمت سهم و نیز ریسک سقوط قیمت سهم در بورس تهران دارد. کامیابی و پرهیزگار (۱۳۹۴) در تحقیقی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند که نتایج تحقیق حاکی از وجود ارتباط منفی معناداری بین سرمایه‌گذاری نهادی و همزمانی قیمت سهام بود.

سرلک و کلوانی (۱۳۹۳) به این نتیجه رسیدند که هیچگونه رابطه معناداری بین مالکیت نهادی مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و محافظه کاری، مالکیت نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و محافظه کاری و نیز مالکیت نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه مدت و محافظه کاری وجود ندارد. علی نژاد ساروکلائی و بحرینی (۱۳۹۲) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران نهادی بر فرصت سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری دارد و همچنین تمرکز مالکیت بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری تأثیر معنادار دارد. نکونام در سال ۱۳۹۱ رابطه بین محافظه کاری و مالکیت نهادی را مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که بین مالکیت نهادی و محافظه کاری رابطه معکوس و معنی داری وجود دارد. فخاری و طاهری (۱۳۸۹) به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری نهادی و نوسان پذیری بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و نتایج حاصل از آن بیانگر این است که حضور سرمایه‌گذاران نهادی موجب افزایش نظارت بر عملکرد مدیران شده، از عدم تقارن اطلاعاتی می‌کاهد و نهایتاً با افزایش درصد مالکیت این گروه از سهامداران، از نوسان پذیری بازده سهام کاسته می‌شود.

۵- فرضیات پژوهش

- فرضیه اول این پژوهش عبارت است از "مالکیت نهادی تأثیر معناداری بر نوسان قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار دارد."
- فرضیه دوم این پژوهش عبارت است از "مالکیت نهادی تأثیر معناداری بر نوسان بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار دارد."

۶- روش تحقیق

تحقیق حاضر از نوع توصیفی - همبستگی مبتنی بر تحلیل داده‌های مقطعی است و از حیث هدف کاربردی است. قلمرو زمانی پژوهش بین سالهای ۱۳۹۷-۱۳۹۰ می‌باشد؛ و برای جمع آوری داده‌ها از سایت‌ها و نرم افزار ره آورد نوین بهره برده ایم.

۷- جامعه و نمونه آماری

شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران جامعه آماری این تحقیق را تشکیل می‌دهند. از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بانک‌ها به سبب ماهیت خاص فعالیتشان حذف شده‌اند. در این تحقیق شرکت‌هایی مدنظر قرار خواهند گرفت که:

- ۱- از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ در بورس حضور داشته باشند.
 - ۲- سال مالی آن‌ها به پایان اسفند ختم شود.
 - ۳- شرکت بین سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ تغییر سال مالی نداده باشد.
 - ۴- شرکت بین سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ فعالیت مستمر داشته باشد.
 - ۵- شرکت حداقل در هر سال ۷۰ روز معاملاتی داشته باشد.
 - ۶- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بانک‌ها نباشد.
 - ۷- شرکت بین سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ سودده باشد.
- بنابراین از کل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تعداد ۱۲۰ شرکت انتخاب و موردبررسی و پژوهش قرار گرفت.

۸- تجزیه و تحلیل داده‌ها

۸-۱- مقدمه

تجزیه و تحلیل داده‌ها فرایندی چندمرحله‌ای است که طی آن داده‌هایی که به طرق مختلف جمع‌آوری شده؛ خلاصه، دسته‌بندی و درنهایت پردازش می‌شوند تا زمینه برقراری انواع تحلیل‌ها و ارتباط بین داده‌ها به‌منظور آزمون فرضیه‌ها فراهم آید. در این فصل با استفاده از داده‌های جمع‌آوری‌شده از نمونه آماری تحقیق که شامل ۱۲۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۰ لغایت ۱۳۹۷ می‌باشد، فرضیه‌های تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرند. روش آزمون فرضیات در مطالعه حاضر روش رگرسیون پانل دیتا می‌باشد که با بهره‌گیری از نرم‌افزار SPSS و Eviews انجام شده است. در ادامه ابتدا به‌منظور کسب شناخت بیشتر درباره جامعه آماری و متغیرهای مورد مطالعه، خلاصه‌ای از آمار توصیفی متغیرهای تحقیق ارائه می‌گردد. سپس بر اساس طبقه‌بندی صورت گرفته در خصوص فرضیه‌های تحقیق، به گزارش آزمون فرضیه‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج حاصل پرداخته می‌شود. ابتدای این بخش با آمار توصیفی و با محاسبه شاخص‌های مرکزی از جمله میانگین، میانه، شاخص‌های پراکندگی، انحراف معیار چولگی و کشیدگی آغاز و در ادامه نیز، در کلیه فرضیه‌ها، برای نرمال کردن، از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف استفاده شده است. برای تجزیه و تحلیل فرضیه‌ها از تحلیل پانلی ۱۱ کمک گرفته شده است. در این مدل‌ها وجود یا عدم وجود اثرات و همچنین ثابت یا تصادفی بودن اثرات در مدل‌ها بررسی و درنهایت مناسب‌ترین مدل انتخاب و برآورد شده است. مبنای استنباط از روی سطح معناداری ۲۲ یا مقدار احتمال ۳۳ بوده است بدین گونه که هرگاه مقدار احتمال یا سطح معناداری آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد فرض صفر در سطح ۹۵٪ اطمینان رد می‌شود.

1- Panel
2-Significant Level
3-P-value

۸-۲- آمار توصیفی و تحلیل آن

خلاصه کردن و توضیح خصوصیات مهم مجموعه‌ی داده‌ها را معمولاً آمار توصیفی می‌نامند. این مبحث مشتمل است بر فشرده کردن داده‌ها در قالب جداول، نمایش آن‌ها به وسیله‌ی نمودار و محاسبه‌ی شاخص‌های عددی گرایش به مرکز و تفرق یا پراکندگی. هدف از این زیر بخش محاسبه‌ی پارامترهای جامعه یا نمونه پژوهش و تحلیل آن‌ها است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شاخص‌های کشیدگی					شاخص‌های مرکزی		نام و تعداد متغیرها		
بیشینه	کمینه	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	میانگین	میانه	تعداد	علامت اختصاری	متغیرها
۰,۹۸	۰,۰۰۰	۱,۶۵	-۰,۰۲۲	۰,۳۶	۰,۵۷	۰,۵۱	۹۶۰	OWN	مالکیت نهادی
۹/۳۱	-۰/۷۸	۱۴/۱۲	۲/۶۸	۰/۸۹	۰/۲۶	۰/۳۳	۹۶۰	SRV	نوسان پذیری قیمت
۰,۶۸	-۰,۰۰۵	۹/۱۲	۲/۴۴	۰/۱۶	۰/۰۷	۰/۱۱	۹۶۰	RETURN	بازده سهام
۱۹/۱۲	۱۱/۲۴	۳/۴۷	۰/۶۶	۱/۵۱	۱۳/۱۲	۱۳/۳۳	۹۶۰	SIZE	اندازه شرکت
۰/۹۱	۰/۰۶	۶/۴۳	-۰/۴۷	۰,۱۹	۰/۶۲	۰/۶۰	۹۶۰	LEV	اهرم مالی
۱۴,۸۱	-۲,۷۶	-۵,۶۵	۰,۴۴	۲,۱۱	۴,۱۶	۴,۵۵	۹۶۰	MB	ارزش بازار به ارزش دفتری
۱,۸۸	-۰,۴۸	۹,۲۸	۲,۳۱	۰,۳۰	۰,۲۰	۰,۲۳	۹۶۰	GROWTH	رشد فروش
۱۱,۳۴	۰	۲۴,۱۱	۴,۵۴	۱,۵۴	۰,۱۷	۰,۴۸	۹۶۰	LIQ	نقدشوندگی قیمت سهام

برای توصیف متغیرها در درجه اول باید به مفاهیمی از شناخت آن‌ها بپردازیم. از بین شاخصهای مرکزی بیان شده، میانگین مهمترین آن‌ها محسوب می‌شود که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است. میانگین شاخص مناسبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌ها است. از آنجایی که میزان چولگی توزیع نرمال برابر با صفر است، چولگی نزدیک به صفر، نرمال بودن توزیع داده‌ها را بیان می‌کند. همچنین شکل توزیع داده‌ها را از مقدار میانگین، میانه و مقایسه‌ی آن‌ها نیز می‌توان حدس زد. اگر مقدار میانگین از میانه به اندازه‌ی قابل توجهی بزرگ‌تر باشد، داده‌ها چوله به راست و در حالت برعکس چوله به چپ هستند. منحنی نرمال استاندارد منحنی نرمالی است که میانگین آن صفر و انحراف معیار آن یک باشد؛ اما اگر همه داده‌های آماری یکسان باشند انحراف معیار برابر با یک است؛ اما در عمل چینی چیزی بسیار کم اتفاق می‌افتد؛ و داده‌ها معمولاً از توزیع نرمال برخوردار نیستند. مقدار انحراف معیار، کمینه و بیشینه نیز پراکندگی داده را نشان می‌دهد. هر چه مقدار انحراف معیار کمتر باشد، داده‌ها حول میانگین متغیر متمرکزترند. پراکندگی کمتر میزان اعتماد به مقدار میانگین را افزایش می‌دهد و در حالت برعکس کاهش. درواقع اگر انحراف معیار بزرگ باشد، داده‌های حول میانگین نیستند و دور از میانگین پراکنده‌اند. همچنین کشیدگی معیاری از تیزی منحنی در نقطه ماکزیمم است. (کشیدگی توزیع نرمال برابر ۳ است) در حالت کلی چنانچه چولگی و کشیدگی به ترتیب نزدیک به صفر و ۳ نباشند داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار نیستند.

۸-۲-۱- تحلیل توصیفی متغیرهای تحقیق:

مالکیت نهادی: میانگین این متغیر بنابر جدول ۱، (۵۱) درصد می‌باشد که بیانگر این است که ۵۱ درصد از سهام شرکت‌های مورد مطالعه در اختیار مالکان نهادی (شامل بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، سرمایه‌گذاری و ...) شرکت بوده است بیشترین میزان این متغیر ۰,۹۸ و کمترین میزان آن. بوده است

نوسان پذیری قیمت سهام: نوسان بازده قیمت سهام شرکت‌ها در طی دوره مورد مطالعه ۳۳ درصد بوده است که با توجه به حداکثر آن که (۹,۳۱) می‌باشد مقدار نسبتاً زیادی است.

بازده قیمت سهام: بازده سهام شرکت‌های مورد مطالعه به طور متوسط ۱۱ درصد بوده است و در بیشترین حالت به حدود ۶۰ درصد رسیده است و کمترین این بازدهی در طی دوره تحقیق در حدود -۰۰۰۵ بوده است؛ اما در مجموع بازده سهام شرکت‌ها مثبت بوده است.

اندازه شرکت: این متغیر از لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود برابر با ۱۳,۳۳ می‌باشد. در بیشترین حالت این اندازه به ۱۹,۲۲ رسیده است. همچنین انحراف معیار بالای این متغیر (۱,۵۱) نشانگر اندازه متفاوت و در نتیجه پراکندگی شرکت‌های مورد مطالعه می‌باشد.

اهرم مالی: میانگین ۶۰ درصدی این متغیر نشانگر سهم بالای استقراض در تأمین سرمایه شرکت‌ها می‌باشد به‌نحوی که در حدود ۶۰ درصد از سرمایه آن‌ها از طریق سایر تأمین‌کنندگان فراهم شده است و حتی در بیشترین مقدار سهم این اهرم در تأمین سرمایه شرکت‌ها به بیش از ۹۰ درصد نیز رسیده است.

ارزش بازار به ارزش دفتری: میانگین (۴,۵۵) برای این متغیر بیانگر سهم ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان شرکت می‌باشد که با انحراف معیار بالا (۲,۱۱) و همچنین کشیدگی بالای آن می‌توان گفت که این سهم در میان شرکت‌های مختلف بسیار متفاوت بوده است.

رشد فروش: رشد فروش که از تفاوت میان فروش سال جاری با سال قبل محاسبه می‌شود نشان می‌دهد که به طور متوسط شرکت‌ها نسبت به سال قبل با ۲۳ درصد و حداکثر ۱,۸۸ درصد رشد برخوردا بوده اند
نقدشوندگی سهام: نقدشوندگی سهام شرکت‌ها که به معنای کاهش اختلاف پیشنهادی خرید و فروش سهام محاسبه شده است در میان شرکت‌های مورد مطالعه تقریباً ۴۸ درصد می‌باشد.

۸-۳- برآزش مدل مربوط به فرضیه پژوهش

برای برآزش مدل پژوهش، از آنجایی که متغیر وابسته پیوسته و داده‌ها به‌صورت ترکیبی هستند، از تحلیل پانلی استفاده می‌شود. در تحلیل پانلی، داده‌ها به‌صورت مقطعی-زمانی گردآوری شده‌اند یعنی داده‌های جمع‌آوری شده برای مقاطع مختلف در طی زمان می‌باشد. در داده‌هایی که بدین‌صورت جمع‌آوری می‌شوند، استقلال مشاهدات حفظ نمی‌گردد زیرا از هر شرکت در سال‌های مختلف چندین مشاهده تکرار شده است که این مشاهدات به هم وابسته‌اند (زیرا متعلق به یک شرکت هستند). برای تحلیل این نوع داده‌ها از تحلیل پانلی استفاده می‌گردد. برای برآزش مدل پژوهش، از آنجایی که با داده‌های ترکیبی یا پانلی سروکار داریم، باید ابتدا مدل مناسب را برای برآورد رگرسیونی انتخاب می‌کنیم. سپس با در نظر گرفتن پیش‌فرض‌های رگرسیونی برآورد مدل را انجام می‌دهیم. ابتدا لازم است مدل پژوهش معرفی شود.

۸-۳-۱- برآزش مدل فرضیه اول پژوهش

فرضیه اول پژوهش: مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت سهام تأثیر دارد.
در این پژوهش برای بررسی فرضیه، مدل آماری ذیل جهت تجزیه و تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد (مدل رگرسیونی):
$$SRV_{it} = \beta_0 + \beta_1 OWN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 B/M_{it} + \beta_6 GROWTH_{it} + \beta_7 LIQ_{it} + \epsilon_{it}$$

انتخاب مدل

در انتخاب مدل داده‌های ترکیبی با دو حالت کلی روبرو هستیم. در حالت اول عرض از مبدأ برای کلیه شرکت‌ها یکسان است که در این صورت با روش پول و در حالت دوم عرض از مبدأ برای تمام شرکت‌ها متفاوت است که در این حالت روش پانل انتخاب می‌شود. برای شناسایی دو حالت مذکور از آزمون اف - لیمر استفاده می‌کنیم. در هر دو روش پول و پانل ضریب شیب مقداری ثابت است ولی عرض از مبدأ در مدل پول ثابت و در مدل پانل متغیر است. مدل پانل را می‌توان به دو طبقه جدید رده بندی نمود. اگر عرض از مبدهای متفاوت مدل‌های پانلی با متغیرهای توضیحی مدل رگرسیون، همبستگی معناداری داشته باشند (و به صورت تصادفی تعیین نشوند) می‌گوییم الگو از نوع اثرات ثابت است. چنانچه عرض از مبدهای متفاوت الگوهای پانلی با متغیر توضیحی مدل رگرسیون، همبستگی معناداری نداشته باشند (و به صورت تصادفی تعیین شوند) گفته می‌شود الگو از نوع اثرات تصادفی است. هر دو الگوی اثرات ثابت و تصادفی در طبقه برآورد پانلی قرار می‌گیرند. در برآورد یک مدل که داده‌های آن از نوع ترکیبی است، ابتدا باید نوع الگوی برآورد مشخص شود.

قاعده آماری تصمیم‌گیری آزمون لیمر به شکل زیر است:

$$\begin{cases} H_0: & \text{تمام عرض از مبدها با هم برابرند.} \\ H_1: & \text{حداقل یکی از عرض از مبدها با بقیه متفاوت است.} \end{cases}$$

در صورتی که فرض صفر رد نشود، از الگوی پول برای برآزش داده‌ها استفاده می‌کنیم. ولی در صورت رد فرض صفر، باید با استفاده از آزمون هاسمن، الگوی اثرات ثابت را در مقابل الگوی اثرات تصادفی آزمون کرده و الگوی برتر را جهت برآورد مدل انتخاب کنیم.

جدول ۲- نتایج آزمون چاو یا لیمر فرضیه اول پژوهش

آزمون اثرات	مقدار آماره آزمون	P-Value	نتیجه آزمون
آزمون F لیمر	۱۵/۲۳	۰/۰۰۰۰	رد فرض صفر / استفاده از مدل پانل

با توجه به نتایج حاصل از آزمون F لیمر، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰۰)، همسانی عرض از مبدأها رد شده و لازم است در برآورد مدل از روش داده‌های پانل استفاده شود. لذا لازم است برای انتخاب الگوی اثرات ثابت یا اثرات تصادفی آزمون هاسمن انجام شود. نتایج آزمون هاسمن در جدول ۶ مشاهده می‌شود.

جدول ۳- نتایج آزمون هاسمن فرضیه اول پژوهش

آماره آزمون X2	P-Value	نتیجه آزمون
۴۸/۱۲	۰/۰۰۰۰	رد فرض صفر / پانل با اثرات ثابت

همچنین با توجه به نتایج حاصل از آزمون هاسمن، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون نیز کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰۴)، بنابراین در برآورد می‌بایست روش اثرات ثابت بکار برده شود.

برآورد رگرسیونی مدل فرضیه اول پژوهش

جدول ۴- نتایج برآورد مدل فرضیه اول پژوهش

SRV it=β0+β1 OWN it+ β2 SIZE it+ β3 LEV it+ β4 MB it+ β5B/Mit+ β6 GROWTH it + β7 LIQ it t +εit					
متغیر وابسته: نوسان پذیری قیمت سهام					
متغیر	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه	VIF
مالکیت نهادی	-۱۲,۵۹	-۳,۶۱	۰,۰۰۰	معنی دار و منفی	۱/۲۲
اندازه شرکت	-۹,۵۴	-۴,۵۵	۰,۰۰۶	معنی دار و منفی	۱/۱۶
اهرم مالی	-۱۶,۸۵	-۱,۶۵	۰,۲۸۹	بی معنی	۱/۵۴
ارزش بازار به ارزش دفتری	-۷,۹۰	-۳,۹۳۳	۰,۰۳۸	معنی دار و منفی	۱/۶۷
رشد فروش	-۱۸,۳	-۰,۸۵	۰,۳۳۱	بی معنی	۲/۳۲
نقدشوندگی قیمت سهام	-۳,۸۹	-۶,۷۰	۰,۰۰۰	معنی دار و منفی	۲/۴۰
C(مقدار ثابت)	۳,۲۶	۳,۸۹	۰,۰۰۰	معنی دار و مثبت	-
مقدار F		۱۶,۷۶	مقدار احتمال F		۰,۰۰۰
ضریب تعیین (R2)		۰,۷۱۹۹	دوربین واتسون		۲,۱۱
ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۷۸۲۱			

معناداری کل مدل

معناداری مدل‌ها بستگی به مقدار آماره F و مقدار احتمال آن دارد که برای هر مدل رگرسیونی محاسبه می‌شود. در صورتی که مقدار احتمال برای این آماره کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر مبنی بر «عدم وجود رابطه‌ی معنی‌دار» رد می‌شود و در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد. فرض صفر و فرض مقابل معنی‌داری مدل به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\begin{cases} H_0: & \text{مدل معناداری وجود ندارد.} \\ H_1: & \text{مدل معناداری وجود دارد.} \end{cases}$$

در جدول ۴ مشاهده می‌شود که متغیر (مالکیت نهادی) با ضریب -۱۲/۵۹، در جدول معنی دار و منفی می‌باشد. همچنین در جدول متغیرهای اندازه شرکت (-۹/۵۴)، ارزش بازار به ارزش دفتری (-۷/۹۰) و نقدشوندگی سهام (-۳/۸۹) معنادار و منفی می‌باشند؛ اما متغیرها رشد فروش و اهرم مالی در جدول بی معنی هستند و بنابراین از جدول حذف می‌شوند. همچنین در مدل نشان داده شد که C در مدل با ضریب ۳/۲۶ معنی دار است، یعنی مدل با عرض از مبدأ برآورد می‌شود.

همچنین با توجه با معنی داری آماره $F(0/000)$ در سطح اطمینان ۹۵ درصد می توان گفت که در مجموع مدل از معناداری بالایی برخوردار است.

ضریب تعیین

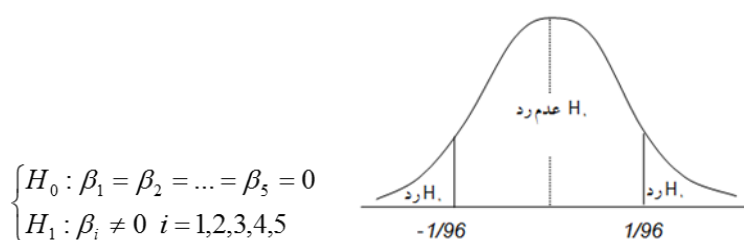
معروفترین آماره‌ی نیکویی برازش ضریب تعیین (R^2) می‌باشد و مقدار آن بین صفر و یک قرار دارد. اگر R^2 زیاد یعنی نزدیک به یک باشد، مدل داده‌ها را به‌خوبی برازش کرده است. درحالی‌که اگر R^2 پایین یعنی نزدیک به صفر باشد، مدل برازش خوبی از داده‌ها ارائه نداده است. توجه به ضریب تعیین تعدیل شده می توان ادعا کرد که متغیرهای مستقل و کنترلی توانسته اند به میزان ۷۸/۲۱ درصد از تغییرات متغیر نوسان پذیری قیمت سهام را پیش‌بینی کنند که می توان گفت در سطح مناسبی است. علاوه بر این از آنجایی که مقدار آماره دوربین واتسون مابین عدد ۱/۵ و ۲/۵ می‌باشد (۲/۱۱) لذا استقلال باقیمانده‌های مدل نیز مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در خصوص هم خطی میان متغیرهای مدل نیز از آنجایی که مقدار آماره VIF برای تمامی متغیرها کمتر از ۱۰ است می‌توان گفت همخطی شدیدی میان آن‌ها وجود نداشته و این فرض از مفروضات رگرسیون کلاسیک نیز تأیید می‌شود.

نحوه تصمیم‌گیری برای رد یا پذیرش فرضیه

هدف از آزمون فرضیه‌ی ۱ پژوهش، بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت سهام بود؛ اما فرضیه آماری آزمون به صورت زیر قابل بیان است.

H_0 : مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت سهام تأثیر ندارد.

H_1 : مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت سهام تأثیر دارد.



نمودار ۱- ناحیه رد و عدم رد فرض صفر فرضیه اول

بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول ۴ سطح معنی‌داری (P-Value) آماره t مربوط به متغیر مالکیت نهادی کوچکتر از ۰/۰۵ بوده (یعنی معنی‌دار است و ضریب آن $-۱۲/۵۹$) منفی می‌باشد و مقدار آماره t برای آن برابر با $-۳/۶۱$ می‌باشد این مقدار آماره t در ناحیه رد فرض صفر قرار می‌گیرد؛ بنابراین می‌توان گفت OWN (مالکیت نهادی) در مدل پژوهش معنی‌دار و منفی است یعنی مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت سهام تأثیر معنی‌دار و منفی دارد؛ بنابراین با افزایش سهم مالکان نهادی در سهام شرکت (یعنی بانک‌ها، شرکت‌های بیمه و ...)؛ از میزان نوسان قیمت سهام آن شرکت‌ها کاسته می‌شود به دلیل تأثیر معنی‌دار و منفی مالکیت نهادی بر نوسان پذیری قیمت سهام فرضیه اول پژوهش تأیید می‌گردد.

۴-۸- برازش مدل فرضیه دوم پژوهش

فرضیه دوم پژوهش: مالکیت نهادی بر بازدهی سهام تأثیر دارد.

در این پژوهش برای بررسی فرضیه، مدل آماری ذیل جهت تجزیه و تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد (مدل رگرسیونی):

$$\text{RETURN}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{OWN}_{it} + \beta_2 \text{SIZE}_{it} + \beta_3 \text{LEV}_{it} + \beta_4 \text{MB}_{it} + \beta_5 \text{B/M}_{it} + \beta_6 \text{GROWTH}_{it} + \beta_7 \text{LIQ}_{it} + \epsilon_{it}$$

۴-۸- انتخاب مدل

جدول ۵- نتایج آزمون چاو یا لیمر فرضیه دوم پژوهش

آزمون اثرات	مقدار آماره آزمون	P-Value	نتیجه آزمون
آزمون F لیمر	۱۸/۳۲	۰/۰۰۳	رد فرض صفر / استفاده از مدل پانل

با توجه به نتایج حاصل از آزمون F لیمر، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۳)، همسانی عرض از مبدأها رد شده و لازم است در برآورد مدل از روش داده‌های پائل استفاده شود. لذا لازم است برای انتخاب الگوی اثرات ثابت یا اثرات تصادفی آزمون هاسمن انجام شود. نتایج آزمون هاسمن در جدول ۶ می‌شود.

۶- نتایج آزمون هاسمن فرضیه دوم پژوهش

جدول ۶- نتایج آزمون هاسمن فرضیه دوم پژوهش

آماره آزمون X2	P-Value	نتیجه آزمون
۱۶۵/۲۲	۰/۰۰۰۶	رد فرض صفر / پائل با اثرات ثابت

همچنین با توجه به نتایج حاصل از آزمون هاسمن، از آنجایی که مقدار P-Value این آزمون نیز کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد (۰/۰۰۰۶)، بنابراین در برآورد می‌بایست روش اثرات ثابت بکار برده شود.

۸-۴-۲- برآورد رگرسیونی مدل فرضیه دوم پژوهش

جدول ۷- نتایج برآورد مدل فرضیه دوم پژوهش

RETURN it=β0+β1 OWN it+ β2 SIZE it+ β3 LEV it+ β4 MB it+ β5B/Mit+ β6 GROWTH it + β7 LIQ it t +εit					
متغیر وابسته: بازدهی سهام					
متغیر	مقدار ضرایب	مقدار t	مقدار احتمال	نتیجه	VIF
مالکیت نهادی	۶,۴۴	۲,۶۷	۰,۰۱۱	معنی دار و مثبت	۱/۳۵
اندازه شرکت	۱,۶۶	۶,۷۹	۰,۰۰۰	معنی دار و مثبت	۱/۲۶
اهرم مالی	-۰,۵۴	-۳,۶۹	۰,۰۴۴	معنی دار و منفی	۱/۷۷
ارزش بازار به ارزش دفتری	۰,۸۸	۰,۸۸۳	۰,۰۹۷	بی معنی	۱/۰۳
رشد فروش	۴,۹۲	۱,۶۵	۰,۱۱۷	بی معنی	۲/۴۴
نقدشوندگی قیمت سهام	۰,۶۸	۳,۵۷	۰,۰۰۰	معنی دار و مثبت	۱/۹۸
C(مقدار ثابت)	۱,۶۷	۸,۳۴	۰,۰۲۵	معنی دار و مثبت	-
مقدار F		۹,۲۲	مقدار احتمال F		
ضریب تعیین (R2)		۰,۶۷۲۱	دوربین واتسون		
ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۶۴۰۹			

معناداری کل مدل:

معنی‌داری مدل‌ها بستگی به مقدار آماره F و مقدار احتمال آن دارد که برای هر مدل رگرسیونی محاسبه می‌شود. در صورتی که مقدار احتمال برای این آماره کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرض صفر مبنی بر «عدم وجود رابطه‌ی معنی‌دار» رد می‌شود و در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد. فرض صفر و فرض مقابل معنی‌داری مدل به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\begin{cases} H_0: & \text{مدل معناداری وجود ندارد.} \\ H_1: & \text{مدل معناداری وجود دارد.} \end{cases}$$

در جدول ۷ مشاهده می‌شود که متغیر (مالکیت نهادی) با ضریب ۶/۴۴ در جدول معنی دار و مثبت می‌باشد. همچنین در جدول متغیرهای اندازه شرکت (۱/۶۶) و نقدشوندگی سهام (۰/۶۸) معنادار و مثبت می‌باشند. همچنین متغیر اهرم مالی با ضریب (-۰,۵۴) معنادار و منفی و متغیرهای ارزش بازار به ارزش دفتری و رشد فروش در جدول بی معنی هستند و بنابراین از جدول حذف می‌شوند. همچنین در مدل نشان داده شد که C در مدل با ضریب -۰/۱۷ بی معنی است، یعنی مدل بدون عرض از مبدأ برآورد می‌شود. همچنین با توجه به معنی داری آماره F (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که در مجموع مدل از معناداری بالایی برخوردار است.

ضریب تعیین:

توجه به ضریب تعیین تعدیل شده می توان ادعا کرد که متغیرهای مستقل و کنترلی توانسته اند به میزان ۶۴/۰۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته را پیش بینی کنند

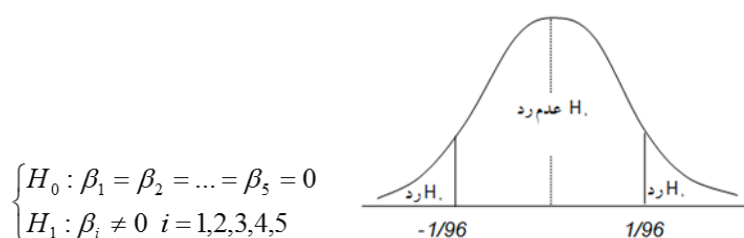
علاوه بر این از آنجایی که مقدار آماره دوربین واتسون مابین عدد ۱/۵ و ۲/۵ می باشد (۱/۸۲) لذا استقلال باقیمانده های مدل نیز مورد پذیرش قرار می گیرد. در خصوص هم خطی میان متغیرهای مدل نیز از آنجایی که مقدار آماره VIF برای تمامی متغیرها کمتر از ۱۰ است می توان گفت همخطی شدیدی میان آن ها وجود نداشته و این فرض از مفروضات رگرسیون کلاسیک نیز تأیید می شود.

نحوه تصمیم گیری برای رد یا پذیرش فرضیه

هدف از آزمون فرضیه ی ۲ پژوهش، بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر بازدهی سهام بود؛ اما فرضیه آماری آزمون به صورت زیر قابل بیان است.

H_0 : مالکیت نهادی بر بازدهی سهام تأثیر دارند.

H_1 : مالکیت نهادی بر بازدهی سهام تأثیر دارد.



نمودار ۲- ناحیه رد و عدم رد فرض صفر فرضیه دوم

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۷ سطح معنی داری (P-Value) آماره t مربوط به متغیر مالکیت نهادی بزرگتر از ۰/۰۵ بوده (۰/۰۱۱) یعنی معنی دار است و ضریب آن (۶/۴۴) مثبت می باشد و مقدار آماره t برای آن برابر با ۲/۶۷ می باشد این مقدار آماره t در ناحیه رد فرض صفر قرار می گیرد؛ بنابراین می توان گفت (مالکیت نهادی) در مدل پژوهش معنی دار و مثبت است یعنی مالکیت نهادی بر بازدهی سهام تأثیر معنی دار و مثبتی دارد؛ بنابراین افزایش درصد سهم مالکان نهادی باعث افزایش بازدهی سهام شرکت ها می شود. به دلیل وجود رابطه ی معنی دار و مثبت بین این دو متغیر، فرضیه پژوهش تأیید می گردد.

۵-۸- نتایج تحقیق

داده های این پژوهش مربوط به اطلاعات جمع آوری شده از ۱۲۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در فاصله سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ بود. در این فصل ابتدا خلاصه ای از آمار توصیفی متغیرهای تحقیق نشان داده شد. در ادامه نیز به ارائه آمار استنباطی پرداخته شد و مدل های تحقیق در قالب آمار استنباطی مورد بررسی قرار گرفت. در مطالعه حاضر برای آزمون الگوی تحقیق از روش رگرسیون داده های پانل با الگوی اثرات ثابت استفاده شد. نتایج برآورد مدل نشان داد که مالکیت نهادی تأثیر معنادار و معکوسی بر نوسان پذیری قیمت سهام دارد اما بر بازدهی سهام شرکت ها تأثیر معنادار و مستقیمی دارد.

منابع

- اسلامی میلانی، پریسا، (۱۳۸۷)، «بررسی رابطه میان عملکرد پرتوی شرکت های سرمایه گذاری با بازده سهام آن ها». پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، دانشکده مدیریت و حسابداری.
- اعتمادی حسین، باباجانی جعفر، آذر عادل، دیانتی دیلمی، زهرا (۱۳۸۸)، «تأثیر فرهنگ سازمانی، تمرکز مالکیت و ساختار مالکیت بر کیفیت اطلاعاتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». فصلنامه علوم مدیریت ایران، شماره ۵۱.
- جهانشاد آریتا، شعبانی داود، (۱۳۹۴)، «تأثیر محدودیت در تامین مالی بر رابطه سرمایه گذاران نهادی و حساسیت جریانهای نقدی سرمایه گذاری». فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره هفتم، شماره ۲۷.

- سرلک نرگس، کلوانی داود، (۱۳۹۳)، «رابطه بین انواع مالکیت نهادی و محافظه کاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۱۵.
- علی نژاد ساروکلائی مهدی، بحرینی مریم، (۱۳۹۲)، «تأثیر سرمایه‌گذاران نهادی و تمرکز مالکیت بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهش‌های حسابداری، شماره ۱۱.
- فخاری حسین، طاهری عصمت السادات، (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان پذیری بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره ۲.
- کامیابی یحیی، پرهیزگار بتول، (۱۳۹۴)، «بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و هم زمانی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه علمی و پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری، شماره ۱۷.
- محمدآزادی زهرا، محمدی اسفندیار، (۱۳۹۴)، «مالکیت نهادی، تمرکز مالکیت و حق الزحمه حسابرسی»، دانش حسابرسی، شماره ۶۰.
- مرادی مهدی، پرنده الهام، مرندي زکيه، (۱۳۹۶)، «بررسی ارتباط افق سرمایه‌گذاری سهامداران نهادی و محتوای اطلاعاتی سودهای تقسیمی غیر منتظره»، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۳۳.
- ملکی، صادق، (۱۳۹۱)، «بررسی ارتباط بین ساختار سرمایه با نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» (مطالعه موردی شرکت‌های گروه خودروسازی سایپا)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اسلامشهر، دانشکده علوم انسانی، دانشکده حسابداری.
- نجفی مقدم، علی، (۱۳۹۶)، «هم زمانی قیمت سهام و نقش سرمایه‌گذاران نهادی در بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه علوم مدیریت ایران، شماره ۵۱.
- نگونام جعفر، نگونام محمد، (۱۳۹۱)، «بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و محافظه کاری حسابداری»، دهمین همایش ملی حسابداری ایران، دانشگاه الزهراء.
- نوروزی نصر حسین، مرادزاده فرد مهدی، شکری اعظم، (۱۳۹۸)، «تأثیر مالکیت شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر نقدشوندگی سهام»، پژوهش‌های حسابداری و مالی، شماره ۴۳.
- Bushee, B.J. (1988). "The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior." Accounting review. 73.
- Callen, J.L. and X. Fang. (2011). "institutional investors and crash risk; monitoring or expropriation.
- Cao, L. Du, Y. and Ordning Heasen, J. (2016). "Foreign institutional investor and dividend policy: Evidence from china". International business review, 26.
- Earnhart, D. and Lizal. L. (2006). "effects of ownership and financial performance on corporate environmental performance." Journal of comparative economics. 34.
- Gill, A.S. and Obradovich, J.D. (2012). "Corporate governance, Institutional ownership and decision to pay the amount of dividends: evidence from USA". Journal of finance and economics. 1450.
- Henry, D. (2010). "Agency costs, ownership structure and corporate governance compliance: A private contracting perspective." Pacifica-Basin finance journal. 18.
- Qaiser rafique Yasser and Abdullah Al Mamum. (2015). "Effects of ownership concentration on".
- Tsaia, H. and Z. GU. (2007), "the relationship between institutional ownership and casino firm performance." Hospitality management, vol 26.
- Tsung-Yu Hsieh, Yung-Ming Shiu, Ariana Chang. (2019). "Does institutional ownership affect the relationship between accounting quality and cost of capital? A panel smooth transition regression approach." Asia Pacific Management Review.
- Velury, V. and Jenkins, S.D. (2016). "Institutional ownership and the quality of earnings." Journal of business research. 59.
- Wing Him Yeung, Camillo Lento (2018). "ownership structure, audit quality, board structure, and stock price crash risk: Evidence from china." Global Finance Journal.

فصلنامه علمی تخصصی پژوهش
در حسابداری و علوم اقتصادی
سال ۳، شماره ۴ (پیاپی ۹)، زمستان ۹۸

پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی

Jares.ir

نشانی: کرج، بلوار امام خمینی (باغستان)، بین
خیابان پنجم و ششم، روبروی مجموعه ورزشی
انقلاب، پلاک ۷۳۵، ساختمان پرند، واحد ۱

۰۲۱ ۳۳ ۲۰ ۲۴ ۸۷
۰۲۶ ۳۴ ۴۳ ۶۹ ۵۹
۰۲۱ ۴۳ ۸۵ ۷۱ ۲۴