



ISSN: 2645-4408

پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی

فصلنامه علمی پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی
سال چهارم، شماره ۵ (پیاپی ۱۰)، بهار ۱۳۹۹، جلد یک

رابطه بین معیارهای عملکرد مالی و اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های
پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران
محمد امیری اسرمی

بررسی تأثیر قدرت سهامداران عمده بر کیفیت حاکمیت شرکتی و تأثیر
حاکمیت شرکتی بر کیفیت سیستم مدیریت، شرکت‌های پذیرفته‌شده در
بورس اوراق بهادار
مهسا یوسف نژاد، فاطمه صمدی، مصطفی هاشمی تیله نوئی

بررسی رابطه بین قابلیت پیش‌بینی سود و هموارسازی سود با هزینه بدهی در
شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران
محمدحسین عبدالرحیمیان، مسعود احمد خانی، سید احمد میرجعفری اردکانی

نقدشوندگی سهام، سرمایه‌گذاری آتی و محدودیت مالی شرکت‌ها
مجید مرادپور، میثم کاویانی

نقش تجارت الکترونیک در برندسازی محصول؛ مورد مطالعه: صنعت خرمای
سیستان و بلوچستان، سراوان
عبدالغفار درازهی، مجید جامی، بهنام مرادخانی

تأثیر دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود
علی تامرادی، طاهر قیصری رضارستمی‌نیا، زینب رضائی



نشریه

نشانی: کرج، آزادگان، ابتدای بلوار مطهری، کوچه شهید سبحانی، پلاک ۲۸، واحد ۴
کد پستی: ۳۱۳۳۹۵۳۵۹۵
www.JARES.ir
Shij.journals@gmail.com

چاپ

انتشارات هنر و علوم دانشگاهی، تلفن: ۰۲۱ ۳۳۸۴۷۹۲۰
نشانی: تهران، افسریه، ۱۵ متری اول، کوچه ۲۸، پلاک ۲۹۳

صاحب امتیاز و مدیرمسئول: مهرداد فتحی زیر نظر شورای سردبیری مدیر اجرایی: منیژه ملائی

اعضای شورای علمی و داوری تحریریه: (به ترتیب حروف الفبا)

- دکتر عبدالمجید آهنگری، عضو هیئت علمی دانشگاه شهید چمران
- دکتر محمدمامد اخگر، عضو هیئت علمی دانشگاه کردستان
- دکتر روح اله بیات، عضو هیئت علمی دانشگاه امام خمینی
- دکتر محسن حمیدیان، عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی تهران جنوب
- دکتر اسماعیل رمضان پور، عضو هیئت علمی دانشگاه گیلان
- دکتر منصور زراء نژاد، عضو هیئت علمی دانشگاه چمران اهواز
- دکتر نرجس زمانی، عضو هیئت علمی دانشگاه گیلان
- دکتر مهدی ذوالفقاری، عضو هیئت علمی دانشگاه تربیت مدرس
- دکتر مسعود طاهری نیا، عضو هیئت علمی دانشگاه لرستان
- دکتر علیرضا عرفانی، عضو هیئت علمی دانشگاه سمنان
- دکتر حسین عظیمی، عضو هیئت علمی دانشگاه زنجان
- دکتر محبوبه فراهتی، عضو هیئت علمی دانشگاه سمنان
- دکتر بهروز کاردان، عضو هیئت علمی دانشگاه فردوسی مشهد
- دکتر عبدالمحمد کاشیان، عضو هیئت علمی دانشگاه سمنان
- دکتر حسین کاظمی، عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی قزوین
- دکتر وحید محمودی، عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی قزوین
- دکتر منصور مهبینی زاده، عضو هیئت علمی دانشگاه یزد

فراخوان پذیرش مقاله:

نشریه «پژوهش در حسابداری و علوم اقتصاد» توسط موسسه مطبوعاتی مطالعات کاربردی شباک و با همکاری علمی اساتید برجسته دانشگاه‌های کشور به انتشار مقالات علمی در زمینه حسابداری و اقتصاد می‌پردازد. از این رو از تمام اساتید، صاحب نظران، کارشناسان، دانشجویان و پژوهشگران دعوت می‌شود 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 کافی است تا در وبسایت ثبت نام نموده و با ورود به پنل کاربری، مقاله خود را ثبت کنید.

محورها و موضوعات پذیرش مقاله:

- | | |
|---|--|
| مطالعات علوم اقتصاد: | مطالعات حسابداری: |
| - اقتصاد خرد، اقتصاد کلان و اقتصادسنجی | - تئوری‌ها و نظریات حسابداری |
| - اقتصاد اسلامی، برنامه ریزی و نظام‌های اقتصادی | - مباحث نوین در حسابداری و حسابرسی |
| - اقتصاد، توسعه و مطالعات اقتصادی ایران | - پژوهش‌های کاربردی در حسابداری و حسابرسی |
| - اقتصاد محیط زیست، منابع طبیعی و انرژی | - بورس، مدیریت مالی، سرمایه گذاری و حسابداری |
| - تاریخ تئوری‌ها، نظریات و سیاست‌های اقتصادی | - جایگاه حسابداری و حسابرسی در توسعه اقتصادی |
| - مدل سازی و پیش بینی در بازارهای اقتصادی | - آموزش و اخلاق حرفه‌ای در حسابداری، حسابرسی |
| - اقتصاد مالی، بانکداری و نظام پولی | - سیستم‌های اطلاعات حسابداری |
| - اقتصاد مقاومتی، کارآفرینی و اشتغال زایی | - حسابداری مالیاتی و حسابداری مدیریت |
| - اقتصاد و تجارت الکترونیک و بین الملل | - صنعت، تولید و حسابداری مدیریت |
| - اقتصاد تولید و اقتصاد صنعتی | - استانداردهای حسابداری و حسابرسی |
| - مطالعات میان رشته‌ای در اقتصاد | - مطالعات میان رشته‌ای در حسابداری |

صفحه	عنوان مقاله
۱	رابطه بین معیارهای عملکرد مالی و اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران محمد امیری اسرمی
۱۳	بررسی تأثیر قدرت سهامداران عمده بر کیفیت حاکمیت شرکتی و تأثیر حاکمیت شرکتی بر کیفیت سیستم مدیریت، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار مهسا یوسف نژاد، فاطمه صمدی، مصطفی هاشمی تیله نوئی
۲۵	بررسی رابطه بین قابلیت پیش‌بینی سود و هموارسازی سود با هزینه بدهی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران محمدحسین عبدالرحیمیان، مسعود احمد خانی، سیداحمد میرجعفری اردکانی
۳۷	نقدشوندگی سهام، سرمایه‌گذاری آتی و محدودیت مالی شرکت‌ها مجید مرادپور، میثم کاویانی
۴۳	نقش تجارت الکترونیک در برند سازی محصول؛ مورد مطالعه: صنعت خرمای سیستان و بلوچستان، سراوان عبدالغفار درازهی، مجید جامی، بهنام مرادخانی
۵۱	تأثیر دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود علی تامرادی، طاهر قیصری، رضا رستمی‌نیا، زینب رضائی

رابطه بین معیارهای عملکرد مالی و اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۷/۱۲

تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۹/۱۹

کد مقاله: ۳۵۱۱۴

محمد امیری اسرمی^{۱*}

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی رابطه بین معیارهای عملکرد مالی و اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده برای دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ است. در این مطالعه، معیارهای عملکرد مالی متغیر مستقل و اقلام تعهدی اختیاری متغیر وابسته در نظر گرفته شد. بر اساس روش غربالگری منظم ۱۱۰ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب گردید. به منظور تحلیل داده‌ها ابتدا پیش‌آزمون‌های ناهمسانی واریانس، آزمون چاو، آزمون هاسمن و آزمون جاک-برا و سپس از آزمون رگرسیون چند متغیره برای تأیید و رد فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است. نتایج نشان داد بین فاکتورهای عملکرد مالی مشتمل بر کیوتوبین، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها، نرخ رشد فروش، نسبت سود تقسیمی به قیمت و نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به فروش با اقلام تعهدی اختیاری رابطه منفی و معناداری وجود دارد، نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش با مستندات اشاره شده در چارچوب نظری تحقیق و ادبیات مالی مطابقت دارد.

واژگان کلیدی: عملکرد مالی، کیوتوبین، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها، نرخ رشد فروش، اقلام تعهدی اختیاری.

۱- استادیار، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

m.amriasrami@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

مطالعات پیشین نشان می‌دهد که فرصت‌های رشد منجر به کاهش کیفیت سود می‌شود. البته، اجماع نظر در مورد متغیر مناسب برای گزینه‌های رشد، وجود ندارد. بنابراین، با استفاده از چهار متغیر نیابتی مختلف برای فرصت‌های رشد، این مطالعه سعی دارد رابطه بین گزینه‌های رشد و کیفیت سود را بررسی کند. علیرغم ارائه دلایل مهم در مورد فلسفه وجودی حسابداری محافظه‌کارانه، امروزه تدوین‌کنندگان استاندارد حسابداری مانند هیئت استانداردهای بین‌المللی حسابداری (IASB) و هیئت استانداردهای حسابداری مالی (FASB) از ایده حسابداری بی‌طرفانه پشتیبانی می‌کنند. بسیاری از پژوهشگران، حسابداری محافظه‌کارانه را یکی از دلایل اصلی عدم موفقیت در فرآیند حسابداری برای شرکت‌هایی با سطح بالایی از فرصت‌های رشد می‌دانند (واتس، ۲۰۰۳). علاوه بر این، شرکت‌های دارای فرصت‌های رشد به دلیل سود بالقوه بالاتر، برای سرمایه‌گذاران جذاب‌تر هستند. و ضریب پاسخ سود رابطه‌ای مثبت با فرصت‌های رشد دارد (توه و وانگ، ۱۹۹۳). به عبارتی سرمایه‌گذاران به اطلاعات مربوط به فرصت رشد شرکت حساس‌تر می‌باشند (توه و وانگ، ۱۹۹۳). بنابراین لازم است دیدگاهی در مورد وضعیت کنونی سود شرکت‌های دارای فرصت‌های رشد بالا ارائه شود.

حسابداری با هدف پیش‌بینی میزان، زمان‌بندی و عدم اطمینان مربوط به جریان‌های نقدی، بنا نهاده شده است. سود در حسابداری از دو جز اقلام تعهدی و اقلام نقدی تشکیل می‌گردد. اقلام تعهدی جریان ورودی و خروجی در آینده هستند. اقلام تعهدی دارای ارزش اطلاعاتی هستند و نقش مهمی در فرایند ارزشگذاری بازی می‌کنند، زیرا مشکلات زمان‌بندی و نبود انطباق نهفته در ارقام وجه نقد را کاهش می‌دهند (پریم، ۲۰۱۶). سود حسابداری با استفاده از روش‌های مختلف مربوط به ارزشیابی موجودی کالا، مخارج تحقیق و توسعه، هزینه‌های عمومی و اداری، استهلاک و ذخایر، قابل دستکاری است. در محاسبه سود حسابداری، هزینه سرمایه منظور نمی‌شود. تغییرات در عملکرد می‌تواند برای سلامتی، سودمندی و نهایتاً برای دوام شرکت پایدار باشد. حداکثر کردن دارایی‌های سهامداران، یکی از عوامل اصلی تغییرات در عملیات مدیریت فعلی می‌باشد. در این میان ارزش افزوده اقتصادی معیار ارزیابی عملکردی است که واقعیت‌های اقتصادی شرکت را آشکار می‌سازد. اقلام تعهدی قابل تفکیک به دو جز اختیاری و غیراختیاری است. اقلام تعهدی غیراختیاری به وسیله مقررات، سازمان‌ها و دیگر عوامل خارجی محدود شده و قابل دستکاری توسط مدیریت نیستند، در حالی که اقلام تعهدی اختیاری، قابل اعمال نظر و دستکاری توسط مدیریت است. مدیران از اقلام تعهدی اختیاری با توجه به شرایط محیطی مختلف برای اهداف متفاوتی استفاده می‌کنند، بدین صورت که در برخی دوره‌ها با توجه به نیاز، از اقلام تعهدی اختیاری برای افزایش سودهای گزارش شده استفاده می‌کنند (اقلام تعهدی اختیاری مثبت) و در برخی دیگر از دوره‌ها از این اقلام برای کاهش سودهای گزارش شده استفاده می‌کنند (اقلام تعهدی اختیاری منفی) (پریم، ۲۰۱۶). از آنجاییکه، اندازه‌گیری فرصت‌های رشد با استفاده از متغیر واحد دشوار است، مجموعه فرصت‌های سرمایه‌گذاری قابل مشاهده نیست. از این رو، در مورد یک متغیر مناسب برای فرصت‌های رشد، اجماع نظر وجود ندارد. بنابراین، پژوهشگران از چندین متغیر نیابتی برای بررسی استحکام این موضوع استفاده کردند (النجار و ریاحی-بلکویی، ۲۰۰۱ الف). از این رو در این پژوهش، برای اندازه‌گیری عملکرد مالی، معیارهای کیوتوبین، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها، نرخ رشد فروش، نسبت سود تقسیمی به قیمت، نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به فروش بکارگرفته شده و در جستجوی بررسی رابطه بین معیارهای یادشده با اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

۲- مبانی نظری پژوهش

زمان شناسایی، ثبت و گزارشگری رویدادهای مالی در کانون مبنای حسابداری قرار دارد. انتخاب زمان شناسایی رویدادهای مالی، به گزینش مبنای حسابداری منجر خواهد شد. به همین دلیل، اگر سیستم حسابداری برای شناسایی رویدادهای مالی، مبادله وجه نقد را انتخاب کند، مبنای نقدی را در کانون توجه قرار می‌دهد. اما اگر برای شناسایی رویدادهای مالی، از مبادله وجه نقد صرف نظر شود و به جای آن، زمان وقوع رویدادهای مالی در کانون توجه قرار گیرد، مبنای تعهدی در سیستم حسابداری استفاده از بکار گرفته شده است (باباجانی، ۱۳۸۹).

نگاه اجمالی به هدف‌های گزارشگری مالی مندرج در چارچوبهای نظری نهادهای انتفاعی، بیانگر این واقعیت است که اهداف اصلی آن بر اندازه‌گیری منابع اقتصادی، منابع نقدی و گزارش وضعیت و عملکرد آن به استفاده‌کنندگان تأکید دارد. به این ترتیب، تمام شرکت‌ها برای اندازه‌گیری و انعکاس نتایج عملکرد به اندازه‌گیری منابع اقتصادی نیازمندند که لازمه این امر، به کارگیری مبنای تعهدی و اصل تطابق است. هیئت استانداردهای حسابداری مالی (FASB) بر استفاده از حسابداری تعهدی تأکید دارد و براساس بیانیه مفاهیم نظری گزارشگری مالی شماره ۱ «اطلاعاتی که درباره سود و اجزای آن با استفاده از سیستم تعهدی تهیه می‌شود، شاخص بهتری از سنجش عملکرد شرکت‌ها نسبت به اطلاعات دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی ارائه می‌دهد» (تقفی و هاشمی، ۱۳۸۳).

ریچاردسون و همکاران (۲۰۰۵) اقلام تعهدی را تفاوت بین سود تعهدی و سود نقدی تعریف کرده‌اند. جونز (۱۹۹۱) تفاوت بین سود و وجه نقد عملیاتی را اقلام تعهدی در نظر گرفته است. ادبیات این حوزه سه نقش را برای حسابداری اقلام تعهدی شناسایی کرده است: (۱) نشان دادن سرمایه گذاری های مرتبط با رشد در مقیاس عملیات تجاری، (۲) کاهش تفاوت زمانی بین رویدادهای اقتصادی و آثار جریان نقدی مرتبط با آنها، (۳) انعکاس عدم تقارن زمانی شناسایی زیان (ویدیعی و عظیمی فر، ۱۳۹۱)

یکی از نقش‌های مهم اقلام تعهدی، انتقال یا تعدیل شناسایی جریان‌های نقدی در طول زمان است، به طوری که اعداد تعدیل شده، عملکرد شرکت را بهتر ارزیابی کند. اقلام تعهدی اغلب بر اساس مفروضات و برآوردها هستند که اگر اشتباه باشند، باید در سود و اقلام تعهدی آینده تصحیح شوند. بنابراین کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت سود، هنگام مواجهه با خطای برآورد، کاهش می‌یابند. اعتقاد بر این است که خطاهای برآورد اقلام تعهدی و اصلاحات بعدی آنها نوعی اخلاص (نوفه) تلقی شده و به کاهش سودمندی اقلام تعهدی منجر می‌شوند. معیار اندازه گیری کیفیت اقلام تعهدی عبارت است از میزانی که اقلام تعهدی سرمایه در گردش با تحقق جریان های نقدی عملیاتی مرتبط است. با به کارگیری اقلام تعهدی، جریان نقدی حاصل از یک رویداد مالی به صورت برآوردی اندازه گیری می‌شود. چنانچه این برآورد اشتباه باشد، در آینده باید اقلام تعهدی و درآمد شناسایی شده، اصلاح شود. این خطاهای برآورد و اصلاحات بعدی آن، سودمندی اقلام تعهدی را کاهش می‌دهند. بنابراین، هرچه اندازه خطاهای برآورد بیشتر باشد، کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت سود کاهش می‌یابد، ضمن اینکه بزرگ‌تر بودن اندازه اقلام تعهدی، نشان دهنده برآوردهای بیشتر و احتمال بروز خطاهای برآورد بیشتر است که این موضوع باعث کاهش کیفیت اقلام تعهدی و سود نیز می‌شود (بهنام‌پور و همکاران، ۱۳۹۸).

تئوری نمایندگی از تجزیه و تحلیل تئوری بازی در موقعیت‌هایی استفاده می‌کند که یک طرف (عامل) برای انجام کار برای طرف مقابل (مالک) عمل می‌کند. مالک، کسی که می‌خواهد عامل براساس ترجیحات مالک کار کند. با این حال، برخی از مسائل در این رابطه وجود دارد. تئوری نمایندگی فرض می‌کند که هر دو طرف می‌خواهند منافع خود را به حداکثر نمانند. ارزیابی عملکرد یک شرکت یکی از مهم‌ترین چالش‌ها برای پژوهشگران محسوب می‌شود. مدیریت سودها به استفاده فرصت طلبانه از رویه‌های حسابداری، تکنیک‌ها و عملیات مدیران شرکت برای ایجاد گزارش‌های مالی اشاره دارد که تصویر جانبدارانه عملکرد مالی شرکت را ارایه می‌دهند. با توجه به روشی که در آن پرسنل مدیریتی گاهی چنین تکنیک‌های حسابداری را بکار می‌گیرند، یکی از پیامدهای مهم مدیریت سود، کاهش کیفیت سود و کاهش در قابلیت اعتماد گزارش مالی است. همانطور که توسط سوین و شرودر تاکید شده (ریچاردسون و همکاران، ۲۰۰۵)، مدیریت سودها می‌تواند منافع سهامداران را تضعیف کند، زیرا تصمیمات سرمایه‌گذاران و بستن‌کاران در درجه اول توسط سودهای گزارش شده هدایت می‌شوند. بنابراین، وقتی مدیران شرکت از تکنیک‌های حسابداری استفاده می‌کنند تا یک دیدگاه مغرضانه از عملکرد مالی شرکت خود ارایه دهند شاخص‌های مهم سودهای هم منحرف می‌شوند در نتیجه به تصمیم‌گیری‌های دقیق سهامداران می‌توانند آسیب برسانند. مدیریت سود به عنوان تعدیل ذخایر حسابداری توسط مدیران شرکت برای تغییر سودهای گزارش شده، اغلب از طریق بهره‌برداری از تصمیمات حسابداری اتخاذ شده در اصول حسابداری با پذیرش عمومی تعریف می‌شود، که هدف آن ترسیم تصویری مثبت از موقعیت مالی شرکت است. رویچودهاری (۲۰۰۶) انواع رویکردهای موجود برای حسابداری را شامل اول، انتخاب رویکردهای مناسب و خاص حسابداری که منافع مدیران را به حداکثر می‌رساند، دوم، بکارگیری تامین مالی برای هزینه‌های بدهی، و در نهایت، تأخیر در حذف دارایی، می‌داند. با این وجود رفتار گزارش فرصت طلبانه شرکت‌ها در سودهای گزارش شده می‌تواند با تلاش برای تغییر سودهای گزارش شده از طریق ایجاد تصمیمات عملیاتی بهینه در زمان بندی و مقیاس بندی معاملات تجاری از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی رخ دهد (وائل، ۲۰۲۰).

استدلال پشتوانه فرضیه تثبیت سودها می‌گوید سرمایه‌گذاران تداوم مولفه‌های تعهدی سودها را بیش از حد برآورد میکنند. جریان دیگری از ادبیات این حوزه، بحث می‌کند از آنجا که اقلام تعهدی رشد را ثبت می‌کنند، ناهنجاری اقلام تعهدی را می‌توان با سرمایه‌گذاری توضیح داد که نشان می‌دهد شرکت‌هایی که دارایی‌های خود را رشد می‌دهند، تمایل دارند بازده آتی کمتری داشته باشند. از آنجا که متغیر نیابتی تجربی برای اقلام تعهدی و سرمایه‌گذاری به طور مثبت هم‌بسته‌اند یا به جای یکدیگر استفاده می‌شوند، تمایز بین فرضیه‌های رقیب در آزمون‌های تجربی دشوار است (چو، ۲۰۱۹). با شناسایی تنظیمات اقتصادی خاص، پیش‌بینی‌های متفاوت می‌توان ارایه کرد (چو، ۲۰۱۹)، به عبارتی، در نظام اقتصادی مختلف، پیش‌بینی‌های متفاوتی از پدیده‌های اقتصادی ایجاد می‌شود. اول، سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، یک هزینه سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد که سودها را کاهش می‌دهد اما تابع حسابداری تعهدی نیست. بنابراین فرضیه تثبیت سودها یک رابطه مثبت بین افزایش در سرمایه‌گذاری‌های هزینه‌های تحقیق و توسعه و بازده‌های آتی را پیش‌بینی می‌کند، در حالی که ناهنجاری سرمایه‌گذاری یک رابطه منفی را پیش‌بینی می‌کند. دوم اینکه، شرکت‌هایی که با سرمایه در گردش منفی فعالیت می‌کنند، ذخایر سرمایه دارند که همبستگی منفی با دیگر اشکال سرمایه‌گذاری و رشد دارند. بنابراین، در حالی که فرضیه تثبیت سودها همچنان یک رابطه منفی بین اقلام تعهدی و بازده‌های آتی در این مجموعه پیش‌بینی می‌کند، توضیح سرمایه‌گذاری یک رابطه مثبت را پیش‌بینی می‌کند. برای هر دو مجموعه از آزمایش‌ها، شواهد تجربی فرضیه تثبیت سودها را برای ناهنجاری اقلام تعهدی پشتیبانی می‌کند و با این مفهوم متناقض است

که ناهنجاری سرمایه‌گذاری در توضیح بازده‌های آتی سهام در نظر گرفته می‌شود (چو، ۲۰۱۹). شرکت‌های با عملکرد پایین، نسبت به شرکت‌های دیگر دارای عملکرد بالا، ذخایر احتیاطی مثبت و بالاتری را نشان می‌دهند. لذا، مدیران ناکارآمد، اجرای سیاست‌های افزایش سود به منظور بالا بردن سودهای گزارش شده شرکت خودشان را ترویج می‌کنند در نتیجه رفتار فرصت‌طلبانه را پنهان می‌کنند. از این رو، یک رابطه معنی‌دار بین عملکرد اجرایی یک شرکت و استراتژی مدیریت سود آن وجود دارد. شرکت‌های ناکارآمد به دنبال استفاده از تکنیک‌های مدیریت سودها برای جبران عملکرد پایین خود هستند (مصطفی و ابراهیم، ۲۰۱۹). در تجزیه مجموع سودها به اجزاء جریان‌های نقدی و ذخایر کوتاه‌مدت و بلند مدت، منجر به افزایش قدرت توضیحی مدل می‌شود و این افزایش عمدتاً از تجزیه سودها به سود عملیاتی و دارایی‌های عملیاتی به جای تجزیه و تحلیل سود به مولفه‌های آن یعنی جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی ناشی می‌شود (گارود و همکاران، ۲۰۰۰). با توجه به آنچه گفته شد فرضیه اصلی پژوهش اینست: «بین معیارهای عملکرد مالی و اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد». فرضیه‌های فرعی پژوهش به شرح زیر خواهد بود:

- ۱- بین کیوتوبین با اقلام تعهدی اختیاری رابطه معناداری وجود دارد.
- ۲- بین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها با اقلام تعهدی اختیاری رابطه معناداری وجود دارد.
- ۳- بین نرخ رشد فروش با اقلام تعهدی اختیاری رابطه معناداری وجود دارد.
- ۴- بین نسبت سود تقسیمی به قیمت با اقلام تعهدی اختیاری رابطه معناداری وجود دارد.
- ۵- بین نسبت هزینه تحقیق و توسعه به فروش با اقلام تعهدی اختیاری رابطه معناداری وجود دارد.

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- پیشینه داخلی پژوهش

منصوریان و رضایی (۱۳۹۹) به بررسی اینکه آیا ناهنجاری اقلام تعهدی تاثیری بر فعالیتهای تامین مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد یا خیر؟ نتایج نشان می‌دهد ناهنجاری اقلام تعهدی ارتباط منفی و معناداری با سودآوری آتی شرکت‌های مورد مطالعه دارد و ارتباط معنادار بین ناهنجاری اقلام تعهدی با بازده تعدیل شده وجود ندارد. ناهنجاری اقلام تعهدی ارتباط مثبت و معناداری با جریان‌های نقد حاصل از فعالیتهای تامین مالی دارد. بنابراین، الزام و توجه بیشتر سیاست‌گذاران و فعالین بازار سرمایه به ناهنجاری اقلام تعهدی می‌باشد.

فداکار و همکاران (۱۳۹۹) اضافه نمودن عدد ثابت به مدل اصلاح شده جونز را بررسی نموده و الگویی برای شرکت‌های ورشکسته آزمون نموده و با مدل اصلاح شده جونز مقایسه نمایند. نتایج نشان داد با اضافه شدن عدد ثابت به مدل اصلاح شده جونز قدرت تبیین کنندگی مدل برای نشان دادن مدیریت سود افزایش می‌یابد. و مدل توانست مدیریت سود را در ۲۸ شرکت از ۳۷ شرکت نشان دهد در حالی که قبل از اضافه شدن عدد ثابت مدل جونز مدیریت سود را در ۲۴ شرکت فقط توانسته بود نشان دهد. و همچنین الگوی متغیرهای تاثیرگذار بر اقلام تعهدی بلحاظ آماری کاراتر از مدل اصلاح شده جونز عمل نمود و توانست مدیریت سود را با اضافه شدن عدد ثابت در ۳۴ شرکت و بدون عدد ثابت در ۳۲ شرکت از ۳۷ شرکت مورد آزمون نشان دهد.

آریامند و ابراهیمی (۱۳۹۹) ارتباط بین هموارسازی سود و ویژگی‌هایی از شرکت نظیر کیفیت سود، نسبت قیمت به سود و بازده حقوق صاحبان سهام و بازده دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار بررسی کردند. در این مقاله با استفاده از مدل ایکل شرکت‌های هموارساز و غیر هموارساز از یکدیگر تفکیک گردیدند. نتایج نشان می‌دهد شرکت‌هایی با نسبت قیمت به سود بالاتر، انگیزه بیشتری برای گزارش سود هموار شده دارند و شرکت‌هایی با میزان کیفیت سود بالاتر انگیزه بیشتری برای گزارش سود هموار شده دارند. و نهایتاً شرکت‌های با بازده دارایی‌ها بزرگتر، انگیزه بیشتری برای گزارش سود هموار شده دارند.

جوکار و همکاران (۱۳۹۸) نشان دادند بین تورم و عملکرد مالی رابطه غیرخطی و U شکل وارونه وجود دارد. بدین معنا که با افزایش تورم در ابتدا عملکرد مالی واحدهای تجاری مثبت و صعودی است، اما هنگامی که تورم به سطح خاصی برسد، افزایش در نرخ تورم باعث کاهش عملکرد مالی می‌شود. نتایج پژوهش نشان داد نقطه بحرانی تورم برای شرکت‌های ایرانی ۱۴٪ است، اما شرکت‌هایی که دارای سرمایه در گردش مثبت می‌باشند، آستانه تحمل‌پذیری بیشتری در مقابل تورم دارند و نقطه بحرانی تورم برای آنها در حدود ۱۷٪ است. همچنین رابطه بین سرمایه در گردش و عملکرد مالی رابطه‌ای غیرخطی و U شکل وارونه است و مدیریت سرمایه در گردش عاملی مهم در رابطه بین تورم و عملکرد مالی است.

مطالعه بهنام‌پور و همکاران (۱۳۹۸) نشان می‌دهد که میانگین انحراف معیار مولفه‌های عملکرد تعهدی به لحاظ آماری معنادار و بزرگ‌تر از میانگین انحراف معیار خطای حسابداری است. رابطه بین مولفه‌های عملکرد اقتصادی و عملکرد اقلام تعهدی با خطای حسابداری آماری معنی‌دار بوده و واریانس مشترک بین اجزا کوچک است.

مهرانی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهش خود نشان دادند در شرکت‌هایی که مدیریت سود اجرا می‌شود در واقع مدیریت این شرکت‌ها، به هنگام کاهش وجوه نقد حاصل از عملیات که بیان‌گر عملکرد ضعیف واحد تجاری است، به منظور جبران این موضوع اقدام به افزایش سود از طریق افزایش ارقام تعهدی اختیاری کرده‌است.

امان الهی و معدنچی (۱۳۹۸) نشان دادند واکنش بازار به اعلام افزایش سود سهام، مثبت است، ارقام تعهدی مثبت شرکت‌ها همبستگی مثبتی با سودآوری آتی شرکت‌ها دارد و هیچیک از معیارهای ارقام تعهدی تحت تأثیر افزایش سود تقسیمی شرکت‌ها نبوده‌اند.

رخ‌نام (۱۳۹۷) نشان داد عملکرد نسبی سود بر ارقام تعهدی شرکت‌ها اثر منفی، عملکرد نسبی سود بر ارقام تعهدی در شرکت‌هایی که همبستگی بین سود آن‌ها با سود صنعت مثبت و بیشتر از سایر شرکت‌ها بوده، بیشتر (منفی‌تر) از سایر شرکت‌ها و نیز عملکرد نسبی سود بر ارقام تعهدی در شرکت‌هایی که اعلان سود خود را به تعویق می‌اندازند، بیشتر (منفی‌تر) از سایر شرکت‌هاست.

اشرفی و همکاران (۱۳۹۶) نشان دادند رابطه منفی و معنادار میان اثر تعاملی ارقام تعهدی اختیاری و کیفیت حسابرسی با بازده سهام وجود دارد و همچنین عدم رابطه معنادار بین اثر تعاملی ارقام تعهدی اختیاری و کیفیت حسابرسی با قابلیت سودآوری آتی است.

یافته‌های پژوهش علیخانی و همکاران (۱۳۹۶) نشان می‌دهد که در شرکت‌های با رشد بالا در مقایسه با شرکت‌های با رشد پایین، حساسیت بازده سهام نسبت به ارقام تعهدی اختیاری بیشتر است.

نتایج پژوهش گوگردچیان و پورفخریان (۱۳۹۴) نشان می‌دهد به طور کلی رشد شرکت بر رابطه ارقام تعهدی اختیاری و عملکرد آتی شرکت تأثیر ندارد، اما در شرکت‌های با رشد بالا استفاده از ارقام تعهدی اختیاری مثبت، برای انعکاس عملکرد مطلوب از واحد تجاری (انتقال اخبار خوب)، نسبت به سایر شرکت‌ها بیش‌تر است و ارقام تعهدی اختیاری مثبت دارای محتوای اطلاعاتی هستند.

نتایج حاجیه‌ها و نوری (۱۳۹۲) نشانگر آن است که جریان وجوه نقد رابطه معنادار مستقیمی با بازده آتی دارایی و بازده غیرعادی آتی سهام دارد و ارقام تعهدی رابطه معنادار معکوسی با بازده آتی دارایی و بازده غیرعادی آتی سهام دارد. بنابراین سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که جریان وجوه نقد بالایی دارند، موجب کسب بازده بالا در آینده می‌شود.

۳-۲- پیشینه خارجی پژوهش

موسکاریلو و همکاران (۲۰۲۰) رابطه بین تعهدات اختیاری و عدم تقارن اطلاعاتی در آخرین بحران مالی جهانی بررسی کردند، این بررسی در مورد تأثیر اختیار مدیریتی بر اطلاع‌رسانی سود در صورت شوک برونزا منفی در مبانی تجارت تعمیق می‌دهد. ارقام تعهدی اختیاری باعث افزایش اطلاعاتی سودها می‌شوند و کنترل متغیرهای اقتصاد کلان برای کاهش خطر تعبیر نادرست از مدل‌های تعهدی اختیاری پیشنهاد می‌کنند.

جیا و همکاران (۲۰۲۰) چگونگی تأثیرگذاری ارقام تعهدی اختیاری بر سیاست‌های پس‌انداز وجه نقد شرکت‌ها و انگیزه رفتار پس‌انداز وجه نقد بررسی کردند و ارتباط بین ارقام تعهدی اختیاری و پس‌انداز وجه نقد بر ارزش نقدی بازار تأثیر گذار است. شرکت‌های دارای ارقام تعهدی اختیاری بالا، وجه نقد به میزان زیادی پس‌انداز می‌کنند. یک افزایش انحرافی استاندارد در ارقام تعهدی اختیاری باعث می‌شود تا ۱۲/۵۹ درصد وجه نقد را پس‌انداز کند. علاوه بر این، ارزش وجه نقد برای این شرکت‌ها کم است. تأثیر در شرکت‌های دارای حاکمیت ضعیف قوی‌تر است اما در شرکت‌های دارای محدودیت‌های مالی این تأثیر وجود ندارد.

مصطفی (۲۰۲۰) نشان دادند که عملکرد شرکت‌ها در شیوه‌های مدیریت سودها دخالت دارد، بنابراین، عملکرد اجرایی یک عامل تعیین‌کننده مهم برای مدیریت سودها است.

نیکلوف (۲۰۱۸) نشان داد که واریانس اجزای عملکرد، بیش از خطای حسابداری است و شکاف بزرگی از واریانس ارقام تعهدی توسط مؤلفه عملکرد توضیح داده می‌شود.

پریم (۲۰۱۶) نشان داد بین معیارهای عملکرد مالی با ارقام تعهدی اختیاری رابطه معناداری وجود دارد.

رابین و وو (۲۰۱۴) نشان داد تفاوت معناداری در شرکت‌های با رشد بالا در مقایسه با شرکت‌های با رشد پایین وجود ندارد، و همچنین در شرکت‌های با رشد بالا در مقایسه با شرکت‌های با رشد پایین، ارقام تعهدی اختیاری مثبت بیشتر ارزش‌گذاری می‌شوند.

چو (۲۰۱۲) نشان داد ارقام تعهدی رابطه معکوس با بازده آتی دارایی و بازده غیرعادی سهام دارد.

سیگال و همکاران (۲۰۱۲) بیان می‌کند پایداری بالای سود برای شرکت‌های نمونه را اثبات نمود و همچنین ثابت کرد که قیمت‌های سهام به درستی، منعکس‌کننده سود جاری به منظور کسب سودهای آتی می‌باشند. آنها مشاهده کردند که

پایداری سود، بیشتر به جریان‌های نقدی نسبت داده می‌شود تا به ارقام تعهدی. به هر حال به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاران هندی، ارقام تعهدی را کمتر از واقع و جریان‌های نقدی را بیشتر از واقع قیمت‌گذاری می‌کنند که البته این نتایج، در تضاد با یافته‌های بازارهای بالغ است. همچنین، ارقام تعهدی با بازده‌های آتی، رابطه‌ی مثبت دارند. همچنین بین جریان‌های نقدی و بازده‌های آتی، رابطه‌ی منفی برقرار است که مجدداً در تضاد با یافته‌های بازارهای بالغ است. آنها نتیجه گرفتند که ناهنجاری ارقام تعهدی و ناهنجاری جریان‌های نقدی، چالش‌های جدی با مدل‌های معروف قیمت‌گذاری دارایی نظیر CAPM ندارند. نتایج تحقیق کانگ و همکاران (۲۰۱۰) حاکی از آن است که ارقام تعهدی اختیاری، با بازده آتی بازار، رابطه‌ی مثبت دارد، لیکن قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مجموع ارقام تعهدی با عواملی چون انتخاب دوره‌ی زمانی، معیارهای بازده، روش برآورد، شرایط تجاری، شاخص‌های صرف ریسک و مدل‌های مورد استفاده برای تفکیک ارقام تعهدی، رابطه‌ی قوی دارد.

۴- روش شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت، یک پژوهش توصیفی-همبستگی است، زیرا در این مطالعه وضع موجود، و همچنین، رابطه بین متغیرهای نیابتی عملکرد مالی با ارقام تعهدی اختیاری با استفاده از تحلیل رگرسیون، مشخص می‌شود. همچنین، در حوزه مطالعات پس رویدادی قرار می‌گیرد زیرا از اطلاعات گذشته و اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت-های نمونه استفاده شده است. روش این پژوهش کتابخانه‌ای است. جمع آوری اطلاعات براساس اطلاعات و گزارشهای مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سالهای ۱۳۹۱-۱۳۹۷ انجام شده است.

۵- مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش با کمک مدل اصلاح شده پریم (۲۰۱۶) فرضیه‌ها آزمون شده است.

$$ACCR_{it} = \beta_0 + \beta_1 TOBINSQ_{it} + \beta_2 MBV_{it} + \beta_3 SaleGrowth_{it} + \beta_4 DivPri_{it} + \beta_5 RD_{it} + \beta_6 Lev_{it} + \beta_7 Size_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در رابطه بالا متغیرها برای شرکت i در سال t بدین شرح است: $ACCR_{i,T}$ ، ارقام تعهدی اختیاری شرکت؛ $TOBINSQ_{it}$ ، نسبت کیوتوبین شرکت؛ MBV_{it} ، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌های شرکت؛ $SaleGrowth_{it}$ ، نرخ رشد فروش شرکت؛ $DivPri_{it}$ ، نسبت سود تقسیمی به قیمت سهام شرکت؛ $R\&D_{it}$ ، نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به فروش شرکت می‌باشد. و متغیرهای کنترلی نیز به این شرح می‌باشد: Lev ، اهرم مالی، نسبت جمع بدهیها به مجموع داراییها؛ $Size$ ، اندازه شرکت، لگاریتم مجموع داراییها؛ ROA ، بازده دارایی‌ها.

نحوه اندازه گیری متغیرها:

عملکرد مالی: به پیروی از پریم (۲۰۱۶) برای سنجش عملکرد مالی از پنج معیار شامل کیوتوبین، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها، نرخ رشد فروش، نسبت سود تقسیمی به قیمت، و نسبت هزینه تحقیق و توسعه به فروش استفاده شد (پریم، ۲۰۱۶).

۱ - **نسبت کیوتوبین:** برای محاسبه کیوتوبین از فرمول زیر استفاده شد:

$$Q \text{ Tobin's} = \frac{(Mvcs + BVPS + BVLTD + BVINV - BVCL)}{BVTA}$$

به پیروی از بیلر و همکاران (۲۰۰۷)، نسبت کیوتوبین برای اندازه گیری ارزش بازار دارایی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها می‌باشد، متغیرها بدین شرح می‌باشند: $Mvcs$: ارزش بازار سهام عادی شرکت، $BVPS$ ارزش دفتری سهام ممتاز، $BVLTD$ ارزش دفتری تسهیلات مالی دریافت بلند مدت، $BVINV$ ارزش دفتری موجودی کالا، $BVCL$ ارزش دفتری بدهی جاری، $BVCA$ ارزش دفتری دارایی جاری، $BVTA$ ارزش دفتری مجموع دارایی‌ها.

۲ - **نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها:** رشد واقعی یک شرکت را اندازه گیری می‌کند از تقسیم ارزش بازار دارایی‌ها (برابر است با ارزش دفتری بدهی‌ها بعلاوه ارزش بازار حقوق صاحبان سهام) به ارزش دفتری دارایی‌ها حاصل می‌شود (آلونسو و همکاران، ۲۰۰۵؛ پریم، ۲۰۱۶).

۳ - **نرخ رشد فروش:** برابر است با نسبت فروش شرکت در سال جاری منهای مبلغ فروش در سال قبل تقسیم بر فروش در سال قبل (پریم، ۲۰۱۶).

۴ - **نسبت سود تقسیمی به قیمت:** سود سهام تقسیم بر قیمت سهام (دونولت و همکاران، ۲۰۱۱، پریم، ۲۰۱۶).

۶- نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به فروش: هزینه‌های تحقیق و توسعه^۱ شرکت تقسیم بر میزان فروش (احمد، ۱۹۹۴، کالین و همکاران، ۲۰۱۳، پریم، ۲۰۱۶). در این پژوهش هزینه‌های تحقیق و توسعه در شرکتهای نمونه به صورت سالانه از صورتهای مالی شرکتها و بر اساس مقدار گزارش شده برای هزینه‌های تحقیق و توسعه به طور مستقیم استخراج شد. فرمول های زیر از مدل اصلاح شده جونز را توضیح می‌دهند:

$$TA_{\tau} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{\tau-1}} \right) + \alpha_2 \Delta REV_{\tau} + \alpha_3 PPE_{\tau} + \varepsilon_{\tau} \quad (2)$$

$$NDA_{\tau} = \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{\tau-1}} \right) + \alpha_2 (\Delta REV_{\tau} - \Delta REC_{\tau}) + \alpha_3 PPE_{\tau} \quad (3)$$

$$DA = TA - NDA \quad (4)$$

این مدل یک رگرسیون از رویدادهای اقتصادی را ایجاد می‌کند که اقلام تعهدی را تحریک می‌کنند. همانطور که در فرمول سوم گفته شده است، هدف اندازه گیری اقلام تعهدی اختیاری (DA) از طریق کم کردن اقلام تعهدی غیراختیاری (NDA) از اقلام تعهدی اختیاری کل (TA) است. ΔREV_{τ} تغییرات درآمدها بین سال های τ و $\tau-1$ را اندازه گیری می‌کند. این متغیرها، فعالیت‌های شرکت و اقلام سرمایه در گردش را اندازه گیری می‌کند. PPE_{τ} اندازه گیری اموال، کارخانه و تجهیزات در سال τ و هدف از این متغیر اندازه گیری اقلام تعهدی بلندمدت است. $A_{\tau-1}$ مجموع دارایی های سال $\tau-1$ است. ΔREC_{τ} تغییر در دریافتنی‌ها را از سال $\tau-1$ تا سال τ اندازه گیری می‌کند. این مدل فرض می‌کند که تمام تغییرات در فروش نسبه در دوره رویداد از مدیریت سود حاصل می‌شود. از این رو، دریافتنی‌ها از درآمدها کسر می‌شوند (دجو و همکاران، ۱۹۹۵).

اقلام تعهدی اختیاری: برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری به پیروی از چن و همکاران (۲۰۰۸)، دجو و همکاران (۱۹۹۵) استفاده شد:

$$Accrual_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t-1} + \varepsilon \quad (5)$$

در رابطه بالا، ACCRUAL کل اقلام تعهدی شرکت است که از حاصل سود خالص قبل از اقلام غیرمترقبه منهای وجوه نقد عملیاتی بدست می‌آید.

$$Accrual_{i,t} = Earning_{i,t} - CFO_{i,t}$$

ΔREV_{it} تغییر درآمد شرکت، ΔREC_{it} تغییر در حساب های دریافتنی شرکت، PPE_{it} اموال، ماشین آلات و تجهیزات ناخالص شرکت، ROA بازده دارایی (سود خالص قبل از کسر مالیات تقسیم بر کل دارایی‌ها)، و ε_{it} مقدار باقی مانده رابطه بالا است. در این مدل ابتدا β_1 و β_2 و β_3 پارامترهای برآورد شده خاص شرکت از طریق روش برآورد حداقل مربعات در طی سالهای ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ است. در این مدل شاخص اقلام تعهدی اختیاری همان «جمله خطا (ε)» است که اگر این شاخص منفی باشد، نشان می‌دهد مدیر از حداقل سازی سود و اگر این شاخص مثبت باشد، نشان می‌دهد مدیر از حداکثر سازی سود استفاده می‌کند.

۷- آمار توصیفی

این پژوهش با انتخاب ۱۱۰ شرکت نمونه از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ به عبارتی، ۷۷۰ سال-شرکت، اجرا شده است. آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۱) آمده است. جدول ۱ دربردارنده شاخص‌های مرکزی و پراکندگی است. میانگین اقلام تعهدی اختیاری برابر ۰/۰۱۶ است. مقدار میانه اقلام تعهدی اختیاری ۰/۰۰۲ نشان می‌دهد که نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار است. انحراف معیار یکی از شاخص‌های مهم پراکندگی است که برای متغیر اقلام تعهدی اختیاری برابر ۰/۴۴۶ می‌باشد.

^۱ در پژوهش‌های احمد (۱۹۹۴)، کالین و همکاران (۲۰۱۳)، پریم (۲۰۱۶) از مخارج تحقیق و توسعه برای این هدف استفاده شده است ولی از آنجاییکه در صورتهای مالی شرکت‌های عضو بورس هزینه های تحقیق و توسعه به درستی اندازه گیری و افشا نشده است از هزینه های عمومی و اداری استفاده شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

بازده	اندازه	اهرم	نسبت هزینه تحقیق و توسعه به فروش	نسبت سود تقسیمی به قیمت	نرخ رشد فروش	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها	نسبت کیوتوبین	اقدام تعهدی اختیاری	
ROA	size	LEV	G&A	DivPri	SaleGrowth	MBV	TOBINSQ	ACCR	
۰/۱۶۶	۱۴/۱۰۴	۰/۱۷۱	۰/۰۸۶	۰/۱۱۷	۰/۳۱۵	۲/۳۲۹	۱/۸۵۴	۰/۰۱۶	میانگین
۰/۱۳۰	۱۳/۹۱۱	۰/۱۳۰	۰/۰۶۰	۰/۰۹۰	۰/۱۸۰	۱/۸۹۰	۱/۴۲۰	۰/۰۰۲	میانه
۰/۹۰۰	۱۹/۱۳۳	۰/۹۰۳	۷/۹۱۰	۰/۹۶۰	۵۶/۰۶	۱۹/۲۷۰	۱۰/۹۱۰	۱/۲۹۰	ماکسیمم
-۰/۲۹۰	۱۰/۱۶۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۱/۰۰۰	۰/۶۵۰	۰/۱۴۰	-۱/۲۳۰	مینیمم
۰/۱۵۹	۱/۳۸۱	۰/۱۵۴	۰/۲۸۹	۰/۱۲۰	۲/۰۸۰	۱/۴۶۴	۱/۳۳۲	۰/۴۴۶	انحراف معیار
۱/۴۰۲	۰/۷۶۶	۱/۵۹۶	۲۵/۸۶۶	۲/۱۶۸	۲۵/۱۲۸	۳/۵۵۳	۲/۰۸۳	۰/۰۳۳	چولگی
۵/۶۴۵	۴/۴۴۸	۵/۹۷۷	۶۹۹/۲۱	۱۱/۰۱۰	۶۷۱/۲۴	۲۹/۶۲۰	۹/۳۱۱	۳/۳۹۰	کشیدگی
۷۷۰	۷۷۰	۷۷۰	۷۷۰	۷۷۰	۷۷۰	۷۷۰	۷۷۰	۷۷۰	مشاهدات

بررسی نرمال بودن متغیر وابسته

در این پژوهش با استفاده از آزمون جاک-برا نرمال بودن متغیر وابسته آزمون شده است. از آن جایی که نرمال بودن متغیر وابسته به نرمال بودن باقیمانده‌های الگو می‌انجامد، لازم است قبل از برازش الگو، نرمال بودن آن کنترل شود. مقدار آماره جاک-کو-برا برای اقدام تعهدی اختیاری برابر با ۵/۰۴۲ و سطح معناداری آن ۰/۰۸ است، از آنجایی که مقدار سطح معناداری، بیشتر از ۵٪ است، پس فرض صفر یعنی نرمال بودن متغیر تأیید می‌شود. بنابراین متغیر اقدام تعهدی اختیاری از توزیع نرمال برخوردار می‌باشد.

بررسی پایایی متغیرها

در این پژوهش از آزمون لوین، لین و چو برای بررسی پایایی متغیرهای این پژوهش استفاده شده است که به آن آزمون ریشه واحد نیز گویند.

جدول ۲- نتایج آزمون آزمون لوین، لین و چو (منبع: یافته‌های محقق)

نتیجه	سطح معناداری	آماره‌ی آزمون	متغیرها
مانا	۰/۰۰۰	-۲۴/۷۲۸	اقدام تعهدی اختیاری
مانا	۰/۰۰۵	-۳/۱۷۵۸	نسبت کیوتوبین
مانا	۰/۰۰۰	-۴/۰۴۲۴	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها
مانا	۰/۰۰۰	-۱۶/۰۸۷	نرخ رشد فروش
مانا	۰/۰۰۰	-۷۲/۷۶۶	نسبت سود تقسیمی به قیمت
مانا	۰/۰۰۰	-۷/۳۷۱	نسبت هزینه تحقیق و توسعه به فروش
مانا	۰/۰۰۰	-۲۶/۴۶۵	اهرم مالی
مانا	۰/۰۰۰	-۴/۰۲۷۲	اندازه شرکت
مانا	۰/۰۰۰	-۲۰/۳۰۱	بازده دارایی‌ها

همان‌طور که ملاحظه می‌شود سطح معنی‌داری آزمون ریشه واحد در همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است و نشان می‌دهد که در مرتبه صفر تمام متغیرها مانا می‌باشند یعنی، میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ ثابت بوده است و نشان دهنده پایایی متغیرها می‌باشد.

ثابت بودن واریانس جمله خطا (باقیمانده‌ها)

یکی دیگر از فرض‌های کلاسیک رگرسیون خطی این است که تمامی جملات باقیمانده دارای واریانس برابر باشند. در عمل ممکن است این فرض چندان صادق نبوده و به دلایل مختلفی از قبیل: شکل نادرست تابع مدل، وجود نقاط پرت، شکست ساختاری در جامعه آماری و ... شاهد پدیده ناهمسانی واریانس باشیم. برای بررسی این مشکل، در این مطالعه فرض ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها از آزمون LR بهره گرفته شد. مقدار آماره این آزمون برابر با ۱۰/۱۳۴ و سطح معناداری کمتر از ۱٪ است پس

در سطح احتمال ۱٪ ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها. در حالت ناهمسانی واریانس از روش OLS نمی‌توان برای تخمین استفاده کرد بنابراین برای رفع مشکل ناهمسانی از روش GLS برای تخمین مدل فرضیه اصلی استفاده می‌شود.

آزمون همبستگی

جدول ۳ خلاصه نتایج ضریب همبستگی پیرسون را نشان می‌دهد. عدد در خانه‌های ماتریس، ضرایب همبستگی محاسبه شده، تأثیرات خطی متقابل متغیرهای مستقل بر یکدیگر را بر مبنای مقایسه دودویی آن‌ها اندازه‌گیری نموده که در صورت به سمت صفر میل کردن این ضرایب، می‌توان نسبت به استقلال خطی متغیرهای مستقل از یکدیگر قضاوت کرد. جدول ۳ نشان می‌دهد هرگاه ضریب همبستگی کمتر از ۰/۱۰ باشد بین متغیرهای مستقل همبستگی وجود ندارد.

جدول ۳- نتایج همبستگی الگو مدل ۱ (منبع: یافته‌های محقق)

ROA	Size	LEV	R&D	DivPri	SaleGrowth	MBV	TOBINSQ	ACCR		
								۱	ACCR	اقدام تعهدی اختیاری
							۱	۰/۱۷۱	TOBINSQ	کیوتوبین
						۱	۰/۴۹۹	۰/۱۲۵	MBV	ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها
					۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۷۱	SaleGrowth	نرخ رشد فروش
				۱	-۰/۰۵۶	-۰/۰۹۲	-۰/۰۹۰	-۰/۰۹۰	DivPri	سود تقسیمی به قیمت
			۱	۰/۰۲۲	-۰/۰۲۵	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۱	۰/۰۲۸	R&D	هزینه تحقیق و توسعه به فروش
		۱	-۰/۰۲۰	۰/۱۷۱	-۰/۰۲۷	۰/۱۵۷	۰/۱۸۵	۰/۱۵۰	LEV	اهرم مالی
	۱	۰/۰۷۵	-۰/۰۴۰	۰/۲۱۹	-۰/۰۰۳	-۰/۱۹۵۵	-۰/۱۸۰	۰/۱۱۹	size	اندازه شرکت
۱	۰/۰۸۲	۰/۴۷۷	-۰/۰۲۰	۰/۱۷۶	-۰/۰۲۹	۰/۱۳۶	۰/۱۶۲	۰/۱۸۹	ROA	بازده دارایی‌ها

تشخیص نوع مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها

جهت تعیین الگوی مناسب برای مدل فرضیه اصلی از آزمون‌های چاو و هاسمن انجام شده است. آماره آزمون چاو برابر با ۱/۸۳۱ و در سطح ۱٪ معنادار است بنابراین از روش داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) برای آزمون فرضیه‌ها باید استفاده شود. و مقدار آماره آزمون هاسمن برابر با ۳۰/۴۱۲ در سطح ۱٪ معنادار است. بنابراین باید از الگوی داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شود.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد احتمال آماره t برای عرض از مبدا و ضرایب متغیرهای کیوتوبین، ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها، نرخ رشد فروش، سود تقسیمی به قیمت، اهرم مالی، اندازه شرکت و بازده دارایی‌ها بر اقدام تعهدی اختیاری کمتر از ۵٪ است، پس از لحاظ آماری این رابطه‌ها معنی‌دار است. و ضریب برآورد شده برای متغیرهای کیوتوبین، ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها، نرخ رشد فروش و سود تقسیمی به قیمت با اقدام تعهدی اختیاری منفی و معنی‌دار است. رابطه هزینه‌های تحقیق و توسعه با اقدام تعهدی اختیاری بیشتر از ۵٪ است پس این رابطه از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. بنابراین با اطمینان ۹۵٪ هزینه‌های تحقیق و توسعه در مدل معنی‌دار نیست. ضریب تعیین قدرت توضیح دهنده متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد که قادر است به میزان ۸۰/۲۰٪ تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. احتمال آماره F بیانگر این است که کل مدل از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. برای بررسی استقلال باقیمانده‌های مدل‌های برازش شده از آماره آزمون دوربین - واتسون استفاده شد. اگر مقدار این آماره در محدوده مطلوب ۱/۵ تا ۲/۵ (۲/۱۸) قرار دارد پس پسماندهای مدل، استقلال دارند، و همبستگی سریالی پسماندهای مدل وجود ندارد. بنابراین، از آنجاییکه متغیرهای کیوتوبین، ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها، نرخ رشد فروش بر اقدام تعهدی اختیاری مثبت و معنی‌دار و متغیر سود تقسیمی به قیمت، بر اقدام تعهدی اختیاری منفی و معنادار می‌باشد پس فرضیه فرعی اول، دوم، سوم و چهارم رد می‌شود و برای فرضیه فرعی پنجم تأیید می‌شود. یعنی بین عملکرد مالی و اقدام تعهدی اختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

جدول ۴- خلاصه نتایج آزمون فرضیه های پژوهش با استفاده از روش اثرات ثابت (منبع: یافته های محقق)

متغیرها	نماد	ضرایب	آماره -t	سطح معناداری	نتیجه
عرض از مبدأ	α_0	-۱/۴۶۶	-۱۱/۱۵۷	۰/۰۰۰	منفی
کیوتوبین	TOBINSQ	-۰/۰۸۳	-۱۳/۰۶۶	۰/۰۰۰	منفی
ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی ها	MBV	-۰/۰۳۰	-۶/۲۱۶	۰/۰۰۰	منفی
نرخ رشد فروش	SaleGrowth	-۰/۰۱۱	-۶/۳۳۱	۰/۰۰۰	منفی
سود تقسیمی به قیمت	DivPri	-۰/۶۸۷	-۱۸/۲۷۳	۰/۰۰۰	منفی
هزینه تحقیق و توسعه به فروش	R&D	۰/۰۲۴	۱/۶۹۶	۰/۰۹۰	غیرمعنادار
اهرم مالی	LEV	۳/۱۱۲	۹/۷۱۸۰	۰/۰۰۰	مثبت
اندازه شرکت	Size	۰/۰۹	۱۰/۶۸۹	۰/۰۰۰	مثبت
بازده دارایی ها	ROA	۳/۵۹۱	۱۱/۴۰۴	۰/۰۰۰	مثبت
آماره F	F	۲۲/۶۶۰		۰/۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده	adj R ²	۰/۷۶۷۱	ضریب تعیین	R ²	۸۰۲/۰
دوربین واتسون	DW	۲/۱۸۰			

بحث و نتیجه گیری

نظریه های اقتصادی بیان می کنند که اطلاعات عملکردی باید به شیوه ای جمع آوری شوند که خطای اندازه گیری را به حداقل برسانند. این موضوع همان چیزی است که اقلام تعهدی در نظر دارند، انجام دهند.

فاکتورهای عملکرد مالی مشتمل بر کیوتوبین؛ نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی ها؛ نرخ رشد فروش؛ نسبت سود تقسیمی به قیمت و نسبت هزینه تحقیق و توسعه به فروش بر اقلام تعهدی اختیاری تاثیر معنادار دارند و با توجه به ضرایب معنادار متغیر عملکرد مالی، وجود رابطه ی معنادار بین عملکرد مالی با اقلام تعهدی اختیاری شرکت استنتاج می شود؛ نتایج نشان می دهد که شرکت های با عملکرد ضعیف تجاری، به منظور گمراهی بازار و یا دلایل دیگر، سود گزارش شده خود را از طریق افزایش اقلام تعهدی اختیاری، افزایش می دهند؛ بر این اساس نتایج این تحقیق حاکی از آن است که در شرکت های مورد مطالعه در این تحقیق مدیریت سود اعمال شده است. در واقع مدیریت این شرکت ها، به هنگام کاهش عملکرد واحد تجاری بوده است، به منظور جبران این موضوع اقدام به افزایش سود از طریق افزایش اقلام تعهدی اختیاری کرده است؛ در این راستا اشرفی و همکاران (۱۳۹۶)، پریم (۲۰۱۶) و مصطفی (۲۰۲۰) نشان دادند که بین اجزای اقلام تعهدی با عملکرد شرکت رابطه معناداری وجود دارد.

شرکت هایی که عملکردی ضعیف دارند (نسبت کیوتوبین پایینی دارند) از رویه های حسابداری به منظور بهبود سود شرکت استفاده می کنند و بنابراین سطح اقلام تعهدی اختیاری بالایی دارند. به طور خاص، عملکرد ضعیف شرکت انگیزه مدیریت سود و افزایش سطح اقلام تعهدی اختیاری را فراهم میکند.

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی ها بر اقلام تعهدی اختیاری تاثیر معنادار دارد و با توجه به ضریب منفی متغیر نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی ها، وجود رابطه معکوس بین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی با اقلام تعهدی اختیاری شرکت استنتاج می شود؛ نتایج فرضیه فرعی دوم حاکی از آن است که هنگامی که مدیر شرکت با میزان قابل ملاحظه ای از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی های تدریجاً افزایشی رویه رو است به سرمایه گذاری هایی دست خواهد زد که سود را کمتر دچار نوسان میکند که این اقدام در نهایت منجر به مدیریت سود پایین تری خواهد شد و در نتیجه چنین شرکت هایی دارای سطح پایین تری از اقلام تعهدی اختیاری هستند. رابین و وو (۲۰۱۴) نشان دادند که در شرکت های با رشد بالا در مقایسه با شرکت های با رشد پایین، اقلام تعهدی اختیاری مثبت بیشتر ارزش گذاری می شوند؛ که در راستای نتایج پژوهش حاضر می باشد.

نرخ رشد فروش بر اقلام تعهدی اختیاری تاثیر معنادار دارد و با توجه به ضریب منفی متغیر نرخ رشد فروش، وجود رابطه ی معکوس بین نرخ رشد فروش با اقلام تعهدی اختیاری شرکت استنتاج می شود؛ تأیید فرضیه فرعی سوم بر نقش میزان نرخ رشد فروش در میزان رفتارهای فرصت طلبانه مدیران و در نتیجه بر مدیریت سود تأکید دارد؛ هنگامی که شرکت نرخ رشد مناسبی پیشرو دارد که در راستای جریان عملیات فعلی شرکت است و میتواند نسبت به سرمایه گذاری هایی اقدام کند که دارای بازدهی متناسب با بازده فعلی است و بنابراین سود را دچار نوسان نمی کند؛ در چنین موقعیتی مدیریت سود تحت تاثیر میزان رفتارهای فرصت طلبانه مدیران قرار می گیرد. در این راستا چو (۲۰۱۹) نشان داد که بین اقلام تعهدی و رشد شرکت رابطه معناداری وجود دارد؛ که در راستای نتایج پژوهش حاضر می باشد.

که نسبت سود تقسیمی به قیمت بر اقلام تعهدی اختیاری تأثیر معنادار دارد و با توجه به ضریب منفی متغیر نسبت سود تقسیمی به قیمت، وجود رابطه‌ی معکوس بین نسبت سود تقسیمی به قیمت با اقلام تعهدی اختیاری شرکت استنتاج می‌شود؛ این گونه استدلال می‌شود که یک جریان ثابت سود می‌تواند سطح بالاتری از سود تقسیمی (در مقایسه با جریان سود متغیر) را تضمین کند که حاصل آن افزایش ارزش شرکت است، زیرا میزان ریسک کل شرکت را کاهش می‌دهد. از آنجا که تغییرپذیری روند سودهای خالص شرکت می‌تواند بر انتظارات ذهنی سرمایه‌گذاران (در رابطه با دستاوردهای محتمل آینده، از نظر سود خالص و سود تقسیمی) اثر بگذارد، این امکان وجود دارد که مدیر بتواند از طریق افزایش اقلام تعهدی اختیاری (یکی از ابزارهای مدیریت سود) اثری مطلوب بر ارزش سهام شرکت بگذارد؛ بنابراین نسبت سود تقسیمی به قیمت می‌تواند منتج به افزایش سطح اقلام تعهدی اختیاری گردد.

نسبت هزینه تحقیق و توسعه به فروش بر اقلام تعهدی اختیاری تأثیر معنادار دارد و با توجه به ضریب منفی متغیر نسبت هزینه تحقیق و توسعه به فروش، وجود رابطه معکوس بین نسبت هزینه تحقیق و توسعه به فروش با اقلام تعهدی اختیاری شرکت استنتاج می‌شود؛ نتایج فرضیه فرعی پنجم بیانگر این است که تأثیر میزان هزینه تحقیق و توسعه در رفتارهای فرصت طلبانه مدیران قابل توجه است. بنابراین آنچه ذکر شد مشخص می‌شود در صورتی که مدیران با میزان قابل توجهی از هزینه تحقیق و توسعه روبرو باشند، احتمالاً به سرمایه‌گذاری‌هایی دست خواهند زد که سود شرکت را کمتر دچار نوسان می‌کند؛ نتایج آزمون این فرضیه نشان می‌دهد که افزایش تدریجی هزینه تحقیق و توسعه تأثیر کاهش رفتارهای فرصت طلبانه مدیران بر نیاز به مدیریت نمودن سود به منظور حفظ شرایط مالی غالب می‌شود و مدیریت سود کاهش می‌یابد.

یافته‌ها نتایج متفاوتی را در مورد رابطه بین فرصت‌های رشد و کیفیت سود نشان می‌دهد. اول از همه، بین Q توبین و اقلام تعهدی اختیاری رابطه مثبتی وجود دارد. این حاکی از ارتباط منفی بین فرصت‌های رشد و کیفیت سود است. دوم، نرخ رشد فروش به میزان قابل توجهی با اقلام تعهدی اختیاری مرتبط است. این یافته‌ها رابطه منفی بین نرخ فروش رشد و کیفیت سود نشان می‌دهد. علاوه بر این، نسبت سود سهام به قیمت با سطح اقلام تعهدی اختیاری مرتبط است. این ایده ایجاد ارتباط مثبت بین گزینه‌های رشد و کیفیت سود را بالا می‌برد. آخرین سنجش برای گزینه‌های رشد، میزان هزینه‌های تحقیق و توسعه است که توسط فروش کاهش می‌یابد. نتایج حاکی از ارتباط منفی بین فرصت‌های رشد و کیفیت سود است.

منابع

- اشرفی، مجید، فریدونی کوچکسرای، زینب، عیسی‌زاده لزرسانی، حمید. (۱۳۹۶). "بررسی رابطه بین اقلام تعهدی اختیاری با عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با نقش تعدیلی کیفیت حسابرسی"، همایش ملی حسابداری و مدیریت تکنیک‌های نوین، چالش‌ها و راهکارها، علی آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علی آباد کتول.
- امان‌الهی، فرشاد، معدنچی، غلامرضا، زاج، مهدی. (۱۳۹۸). "نقش اقلام تعهدی در سودآوری و سود سهام شرکت‌ها"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۴۲ (۶)، ۷۱-۹۱.
- باباجانی، جعفر. (۱۳۸۹) نقش و جایگاه مبنای حسابداری و رویکرد اندازه‌گیری در حسابداری و گزارشگری مالی بخش عمومی. دانش حسابرسی. ۱۰ (۲): ۴-۳۸.
- بهنام‌پور، محمود، ایزدی نیا، ناصر، صفاری، بابک (۱۳۹۸)، "تحلیل نقش اقلام تعهدی در اندازه‌گیری عملکرد و کیفیت حسابداری بر اساس مدل نیکولوف"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، مقاله ۱، ۲۶ (۳)، ۳۲۷-۳۴۷.
- جوکار، حسین، دانشی، وحید، بهارمقدم، مهدی. (۱۳۹۸). "بررسی وجود نقطه بحرانی تورم و سطح بهینه مدیریت سرمایه در گردش و تأثیر آن بر عملکرد مالی بنگاه‌های اقتصادی". پژوهش‌های حسابداری مالی، ۱۱ (۳)، ۱۹-۵۰.
- حاجیه‌ها، زهره و نوری، مژگان. (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر اقلام تعهدی و جریان وجه نقد بر عملکرد آتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، یازدهمین همایش ملی حسابداری ایران.
- رخ‌نام، وحید. (۱۳۹۷). "بررسی تأثیر عملکرد سود بر کیفیت اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، رشته: حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد بندرعباس.
- علی‌خانی، رضیه، مران جوری، مهدی، آقایی، ندا. (۱۳۹۶). "بررسی رابطه بین رشد شرکت و قیمت گذاری اقلام تعهدی اختیاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مطالعات حسابداری و حسابرسی، ۲۳ (۲)، ۷۹-۹۴.
- گوگردچیان، احمد، پورفخریان، پروین. (۱۳۹۶). "بررسی تأثیر رشد شرکت بر رابطه اقلام تعهدی اختیاری و عملکرد آتی شرکت"، مجله بررسی‌های حسابداری، ۶ (۴)، ۹۳-۱۱۰.
- ودیدی، محمد حسین، عظیمی‌فر، فرهاد. (۱۳۹۱). "ارزش گذاری بالای حقوق صاحبان سهام و ارتباط آن با اقلام تعهدی اختیاری"، مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، ۲ (۳)، ۱۷۹-۲۰۳.

11. Ahmed, A. S. (1994). Accounting earnings and future economic rents: An empirical analysis. Journal of Accounting and Economics, 17, 377-400.

12. AlNajjar, F. K., & Riahi-Belkaoui, A. (2001). Empirical Validation of a General Model of Growth Opportunities. *Managerial Finance*, 27(3), 72-90.
13. Alonso, P. d., Iturriaga, F. J., & Sanz, J. A. (2005). Financial decisions and growth opportunities: a Spanish firm's panel data analysis. *Applied Financial Economics*, 15, 391-407.
14. Callen, J. L., Khan, M., & Lu, H. (2013). Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future StockReturns. *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 269-295.
15. Chan, L.K.C., Karceski, J., Lakonishok, J., and Sougiannis, T. (2008) Balance sheet growth and the predictability of stock returns, working paper, UIUC.
16. Chu, J. (2012). "Accruals, Growth, and Future Firm Performance". *The Journal of Finance*, www.ssrn.com.
17. Danbolt, J., Hirst, I. R., & Jones, E. (2011). The growth companies puzzle: can growth opportunities measures predict firm growth? *The European Journal of Finance*, 17(1), 1-25.
18. Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *The accounting review*, 70(2), 193-225.
19. Jia, J., Shao, L., Sun, Z., & Zhao, F. (2020). Corporate cash savings and discretionary accruals. *China Finance Review International*.
20. Kang,-Q., Liu,-Q.,-& Qi,-R. (2010). "Predicting stock market returns with aggregate discretionary accruals". *Journal of Accounting Research*, 48(4), 815-858.
21. Moscariello, N., Fera, P., & Cinque, E. (2020). The information content of discretionary accruals during systemic crises. *Journal of Applied Accounting Research*.
22. Mostafa,-W., & Ibrahim, M. (2019). "Firm performance and earnings management". *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 23(3), 1-11.
23. Nikolaev, V. (2018). "Identifying Accounting Quality". University of Chicago Booth School of Business, Working Paper, SSRN.com.
24. Priem, R.V. (2016). The relation between growth opportunities and earnings quality : A cross-sectional study about the quality of earnings for European firms with relatively high growth opportunities. A thesis in Erasmus School of Economics
25. Richardson S.A., Richard G. Sloan, Mark T. Soliman, Irem Tuna (2005). "Accrual reliability, earnings persistence and stock prices" *Journal of Accounting and Economics*, 39(3), Pp 437-485
26. Robin, A.-& Wu, Q. (2014). "Firm growth and the pricing of discretionary accruals", Working Paper, New York.
27. Roychowdhury, S., (2006), "Earnings management through real activities manipulation", *Journal of Accounting and Economics*, 42, PP. 335-370.
28. Sehgal,-S., Subramaniam, S., & Deisting, F. (2012). "Accruals and cash flows anomalies: evidence from the Indian stock market", *Investment Management and Financial Innovations*, 9(4), 49-59.
29. Teoh, S.H., Welch, I. and Wong, T.J. (1998) Earnings management and the long-run market performance of initial public equity offerings. *Journal of Finance*, 53, 1935—1974
30. Watts, R. L. (2003). Conservatism in Accounting Part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17(3), 207-222.

بررسی تأثیر قدرت سهامداران عمده بر کیفیت حاکمیت شرکتی و تأثیر حاکمیت شرکتی بر کیفیت سیستم مدیریت، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۶/۳۰

تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۸/۱۰

کد مقاله: ۳۹۴۶۳

مهسا یوسف نژاد^۱، فاطمه صمدی^۲*

مصطفی هاشمی تیله نوئی^۳

چکیده

هدف این پژوهش اولاً: بررسی قدرت سهامداران عمده و کیفیت حاکمیت شرکتی، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بود. این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت توصیفی-همبستگی جامعه آماری شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران بودند. به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون استفاده شد. به منظور تخمین مدل مربوط به فرضیه‌ها، برای تشخیص بین اینکه باید از روش پولینگ دیتا استفاده شود یا از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود، آماره چاو (F لیمر) محاسبه شد. نتایج پژوهش نشان داد که توانایی سهامداران بزرگ بدون سهامداران اصلی، برای به چالش کشیدن قدرت آن‌ها برای شکل دادن سیستم حاکمیت شرکتی، کافی نیست. ثانیاً: بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت‌ها بود، این پژوهش از لحاظ هدف و از لحاظ ماهیت توصیفی-همبستگی است. جامعه آماری شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران بودند. به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون استفاده شد. به منظور تخمین مدل مربوط به فرضیه‌ها، برای تشخیص بین اینکه باید از روش پولینگ دیتا استفاده شود یا از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود، آماره چاو (F لیمر) محاسبه شد. نتایج پژوهش نشان داد که تمرکز مالکیت رای دهی بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت‌ها تأثیر منفی دارد.

واژگان کلیدی: قدرت سهامداران عمده، کیفیت حاکمیت شرکتی، تمرکز مالکیت رای دهی، کنترل بیش از حد بر جریان وجوه نقد، کیفیت سیستم مدیریت شرکت‌ها

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شرق، تهران، ایران

۲- استادیار، گروه مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شرق، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)

m.samadi53@gmail.com

۳- استادیار، گروه مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شرق، تهران، ایران

۱- مقدمه

تحقیقات اخیر بر حاکمیت شرکتی و اهمیت درک اینکه چگونه حاکمیت شرکتی در سراسر جهان متفاوت است، تأکید کرده است که نیازمند نگاهی غنی از نهادهای ملی است (اسپچیل و همکاران^۱، ۲۰۱۴). قوانین محلی هر کشوری انگیزه‌ی خاص تحقیقاتی را ایجاد می‌کند، محیط نهادی و حقوقی ملی، تفاوت‌های آشکاری را در حاکمیت شرکتی ایجاد می‌کند. در بازارهایی با حمایت قوی از سهامدار، محیط نهادی به ترویج سیستم‌های راهبری شرکتی بهتر با تغییرپذیری کمتر در میان شرکت‌ها تمایل دارد (درنو و کیم^۲، ۲۰۰۵). در مقابل، حمایت قانونی ضعیف می‌تواند به فشارهای بازار منجر شود تا سیستم حاکمیت شرکتی را از طریق سیستم قانونی بهبود بخشد یا پذیرش داوطلبانه اعمال حکمرانی خوب را ارتقا دهد (شررو ویکتین^۳، ۲۰۲۰).

در بازارهای با مالکیت بسیار متمرکز، مشکل نمایندگی توسط مکانیسم‌های مختلف کنترل نظارتی مانند سهام کلاس دوگانه، اهرام مالکیت و ائتلاف‌ها سهامداران تشدید می‌شود. این مکانیزم‌ها منجر به شکاف بین کنترل و حقوق جریان نقدینگی در دستان بزرگ‌ترین سهامداران می‌شود. (ستایش و منصوری، ۱۳۹۳). اثرات این مکانیزم‌ها بر اساس قدرت بزرگ‌ترین سهامداران بر اساس دو بخش کلی در نظر گرفت. اول اینکه، آن‌ها می‌توانند منافع خصوصی را با هزینه کمتر کسب کنند و دوم، آن‌ها می‌توانند بدون هیئت‌های مستقل قوی، مدیران را تحت نظارت قرار دهند (یورتی و همکاران^۴، ۲۰۲۰).

حاکمیت شرکتی می‌تواند به‌طور گسترده به‌عنوان یک سیستم از قوانین، سیاست‌ها و فرایندهایی که یک شرکت را هدایت و کنترل می‌کنند، تعریف شود. ایده حاکمیت شرکتی از نظریه نمایندگی نشأت می‌گیرد و مبتنی بر فرض بیشینه‌سازی ارزش سهام است (جنسن و مک‌لینگ، ۱۹۷۶، نقل از غفاری، ۱۳۹۴). با توجه به این نظریه، مدیران به عنوان نماینده، شرکت‌ها را به "نیابت" از سهامداران اداره می‌کنند و تفکیک مالکیت و کنترل، هزینه‌های نمایندگی قابل توجهی را برای سازمان‌های امروزی ایجاد کرده‌است شورورزی و همکاران (۱۳۹۴) رابطه بین حاکمیت شرکتی و اعمال نفوذ در اندونزی و تایلند را مورد مطالعه قرار دادند. نویسندگان ادعا می‌کنند که شرکت‌هایی با حاکمیت شرکتی ضعیف اعمال نفوذ بیشتری را به کار می‌گیرند و این رابطه به طور خاص در طول بحران مالی، قوی است. نویسندگان این یافته‌ها را به عنوان یک دین (قرض) تعبیر می‌کنند که می‌توان از آن برای تسهیل سلب مالکیت هنگامی که کیفیت حاکمیت ضعیف وجود دارد استفاده کرد. علاوه بر این، شرکت‌هایی با کیفیت حاکمیتی بهتر مایل به استفاده بیشتر از اعمال نفوذ برای جلوگیری از ریسک پیش‌فرض در طول زمان بحران هستند. چونگ و وانگ (۲۰۱۴) رابطه پویای بین مالکیت سازمانی و ساختار سرمایه شرکتی را در طول چرخه تجاری بررسی می‌کنند. نویسندگان رابطه معکوسی بین مالکیت نهادی و اعمال نفوذ را به ویژه در طول انقباضات اقتصادی پیدا می‌کنند (الاهدل و همکاران^۵، ۲۰۲۰).

در ارتباط با عنوان این پژوهش، چندین پژوهش انجام شده است. برای نمونه، ناصری ملکی و پاک مرام (۱۳۹۵)، در تحقیق خود اقلام تعهدی و بازده آتی سهام با تأکید بر مالکیت سهامداران نهادی و اندازه شرکت را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که توانایی اقلام تعهدی برای پیش‌بینی بازده، مستقل از درصد و تعداد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی بوده اما با اندازه شرکت رابطه منفی دارد. همچنین، در شرکت‌هایی که درصد بیشتری از سهامشان در اختیار مالکان نهادی است، حضور سهامداران نهادی سبب سازوکار صحیح قیمت‌گذاری از دیدگاه ایجاد تمایز از میان اقلام نقدی و تعهدی نشده است. ستایش و منصوری (۱۳۹۳)، نیز در تحقیق خود به بررسی هموارسازی سود ناخالص و مالکیت نهادی پرداختند که نتایج آن‌ها نشان داد، درصد اعضای غیرموظف هیئت مدیره و مدیریتی بر هموارسازی سود عملیاتی و سود خالص تأثیر دارد. همچنین، نتایج نشان داد که استقلال هیئت مدیره تأثیری بر هموارسازی سود ندارد. مرادیزای و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی رابطه بین حاکمیت شرکتی و ساختار مالکیت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و نشان دادند که بین جریان وجه نقد و حاکمیت شرکتی رابطه معکوس و بین نسبت سهام در اختیار ۲ سهامدار عمده و حاکمیت شرکتی رابطه مستقیم وجود داشته و بین نسبت سهام در اختیار بزرگترین سهامدار و سهامداران عمده دولتی با حاکمیت شرکتی رابطه معناداری مشاهده نشده است. گودرزوند چگینی و همکاران (۱۳۹۷) هم به بررسی تأثیر انواع تضاد نمایندگی بر رابطه بین حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام شرکت‌ها پرداختند و نشان دادند که معیارهای نسبت اعضای مستقل هیئت مدیره، جدایی وظیفه مدیر عامل از رییس هیئت مدیره، سهامداران نهادی و کیفیت حسابرسی دارای رابطه مثبتی با نقدشوندگی سهام می‌باشند. علاوه بر این براساس نتایج تحقیق نسبت اعضای مستقل هیئت مدیره و سرمایه‌گذاران نهادی سبب بیشتر شدن رابطه بین حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام در شرکت‌های دولتی خواهند شد. نتایج تحقیق همچنین نشان دهنده این می‌باشد که جدایی وظیفه مدیرعامل از رییس هیئت مدیره و کیفیت حسابرسی در شرکت‌های دولتی تأثیر معناداری بر ارتباط بین حاکمیت شرکتی و نقد شونده‌گی سهام ندارند. الاهدل و

1 Schiehl et al

2 Durnev and Kim

3 Scherer & Voegtlin

4 Buertey, et al

5 Al-ahdal et al

همکاران^۱ (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی شرکت‌های بورس پرداختند و نشان دادند که مسئولیت پذیری هیئت مدیره (BA) و کمیته حسابرسی (AC) بر عملکرد شرکت‌ها که از روش ROE و Tobin Q اندازه گیری می شوند، تأثیر اندکی دارد. به طور مشابه، شفافیت و افشاء (TD) بر عملکرد شرکت‌ها که از روش Tobin Q اندازه گیری می شود، تأثیر منفی اندکی دارد. علاوه بر این، نتایج متغیرهای ساختگی کشور نشان می دهد که شرکت‌های هندی از نظر شیوه های حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی عملکرد بهتری نسبت به کشورهای خلیج فارس دارند. مطالعه حاضر به عنوان یک محرک برای تحقیقات و مطالعات بیشتر بویژه در شرکت‌های بورسی هند و GCC در زمینه حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی عمل می کند. کریستمو و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی قدرت سهامداران عمده و کیفیت حاکمیت شرکتی: تجزیه و تحلیل شرکتهای برزیلی پرداختند و نشان دادند که تمرکز مالکیت برای کیفیت مدیریت شرکت و کیفیت ترکیب هیئت مدیره مضر است. بر اساس تأثیر سلب مالکیت بر تعارض های مالک-مالک (تعارض بین سهامداران عمده و اقلیت)، با تضعیف سیستم حاکمیت شرکتی و ترکیب هیئت مدیره، سهامداران عمده (کنترل کننده) ممکن است از مزایای شخصی کنترل استفاده کنند. بر اساس پیشنهاد اثر جانشینی، به روش متمم، سهامداران کنترل کننده ممکن است از استخدام هیئت مدیره قوی خودداری کنند و مستقیماً نظارت بر مدیریت را انجام دهند که تعارض نمایندگی با مدیران را کاهش دهد. در نهایت، توانایی سهامداران بزرگ بدون سهامداران اصلی، برای به چالش کشیدن قدرت آن‌ها برای شکل دادن سیستم حاکمیت شرکتی، کافی نیست. این مطالعه شواهدی از اهمیت تعارض مالک-مالک در یک بازار نوظهور را با تجزیه و تحلیل تأثیر تمرکز مالکیت بر کیفیت سیستم حاکمیت شرکتی و همچنین اینکه سایر سهامداران بزرگ غیره کنترل کننده قادر به رقابت با قدرت سهامداران اصلی نیستند، ارائه می دهد.

ساختار مالکیت در حاکمیت شرکتی دارای جایگاه هسته‌ای و مشخص می‌باشد. تعیین نوع ساختار مالکیت و ترکیب سهامداران شرکت به عنوان ابزار کنترل و اعمال حکمرانی در شرکت‌هاست. این بعد از حاکمیت در قالب ابعاد مختلف تعیین کننده نوع مالکیت شرکت نظیر توزیع مالکیت، تمرکز مالکیت، وجود سهامداران اقلیت و عمده در ترکیب شرکت و درصد مالکیت آن‌ها قابل بررسی است. همچنین ترکیب سهامداران شرکت‌ها از الگوی متفاوتی نظیر سهامداران نهادی، مالکیت مدیریتی، سهامداران خصوصی و دولتی تبعیت می‌کند یکی از ساز و کارهای کنترل بیرونی موثر بر حاکمیت شرکتی که دارای اهمیت فزاینده ای بوده، ظهور سرمایه گذاران نهادی است (بت شکن و رهبری، ۱۳۸۷). به دلیل مشکلات نمایندگی امکان دارد مدیران شرکت‌ها از منابع شرکت در جهت افزایش ثروت سهامداران استفاده نکنند. صاحبزنان امروزه بهترین راه حل این مشکل را در بهبود حاکمیت شرکت‌ها می دانند. حاکمیت شرکتی شامل معیارهایی می شود که می تواند با افزایش عدم تمرکز در کنترل شرکت‌ها، از قدرت مدیران در پیگیری منافع شخصی بکاهد. از موثرترین این معیارها حضور سهامداران نهادی در شرکت است که دارای توان بالقوه در کنترل مدیران هستند. بدین منظور تحقیق حاضر در صدد پاسخ به پرسش زیر است:

آیا قدرت سهامداران عمده و کیفیت حاکمیت شرکتی، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، تأثیر دارد؟

ایده حاکمیت شرکتی از نظریه نمایندگی نشات می‌گیرد و مبتنی بر فرض بیشینه‌سازی ارزش سهام است. با توجه به این نظریه، مدیران به عنوان نماینده، شرکت‌ها را به "نیابت" از سهامداران اداره می‌کنند و تفکیک مالکیت و کنترل، هزینه‌های نمایندگی قابل‌توجهی را برای سازمان‌های امروزی ایجاد کرده‌است (القمره و همکاران^۲، ۲۰۲۰).

امروزه حفظ منافع عمومی، رعایت حقوق سهامداران، ارتقای شفافیت اطلاعات و الزام شرکت‌ها به ایفای مسئولیت‌های اجتماعی از مهم‌ترین آرمان‌هایی است که بیش از گذشته، توسط مراجع مختلف نظارتی و اجرایی مورد توجه قرار گرفته است. تحقق این آرمان‌ها مستلزم وجود ضوابط استوار و سازوکارهای اجرایی مناسب است که مهم‌ترین آنان نظام راهبری بنگاه یا حاکمیت شرکتی است. حاکمیت شرکتی بیش از هر چیز، حیات شرکت را در درازمدت هدف قرار داده است و در این راستا سعی دارد تا از منافع سهامداران در مقابل مدیران شرکت‌ها پشتیبانی و از انتقال ناخواسته ثروت میان گروه‌های مختلف و تضييع حقوق عموم و سهامداران جزء جلوگیری کند. وجود یک نظام راهبری مناسب می‌تواند به تحقق استقلال حسابرسان مستقل به معنای واقعی آن کمک کند و منجر به ایجاد فضای شفاف اطلاعاتی شود تا در سایه آن بازیگران عرصه اقتصادی تصمیمات آگاهانه‌تری را اتخاذ کنند. امروزه در اهمیت و جایگاه حاکمیت شرکتی برای موفقیت شرکت‌ها تردیدی نیست، چرا که این موضوع با توجه به رخدادهای سال‌های اخیر و بحران‌های مالی شرکت‌ها اهمیت بیشتری از پیش یافته است (حساس یگانه، ۱۳۹۵). بررسی علل و آسیب‌شناسی فروپاشی برخی از شرکت‌های بزرگ که زیان‌های کلانی به ویژه برای سهامداران داشته است، مشخص می‌کند که این امر، ناشی از ضعف سیستم‌های حاکمیت شرکتی آنان بوده است. پژوهشات نشان می‌دهد که حاکمیت شرکتی می‌تواند باعث ارتقاء استانداردهای تجاری شرکت‌ها، تشویق، تأمین و تجهیز سرمایه‌ها و سرمایه‌گذاران و بهبود امور اجرایی آنان گردیده و یکی از عناصر اصلی در بهبود کارایی اقتصادی شرکت‌ها باشد، چرا که ناظر بر روابط سهامداران، هیأت مدیره، مدیران و سایر ذی‌نفعان آنان است (شورورزی و همکاران، ۱۳۸۹).

1 Al-ahdal

2 Al-Gamrh, et al

حاکمیت شرکتی به معنای مجموعه ای از فرآیندها، عرف ها، سیاست ها، قوانین و مؤسساتی است که در روش مدیریت، کارهای اجرایی و کنترل یک شرکت نقش دارند. به تعریفی دیگر حاکمیت شرکتی به کارگیری بهترین راهکارهای مدیریتی، مطابقت با قانون در بهترین شکل و حالت و پیوستگی با استانداردهای اخلاقی به منظور رسیدن به مدیریت کارآمد، توزیع ثروت و ادای مسؤولیت اجتماعی برای حفظ جریان رشد و ترقی سهامداران و عوامل ذینفع است. فعالیت اقتصادی با توجه به خواست سهامداران (به حداکثر رساندن بازده مالی) در عین تطابق با قواعد رایج جامعه که در قانون و عرف وجود دارد، نیز نگاهی دیگر به معنای این عبارت است. حاکمیت شرکتی از آن نظر حائز اهمیت است که باعث دسترسی بهتر به منابع مالی خارجی و نرخ سود کمتر وام هایشان می شود. بهبود عملکرد شرکت و دوام آن نیز از دیگر مزایای داشتن حاکمیت شرکتی و بکارگیری آن است. بالا رفتن ارزش و اعتبار شرکت، تقسیم کار و کاهش ریسک بحران شرکتی و شکست های سخت هم در گرو داشتن حاکمیت شرکتی و تقویت آن است (حساس یگانه و همکاران، ۱۳۸۸).

چهار رکن اصلی حاکمیت شرکتی عبارتند از پاسخگویی، عدالت، شفافیت و استقلال. منظور از پاسخگویی، اطمینان حاصل کردن از این که بخش مدیریت در مقابل هیأت مدیره پاسخگوست و هیأت مدیره نیز در مقابل سهامداران پاسخگوست. عدالت در حاکمیت شرکتی از حقوق سهامداران حمایت می کند. با تمامی سهامداران حتی بخش اقلیت آن ها، به شکلی برابر برخورد می کند. شفافیت هم به معنای داشتن صداقت و بی پرده بودن در زمان مناسب آن و به شکلی دقیق در مورد موارد مهم از جمله وضعیت اقتصادی، عملکرد، مالکیت و حاکمیت شرکتی است. اما استقلال اشاره به فرآیندها و ساختارهایی دارد که با هم هماهنگ هستند تا موانع و اختلاف بر سر منافع را از بین برده یا به حداقل برسانند. استقلال باعث حضورمدیران و مشاورانی می شود که نفوذ و فشار دیگران را روی خود نمی بینند. حاکمیت شرکتی به دلایل زیرحائز اهمیت است (دیدار و همکاران، ۱۳۹۶):

- چارچوبی را برای ایجاد اعتماد بلندمدت میان شرکت ها و تهیه کنندگان خارجی سرمایه فراهم می کند.
 - با منصوب کردن مدیرانی که بانی تجربیات و ایده های جدید هستند، تفاراستراتژیک را به صدر شرکت هدیه می کند.
 - مدیریت و نظارت برریسک جهانی پیش روی شرکت را منطقی می سازد.
 - با تقسیم فرایند تصمیم گیری، اتکای به مدیران ارشد و مسؤولیت آنان را محدود می سازد.
- حاکمیت شرکتی به عنوان داشتن مشروعیت، مسؤولیت پذیری و شایستگی در حوزه سیاست و ارائه خدمات با احترام به قانون و حقوق بشر تعریف می شود. این مفهوم با گزارش کادبری که در آن ذکر شده است که چگونه حاکمیت شرکتی فعالیت های شرکت ها را کنترل و مدیریت می کنند، به راحتی قابل درک است. با این حال؛ گفته می شود که حاکمیت می تواند خوب یا بد، مؤثر یا ناکارآمد باشد، اما به آنچه در طول حاکمیت در نظر گرفته می شود و همچنین به ویژگی ها یا میزان کیفیت مرتبط با آن، بستگی دارد (الاھدل و همکاران، ۲۰۲۰).

کریسوستومو و همکاران^۱ (۲۰۲۰) دریافتند که حضور سهامداران بزرگ علاوه بر سهامدار کنترل کننده، با یک قدرت رای دهی قابل مقایسه است که هزینه حقوق صاحبان سهام را کاهش می دهد. کویرالا و همکاران^۲ (۲۰۲۰) دریافتند که در اسپانیا، ائتلاف تأثیر منفی بر سود سهام دارد و این نتیجه را به عنوان مکانیسمی برای سهامدار عمده برای تأمین منافع خصوصی در کنترل تفسیر می کنند. در عوض، گوئیرز و همکاران^۳ (۲۰۱۲) دریافتند که در اسپانیا، ائتلاف خارج از گروه کنترل، تأثیر مثبتی بر عملکرد دارد (شیوه و فارستر^۴، ۲۰۲۰).

بیشتر تحقیقات قبلی در مورد میزان ساختار مالکیت بر روی موضوعات شرکتی مثل ارزش شرکت، عملکرد شرکت، کیفیت بیانیه حسابداری و هزینه بدهی بوده است. با این حال، مطالعات قبلی اشاره کرده اند که ساختار مالکیت، مکانیسم های حاکمیت شرکتی را تعدیل می کند. در این راستا قدرت رقابت سهامداران عمده و کیفیت حاکمیت شرکتی کمتر مورد مطالعه قرار داده شده است. رویکرد اصلی نمایندگی به تعارض منافع بین سهامداران بزرگ و اقلیت تأکید می کند ادبیات موجود، شیوه های متفاوتی از سلب مالکیت توسط سهامداران را گزارش می کند. سهامداران عمده می توانند تصمیمات سرمایه گذاری بهینه را از طریق ادغام شرکت ها در راستای منافع خود یا شرکت و یا یک حزب، ایجاد کنند. سهامدار عمده، اگر یک موقعیت مدیریتی را در دست داشته باشد، می تواند از طریق اتخاذ قوانین تصاحبی، فشار وارد کنند و مسؤولیت خود را برای پاسخگویی کاهش دهند. این مشکل به ویژه در کشورهایی با حمایت قانونی ضعیف از سهامداران و تمرکز مالکیت بالای شرکت ها، بسیار زیاد است. سهامداران عمده، برای حفظ سیستم های کنترل داخلی ضعیف انگیزه دارند تا مزایای خصوصی کنترلی خود را افزایش دهند.

تمرکز مالکیت در قالب چگونگی توزیع سهام بین سهامداران یک شرکت مطرح می شود که هرچه تعداد سهام داران کمتر باشد مالکیت متمرکزتر است (باقرزادگان و خان محمدی، ۱۳۹۸).

1 Crisóstomo, et al

2 Koirala, et al

3 Gutierrez

4 Shive & Forster,

درباره مالکان عمده دو فرضیه ارائه شده است. طرفداران فرضیه نظارت فعال این گونه استدلال می کنند که مالکان عمده، سرمایه گذاران بلندمدتی هستند که انگیزه و توانایی زیادی برای نظارت فعالانه مدیران دارند. در حمایت از این فرضیه، طرفداران آن دو دلیل را ذکر می کنند: اول این که اگر چه مالکان عمده اختیار فروش سرمایه گذاری هایشان را دارند، ولی بزرگی اندازه سرمایه آن ها به حدی است که سهام در اختیارشان بدون تحت تأثیر قرار دادن قیمت های سهام و کاهش ارزش آن قابل فروش نیست و بنابراین، آن ها مجبورند که استراتژی بلندمدتی را بپذیرند و این باعث انگیزه بیشتر آن ها برای نظارت فعالانه مدیر می شود. دوم این که مالکان عمده نسبت به سهامداران کوچک توانایی بالاتری برای ارزیابی دقیق تر و کارا تر صورت های مالی دارند، چون اکثر آن ها از میان سرمایه گذاران نهادی و سازمان ها و شرکت های بزرگ هستند که امکانات بالاتری را در اختیار دارند (تقی نتاج و همکاران، ۱۳۹۷).

در برابر فرضیه نظارت فعال، فرضیه اتحاد استراتژیک وجود دارد. فرضیه اتحاد استراتژیک حاکی از آن است که مالکان عمده و مدیران با هم کار کرده و به طور متقابل از هم حمایت می کنند. این همکاری کاهش نظارتی را که احتمالاً منجر به افزایش ارزش شرکت می شود، در پی دارد و کیفیت سود از نظر سایر سهامداران تقلیل می یابد. در نتیجه ارتباط منفی بین محتوای اطلاعاتی سود و تمرکز مالکیت وجود دارد. به دیگر سخن، چنانچه سهام شرکت در اختیار مالکان محدودی متمرکز شده باشد، احتمال این که صورت های مالی جهت تحقق انتظارات و نیازهای این مالکان مدیریت شود، افزایش می یابد. این موضوع سبب کاهش محتوای اطلاعاتی سود از نظر سایر مالکان خواهد شد. برای مثال، مالکان عمده ممکن است دارایی های شرکت را به نفع خود مصادره کنند و جهت پنهان نمودن این موضوع صورت های مالی را گمراهانه ارائه کنند (جونگ و ون، ۲۰۰۲). در تایید این موضوع نتایج تحقیق فیرت و همکاران (۲۰۰۷)، نشان داد که هر چه تمرکز مالکیت بیشتر باشد محتوای اطلاعاتی سود پایین تر است (به نقل از یمک، ۲۰۱۷).

جنسن (۱۹۹۳) بیان می کند که هیئت مدیره در راس سیستم های کنترل داخلی قرار دارد، بنابراین توجه ویژه ای به اثر جایگزینی احتمالی بین ساختار مالکیت و کیفیت هیئت مدیره وجود دارد. یکی از وظایف اصلی هیئت مدیره نظارت مدیریتی است که این سوال را مطرح می کند که چگونه سهامداران با انگیزه بالا می توانند مدیران را جایگزین هیئت مدیره کنند و نظارت مدیریتی موثر را انجام دهند. سهام داران از سیستم حاکمیت شرکتی برای نظارت موثر بر مدیریت استفاده می کنند. از این نقطه نظر، توانمند شدن سهامداران بزرگ می تواند منجر به یک هیئت مدیره با کیفیت پایین تر می شود. سهامداران کنترل کننده قدرتمند به عنوان جایگزینی برای نظام رسمی حاکمیت شرکتی عمل می کنند، کنترل اعمال شده توسط هیئت مدیره را کاهش می دهند. بدین ترتیب، تمرکز بالای مالکیت به یک مکانیسم کنترل داخلی تبدیل می شود که جایگزین عملکرد هیئت مدیره می شود. هایگبرت و وانگ^۲ (۲۰۱۲) دریافته اند که در یک محیط حقوقی و نهادی با حمایت ضعیف از سهامداران، معاملات مربوط به احزاب افزایش می یابد. این معاملات به ویژه برای سرمایه گذاران اقلیت مضر است (کریستمو و همکاران، ۲۰۲۰).

در راستای پژوهش حاضر، گودرزوند چگینی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر انواع تضاد نمایندگی بر رابطه بین حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام شرکت ها پرداختند و نشان دادند که معیارهای نسبت اعضای مستقل هیئت مدیره، جدایی وظیفه مدیر عامل از رئیس هیئت مدیره، سهامداران نهادی و کیفیت حسابرسی دارای رابطه مثبتی با نقدشوندگی سهام میباشند. علاوه براین براساس نتایج تحقیق نسبت اعضای مستقل هیئت مدیره و سرمایه گذاران نهادی سبب بیشتر شدن رابطه بین حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام در شرکتهای دولتی خواهند شد. نتایج تحقیق همچنین نشان دهنده این می باشد که جدایی وظیفه مدیرعامل از رئیس هیئت مدیره و کیفیت حسابرسی در شرکتهای دولتی تأثیر معناداری بر ارتباط بین حاکمیت شرکتی و نقد شوندگی سهام ندارند.

از زمانی که صاحب کار، عاملی را از جانب خود منصوب نمود و اختیار تصمیم گیری را به او تفویض کرد، رابطه نمایندگی بوجود آمد. در رابطه نمایندگی، فرض می شود که هر یک از طرفین سعی دارند منافع خود را حداکثر نمایند. بنابراین بررسی قدرت سهامداران عمده بر کیفیت حاکمیت شرکتی، ضرورت دارد. بنابراین این پژوهش قصد دارد به این سوال اساسی پاسخ دهد که حاکمیت شرکتی (تمرکز مالکیت رای دهی و کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد) چه تأثیری بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت ها دارد؟

۲- روش شناسی پژوهش

این تحقیق از صورت های مالی به تحلیل و بررسی قدرت سهامداران عمده و کیفیت حاکمیت شرکتی و بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی (تمرکز مالکیت رای دهی و کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد) بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت ها، شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می پردازد. در پژوهش حاضر ابتدا همبستگی بین متغیرهای پژوهش مورد آزمون قرار

1 Yemack
2 Huyghebaert and Wang

گرفته و در صورت وجود همبستگی بین متغیرهای پژوهش اقدام به برآورد مدل های رگرسیونی چندگانه خواهیم نمود، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. همچنین پژوهش حاضر از نظر ماهیت و روش از نوع توصیفی- علی است.

جامعه آماری این تحقیق شرکتهای بورس اوراق بهادار تهران می باشد. دلیل انتخاب جامعه آماری مذکور این است که سازمان بورس و اوراق بهادار تهران اطلاعات نسبتاً جامعی درخصوص وضعیت شرکتهای و روند عملکردهای مالی و اقتصادی آنها دارد و میتوان گفت تنها منبع اطلاعاتی است که با استفاده از آن میتوان به منابع اطلاعاتی مالی شرکتهای دسترسی یافته و مدل تحقیق را مورد آزمون قرار داد.

به منظور انتخاب نمونه تحقیق از روش نمونه گیری حذفی سیستماتیک استفاده شد. در انتخاب نمونه آماری به دو موضوع توجه شده است. اول اینکه نماینده مطلوبی از جامعه آماری باشد و دوم این که با متغیرهای اساسی تحقیق تناسب داشته باشد. بر این اساس نمونه آماری تحقیق با توجه به ضوابط ذیل انتخاب شدند:

۱: اطلاعات در دسترس باشد.

۲: در دوره زمانی ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۸ فعال باشد.

۳: شرکتهای مالی، واسطه گری مالی، بیمه، بانک، هلدینگ و سرمایه گذاری نباشد.

۴: دوره مالی آن منتهی به اسفند ماه باشد.

۵: فعال باشد و در حال انحلال نباشد.

بازه زمانی این تحقیق بین سال های ۱۳۸۷-۱۳۹۸ بوده است بر اساس شاخص های تعیین شده، ۱۵۳ شرکت به عنوان نمونه، در نظر گرفته شد.

در این پژوهش اطلاعات مورد نیاز به روش های زیر جمع آوری گردید:

۱. روش کتابخانه ای، روش اسنادکاوی و همچنین برای آماده سازی متغیرهای لازم جهت استفاده در مدل های مربوط به آزمون فرضیه ها، از نرم افزار صفحه گسترده (اکسل) استفاده شده است. ابتدا اطلاعات گردآوری شده در صفحات کاری ایجاد شده در محیط این نرم افزار وارد گردید و سپس محاسبه های لازم برای دستیابی به متغیرهای این پژوهش انجام شد. بعد از محاسبه کلیه متغیرهای لازم جهت استفاده در مدل های این پژوهش، این متغیرها در صفحات کاری واحدی ترکیب شدند تا به طور الکترونیکی به نرم افزار مورد استفاده در تجزیه و تحلیل نهایی منتقل شوند. در این پژوهش جهت انجام تحلیل های نهایی، از نرم افزار Eviews ۱۰ استفاده شده است

۳- تجزیه و تحلیل داده ها

در این تحقیق با استفاده از داده های پنل دیتا و رگرسیون چندمتغیره و نرم افزار ایویوز، به آزمون فرضیه ها پرداخته شد.

۴- یافته های پژوهش

در این بخش به تحلیل کمی داده ها با استفاده از نرم افزار Eviews ۱۰ پرداخته می شود.

۴-۱- آمار توصیفی

اولین گام در تحلیل آماری تعیین مشخصات خلاصه شده داده ها و محاسبه شاخص های توصیفی می باشد. هدف از این تحلیل شناخت روابط درونی متغیرها و نشان دادن رفتار آزمودنی ها می باشد تا مقدمات تحلیل آماری فراهم شده و خصوصیات توصیفی برای تحلیل بیشتر آشکار گردد (هومن ۱۳۷۰). تحلیل داده ها در این بخش با محاسبه شاخص های مرکزی از جمله میانگین و میانه و شاخص های پراکندگی از قبیل انحراف معیار، حدکثر و حداقل مقدار متغیرها انجام شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	تعداد مشاهده
BOARDC	۰,۲۷۵۵۳۹	۰,۰۰۰۰	۱,۰۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	۰,۴۴۶۹۹۵	۱,۰۰۴۷۸۳	۲,۰۰۹۵۸۸	۱۸۳۶
CONTEST	۰,۱۳۹۱۹۹	۰,۱۱۱۵۷۲	۸,۷۶۴۸۱۲	۰,۰۰۰۰	۰,۳۸۸۳۲۷	۱۷,۳۵۴۵۰	۳۳۱,۵۴۵۳	۱۸۳۶
OWNSTR	۰,۲۴۳۳۱۷۵	۰,۳۶۳۲۶۲	۰,۸۲۱۲۲۷۰	۰,۰۸۵۱۲۳	۰,۶۲۵۱۵۴	۱۱,۵۲۴۵۱	۹,۶۲۳۵۸۱	۱۸۳۶
GOPP	۱,۶۳۶۶۸۷	۱,۶۲۵۷۶۲	۳,۳۸۳۶۸۱	۱,۰۸۹۱۱	۰,۲۵۹۴۵۵	۱,۵۹۸۹۴۱	۱۰,۰۸۲۲۸	۱۸۳۶
ICGQ	۰,۲۱۰۷۵۵	۰,۲۰۱۶۷۰	۰,۳۳۳۸۵۲	۰,۰۹۸۴۶۶	۰,۰۳۹۱۳۲	۲,۳۸۰۰۴۰	۸,۷۴۶۵۸۲	۱۸۳۶
ROA	۰,۱۲۹۲۳۲	۰,۱۰۸۴۵۱	۲,۷۶۹۱۰۰	۰,۵۱۵۲-	۰,۱۵۸۰۹۷	۴,۵۸۱۱۱۹	۷۵,۷۹۶۳۶	۱۸۳۶
SIZE	۵,۸۵۲۶۵۳	۵,۷۴۶۸۵۴	۸۰,۱۴۷۱۲	۴,۵۸۸۵۲۹	۰,۶۳۸۸۴۴	۰,۹۲۹۷۱۵	۳,۹۰۳۳۱۰	۱۸۳۶
VOC1	۰,۳۹۶۶۶۲	۰,۳۴۰۸۱۱	۰,۹۹۳۸۶۷	۰,۱۰۰۱۱۷	۰,۲۳۸۸۷۰	۰,۷۷۹۲۳۲	۲,۵۷۸۵۵۴	۱۸۳۶
VOC3	۰,۲۲۴۷۷۷	۰,۲۳۹۷۹۰	۰,۵۱۸۱۹۲	۰,۰۸۰۱۳۳	۰,۰۸۷۸۳۲	۰,۳۶۱۴۱۲	۲,۲۱۰۸۱۰	۱۸۳۶
VOC5	۰,۰۰۲۱۰۸	۰,۰۰۱۳۴۳	۰,۰۲۵۰۵۱	۰,۰۰۰۷۵۱	۰,۰۰۲۳۵۱	۵,۲۷۷۲۰۱	۴۰,۶۷۵۶۳	۱۸۳۶
WEDGE1	۰,۶۳۳۶۵۷	۰,۶۳۶۳۳۴	۳,۰۶۰۴۰۱	۰,۱۲۷۳۴	۰,۲۴۶۰۳۴	۲,۵۶۷۱۱۷	۲۴,۵۲۴۳۸	۱۸۳۶
WEDGE3	۰,۴۲۰۸۹۱	۰,۴۰۰۶۴۲	۲,۳۶۲۰۰۶	۰,۰۰۰۲۹۳	۰,۳۱۴۵۷۹	۰,۸۳۶۰۹۰	۵,۲۲۷۳۲۹	۱۸۳۶
WEDGE5	۰,۳۲۵۳۳۴	۰,۲۴۳۵۳۸	۸,۸۰۸۳۱۶	۰,۰۵۰۲۳۸	۰,۴۲۰۵۶۴	۱۰,۴۳۱۸۸	۱۷۴,۶۸۱۸	۱۸۳۶

۴-۲- آمار استنباطی

فرضیه a1. تمرکز مالکیت رای دهی بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت‌ها تأثیر منفی دارد.

جدول ۲- تخمین مدل های اول و دوم تحقیق

آزمون نرمالیت	BOARDC	ICGQ
چارک-بر	۱۸۷,۵۲۴۵	۳۵۲۵,۵۲۱
معنی داری	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰
تعداد مشاهده	۱۸۳۶	۱۸۳۶

طبق جدول ۲ مشاهده می‌گردد که در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص اول متغیر مستقل تمرکز مالکیت رای دهی (VOC1) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر $-۰,۰۰۵۲۴۱$ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز $۰,۹۸۵۲۵۴$ به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵% یعنی $۱/۹۶$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر $۰,۳۵۶۲۱$ محاسبه شده است که از سطح خطای $۰/۰۵$ بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می‌دهد. همچنین در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص دوم متغیر مستقل تمرکز مالکیت رای دهی (VOC3) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر $۰,۰۴۵۱۲۲$ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۹۰۵۴۲۵ به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵% یعنی $۱/۹۶$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر $۰,۳۹۵۲۱$ محاسبه شده است که از سطح خطای $۰/۰۵$ بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می‌دهد. علاوه بر این، در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص سوم متغیر مستقل تمرکز مالکیت رای دهی (VOC5) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر $۱,۴۹۸۵۲۶$ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز $۲,۳۶۵۲۵۴$ به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵% یعنی $۱/۹۶$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار است. مقدار معناداری نیز برابر $۰,۰۰۱۵۴$ محاسبه شده است که از سطح خطای $۰/۰۵$ کوچکتر بوده و معناداری را تایید می‌کند. با توجه به تایید تأثیر معنادار یکی از شاخص های تمرکز مالکیت رای دهی بر کیفیت سیستم مدیریت، در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که تمرکز مالکیت رای دهی بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت‌ها تأثیر منفی دارد و فرضیه فرعی a1 تایید می‌گردد.

فرضیه b1. تمرکز مالکیت رای دهی بر کیفیت ترکیب هیئت مدیره شرکت تأثیر منفی دارد.

طبق جدول ۲ مشاهده می‌گردد که در مدل دوم مقدار ضریب تأثیر شاخص اول متغیر مستقل تمرکز مالکیت رای دهی (VOC1) بر متغیر وابسته کیفیت ترکیب هیئت مدیره (BOARDC) برابر $۰,۳۲۱۵۲۴$ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز $۵,۵۲۵۴$ به‌دست‌آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵% یعنی $۱/۹۶$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار است. مقدار معناداری نیز برابر $۰,۰۰۰۰$ محاسبه شده است که از سطح خطای $۰/۰۵$ کوچکتر بوده و

معناداری را نشان می دهد. در مدل دوم مقدار ضریب تأثیر شاخص دوم متغیر مستقل تمرکز مالکیت رای دهی (VOC3) بر متغیر وابسته کیفیت ترکیب هیئت مدیره (BOARDC) برابر ۰,۰۹۵۲۴۴۲ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۰,۵۲۴۱۲ به دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۵۲۵۷ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می دهد. در مدل دوم مقدار ضریب تأثیر شاخص سوم متغیر مستقل تمرکز مالکیت رای دهی (VOC5) بر متغیر وابسته کیفیت ترکیب هیئت مدیره (BOARDC) برابر ۰,۲۴۱۵۲۱ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۰,۵۲۳۲۶ به دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۳۶۲۰ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می دهد.

با توجه به تایید تأثیر معنادار یکی از شاخص های تمرکز مالکیت رای دهی بر کیفیت ترکیب هیئت مدیره، در مجموع می توان نتیجه گرفت که تمرکز مالکیت رای دهی بر کیفیت ترکیب هیئت مدیره شرکت ها تأثیر منفی دارد و فرضیه فرعی b۱ تایید می گردد.

فرضیه a۲. کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت تأثیر منفی دارد.

طبق جدول ۲ مشاهده می گردد که در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص اول متغیر مستقل کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد (WEDGE1) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر ۰,۰۲۰۳۵ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۰,۵۲۴۱۵۲۴ به دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۹۵۲۴۱ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می دهد. همچنین، در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص دوم متغیر مستقل کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد (WEDGE3) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر ۰,۰۷۴۵۱۲ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۳,۵۷۵۴۲ به دست آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار است. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۰۰۰۰ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ کوچکتر بوده و معناداری را نشان می دهد. همچنین، در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص سوم متغیر مستقل کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد (WEDGE5) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر ۰,۰۰۵۶۴۲ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۱,۱۸۶۱۲۳ به دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر ۱۵۲۴ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می دهد. با توجه به تایید تأثیر معنادار یکی از شاخص های کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد بر کیفیت سیستم مدیریت، در مجموع می توان نتیجه گرفت که کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت تأثیر منفی دارد و فرضیه فرعی a۲ تایید می گردد.

فرضیه b۲. کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد بر کیفیت هیئت مدیره شرکت تأثیر منفی دارد.

جدول ۳- تخمین مدل های سوم و چهارم تحقیق

نتیجه آزمون	آزمون فیلیپس پرون		متغیر
	معناداری	آماره	
مانا	۰,۰۰۰۰	۵۴۱,۶۲۵	BOARDC
مانا	۰,۰۰۰۰	۵۸۲,۵۸۷	CONTEST
مانا	۰,۰۰۰۰	۶۹۲,۵۲۵	GOPP
مانا	۰,۰۰۰۰	۷۴۵,۵۱۷	ICGQ
مانا	۰,۰۰۰۰	۳۲۸,۵۴۷	ROA
مانا	۰,۰۰۰۰	۵۰۴,۶۵۱	SIZE
مانا	۰,۰۰۰۰	۴۷۱,۵۸۲	VOC1
مانا	۰,۰۰۰۰	۳۳۲,۸۹۵	VOC3
مانا	۰,۰۰۰۰	۷۴۵,۸۵۸	VOC5
مانا	۰,۰۰۰۰	۵۴۵,۵۶۲	WEDGE1
مانا	۰,۰۰۰۰	۱۰۸,۶۵۲	WEDGE3
مانا	۰,۰۰۰۰	۸۸۴,۶۲۳	WEDGE5

طبق جدول ۳ مشاهده می گردد که در مدل دوم مقدار ضریب تأثیر شاخص اول متغیر مستقل کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد (WEDGE1) بر متغیر وابسته کیفیت ترکیب هیئت مدیره (BOARDC) برابر ۰,۰۲۰۵۲۵ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۵۴۱۲۷ به دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۵۲۰۷ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ برگتر بوده و عدم معناداری را نشان می دهد. در مدل دوم مقدار ضریب تأثیر شاخص دوم متغیر مستقل کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد (WEDGE3) بر متغیر وابسته کیفیت ترکیب هیئت مدیره (BOARDC) برابر ۷۴۵۱۲ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۲,۵۴۵۱۲ به دست آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار است. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۰۱۰۲ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ کوچکتر بوده و معناداری را نشان می دهد. در مدل دوم مقدار ضریب تأثیر شاخص سوم متغیر مستقل کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد (WEDGE5) بر متغیر وابسته کیفیت ترکیب هیئت مدیره (BOARDC) برابر ۰,۰۵۲۳۲۶ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۱,۵۶۲۳۵ به دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۵۴۲۵۸ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می دهد.

با توجه به تایید تأثیر معنادار یکی از شاخص های کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد بر کیفیت ترکیب هیئت مدیره، در مجموع می توان نتیجه گرفت که کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد بر کیفیت ترکیب هیئت مدیره شرکت ها تأثیر منفی دارد و فرضیه فرعی b2 تایید می گردد.

فرضیه a3. نسبت حق رأی دارندگان بلوک دوم و دیگر سهامداران بزرگ بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت تأثیر مثبتی دارد.

طبق جدول ۳ مشاهده می گردد که در مدل سوم مقدار ضریب تأثیر نسبت حق رأی دارندگان بلوک دوم و دیگر سهامداران بزرگ (CONTEST) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر ۰,۰۰۷۴۲۵ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۴,۵۲۶ به دست آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار است. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۰۰۰ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ کوچکتر بوده و معناداری را نشان می دهد. بنابراین می توان گفت نسبت حق رأی دارندگان بلوک دوم و دیگر سهامداران بزرگ بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت تأثیر مثبتی دارد فرضیه a3 تایید می گردد.

فرضیه b3. نسبت حق رأی دارندگان بلوک دوم و دیگر سهامداران بزرگ بر کیفیت هیئت مدیره تأثیر مثبتی دارد.

طبق جدول ۳ مشاهده می گردد که در مدل سوم مقدار ضریب تأثیر نسبت حق رأی دارندگان بلوک دوم و دیگر سهامداران بزرگ (CONTEST) بر متغیر وابسته کیفیت هیئت مدیره (BOARDC) برابر ۰,۰۰۴۲۵ محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز ۰,۰۷۸۴۵۲ به دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای ۵٪ یعنی ۱/۹۶ بوده که نشان می دهد ضریب مشاهده شده معنی دار است. مقدار معناداری نیز برابر ۰,۹۵۶۲ محاسبه شده است که از سطح خطای ۰/۰۵ بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می دهد. بنابراین می توان گفت نسبت حق رأی دارندگان بلوک دوم و دیگر سهامداران بزرگ بر کیفیت هیئت مدیره تأثیر معناداری ندارد فرضیه b3 رد می گردد.

۵- بحث و نتیجه گیری

قدرت سهامداران به عنوان مکانیسم حاکمیت خارجی و مهم برای همسوسازی اقدامهای مدیران با منافع مالکان در نظر گرفته شده است. اگر مدیران در جهت منابع سهامداران عمل نکنند، سهامداران باید حق برکناری مدیران را داشته باشند. با این وجود، توانایی سهامداران برای حاکمیت بر مدیران اغلب محدود شده و در سالهای اخیر ماهیت این محدودیت های به زیر سوال رفته است. این پژوهش به آنالیز انگیزه سهامداران عمده برای پیاده سازی سیستم حاکمیت شرکتی می پردازد که در چارچوب مالکیت متمرکز و حمایت ضعیف قانونی از سرمایه گذاران، از منافع آنها حمایت می کند. از یک معیار استاندارد برای حاکمیت شرکتی مبتنی بر اجرای قوانین غیر اجباری حاکمیت شرکتی خوب، استفاده شده است. برآوردهای سیستم) GMM روش گشتاورهای تعمیم یافته) برای داده های پانل متوازن شرکت های برزیلی نشان می دهد که تمرکز مالکیت برای کیفیت مدیریت شرکت و کیفیت ترکیب هیئت مدیره مضر است. بر اساس تأثیر سلب مالکیت بر تعارض های مالک-مالک (تعارض بین سهامداران عمده و اقلیت)، با تضعیف سیستم حاکمیت شرکتی و ترکیب هیئت مدیره، سهامداران عمده (کنترل کننده) ممکن است از مزایای شخصی کنترل استفاده کنند. بر اساس پیشنهاد اثر جانشینی، به روش متمم، سهامداران کنترل کننده ممکن است از استخدام هیئت مدیره

قوی خودداری کنند و مستقیماً نظارت بر مدیریت را انجام دهند که تعارض نمایندگی با مدیران را کاهش دهد. در نهایت، توانایی سهامداران بزرگ بدون سهامداران اصلی، برای به چالش کشیدن قدرت آن‌ها برای شکل دادن سیستم حاکمیت شرکتی، کافی نیست. این مطالعه شواهدی از اهمیت تعارض مالک-مالک در یک بازار نوظهور را با تجزیه و تحلیل تأثیر تمرکز مالکیت بر کیفیت سیستم حاکمیت شرکتی و همچنین اینکه سایر سهامداران بزرگ غیره کنترل کننده قادر به رقابت با قدرت سهامداران اصلی نیستند، ارائه می‌دهد. این توزیع مالکیت یک تعارض مالک-مالک را در بین سهامداران ایجاد می‌کند، به طوری که احتمالاً بین بزرگترین سهام دار کنترل کننده و سایر سهام داران عمده تعارض منافع ایجاد می‌شود. اگرچه تأثیر چنین تعارضاتی بر ارزش شرکت‌ها بطور گسترده‌ای مورد مطالعه قرار گرفته است، اما هنوز هم در مورد تأثیر این تعارضات بر طراحی سازوکارهای کنترل شرکت‌ها و کیفیت حاکمیت شرکت‌ها نیاز به تحقیقات جدید وجود دارد.

یکی از محدودیت‌های این تحقیق، عدم امکان دسترسی به اطلاعات دقیق در مورد ترکیب مالکیت شرکت هاست. یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی دربرگیرنده ترکیب سهامداران شرکت هاست که این اطلاعات معمولاً به شکل سلیقه‌ای و به شکلی ناهم‌آهنگ ارائه می‌شود. سایر سهامداران، یک گروه و عنوان کلی است که اشخاص حقوقی و حقیقی نامتجانس در آن جای گرفته‌اند. همچنین تعداد اندک شرکت‌های نمونه می‌تواند تعمیم نتایج تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد.

ضریب تأثیر شاخص اول متغیر مستقل تمرکز مالکیت رای دهی (VOC1) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر -0.05241 محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز 0.985254 به‌دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای 5% یعنی $1/96$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر 0.35621 محاسبه شده است که از سطح خطای 0.05 بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می‌دهد. در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص دوم متغیر مستقل تمرکز مالکیت رای دهی (VOC3) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر 0.045122 محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز 0.5425 به‌دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای 5% یعنی $1/96$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر 0.39521 محاسبه شده است که از سطح خطای 0.05 بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می‌دهد. در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص سوم متغیر مستقل تمرکز مالکیت رای دهی (VOC5) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر 1.498826 محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز 2.365254 به‌دست آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای 5% یعنی $1/96$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار است. مقدار معناداری نیز برابر 0.0154 محاسبه شده است که از سطح خطای 0.05 کوچکتر بوده و معناداری را تایید می‌کند.

با توجه به فرض دوم و تایید تأثیر معنادار یکی از شاخص‌های تمرکز مالکیت رای دهی بر کیفیت سیستم مدیریت، در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که تمرکز مالکیت رای دهی بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت‌ها تأثیر منفی دارد و فرضیه فرعی a1 تایید می‌گردد. همچنین یافته‌ها نشان داد که ضریب تأثیر شاخص اول متغیر مستقل کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد (WEDGE1) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر 0.02035 محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز 0.5241524 به‌دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای 5% یعنی $1/96$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر 0.95241 محاسبه شده است که از سطح خطای 0.05 بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می‌دهد.

در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص دوم متغیر مستقل کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد (WEDGE3) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر 0.074512 محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز 3.57542 به‌دست آمده است که قدر مطلق آن بزرگتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای 5% یعنی $1/96$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار است. مقدار معناداری نیز برابر 0.0000 محاسبه شده است که از سطح خطای 0.05 کوچکتر بوده و معناداری را نشان می‌دهد.

در مدل اول مقدار ضریب تأثیر شاخص سوم متغیر مستقل کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد (WEDGE5) بر متغیر وابسته کیفیت سیستم مدیریت (ICGQ) برابر 0.05642 محاسبه شده است و آماره تی آزمون نیز 1.186123 به‌دست آمده است که قدر مطلق آن کوچکتر از مقدار بحرانی t در سطح خطای 5% یعنی $1/96$ بوده که نشان می‌دهد ضریب مشاهده شده معنی دار نیست. مقدار معناداری نیز برابر 0.524 محاسبه شده است که از سطح خطای 0.05 بزرگتر بوده و عدم معناداری را نشان می‌دهد.

با توجه به تایید تأثیر معنادار یکی از شاخص‌های کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد بر کیفیت سیستم مدیریت، در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که کنترل بیش از بر جریان وجوه نقد بر کیفیت سیستم مدیریت شرکت تأثیر منفی دارد و فرضیه فرعی a2 تایید می‌گردد.

باید ذکر شود که قدرت سهامداران به عنوان مکانیسم حاکمیت خارجی و مهم برای همسوسازی اقدامهای مدیران با منافع مالکان در نظر گرفته شده است. اگر مدیران در جهت منابع سهامداران عمل نکنند، سهامداران باید حق برکناری مدیران را داشته باشند. با این وجود، توانایی سهامداران برای حاکمیت بر مدیران اغلب محدود شده و در سالهای اخیر ماهیت این محدودیت‌های به

زیر سوال رفته است. این پژوهش به آنالیز انگیزه سهامداران عمده برای پیاده سازی سیستم حاکمیت شرکتی می پردازد که در چارچوب مالکیت متمرکز و حمایت ضعیف قانونی از سرمایه گذاران، از منافع آن ها حمایت می کند. از یک معیار استاندارد برای حاکمیت شرکتی مبتنی بر اجرای قوانین غیر اجباری حاکمیت شرکتی خوب، استفاده شده است. برآوردهای سیستم GMM روش گشتاورهای تعمیم یافته) برای داده های پانل متوازن شرکت های برزیلی نشان می دهد که تمرکز مالکیت برای کیفیت مدیریت شرکت و کیفیت ترکیب هیئت مدیره مضر است. بر اساس تأثیر سلب مالکیت بر تعارض های مالک-مالک (تعارض بین سهامداران عمده و اقلیت)، با تضعیف سیستم حاکمیت شرکتی و ترکیب هیئت مدیره، سهامداران عمده (کنترل کننده) ممکن است از مزایای شخصی کنترل استفاده کنند. بر اساس پیشنهاد اثر جانشینی، به روش متمرکز، سهامداران کنترل کننده ممکن است از استخدام هیئت مدیره قوی خودداری کنند و مستقیماً نظارت بر مدیریت را انجام دهند که تعارض نمایندگی با مدیران را کاهش دهد. یکی از محدودیت های این تحقیق، عدم امکان دسترسی به اطلاعات دقیق در مورد ترکیب مالکیت شرکت هاست. یادداشت های همراه صورت های مالی دربرگیرنده ترکیب سهامداران شرکت هاست که این اطلاعات معمولاً به شکل سلیقه ای و به شکلی ناهمگون ارائه می شود. سایر سهامداران، یک گروه و عنوان کلی است که اشخاص حقوقی و حقیقی نامتجانس در آن جای گرفته اند. همچنین تعداد اندک شرکت های نمونه می تواند تعمیم نتایج تحقیق را تحت تأثیر قرار دهد.

پیشنهادهای کاربردی (پیشنهادهای مبتنی بر یافته های پژوهش)

بر اساس یافته های حاصل از پژوهش حاضر می توان چندین پیشنهاد ارائه داد :

- پیشنهاد می شود شرکت ها بر مبنای گردش موجودی سهامداران برای آنان حق رای تعریف نمایند، این روش باعث می شود که سهامداران فعال تر حق رای بیشتری داشته باشند چراکه این دسته از سهامداران از ویژگی ها و پتانسیل های شرکت بیشتر مطلع می باشند.
- پیشنهاد می شود شرکت ها برای انتخاب هیات مدیره و اعضاء کنترل داخلی شرکت از آراء سهامداران به صورت غیر مستقیم استفاده نمایند (استفاده از نمایندگان).
- پیشنهاد می شود شرکت ها جهت افزایش شفافیت اطلاعاتی اختیارات حسابرسان داخلی برای دسترسی به اطلاعات جریان وجوه نقد شرکت را افزایش دهند.
- پیشنهاد می شود اختیارات هیات مدیره در کنترل جریان وجوه نقد محدود شود با تأیید بازرسان و سیستم کنترل داخلی انجام شود.
- پیشنهاد می شود شرکت ها از سیستم رای دهی وزن دار استفاده نمایند به صورتی که رای هر سهامدار با تعداد سهام وی وزن دار شود.

منابع

- ۱- بت شکن، محمد هاشم؛ رهبری خرازی، مهسا. (۱۳۸۷). حاکمیت شرکتی : میزان رعایت حقوق سهامداران در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه بصیرت، شماره ۴۲، صفحه ۱۳۳ تا ۱۵۳.
- ۲- جونز، چارلی. (۱۳۹۳). مدیریت سرمایه گذاری. (رضا تهرانی و عسگر نوربخش). تهران، نشر نگاه دانش. چاپ دوازدهم
- ۳- ستایش، محمدحسین؛ منصوری، شعله (۱۳۹۳). بررسی مقایسه ای سازوکارهای حاکمیت شرکتی در شرکت های درمانده و غیردرمانده مالی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهشات مالی، دوره ۱۶، شماره ۱، بهار و تابستان ۱۳۹۳، صفحه ۹۹-۱۱۲
- ۴- غفاری، عباس. (۱۳۹۴). بازیگران اصلی حاکمیت شرکتی، ماهنامه تدبیر، جلد ۲۶ شماره ۲۷۵ صفحات ۱۹-۲۲
- ۵- مرادی زاده فرد مهدی، ناظمی اردکانی مهدی، غلامی رضا، فرزانی حجت اله. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین مالکیت نهادی سهام و مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۸۵-۹۸، ۵۵۱۶
- ۶- ناصری ملکی، سمیه و عسگر پاک مرام، (۱۳۹۵)، تأثیر کفایت حاکمیت شرکتی بر ریسک ورشکستگی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پنجمین کنفرانس بین المللی حسابداری و مدیریت و دومین کنفرانس کارآفرینی و نوآوری های باز، تهران، همایشگران مهر اشراق،
- ۷- باقرزادگان، رضا و خان محمدی، محمدحامد. (۱۳۹۸). بررسی رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و حاکمیت شرکتی با سرمایه گذاری در عملیات اصلی شرکت. مدیریت حسابداری، ۱۲ (۴۰)، ۱-۱۴

- ۸- تقی نتاج، غلامحسین، بحری، جمال و قادری، قدرت. (۱۳۹۷). تأثیر کیفیت حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی بانک‌ها با تأکید بر نقش تعدیل‌کنندگی کیفیت افشاء. مطالعات مالی و بانکداری اسلامی، ۴، ۱۵۱-۱۲۷
- ۹- حساس یگانه، یحیی. (۱۳۹۵). تأثیر سازو کارهای حاکمیت شرکتی بر کیفیت حسابرسی و مدیریت سود واقعی. ۵ (۲۰)، ۸۱-۹۵
- ۱۰- حساس یگانه، یحیی؛ ریسی، زهره و حسینی، سید مجتبی. (۱۳۸۸). رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. علوم مدیریت ایران، ۴ (۱۳)، ۷۵-۱۰۰
- ۱۱- دیدار، حمزه؛ منصورفر، غلامرضا و زارع، الهام. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر کیفیت حاکمیت شرکتی بر کیفیت افشاء با تأکید بر نقش تعدیل‌کننده رقابت بازار محصول در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. حسابداری مالی، ۹ (۱)، ۹۷-۱۱۸
- ۱۲- شورورزی، محمدرضا؛ آزادوار، ایمان. (۱۳۸۹). تجزیه و تحلیل ارتباط میان فرصت‌های سرمایه‌گذاری و عملکرد شرکت‌ها، مجله حسابداری مدیریت، سال سوم / شماره ششم / پائیز ۱۳۸۹
- ۱۳- گودرزوندچگینی، معصومه و رضازاده، جواد. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر انواع تضاد نمایندگی بر رابطه بین حاکمیت شرکتی و نقدشوندگی سهام شرکت‌ها، فصلنامه پژوهش‌های جدید در مدیریت و حسابداری.
- ۱۴- آذر عادل، مؤمنی منصور، (۱۳۸۰)، «آمار و کاربرد آن در مدیریت»، جلد دوم، چاپ پنجم، تهران: انتشارات سمت
- ۱۵- حیدری تفرشی، غلامحسین (۱۳۸۶)، «مبانی سازمان و مدیریت»، چاپ اول، تهران، انتشارات نویسنده
- ۱۶- جلیلی آرزو و مشیری اسمعیل (۱۳۹۲)، «ابتکارات ذهنی در به‌کارگیری رویه‌های حسابداری مدیریت»، فصلنامه دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، دوره ۲، شماره ۶ صص ۴۱-۵۰
- 17- Al-ahdal, W. M., Alsamhi, M. H., Tabash, M. I., & Farhan, N. H. (2020). The impact of corporate governance on financial performance of Indian and GCC listed firms: An empirical investigation. *Research in International Business and Finance*, 51, 101083.
- 18- Bhagat, S., & Bolton, B. (2019). Corporate governance and firm performance: The sequel. *Journal of Corporate Finance*, 58, 142-168.
- 19- Buerthey, S., Sun, E. J., Lee, J. S., & Hwang, J. (2020). Corporate social responsibility and earnings management: The moderating effect of corporate governance mechanisms. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 27(1), 256-271.
- 20- Schiehl, E., Ahmadjian, C., & Filatotchev, I. (2014). National governance bundles perspective: Understanding the diversity of corporate governance practices at the firm and country levels. *Corporate Governance: An International Review*, 22(3), 179-184.
- 21- Scherer, A. G., & Voegtlin, C. (2020). Corporate governance for responsible innovation: Approaches to corporate governance and their implications for sustainable development. *Academy of Management Perspectives*, 34(2), 182-208
- 22- Yermack, D. (2017). Corporate governance and blockchains. *Review of Finance*, 21(1), 7-31..
- 23- Al-Gamrh, B., Ismail, K. N. I. K., Ahsan, T., & Alquhaif, A. (2020). Investment opportunities, corporate governance quality, and firm performance in the UAE. *Journal of Accounting in Emerging Economies*.
- 24- Crisóstomo, V. L., de Freitas Brandão, I., & López-Iturriaga, F. J. (2020). Large shareholders' power and the quality of corporate governance: An analysis of Brazilian firms. *Research in International Business and Finance*, 51, 101076.
- 25- Koirala, S., Marshall, A., Neupane, S., & Thapa, C. (2020). Corporate governance reform and risk-taking: Evidence from a quasi-natural experiment in an emerging market. *Journal of Corporate Finance*, 61, 101396.
- 26- Shive, S. A., & Forster, M. M. (2020). Corporate governance and pollution externalities of public and private firms. *The Review of Financial Studies*, 33(3), 1296-1330.
- 27- Yermack, D. (2017). Corporate governance and blockchains. *Review of Finance*, 21(1), 7-31

بررسی رابطه بین قابلیت پیش بینی سود و هموارسازی سود با هزینه بدهی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۶/۲۱

تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۹/۰۵

کد مقاله: ۹۸۹۵۱

محمدحسین عبدالرحیمیان^۱، مسعود احمد خانی^۲،
سیداحمد میرجعفری اردکانی^{۳*}

چکیده

امروزه کیفیت سود یکی از موضوعات بحث‌انگیز و جذاب در پژوهش‌های مالی و حسابداری به شمار می‌رود. به دلیل اینکه سرمایه‌گذاران به‌عنوان یکی از فاکتورهای مهم تصمیم‌گیری به رقم سود توجه خاصی دارند. بیشتر تحقیقات صورت گرفته در مورد کیفیت سود، در کشورهای غربی صورت گرفته است، نتایج پژوهش‌های قبلی با هم در تناقض است، زیرا هر کدام از آن‌ها برای بررسی کیفیت سود از معیارهای متفاوت استفاده کرده‌اند. در ایران نیز با توجه به وجود چندین روش قابل قبول حسابداری و آزادی عمل در انتخاب این روش‌ها (مثل برآورد عمر مفید و ارزش اسقاط دارایی در اجرای روش خط مستقیم) امکان تناقض در نتایج تحقیقات وجود دارد. با توجه به حساسیت کیفیت صورت‌های مالی و به‌خصوص اقلامی نظیر بدهی‌ها که مدیران اختیار عمل و انعطاف زیادی در گزارشگری آن دارند در این پژوهش به بررسی رابطه بین مؤلفه‌های کیفیت سود (پیش‌بینی سود و هموارسازی سود) و هزینه بدهی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختیم. در راستای پاسخ به سؤال پژوهش، با انتخاب ۱۵۴ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان شرکت‌های نمونه، طی بازه زمانی ۵ ساله، ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۵، اقدام به جمع‌آوری داده‌ها شده است. روش پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نوع توصیفی-همبستگی است و برای آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های رگرسیون ترکیبی و داده‌های پانل استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی فرضیه پژوهش حاکی از آن است که، بین پیش‌بینی سود با هزینه بدهی در شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین بین هموارسازی سود و هزینه بدهی رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

واژگان کلیدی: پیش‌بینی سود، هموارسازی سود، هزینه بدهی

۱- عضو هیئت علمی، دانشگاه آیت الله حایری میبد

۲- عضو هیئت علمی، دانشگاه علم و هنر یزد

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی- مهندسی مالی و مدیریت ریسک، دانشگاه علم و هنر یزد (نویسنده مسئول)
seyedahmadmirjafariardakani@Yahoo.com

۱- مقدمه

در دنیای سرمایه‌گذاری امروز فرآیند تصمیم‌گیری شاید مهم‌ترین بخش از فرآیند انتخاب یک سرمایه‌گذاری باشد. سرمایه‌گذاران در جهت حداکثر کردن منافع و ثروت خویش نیازمند اتخاذ بهینه‌ترین تصمیمات می‌باشند. در این راستا مهم‌ترین عامل فرآیند تصمیم‌گیری، اطلاعات مالی صحیح، به‌موقع و مربوط است. در بازارهای اوراق بهادار تصمیمات سرمایه‌گذاری متأثر از منابع اطلاعاتی است. اخذ اطلاعات از منابعی چون رسانه‌های خبری، تحلیلگران مالی، گزارش‌های مالی شرکت‌ها و حتی خود قیمت بازار اوراق بهادار صورت می‌گیرد. نظریه‌پردازان بازارهای اوراق بهادار، حسابداری و گزارشگری مالی را مهم‌ترین منبع اطلاعاتی می‌دانند و به همین علت یکی از اهداف حسابداری تهیه صورت‌های مالی و فراهم کردن اطلاعات به‌منظور تسهیل تصمیم‌گیری است [۱]. مدیران برای نشان دادن تصویری مطلوب از شرکت و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری انگیزه‌های قوی دارند تا سود را هموار نمایند [۲]. سرمایه‌گذاران معتقدند سود با ثبات در مقایسه با سود دارای نوسان، پرداخت سود تقسیمی بالاتری را تضمین میکند. همچنین نوسانات سود به عنوان معیاری مهم ریسک کلی شرکت قلمداد می‌شود و شرکت‌های دارای سود هموارتر دارای ریسک کمتری می‌باشند. بنابراین شرکت‌هایی که دارای سود همواری هستند؛ بیشتر مورد علاقه سرمایه‌گذاران بوده و از نظر آن‌ها محل مناسب تری برای سرمایه‌گذاری محسوب می‌شوند. از طرف دیگر مدیریت در انتخاب بین روش‌های مختلف به حساب بردن وقایع مالی در چارچوب اصول پذیرفته شده حسابداری اختیارات قابل ملاحظه‌ای دارد. به علت این انعطاف‌پذیری، مدیر می‌تواند به طور نظام‌مند بر روی سود گزارش شده از سالی به سال دیگر تاثیر گذاشته و آن را هموار کند. از اینرو هموارسازی می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاران موثر باشد. یعنی سود دارای محتوای اطلاعاتی می‌باشد. و از سوی دیگر، اگر مدیران سودهای شرکت را به صورت غیر واقعی گزارش کنند، آنگاه هموارسازی سود باعث نشان دادن سودهای غیرواقعی شده و موجب بروز مشکلاتی در واحدهایی دارای، عملکرد ضعیف در آینده‌های نزدیک می‌گردد [۳].

کیفیت صورت‌های مالی و نحوه گزارش اقلام با اهمیت مندرج در صورت‌های مالی که تصمیمات ذینفعان شرکت را تحت تاثیر قرار می‌دهد، از دیرباز دارای حساسیت زیادی بوده است. به‌خصوص اقلامی نظیر بدهی‌ها که مدیران اختیار عمل و انعطاف زیادی در گزارشگری آن‌ها دارند. بدین لحاظ استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی علاقه زیادی به شناسایی عواملی دارند که این اقلام را تحت تاثیر قرار می‌دهد. مطالعات زیادی نشان می‌دهد که پیروی از استانداردهای حسابداری به تنهایی نمی‌تواند کیفیت صورت‌های مالی و اقلام مندرج در آن را تضمین کند [۴]، زیرا عوامل دیگری نیز بر روی کیفیت گزارشگری مالی تاثیر دارند. صورت‌های مالی تهیه شده توسط یک واحد اقتصادی علاوه بر استانداردهای حسابداری تحت تاثیر عوامل درون سازمانی و برون سازمانی متنوعی قرار دارد. برخی از این عوامل عبارتند از انگیزه‌های مدیریت، نوع نگرش مدیریت به گزارشگری مالی، دیدگاه مدیریت به بنگاه اقتصادی و کسب و کار، نفوذ مدیریت در فضای سیاسی جامعه، قوانین و مقررات حاکم بر نظام اقتصادی جامعه، فشارهای سیاسی و نظام حقوقی [۵]. یکی از عوامل بااهمیت و قابل توجه، ارتباطات سیاسی بنگاه‌های اقتصادی است. روابط و نفوذ سیاسی نه تنها بر وضعیت مالی بنگاه‌های اقتصادی تاثیر می‌گذارد، بلکه انگیزه‌های مدیران را نیز در ارتباط با گزارشگری مالی تحت تاثیر قرار می‌دهد. از طرفی اعتباردهندگان همواره به عنوان یکی از منابع تأمین مالی در شرکت، در نظر گرفته می‌شوند. لذا آنان به‌منظور کاهش ریسک زیان‌های وام‌دهی، اطلاعات مالی شرکت‌هایی را که متقاضی دریافت وام می‌باشند، بررسی می‌نمایند. به همین خاطر آن‌ها نیاز به اطلاعات قابل اتکا دارند تا بتوانند با تجزیه و تحلیل صورت‌های مالی، میزان وام پرداختی و هزینه بدهی را مشخص کنند [۶].

هموارسازی سود نوع خاصی از مدیریت سود است که می‌کوشد نوسان‌های سود را در طول زمان کاهش دهد [۷]. هموارسازی سود یک هدف روشن دارد و آن ایجاد جریان رشد ثابت در سود است. هموارسازی سود، فرآیند دستکاری زمان شناسایی درآمد‌ها یا درآمد گزارش شده است تا جریان سود گزارش شده، تغییر کمی داشته باشد مادامی که درآمد گزارش شده را در بلندمدت افزایش ندهد. وجود این نوع دستکاری نیازمند آن است که شرکت سود زیادی داشته باشد تا بتواند ذخایر لازم را برای منظم کردن جریان‌ها در هنگام نیاز تأمین کند و به طور کلی هدف آن، کاهش تغییرات سود است. هموار سازی سود نوعی اقدام آگاهانه است که مدیریت با هدف عادی جلوه دادن سود انجام می‌دهد و بدین وسیله تغییرهای غیرعادی سود را تا آن حد کاهش می‌دهد که با توجه به اصول حسابداری و مدیریت سالم، مجاز است. بسیاری از سازمان‌ها تغییر در روش‌های حسابداری را به عنوان بخشی از سیاست‌های حسابداری خود مطرح می‌کنند. باور عموم مردم بر این است که سازمان‌ها برای مخفی کردن نارسایی‌های عملکردی خود اقدام به تغییر در روش‌های حسابداری می‌نمایند. از سوی دیگر، تدوین‌کنندگان قوانین و مقررات حسابداری کوشیده‌اند توانایی‌های مدیریت در انجام تغییرهای حسابداری را (با هدف افزایش یا کاهش سود خالص) محدود کنند [۸].

هزینه بدهی در واقع هزینه‌ای است که شرکت بابت وجوه تأمین شده از طریق وام یا انتشار اوراق مشارکت بلند مدت متحمل می‌شود. این نرخ نشان‌دهنده بازده مورد انتظار وام‌دهندگان نیز است. مزیت مهم هزینه بدهی نسبت به سایر منابع تأمین مالی این است که جزء هزینه‌های قابل قبول مالیاتی می‌باشد؛ بنابراین قسمتی از این هزینه‌ها از طریق صرفه جویی در مالیات پرداختی به واحد تجاری برگشت داده می‌شود و مزیت دیگر آن این است که نسبت به سهام عادی و ممتاز یک منبع تأمین مالی نسبتاً ارزان قیمت‌تر

محسوب می‌شود. از طرفی هزینه بدهی نشان‌دهنده فشار و ضعف مالی، نماینده بدهی و تضاد نمایندگی بین مدیران و سرمایه‌گذاران و اعتبار دهندگان یا بین گروه‌های مختلف سرمایه‌گذاران است [۹]. با توجه به اینکه هر چه کیفیت سود افزایش یابد، اعتبار و ارزش شرکت نزد سهامداران و تأمین کنندگان مالی افزایش می‌یابد، به بررسی رابطه بین دو تا مؤلفه‌های کیفیت سود (قابلیت پیش‌بینی سود و هموارسازی سود) با هزینه بدهی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران خواهیم پرداخت. بنابر این در این مقاله به بررسی این مساله خواهیم پرداخت که آیا پیش‌بینی و هموارسازی سود با هزینه بدهی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری دارد یا خیر؟

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- هموارسازی سود

هموارسازی سود، یکی از معیارهای مرتبط با خصوصیات سری زمانی سود است (یک طبقه از معیارهای کیفیت سود که توسط شیپر و وینست (۲۰۰۳) معرفی گردیده است، معیارهای مرتبط با تصمیمات اجرایی نام دارد. این طبقه دارای دو معیار کیفیت سود است که عبارتند از: ۱) برآوردها و قضاوت‌های موردنیاز به عنوان معیاری معکوس برای کیفیت سود و ۲) دستکاری برآوردها و قضاوت‌ها به عنوان معیاری معکوس برای کیفیت سود. به نظر می‌رسد که معیار دستکاری برآوردها و قضاوت‌ها، با معیار هموارسازی سود همخوانی دارد. تغییرپذیری یا هموارسازی سود، به معنای وجود سودهای کم کیفیت است. محیطی که شرکت‌ها در آن فعالیت می‌کنند، همواره دستخوش تغییرات است لذا مدیریت با استفاده از انتخاب‌های حسابداری، اقدام به هموارسازی سود نموده و بدین شیوه کیفیت سود را متأثر می‌سازد [۱۰].

۲-۲- پیش‌بینی سود

قابلیت پیش‌بینی سود توانایی سود جاری برای پیش‌بینی سود آتی است. شرکت‌های سالم قابلیت پیش‌بینی سود بیشتر نسبت به شرکت‌های ورشکسته است. لایپ (۱۹۸۶) عنوان می‌کند معیار اندازه‌گیری قابلیت پیش‌بینی سود در واریانس شوک‌های سود منعکس شده است. بدین معنی که با افزایش واریانس‌ها، قابلیت پیش‌بینی کاهش می‌یابد [۱۱]. قابلیت پیش‌بینی یکی از خصوصیات کیفی اطلاعات حسابداری است که سبب بهبود مربوط بودن اطلاعات می‌گردد. مطالعه ادبیات موضوعی بیانگر آن است که قابلیت پیش‌بینی توسط بسیاری از محققین، به عنوان یکی از معیارهای مرتبط با خصوصیات سری زمانی سود معرفی شده است. برخی محققین (از جمله شیپر و وینست، ۲۰۰۳؛ فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۴؛ جینگ، ۲۰۰۷) قابلیت پیش‌بینی را به عنوان یک معیار مجزای کیفیت سود در نظر می‌گیرند [۱۲-۱۳-۱۴]. بر اساس مفهوم قابلیت پیش‌بینی، سودهایی با کیفیت بالاتر در پیش‌بینی سودهای آتی مفیدتر هستند. همانند پایداری، قابلیت پیش‌بینی به عنوان یک ویژگی مطلوب سود در نظر گرفته می‌شود زیرا دقت پیش‌بینی سود را افزایش می‌دهد [۱۵-۱۶].

۲-۳- هزینه بدهی

تأمین مالی از طریق بدهی به علت صرفه جویی مالیاتی و نرخ پایین تر آن در مقایسه با بازده مورد انتظار سهامداران، راه حل مطلوب تری 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 وام گیرنده می‌باشد [۱۷]. پژوهش‌های زیادی درباره تصمیمات مالی شرکت‌ها و همچنین عوامل موثر بر ساختار سرمایه شرکت‌ها انجام شده است. فعالیت‌ها و کارهای تئوریک زیادی انتخاب بین تأمین مالی از طریق بدهی و یا سهام سرمایه توسط شرکت‌هایی که حد مطلوب نسبت بدهی را با توجه به اصل هزینه و منفعت انتخاب می‌کنند، توصیف کرده است. به طور سنتی صرفه جویی مالیاتی ناشی از کسر هزینه بهره از سود به عنوان اولین مزیت تأمین مالی از طریق اعتبارگیری مدل سازی و ارائه شده است [۳۰]. سایر مزایای بدهی شامل متعهد شدن مدیریت به مؤثر و با کیفیت عمل کردن [۱۸]، همچنین سرگرم کردن و مشغول کردن اعتباردهندگان به مراقبت و نظارت بر شرکت است [۱۹]. از طرفی نیز هزینه بدهی نشان‌دهنده فشار وضعیت مالی (اسکات، ۱۹۷۶)، نماینده بدهی (مایزر، ۱۹۷۷)، و تضاد نمایندگی بین مدیران و سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان یا بین گروه‌های مختلف سرمایه‌گذاران است. اما هنگامی که سرمایه‌گذاران مشغول تصمیم برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها و موسسات هستند، اعتباردهندگان منحنی ریسک شرکت را ارزیابی می‌کنند. این منحنی ریسک بازده مورد انتظار اعتباردهندگان را تعیین می‌کند که این همان هزینه بهره شرکت است [۹].

۲-۴- پیشینه تحقیق

سلیمانان و عسگری (۱۳۹۱) به بررسی این موضوع پرداختند که، آیا هموارسازی سود بر محتوای اطلاعاتی سودها در جهت تصمیم‌گیری استفاده کنندگان از مالی اثر دارد یا خیر. آنها برای بررسی این پژوهش از ۱۱۴ شرکت که با استفاده از تجزیه و تحلیل های رگرسیونی در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۸ به بررسی این موضوع پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که، هموارسازی سود باعث بهبود محتوای اطلاعاتی سودها گزارش شده شرکت‌ها نمی‌گردد [۲۰].

پیرایش و چغاله (۱۳۹۳) در تحقیقی تحت عنوان "تأثیر انگیزه‌های هموارسازی سود بر ضریب واکنش بازده غیر عادی نسبت به سود غیرمنتظره" به بررسی پرداختند. جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده، که براساس شرایط در نظر گرفته شده (روش حذف سیستماتیک) برای انتخاب نمونه، ۹۹ شرکت طی دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ انتخاب گردید. برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از تجزیه و تحلیل داده های تابلویی، استفاده شده است. نتایج پژوهش بیانگر این است که، سود دارای محتوای اطلاعاتی می‌باشد و اعلان سودهای غیرمنتظره که به واسطه انگیزه‌های هموارسازی سود، توسط مدیریت انجام می‌شود، باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران بتوانند به خوبی اطلاعات مربوط به سود را تفسیر و معانی مربوط به آن را بفهمند. در نتیجه اطمینان سرمایه‌گذاران به دستیابی به سود اعلامی بالا می‌رود. افزایش اطمینان سرمایه‌گذاران منجر به افزایش اثرگذاری سود غیرمنتظره بر بازده غیرعادی و در نتیجه قیمت سهام می‌شود [۲۱].

نوروزی و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی بررسی تأثیر هزینه سرمایه بدهی بر کیفیت سود براساس رویکرد مقایسه ای کیفیت سود بالا و کیفیت سود پائین در شرکت های بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به منظور دستیابی به اهداف تحقیق از اطلاعات شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی یک دوره ۴ ساله از ۱۳۹۰-۱۳۹۳ استفاده شده است. به منظور بررسی روابط بین متغیرهای تحقیق از تحلیل رگرسیون ترکیبی استفاده شده و تأثیر هزینه سرمایه بدهی بر کیفیت سود با متغیر مجازی آزمون شده است. براساس نتایج بدست آمده می‌توان بیان نمود که با افزایش کیفیت سود شرکت های پذیرفته شده در بورس تهران، هزینه سرمایه بدهی کاهش می‌یابد. این نتیجه حاکی از این است که کیفیت سود در کاهش و یا افزایش هزینه سرمایه بدهی شرکت‌ها یک عامل موثر و معنادار می‌باشد.

عطری و همکاران (۱۳۹۴) در تحقیقی ارتباط بین کیفیت سود با هزینه بدهی را مورد بررسی قرار دادند. ابعاد کیفیت سود شامل کیفیت اقلام تعهدی، تغییرپذیری سود، اقلام تعهد دینی اختیاری، عامل مشترک، هموار بودن سود، از این رو به عنوان متغیر مستقل پژوهش شناخته شده است، متغیر وابسته پژوهش با توجه به مدل رگرسیون فرانسویس و همکاران (۲۰۰۵) هزینه بدهی می‌باشد [۲۲]. فرضیات پژوهش بر مبنای یک نمونه آماری متشکل از ۱۳۱ شرکت یک دوره هفت ساله بین سال های ۱۳۸۶ و ۱۳۹۲ با استفاده از الگوی رگرسیون خطی چندگانه و با استفاده از نرم افزار SPSS مورد آزمون قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین پنج بعد از کیفیت سود چهار بعد آن با هزینه بدهی رابطه ندارد و فقط بعد هموار بودن سود با هزینه بدهی رابطه معناداری دارد.

ایمانی و عبدی (۱۳۹۵) در تحقیقی تحت عنوان "تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی با اثر تعدیلگر محیط های مختلف اطلاعاتی" به بررسی پرداختند. برای دستیابی به هدف پژوهش، ۱۱۵ شرکت از بین شرکت های پذیرفته شده در بازار اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۲-۱۳۹۳ برای نمونه آماری انتخاب شدند؛ همچنین، برای آزمون فرضیه‌ها از رگرسیون چند متغیره و داده های ترکیبی استفاده شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی تأثیر منفی و معناداری دارد. از معیارهای محیط اطلاعاتی نیز کیفیت افشا، تعداد و دقت سود پیش بینی شده بر ضریب واکنش سودهای آتی اثر مثبت و معنا داری می‌گذارد. از یافته های دیگر اینکه محیط اطلاعاتی قوی موجب می‌شود هموارسازی سود، ضریب واکنش سودهای آتی را به طور معناداری افزایش دهد [۲۳].

لی و همکاران^۱ (۲۰۱۳)، در تحلیل کیفیت سود از چهار ویژگی (اقلام تعهدی، پایداری سود، قابلیت پیش بینی سود، یکنواختی سود) استفاده کردند و یافته‌ها نشان می‌دهد که سطوح کیفیت سود با سطوح وضعیت مالی شرکت‌ها موازی است. شرکت‌های ورشکسته و بحران زده مالی دارای کمترین کیفیت سود و شرکت های سالم دارای بالاترین کیفیت سود می‌باشند [۲۴].

هدلی (۲۰۱۳) به بررسی رابطه ی بین سطوح محافظه کاری حسابداری و هزینه‌های بدهی شرکت پرداخت. نتایج تحقیق او نشان می‌دهد که سطح محافظه کاری اتخاذ شده در یک شرکت روی هزینه بدهی اثر می‌گذارد و این تأثیر در طول زمان پایدار نیست. سطوح مختلف محافظه کاری، تأثیرات مختلفی روی هزینه ی بدهی دارند. به این دلیل، باید با تضمین از محافظه کاری حسابداری استفاده کرد به طوری که سطحی که شرکت اتخاذ کرده، حد و مرز مورد قبول برای کسب سود و مزایا را افزایش ندهد [۲۵].

چنگ و همکارانش (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سود فعلی و سودهای آتی پرداختند؛ همان گونه که به وسیله محیط های مختلف اطلاعاتی تحت تأثیر قرار می‌گیرند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد در شرکت‌هایی

با محیط اطلاعاتی ضعیف، هموارسازی سود فقط موجب افزایش ضریب واکنش سود جاری می شود و ضریب واکنش سودهای آتی افزایش نمی یابد و در شرکت هایی که محیط اطلاعاتی قوی دارند، ضریب واکنش سودهای آتی نیز با افزایش هموارسازی سود افزایش می یابد [۲۶].

چنگ و لی (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان "آیا هموارسازی سود ارزش اطلاعاتی سود را بهبود نشان دادند هموارسازی، ضریب واکنش « می بخشد؟ مقایسه ای بین بازار ایالات متحده و چین سودهای آتی را در ایالات متحده بهبود می بخشد، اما در بازار چین تأثیر کمی دارد. آنها استدلال می کنند که اختلاف سطح بازار در محیط اطلاعاتی می تواند عامل این اختلاف باشد [۲۷].

پروتی و واگنهوفر (۲۰۱۴) در پژوهشی با عنوان "معیارهای کیفیت سود و مازاد بازده" چگونگی تأثیر معیارهای کیفیت سود را بر مازاد بازده سهام بررسی کردند. معیارهای کیفیت سود شامل معیارهای پایداری سود، قابلیت پیش بینی، هموارسازی، اقلام تعهدی غیرعادی، کیفیت اقلام تعهدی، ضریب واکنش سود و ارتباط ارزشی هستند. نتایج آنها نشان داد که همه معیارها به جز معیارهای هموارسازی با قدر مطلق مازاد بازده رابطه معکوس دارند. همچنین معیارهای مبتنی بر اقلام تعهدی توانایی بهتری در توضیح مازاد بازده دارند [۲۸].

پترسون و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان "تأثیر کیفیت سود و پردازش اطلاعات بر یکنواختی حسابداری" ارتباط بین معیار یکنواختی) ثبات رویه (حسابداری بر کیفیت سود را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد ثبات رویه حسابداری در طی زمان با معیارهای کیفیت سود از جمله هموارسازی سود، قابلیت پیش بینی، کیفیت اقلام تعهدی و قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری رابطه مثبت دارد. همچنین، ثبات رویه بیشتر منجر به پردازش بهتر اطلاعات و عدم تقارن اطلاعاتی کمتر می شود [۲۹].

۳- روش شناسی تحقیق

در این تحقیق با برداشت مستقیم اطلاعات مورد نیاز از صورت های مالی، پایگاه اطلاعاتی ره آورد نوین و سایت سازمان بورس مجموع داده های مورد نیاز برای آزمون فرضیه ها جمع آوری شده است. پس از انتخاب شرکت های نمونه جهت انجام برخی محاسبات از نرم افزار صفحه گسترده اکسل استفاده شده است. برای گروه بندی شرکتها طبقه بندی بورس در نظر گرفته شده است. در تجزیه و تحلیل اطلاعات با توجه به نیاز، از مدل های رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده و برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از نرم افزار ایوبوز ۷ استفاده شده است.

۳-۱- جامعه آماری روش و طرح نمونه برداری

جامعه آماری این پژوهش، شامل تمامی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. قلمرو زمانی پژوهش یک دوره ۵ ساله از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ می باشد. روش نمونه گیری در این مطالعه، روش غربالگری است. شرکت هایی به عنوان نمونه انتخاب شدند که:

۱. سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد.
 ۲. طی بازه زمانی پژوهش سال مالی خود را تغییر نداده باشند.
 ۳. اطلاعات مالی آنها در قلمرو زمانی پژوهش در دسترس باشد.
 ۴. جزء شرکت های سرمایه گذاری و واسطه گری مالی (بانک ها و لیزینگ) نباشند.
 ۵. در طی بازه زمانی پژوهش بیش از ۶ ماه وقفه معاملاتی در طی هر سال نداشته باشند.
- با اعمال شرایط فوق، تعداد ۱۵۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند.
- با توجه به مطالب ارائه شده در مبانی نظری، فرضیه های پژوهش عبارتست از:
- فرضیه اول: بین قابلیت پیش بینی سود و هزینه بدهی رابطه معناداری جود دارد.
 - فرضیه دوم: بین هموارسازی سود و هزینه بدهی رابطه معناداری وجود دارد.

۳-۲- آزمون آماری فرضیه اول

مدل تحقیق برای آزمون فرضیه اول به شرح زیر می باشد:

$$INT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 pred_{i,t} + \beta_2 IC_{i,t} + \beta_3 LIQ_{i,t} + \beta_4 COL_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 LnYear_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۱)}$$

که در آن:

۳-۲-۱- متغیر وابسته

INT: هزینه بدهی که متغیر وابسته پژوهش است و از تقسیم هزینه مالی بر کل بدهی محاسبه می‌شود:

$$INT = \frac{FC}{TL} \quad \text{مدل (۲)} \quad \begin{array}{l} FC: \text{هزینه مالی} \\ TL: \text{کل بدهی پایان دوره شرکت} \end{array}$$

۳-۲-۲- متغیر مستقل

Pred: پیش‌بینی سود و متغیر مستقل پژوهش است. قابلیت پیش‌بینی سود توانایی سود جاری برای پیش‌بینی سود آتی است. شرکت‌های سالم قابلیت پیش‌بینی سود بیشتر نسبت به شرکت‌های ورشکسته است. لایپ (۱۹۹۰) عنوان می‌کند معیار اندازه‌گیری قابلیت پیش‌بینی سود در واریانس شوک‌های سود منعکس شده است. بدین معنی که با افزایش واریانس‌ها، قابلیت پیش‌بینی کاهش می‌یابد. فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴) از جذر واریانس خطای معادله پایداری سود برای قابلیت پیش‌بینی سود استفاده می‌کنند.

$$Earning_{j,t} = \alpha_0 + \beta_1 Earning_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad \text{مدل (۳)}$$

$$Pred_{j,t} = \sqrt{\sigma^2(\varepsilon_{j,t})} \quad \text{مدل (۴)}$$

که در آن:

$\sigma^2(\varepsilon_{j,t})$: واریانس باقی مانده‌های مدل پایداری سود (مدل ۳) را نشان می‌دهد و قابلیت پیش‌بینی سود با استفاده از انحراف معیار باقی مانده‌های $(\varepsilon_{j,t})$ حاصل از رابطه ۳ محاسبه می‌شود. هرچه این مقدار Pred بزرگتر باشد، قابلیت پیش‌بینی پایین است در نتیجه کیفیت سود در سطح پایینی است.

۳-۳- آزمون آماری فرضیه دوم

مدل تحقیق برای آزمون فرضیه دوم به شرح زیر می‌باشد:

$$INT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SE_{i,t} + \beta_2 IC_{i,t} + \beta_3 LIQ_{i,t} + \beta_4 COL_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 LnYear_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۵)}$$

که در آن:

۳-۳-۱- متغیر مستقل

SE: هموارسازی سود و متغیر مستقل پژوهش است. ایم هوف (۱۹۸۱) در پژوهشی که انجام داده بود بیان کرد زمانی که تغییرپذیری سود نسبت به تغییرپذیری درآمدها (فروش) کمتر است، هموارسازی رخ داده است. در شاخص ایکل شرکتی بعنوان هموارساز سود معرفی می‌شود که ضریب تغییرات سود به ضریب تغییرات درآمدها (فروش) آن کوچکتر از 1 باشد. به عبارت دیگر:

$$SE = \frac{CV\Delta I}{CV\Delta S} < 1 \quad \text{مدل (۶)}$$

که در آن:

$CV\Delta I$: ضریب تغییرات سود که برابر است با انحراف معیار سود تقسیم بر میانگین سود. ضریب تغییرات سود برای شرکت i در دوره t از طریق تقسیم انحراف معیار سود دوره‌های t و t-1 بر میانگین سود دوره‌های t و t-1 بدست می‌آید.
 $CV\Delta S$: ضریب تغییرات فروش که برابر است با انحراف معیار فروش تقسیم بر میانگین فروش. ضریب تغییرات فروش برای شرکت i در دوره t از طریق تقسیم انحراف معیار فروش t در دوره t و t-1 بر میانگین فروش دوره‌های t و t-1 بدست می‌آید.
در این پژوهش از سود خالص برای تعیین شرکت‌های هموارساز سود استفاده شده است. اگر شاخص ایکل برای شرکتی کوچکتر از یک باشد آن شرکت به عنوان یک شرکت هموارکننده سود در نظر گرفته می‌شود و اگر شاخص ایکل بزرگتر یا مساوی یک باشد آن شرکت بعنوان شرکت غیرهموارساز تلقی خواهد شد.

۳-۴- متغیرهای کنترلی

IC: نسبت پوشش بهره که از تقسیم سود قبل از مالیات بر هزینه مالی محاسبه می‌شود.

LIQ: نسبت نقدینگی از تقسیم دارایی‌های جاری بر بدهی‌های جاری بدست می‌آید.

COL: نسبت اموال و ماشین آلات و تجهیزات بر کل دارایی می‌باشد.

Lev: اهرم مالی از تقسیم مجموع بدهی‌های شرکت بر مجموع دارایی‌های شرکت بدست می‌آید.

SIZE: بیانگر اندازه شرکت بوده که با لگاریتم‌گیری از ارزش دفتری کل دارایی‌ها بدست می‌آید.

YEAR: نشان دهنده سن شرکت می‌باشد. سن شرکت از طریق رابطه زیر بدست می‌آید:

سال تأسیس شرکت - سال مورد مطالعه = سن شرکت

۴- تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

در این پژوهش از الگوی رگرسیون چند متغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. برای انتخاب اینکه در تخمین الگوها از روش تلفیقی یا تابلویی استفاده شود، از آزمون F لیمر استفاده شد. با توجه به اینکه سطح معناداری در همه الگوها کوچکتر از ۵ درصد است، داده‌ها از نوع تابلویی هستند. قبل از برآورد الگو، مفروضات الگوی رگرسیون از جمله همسانی واریانس اجزای اخلال، نبود خود همبستگی بین اجزای اخلال و نبود هم خطی بین متغیرهای توضیحی بررسی شد. به‌منظور بررسی همسانی واریانس جمله اخلال الگوها، از آزمون وایت استفاده شده است. در این پژوهش، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در تمامی مدل‌های رگرسیونی موجود در این پژوهش از حداقل مربعات تعمیم یافته (EGLS) برای رفع آن استفاده شده است. به‌منظور خود همبستگی میان اجزای خطا، از آزمون دوربین واتسون استفاده شد. آماره دوربین واتسون در دامنه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار گرفته که حاکی از عدم خودهمبستگی میان اجزای خطا است.

۴-۱- آزمون ناهمسانی واریانس

یکی از فروض کلاسیک همگن یا همسان بودن توزیع واریانس خطاهاست که در صورت منفی شدن این فرض، اجزای اخلال دارای ناهمسانی واریانس خواهند بود.

جدول ۱- نتایج آزمون ناهمسانی واریانس جملات خطا

احتمال	ارزش	Df	روش	
۰,۰۰۰	۲۳,۲۹۶۵	۳	برتلیت	مدل اول تحقیق
۰,۰۰۰	۲۳,۹۹۸۱	۳	برتلیت	مدل دوم تحقیق

با توجه به P-Value های بدست آمده که کمتر از ۰,۰۵ است در این مدل‌ها ما با ناهمسانی واریانس روبرو هستیم. با توجه به وجود ناهمسانی واریانس از تخمین زن EGLS برای رفع آن استفاده می‌شود.

۴-۲- نتایج آزمون چاو و هاسمن

در این مدل برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های پانل در برآورد مدل، کارآمد خواهد بود یا نه، از آزمون F لیمر استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول زیر آمده است.

جدول ۲- نتایج آزمون چاو فرضیه‌های تحقیق

نتیجه	P-Value	درجه آزادی	مقدار آماره آزمون	آماره آزمون	نوع آزمون	
panel	۰,۰۰۰	(۱۵۳,۶۰۳)	۱۱,۲۱۲۷	F	آزمون F لیمر	فرضیه اول
panel	۰,۰۰۰	(۱۵۳,۶۰۳)	۱۱,۲۲۴۸	F	آزمون F لیمر	فرضیه دوم

همان طوری که ملاحظه می‌گردد، نتایج آزمون چاو برای مدل حاکی از انتخاب مدل پانل می‌باشد. حال می‌بایست مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی آزمون گردد. برای این کار از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. برای انجام آزمون هاسمن، ابتدا می‌بایست مدل تصادفی - زمانی را برآورد کنیم آزمون هاسمن برای بررسی وجود اثرات تصادفی به شکل زیر تنظیم می‌شود:

H_0 : مدل اثرات تصادفی. بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد.

H_1 : مدل اثرات ثابت. بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد.

جدول ۳- نتایج آزمون هاسمن مدل‌های تحقیق

نتیجه	معنی‌داری P-Value	آماره	اثر تست
اثرات ثابت	۰.۰۰۵	۲۰,۰۷۲۳	Cross-section random
اثرات ثابت	۰.۰۰۶	۱۹,۶۳۵۹	Cross-section random

بر اساس نتایج مندرج در جدول بالا مشاهده می‌گردد، p-value بدست آمده کوچکتر از ۰.۰۵ است، در نتیجه فرضیه H_1 مبنی بر وجود همبستگی بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی پذیرفته می‌شود. بنابراین برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت استفاده می‌گردد.

۳-۴- نتایج برآورد مدل فرضیه اول تحقیق

جدول ۴- نتایج برآورد مدل فرضیه اول تحقیق

متغیر	ضریب	آماره t	P-Value
pred	۰.۰۱۴	۱.۵۳۲	۰.۱۲۵
IC	-۱.۲۷	-۰.۷۴۶	۰.۴۵۵
LIQ	-۰.۰۰۱	-۰.۶۲۸	۰.۵۲۳
COL	-۰.۰۲۲	-۳.۳۸۱	۰.۰۰۰
LEV	۰.۰۶۳	۱۱.۴۲۷	۰.۰۰۰
SIZE	۰.۰۱۲	۵.۳۷۷	۰.۰۰۰
LNYEAR	۰.۰۰۳	۰.۷۹۹	۰.۴۲۴
C	-۰.۱۴۹	-۵.۸۰۴	۰.۰۰۰
آماره F	۷۴,۲۸۷۲	آماره دوربین واتسون	۱.۸۶۳
احتمال آماره F	۰.۰۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۵۳
Dependent Variable: INT Method: Panel EGLS (Cross-section weights) Cross-sections included: 154 Total panel (balanced) observations: 770 Linear estimation after one-step weighting matrix			

همانطور که در جدول ۴-۷ مشاهده می‌شود متغیر مستقل قابلیت پیش‌بینی سود دارای p-value کوچکتر از ۵ درصد است. بنابراین رابطه معناداری بین‌قابلیت پیش‌بینی سود و هزینه بدهی وجود ندارد. فرضیه اول پژوهش رد شده است.

در بررسی معنی دار بودن مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر می‌باشد (۰/۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ معنی دار بودن کل مدل تایید می‌شود و از اعتبار بالایی برخوردار است. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۵۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی وارد شده در مدل تبیین می‌گردد. همچنین مقدار آماره دوربین-واتسن مابین عدد می‌باشد (۱). از این رو خود همبستگی میان متغیرهای پژوهش وجود ندارد.

۴-۴- نتایج برآورد مدل فرضیه دوم تحقیق

جدول ۵- نتایج برآورد مدل فرضیه دوم تحقیق

متغیر	ضریب	آماره t	P-Value
-------	------	---------	---------

۰,۰۰۰	-۲,۲۸۰	-۰,۰۰۰۹	هموارسازی سود	pred
۰,۴۶۷	-۰,۷۲۶	-۱,۲۷	نسبت پوشش بهره	IC
۰,۵۱۰	۰,۶۵۸	-۰,۰۰۰۱	نسبت نقدینگی	LIQ
۰,۰۰۰	-۳,۵۱۱	-۰,۰۲۳	نسبت اموال و ماشین آلات	COL
۰,۰۰۰	۱۱,۴۷۵	۰,۰۶۳	اهرم مالی	LEV
۰,۰۰۰	۵,۰۶۲	۰,۰۱۱	اندازه شرکت	SIZE
۰,۳۹۶	۱,۰۴۵	۰,۰۰۴	سن شرکت	LNYEAR
۰,۰۰۰	-۵,۵۷۹	-۰,۱۳۸	عرض از مبدأ	C
آماره دوربین واتسون ۱,۸۵۳			آماره F ۷۱,۴۴۶۹	
ضریب تعیین تعدیل شده ۰,۵۳			احتمال آماره F ۰,۰۰۰۰	
Dependent Variable: INT				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
Cross-sections included: 154				
Total panel (balanced) observations: 770				
Linear estimation after one-step weighting matrix				

همانطور که در جدول ۴-۷ مشاهده می‌شود ضریب متغیر مستقل هموارسازی سود منفی و دارای p-value کوچکتر از ۵ درصد است. بنابراین رابطه معناداری بین هموارسازی سود و هزینه بدهی وجود دارد. فرضیه دوم تحقیق پذیرفته شده است. در بررسی معنی دار بودن مدل با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچکتر می‌باشد (۰/۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ معنی دار بودن کل مدل تایید می‌شود و از اعتبار بالایی برخوردار است. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۵۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی وارد شده در مدل تبیین می‌گردد. همچنین مقدار آماره دوربین- واتسن مابین عدد می‌باشد (۱). از این رو خود همبستگی میان متغیرهای پژوهش وجود ندارد.

نتیجه گیری و پیشنهادات

نتیجه فرضیه اول تحقیق نشان دهنده عدم رابطه معنادار بین قابلیت پیش‌بینی سود و هزینه بدهی می‌باشد. اما نتیجه حاصل از آزمون فرضیه دوم تحقیق نشان می‌دهد در مورد متغیر هموارسازی سود با توجه به آن که P-Value بدست آمده آنها کوچکتر از ۰/۰۵ می‌باشد و ضریب آنها منفی می‌باشد حاکی از آن است که شرکت که هموارسازی سود داشته اند، از هزینه بدهی کمتری برخوردار می‌باشد و فرضیه دوم تحقیق پذیرفته می‌شود. میزان رابطه معنادار بودن این دو متغیر (۰/۰۰۰۹-) است که نشان می‌دهد در صورتی که هموارسازی سود یک درصد افزایش یابد در اثر این افزایش، متغیر وابسته هزینه بدهی ۰/۰۰۰۹ درصد کاهش می‌یابد. نوروزی و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی بررسی تاثیر هزینه سرمایه بدهی بر کیفیت سود براساس رویکرد مقایسه ای کیفیت سودبالا و کیفیت سود پائین در شرکتهای بازار بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. براساس نتایج بدست آمده می‌توان بیان نمود که با افزایش کیفیت سود شرکتهای پذیرفته شده در بورس تهران، هزینه سرمایه بدهی کاهش می‌یابد. این نتیجه حاکی از این است که کیفیت سود در کاهش و یا افزایش هزینه سرمایه بدهی شرکت‌ها یک عامل موثر و معنادار می‌باشد. و این نشان دهنده مطابقت تحقیق حاضر با تحقیقات نوروزی (۱۳۹۱) می‌باشد.

براساس نتایج بدست آمده می‌توان بیان نمود که با افزایش کیفیت سود شرکتهای پذیرفته شده در بورس تهران، هزینه سرمایه بدهی کاهش می‌یابد. این نتیجه حاکی از این است که کیفیت سود در کاهش و یا افزایش هزینه سرمایه بدهی شرکت‌ها یک عامل موثر و معنادار می‌باشد. عطری و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی ارتباط بین کیفیت سود با هزینه بدهی شرکت‌ها پرداختند. ابعاد کیفیت سود شامل کیفیت اقلام تعهدی، تغییرپذیری سود، اقلام تعهد دینی اختیاری، عامل مشترک، هموار بودن سود، از این رو به عنوان متغیر مستقل پژوهش شناخته شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین پنج بعداز کیفیت سود چهار بعد آن با هزینه بدهی رابطه ندارد و فقط بعد هموار بودن سود با هزینه بدهی رابطه معناداری دارد. و این نشان دهنده مغایرت پژوهش حاضر با پژوهش عطری و همکاران (۱۳۹۴) می‌باشد.

با توجه به نوسانات نسبتا زیاد در عوامل اقتصادی، فرهنگی و سیاسی حاکم بر شرکت‌ها در کشورمان، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از طراحی رگرسیون غیر خطی در تعیین رابطه بین معیارهای کیفیت سود و هزینه بدهی شرکت‌ها استفاده شود. پیشنهاد می‌شود مطالعه های مشابه در شرکت های خارج از بورس در ایران انجام شود.

همچنین پیشنهاد می‌شود اجرای این پژوهش در صنایع مختلف موجود در بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک انجام شود تا رهنمودهایی بیشتر و تکمیل کننده تری را در خصوص وضعیت و تفاوت عوامل تأثیر گذار بر هزینه بدهی شرکت‌ها به ارمغان آورد.

منابع

- [۱]. خوش طینت، محسن و حامد فلاح جوشقانی (۱۳۸۶)، تأثیر اهرم مالی بر ضریب واکنش سود، مجله مطالعات حسابداری، شماره ۱۷، صص ۱-۲۶.
- [۲]. نوروش، ایرج؛ سحر سپاسی و محمد رضا نیک بخت، (۱۳۸۴)، بررسی مدیریت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله علوم اجتماعی و انسانی ویژه حسابداری، شماره ۴۳، صص ۱۶۵-۱۷۷.
- [3]. Tucker, J. W and P. A. Zarovin (2006), "Does income smoothing improve earnings in formativeness", The Accounting Review, VOL. 81 NO. 1, PP. 252-270.
- [4]. Chaney, P. K, M. Faccio and D. C. Parsley. (2012). "The Quality of Accounting Information in Politically Connected Firms". Working paper, Vanderbilt University.
- [5]. Bushman, R. and J. Piotroski. (2006). "Financial Reporting Incentives for Conservative Accounting: The Influence of Legal and Political Institutions". Journal of Accounting & Economics 42, 107-148.
- [۶]. رضایی، فرزین، افروزی، لیلا (۱۳۹۴)، رابطه هزینه بدهی با حاکمیت شرکتی در شرکت های دارای ارتباطات سیاسی، فصلنامه پژوهش حسابداری، دوره ۴، شماره ۴، صفحه ۸۵-۱۱۲.
- [۷]. بدری احمد، قهرمانی محمد امین (۱۳۹۱)، هموارسازی سود و هزینه حقوق مالکانه: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی سال ۱۰ شماره ۳۵ پاییز ۱۳۹۱ صص ۲۳-۴۷.
- [۸]. مهرانی، ساسانی، اسدی، قربان، گنجی، حمیدرضا (۱۳۹۲)، رابطه بین کیفیت سود، هموارسازی سود و ریسک سهام، مطالعات تجربی حسابداری مالی، دوره ۱۱، شماره ۴۲، صفحه ۱۱۵-۱۳۷.
- [۹]. احمدپور، احمد و معصومه شهسواری (۱۳۹۳)، مدیریت سود و تاثیر کیفیت سود بر سودآوری آتی شرکت های ورشکسته بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات تجربی حسابداری مالی، دوره ۱۲، شماره ۴۱، صص ۳۷-۵۸.
- [۱۰]. صفرزاده، محمد حسین (۱۳۹۲)، کیفیت سود و معیارهای اندازه گیری آن، دوره ۳، شماره ۱، صفحه ۱۲۵-۱۴.
- [11]. Lipe, R. (1986). The relation between stock returns and accounting earnings given alternative information. The Accounting Review, 65, 49-71
- [12]. Jing, Z. (2007) . Earnings Quality, Analysts, Institutional Investors, and Stock Price Synchronicity, Unpublished PhD Dissertation, School of Accounting and Finance, The Hong Kong Polytechnic University, UMI Number :3313068.
- [13]. Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson and K. S chipper. (2004). 'Costs of Equity and Earnings Attributes'. The Accounting Review, Vol. 79, No. 4, pp. 967-1,010.
- [14]. Schipper, K. and Vincent, L. (2003) . Earnings quality, Accounting Horizons, Vol. 17 (supplement), pp. 97-110.
- [15]. Schipper, K. and Vincent, L. (2003) . Earnings quality, Accounting Horizons, Vol. 17 (supplement), pp. 97-110.
- [16]. Perotti, P. and Wagenhofer, A. (2014). 'Earnings Quality Measures and Excess Returns'. Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 41, Pp. 545-571.
- [۱۷]. امیری، هادی، محمدی خورزوقی، هاجر (۱۳۹۱)، تحلیل ارتباط بین تامین مالی از طریق بدهی و کیفیت سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، سال چهارم، شماره ۱۶، صفحات ۸۱-۶۱.
- [18]. Jensen Michael C (1986) "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers". American Economic Review, Vol.76: PP.323-339
- [19]. Jensen, M. W. Meckling (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure". Journal of Financial Economics, Vol.3: PP.305-360
- [۲۰]. سلیمانیان، محمد و جواد عسگری (۱۳۹۱)، هموارسازی سود و اثر آن بر محتوی اطلاعاتی درآمدهای گزارش شده، اولین همایش ملی حسابداری و مدیریت، نور، دانشگاه آزاد اسلامی واحد نور.
- [۲۱]. پیرایش، رضا، چغاله، مرتضی (۱۳۹۳)، "تأثیر انگیزه های هموارسازی سود بر ضریب واکنش بازده غیر عادی نسبت به سود غیرمنتظره" فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی/سال ششم /شماره ۲۱/ بهار ۹۳/ صفحات ۸۳-۱۰۹.

- [22]. Francis, J., R. Lafond, P. M. O lsson and K. S chipper. (2005). 'The Market Pricing of Accruals Quality'. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, No. 2, Pp. 295-327.
- [23]. ایمانی برندق، محمد، عبدی، سهراب (۱۳۹۵)، "تأثیر هموارسازی سود بر ضریب واکنش سودهای آتی با اثر تعدیلگر محیط های مختلف اطلاعاتی"، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۳، شماره ۳، ص ۲۸۹-۳۱۰.
- [24]. Li, F., Abeysekera, I. & Ma, S., (2013), "Earnings quality and stress levels of chinese listed companies", *Academy of Taiwan Business Management Review*, vol.9, no. 7, PP. 109-116. University of Wollongong Reserch Online
- [25]. Hedley, A., (2013), "An Investigation of the Association between Levels of Accounting Conservatism and Corporate Cost of Debt," *American Journal of Economics and Development*, Vol.3 No.1, pp 21
- [26]. Cheng, C. S. A., Johnston, J. & Li, S. (2014). Higher ERC or Higher Future ERC from Income Smoothness? The Role of Information Environment. *American Accounting Association Annual Meeting and Conference on Teaching and Learning in Accounting*, Atlanta, GA, August 2-6, 2014.
- [27]. Cheng, C. S. A. & Li, Sh. (2014). Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness? A Comparison between the US and China Markets. *China Accounting and Finance Review*, 16 (2), 128-147.
- [28]. Perotti, P. and Wagenhofer, A. (2014). 'Earnings Quality Measures and Excess Returns'. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 41, Pp. 545-571.
- [29]. Peterson, K., Schmardebeck, R. and Wilks, T. (2015). The earnings quality and information processing effects of accounting consistency. *The Accounting Review*, In-Press
- [30]. Kraus A, R. Litzenberger (1973), "A State-Preference Model of Optimal Financial Leverage". *Joournal of Finance*, PP.911-926

نقدشوندگی سهام، سرمایه‌گذاری آتی و محدودیت مالی شرکت‌ها

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۷/۰۱

تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۹/۱۲

کد مقاله: ۴۱۲۱۸

مجید مرادپور^۱، میثم کاویانی^{۲*}

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی و تحلیل رابطه بین سرمایه‌گذاری آتی شرکت‌ها با نقدشوندگی سهام و به دنبال پاسخ این سؤال است که آیا بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آتی رابطه معناداری وجود دارد؟ برای دستیابی به پاسخ سؤال فوق ۱۱۷ شرکت موجود در بازار سرمایه تهران با روش غربال‌گری به عنوان نمونه آماری انتخاب گردید. داده‌های جمع‌آوری شده در یک دوره ۸ ساله بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون نشان می‌دهد که بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آتی رابطه مثبت و معناداری مثبت وجود دارد و رابطه بین این دو متغیر نیز به محدودیت مالی بستگی ندارد. به عبارتی دیگر محدودیت مالی تأثیر معناداری بر رابطه بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری آتی ندارد.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری آتی، نقدشوندگی سهام، محدودیت مالی

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، موسسه آموزش عالی طبرستان، چالوس، ایران

۲- گروه مدیریت مالی، موسسه آموزش عالی آیندگان، تنکابن، ایران. (نویسنده مسئول) meysamkaviani@gmail.com

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین کارکردهای بازار سرمایه تأمین نقدشوندگی است و به نظر می‌رسد در بسیاری از ادبیات مالی به عنوان یک مفهوم ساده در عین سادگی، درک آن در بطن معاملات و سنجش آن پیچیده باشد (کاظمی و حیدری، ۱۳۹۱). از این رو می‌توان بیان کرد که نقدشوندگی سهام موضوعی بسیار پیچیده است و بهترین تعریف آن می‌تواند امکان سریع خریدوفروش مقادیر زیادی از اوراق بهادار باشد (نوروزی نصر و همکاران، ۱۳۹۸). از بین اوراق بهادار، مزایای سرمایه‌گذاری در سهام در مقایسه با سایر فرصت‌های سرمایه‌گذاری، نقدشوندگی بالای این نوع سرمایه‌گذاری است که این امر به عواملی مانند نماد معاملاتی بدون وقفه بلندمدت، درصد سهام شناور آزاد و بازده سهام بستگی دارد. در بازارهای ثانویه ضمن تأمین نقدشوندگی، از طریق کشف قیمت و امکان انتقال ریسک، هزینه سرمایه سهام کاهش می‌یابد. همچنین نقدشوندگی جنبه اساسی معامله اوراق بهادار است و یکی از عوامل مهم در قیمت‌گذاری دارایی‌ها محسوب می‌شود و تأثیر بسزایی بر قیمت دارد. کاهش نقدشوندگی به این معنی است که ریسک نقدشوندگی تأثیر منفی بر سهام خواهد داشت (کاظمی و حیدری، ۱۳۹۱). از طرفی امروزه ارتباط بین نقدشوندگی بازار سهام و تصمیمات شرکت‌ها در خصوص پرداخت سود و سرمایه‌گذاری مجدد نگرانی زیادی در ادبیات امور مالی شرکت ایجاد کرده است. از آنجایی که از هزینه سهام جهت تنزیل جریان نقد استفاده می‌شود، کاهش آن نیز منجر به افزایش نقدشوندگی سهام و لذا رشد سرمایه‌گذاری‌های آتی می‌شود. انتظار می‌رود شرکت‌هایی که در بازارهای نوظهور فعالیت می‌کنند از محدودیت‌های مالی رنج بیشتری ببرند و لذا این سؤال مطرح می‌گردد که آیا چنین شرکت‌هایی که با سطوح مختلفی از محدودیت مالی مواجه هستند، با نقدشوندگی سهام متفاوتی برخوردار می‌باشند؟ شرکتی که از لحاظ اقتصادی محدودیت دسترسی به سرمایه خارجی را دارند، انتظار می‌رود حساسیت بیشتری به کاهش هزینه سهام از طریق نقدشوندگی بالاتر داشته باشند. این ناهمگونی‌ها در رابطه بین نقدشوندگی سهام و رشد شرکت‌ها نقش مهمی در رشد بازار سرمایه تمامی کشورها دارد. لذا عدم توسعه سیستم‌های مالی ممکن است مانع از نقش اساسی آنها در جذب سرمایه برای سرمایه‌گذاری‌های سودآور شود (لوی، ۱۹۹۷) و این گونه استدلال می‌شود که یک سیستم مالی توسعه‌یافته پیش شرط رشد سرمایه‌گذاری شرکت‌ها است که به افزایش سطح نقدشوندگی سهام بستگی دارد (الحسن و نایاکا^۲، ۲۰۲۰). از این رو هدف پژوهش حاضر نیز پاسخ به این سؤال است که با توجه به نقش نقدشوندگی سهام شرکت‌ها، آیا نقدشوندگی بالاتر می‌تواند بر سرمایه‌گذاری آتی شرکت‌های موجود در بازار سرمایه کشور تأثیر داشته باشد؟

۲- پیشینه پژوهش

الحسن و نایاکا (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان سرمایه‌گذاری آتی شرکت‌ها و نقدشوندگی سهام در بازارهای نوظهور بدین نتیجه رسیدند که این رابطه تحت تأثیر محدودیت‌های مالی و درجه توسعه بازار مالی قرار دارد. آمیهود و لوی^۳ (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان تأثیر نقدشوندگی سهام بر سرمایه‌گذاری و تولید شرکت بدین نتیجه رسیدند که نقدشوندگی بازار سهام بر سرمایه‌گذاری و تولید شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد. نقدشوندگی سهام بدون در نظر گرفتن محدودیت‌های مالی شرکت‌ها منجر به افزایش هزینه سرمایه و همچنین کاهش سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای، تحقیق و توسعه و موجودی می‌شود. کانگ^۴ و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و نقدشوندگی سهام در چین بدین نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری شرکت‌ها ریسک شرکت را کاهش می‌دهد و تغییر ریسک بر رفتار بازار تأثیر می‌گذارد و منجر به افزایش نقدشوندگی سهام می‌گردد. الحسن (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان نقدشوندگی بازار جهانی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها بدین نتیجه رسیدند که ارتباط مثبت بین نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری‌های آتی وجود دارد. علاوه بر این، یافته‌ها نشان می‌دهد که اثر نقدشوندگی بر سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها به شدت تحت تأثیر سطح محدودیت مالی شرکت‌ها است. در کشورمان مسیبی و دارابی (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری شرکتی و نقدشوندگی سهام بدین نتیجه رسیدند که بین سرمایه‌گذاری شرکتی با نقدشوندگی سهام ارتباط معناداری وجود دارد. ابزری و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان تحلیل تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام با کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری: رویکردی جدید با معیاری چند بعدی بدین نتیجه رسیدند که نقدشوندگی در قالب الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بازده مازاد سهام را به طور معناداری تحت تأثیر قرار می‌دهد و با وجود این که عامل بازار و نقدشوندگی هر دو دارای سطح معناداری بالایی هستند، اما بتای نقدشوندگی بزرگتر از بتای بازار است. همچنین، یافته‌ها نشان می‌دهد که تأثیرات نقدشوندگی حتی پس از کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری، اندازه، ارزش و روند حرکت سهام از نظر آماری معنادار است و الگوی چهار عاملی متشکل از عوامل بتا بازار، نقدشوندگی، اندازه و ارزش، بهترین الگو جهت تبیین مازاد بازده سهام در بورس اوراق تهران محسوب می‌شود. علایی (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین افق سرمایه‌گذاری و نقدشوندگی سهام بدین نتیجه

1 Levine
2 Alhassan & Naka
3 Amihud & Levi
4 Kang

رسیدند که عامل نقد شوندگی سهام در تصمیم گیری سرمایه‌گذاران برای تعیین افق سرمایه‌گذاری آن‌ها نقش زیادی دارد. سهام با نقد شوندگی بالاتر افق‌های سرمایه‌گذاری کوتاه مدت دارند و سهام شرکت‌های کوچک که به طور معمول میزان نقد شوندگی کمتری دارند توسط سرمایه‌گذاران با افق‌های سرمایه‌گذاری بلند مدت تر خریداری می‌گردد. همچنین رابطه معناداری بین انحراف معیار بازده سهام و افق سرمایه‌گذاری یافت نشد. کاظمی و حیدری (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان رابطه بین نقدشوندگی سهام و فرصت‌های سرمایه‌گذاری بدین نتیجه رسیدند که بین نقد شوندگی سهام و فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد. علاوه بر این، نتایج بیانگر این است که بین نقد شوندگی سهام و بازده مورد انتظار سهامداران رابطه منفی و معنی داری وجود دارد. به عبارت دیگر، نقد شوندگی سهام یکی از عواملی است که فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت را افزایش و هزینه سرمایه سهام عادی را کاهش می‌دهد.

۳- فرضیه و مدل پژوهش

مبتنی بر مبانی نظری و پژوهش‌های انجام گرفته، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر است:

- نقدشوندگی سهام بر سرمایه‌گذاری‌های آتی تأثیر معناداری دارد.
 - رابطه بین نقدشوندگی سهام با سرمایه‌گذاری‌های آتی به محدودیت مالی بستگی دارد.
- جهت بررسی و آزمون فرضیه‌های فوق از مدل‌های رگرسیونی زیر که برگرفته از پژوهش پژوهش الحسن و نایاکا (۲۰۲۰) است استفاده می‌گردد:

$$\frac{I_{i,t+J}}{K_{i,t}} = \beta_0 + \beta_1 Liquidity_{i,t} + \beta_2 \frac{FCF_{i,t+J}}{TA_{i,t}} + \beta_3 leverage_{i,t} + \beta_4 sale_{i,t} + \beta_5 Cash_{i,t} + \beta_6 q_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۱)}$$

$$\frac{I_{i,t+J}}{K_{i,t}} = \beta_0 + \beta_1 Liquidity_{i,t} + \beta_2 FC_{i,t} + \beta_3 Liquidity_{i,t} \times FC_{i,t} + \beta_4 \frac{FCF_{i,t+J}}{TA_{i,t}} + \beta_5 leverage_{i,t} + \beta_6 sale_{i,t} + \beta_7 Cash_{i,t} + \beta_8 q_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۲)}$$

در مدل (۱) و (۲) (I/K) بیانگر متغیر وابسته سرمایه‌گذاری آتی است و با معیار مخارج سرمایه‌ای^۱ شرکت (CAPX) در زمان $t + j$ که با سرمایه اول دوره (K) مقیاس می‌گردد، مورد سنجش قرار گرفته است. طبق پژوهش لاو^۲ (۲۰۰۳)، سرمایه (K) به مجموع دارایی خالص، استهلاک، و کارخانه و تجهیزات منهای مخارج سرمایه‌ای تعریف شده است. از تفاوت دوره‌های آتی ($j=1,2$) استفاده می‌کنیم، زیرا ممکن است سرمایه‌گذاری بلافاصله انجام نشود. همچنین از کل دارایی‌ها (TA) برای مقیاس متغیر سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنیم. در مدل (۲) FC شاخص محدودیت مالی^۳ است و با شاخص بومی‌سازی شده کاپلان و زینگالس^۴ (۱۹۷۷) KZ که توسط تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) پیشنهاد شد مورد سنجش قرار گرفته است. ضرایب این مدل بر اساس شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران به شرح زیر برآورد گردید:

$$KZ = 17.33 + 37.486 \frac{C_{it}}{A_{t-1}} - 15.216 \frac{DIV_{it}}{A_{t-1}} + 3.394 \frac{Lev_{it}}{A_{t-1}} - 1.402Q$$

برای سنجش KZ برای هر شرکت در هر سال، اگر این مقدار از میانه آن بیشتر باشد عدد یک در غیر این صورت صفر قرار داده می‌شود. همچنین نقش تعاملی FC به صورت ($Liquidity \times FC$) در مدل قرار گرفته است. همچنین در این مدل نقدشوندگی سهام به عنوان متغیر مستقل است که از طریق نسبت گردش حجم معاملات^۵ به شرح ذیل محاسبه می‌شود:

$$\log(1 + \frac{\text{حجم معاملات}}{\text{تعداد سهم منتشره}}) = \text{گردش معاملات}$$

و متغیرهای کنترلی شامل نسبت جریان نقد آزاد به کل دارایی‌ها (FCF/TA)، اهرم ($Leverage$) نسبت بدهی به دارایی‌ها، نسبت فروش به کل دارایی‌ها ($Sales$)، نسبت انباشت وجه نقد به کل دارایی‌ها ($Cash$) و نسبت کیوتوبین (q) است.

۴- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر روش، توصیفی همبستگی و از نظر هدف، کاربردی است. جامعه آماری شامل تمامی شرکت‌های موجود در بازار سرمایه کشور است که تعداد نمونه بعد از حذف سیستماتیک، ۱۱۷ شرکت برای دوره زمانی ۹۰ الی ۹۷ انتخاب شده است.

1 capital expenditure

2 Love

3 financial constraint

4 Kaplan and Zingales

5 Amihud and Turnover

روش گردآوری داده‌ها از نوع میدانی و ابزار گردآوری، بانک‌های اطلاعاتی بورس اوراق بهادار و شرکت‌های مربوطه بوده است. همچنین جهت تحلیل داده‌ها از آماره‌های توصیفی و تحلیل رگرسیون با استفاده از نرم‌افزار ایویوز استفاده شده است.

۵- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۱-۱- آمار توصیفی داده‌ها

در آمار توصیفی به وضعیت داده‌ها با شاخص‌های مرکزی و پراکندگی پرداخته می‌شود. جدول (۱) وضعیت داده‌ها را به شرح زیر نشان می‌دهد:

جدول ۱- آمار توصیفی داده‌های پژوهش

متغیرها و تعداد مشاهدات			شاخص‌های مرکزی		شاخص‌های پراکندگی	
متغیر	نماد	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین
مخارج سرمایه‌ای	IK	۹۳۵	۰/۲۰۱	۰/۰۰۲	۳/۷۶۹	۰/۰۰۰۰۰
نقدشوندگی	LIQ	۹۳۵	۰/۳۱۳	۰/۲۴۷	۱/۶۸۱	۰/۰۰۷
محدودیت مالی	FC	۹۳۵	۰/۴۹۹	۰/۰۰۰۰	۱	۰/۰۰۰۰
جریان نقد آزاد	FCF	۹۳۵	۰/۱۲۱	۰/۱۰۴	۰/۹۰۶	-۰/۸۲۵
اهرم مالی	LEV	۹۳۵	۰/۶۵	۰/۶۳۵	۳/۹۷۵	۰/۰۴۶
فروش	SALE	۹۳۵	۰/۸۶۲	۰/۷۳۳	۳/۸۳۵	۰/۰۰۰۰
وجوه نقد	CASH	۹۳۵	۰/۰۳۹	۰/۰۲۳	۰/۴۶	۰/۰۰۰۰
توبین	Q	۹۳۵	۰/۵۴۹	۰/۵۱۹	۲/۹۵۸	-۳/۹۹۲

منبع: یافته‌های پژوهش (خروجی نرم‌افزار ایویوز)

میانگین اصلی‌ترین و مورد استفاده‌ترین شاخص مرکزی است. مقدار میانگین دقیقاً در نقطه تعادل و مرکز ثقل داده‌ها قرار می‌گیرد. متغیرهایی دارای کیفیت مناسب می‌باشند که بین میانگین و میانه آن‌ها اختلاف چندانی وجود نداشته باشند. بنابراین با توجه به جدول (۱) میانگین مخارج سرمایه‌ای (IK) برابر با ۰/۲۰۱ بوده و میانه آن معادل ۰/۰۰۲ می‌باشد. انحراف معیار این متغیر برابر با ۰/۷۴۶ و چولگی و کشیدگی به ترتیب برابر ۶/۴۴۸ و ۵۲/۰۷۱ می‌باشد. همچنین اهرم مالی ۰/۶۵ بیانگر این است به طور متوسط ساختار مالی شرکت‌ها از ۶۵ درصد بدهی تشکیل شده است.

۲-۵- آمار استنباطی داده‌ها

۱-۲-۵- آزمون فرضیه‌ها

در این پژوهش آزمون فرضیه‌ها با رگرسیون‌های پنل مورد تحلیل قرار گرفته که نتایج به تفکیک هر مدل در جداول (۲) نشان داده شده است.

مطابق با جدول (۲) در بررسی سطح معنی‌داری کلی دو مدل، با توجه به اینکه سطح معنی‌داری برای (۰/۰۰۰) است لذا با اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار بودن کلی مدل‌ها تایید می‌شود. همچنین ضرایب تعیین تعدیل شده مدل (۱) و (۲) ۰/۶۶۸ و ۰/۶۴۹ است و بیانگر آن است که به ترتیب ۶۶/۸ و ۶۴/۹ درصد از تغییرات سرمایه‌گذاری آتی توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. در خصوص فرضیه‌های پژوهش با توجه به این که سطح معنی‌داری بین دو متغیر نقدشوندگی و سرمایه‌گذاری آتی برابر با ۰/۰۰۰۴ است، و این مقدار کمتر از سطح معنی‌داری (۱٪) است؛ بنابراین در سطح اطمینان ۹۹٪، نقدشوندگی سهام بر سرمایه‌گذاری‌های آتی تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین در مدل (۲) رابطه نقدشوندگی سهام و سرمایه‌گذاری‌های به محدودیت مالی بستگی ندارد. از این رو فرضیه دوم پژوهش با سطح معنی‌داری (۰/۱۱۰۸) در هیچ از سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد مورد پذیرش واقع نشده است.

جدول ۲- نتایج مدل‌های رگرسیون

مدل (۱)	(۲)	(۳)
متغیر وابسته	سرمایه‌گذاری آتی	سرمایه‌گذاری آتی
متغیرهای مستقل و کنترلی		
C	۰/۰۲۳۲ (۰/۰۰۰)	۰/۲۲۳ (۰/۰۰۰)
LIQ	۰/۰۰۳ (۰/۰۰۰۴)	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۱)
FC		۰/۰۲۲ (۰/۰۰۰۸)
LIQ*FC		-۰/۰۰۶ (۰/۱۱۰۸)
FCF	-۰/۰۰۵ (۰/۲۵۵۵)	-۰/۰۰۴ (۰/۶۶۷۳)
LEV	-۰/۰۲۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۲۷ (۰/۰۰۲۵)
SALE	-۰/۰۰۸ (۰/۰۰۲۲)	-۰/۰۰۸ (۰/۰۶۲۴)
CASH	۰/۰۲۵ (۰/۳۰۴۴)	۰/۰۳۶ (۰/۳۵۵۱)
Q	۰/۰۰۶ (۰/۰۱۵۱)	-۰/۰۰۸ (۰/۰۱۶۵)
ضریب تعیین	۰/۵۰	۰/۷۳۵
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۶۸	۰/۶۴۹
آماره F	۵/۴۶ (۰/۰۰۰)	۴/۳۲ (۰/۰۰۰)

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، رابطه بین نقدشوندگی سهام و تصمیمات سرمایه‌گذاری آتی مورد بررسی قرار گرفته است. که مبتنی بر نتیجه بدست آمده از فرضیه اول نقدشوندگی سهام بر سرمایه‌گذاری آتی تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است و این بیانگر آن است که نقدشوندگی بیشتر سهام به عنوان یکی از ویژگی‌های مهم می‌تواند مورد توجه متقاضیان بازار سرمایه قرار گیرد. از این رو شرکت‌هایی که نیاز به منابع مالی زیادی دارند جهت تأمین مالی طرح‌های خود توجه ویژه‌ای به بازار سرمایه می‌کنند. لذا قدرت نقدشوندگی بیشتر انگیزه بیشتری برای شرکت‌ها ایجاد می‌کند که نهایتاً منجر به افزایش سرمایه‌گذاری آتی می‌گردد و با این روش نیز شرکت‌ها می‌توانند ضمن تأمین مالی با هزینه سهام کمتر، از طریق کاهش ریسک مالی بدهی، نرخ تنزیل سرمایه‌گذاری‌های خود را کاهش دهند. همچنین نتایج نشان داد که شرکت‌ها هرچه با کسری مالی بیشتری برخوردار شوند اقدام به سرمایه‌گذاری آتی بیشتری می‌نمایند. این بدان معناست که وقتی شرکت‌ها با محدودیت اعتباری بیشتری مواجه گردند و یا با سیاست پولی سخت‌گیرانه دولت مواجه گردند برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های آتی خود اقدام به انتشار سهام یا تأمین مالی از طریق حقوق صاحبان سهام می‌کنند و لذا به جهت حجم بالای منابع پولی برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری آتی، منابع بدست آمده از بانک نمی‌تواند کافی باشد از این رو ملاحظه می‌گردد در بازار سرمایه کشور، افزایش سرمایه شرکت‌ها با درصدی بالایی از طریق آورده نقدی و سود انباشته انجام می‌گیرد. همچنین استدلال بدست آمده از نتیجه فرضیه دوم آن است که مدیران شرکت‌های بورسی در راستای توسعه خود بدون لحاظ کردن محدودیت مالی بوجود آمده از طریق اعتبارات اقدام به سرمایه‌گذاری و شناسایی فرصت‌های موجود اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند، یعنی ابتدا به نوع سرمایه‌گذاری و اندازه آن توجه کرده و سپس اقدام به تأمین مالی آن از محلی که قصد آن را دارند اقدام می‌نمایند. با توجه به نتایج بدست آمده، نتیجه پژوهش حاضر در فرضیه اول با نتایج پژوهش الحسن و نایاکا (۲۰۲۰)، آمیهد و لوی (۲۰۱۹)، الحسن (۲۰۱۷)، مسیبی و دارابی (۱۳۹۷)، علایی (۱۳۹۳) و کاظمی و حیدری (۱۳۹۱) مشابهت دارد در حالی که در فرضیه دوم مشابه پژوهش الحسن و نایاکا (۲۰۲۰) نبوده است. همچنین مبتنی بر نتایج بدست آمده در این پژوهش به مدیران بورس پیشنهاد می‌گردد شرکت‌هایی که محدودیت‌های مالی بیشتری دارند را تشویق نمایند تا راهی برای افزایش نقدشوندگی سهام خود برای دستیابی به اهداف رشد پیدا کنند. از این رو سیاستگذاران بازار باید به اهمیت یافتن روش‌هایی برای افزایش نقدشوندگی پی ببرند تا به تحریک رشد در بازار سرمایه کمک نمایند، به خصوص برای شرکت‌های کم رشد که رشد آنها اساساً با دسترسی محدود به سرمایه کم می‌شود.

۱. ابنزی، مهدی؛ کبیریپور، وحید؛ سهیلی، سیروس. (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام با کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری: رویکردی جدید با معیاری چند بعدی. مجله علمی-پژوهشی دانش حسابداری، ۴(۱۵)، ۷۹-۱۰۳. doi: 10.22103/jak.2014.640
۲. علایی، فرامرز. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین افق سرمایه‌گذاری و نقدشوندگی سهام. پایان نامه کارشناسی اشد مدیریت مالی پردیس دانشگاه تهران.
۳. کاظمی، حسین، حیدری، عباس. (۱۳۹۱). رابطه بین نقد شونددگی سهام و فرصت های سرمایه گذاری. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۵(شماره ۴ (پیاپی ۱۶))، ۳۹-۳۹.
۴. مسیبی، سارا و رویا دارابی، ۱۳۹۷، بررسی رابطه بین سرمایه گذاری شرکتی و نقدشوندگی سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، اولین کنفرانس بین المللی رویکردهای نوین در مدیریت کسب و کار و حسابداری با تاکید بر ارزش آفرینی و اقتصاد مقاومتی، تهران، موسسه آموزش عالی امینی بهنمیر، https://www.civilica.com/Paper-NABMCONF01-NABMCONF01_201.html
۵. نوروزی نصر، حسین، مرادزاده فرد، مهدی، شکری، اعظم. (۱۳۹۸). تأثیر مالکیت شرکت‌های سرمایه گذاری بر نقدشوندگی سهام. پژوهشهای حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۱(۴۲)، ۳۳-۴۶.
6. Alhassan, A. (2017). Global Market Liquidity and Corporate Investments.
7. Alhassan, A., & Naka, A. (2020). Corporate future investments and stock liquidity: Evidence from emerging markets. *International Review of Economics & Finance*, 65, 69-83.
8. Amihud, Y., & Levi, S. (2019). The Effect of Stock Liquidity on the Firm's Investment and Production. Available at SSRN 3183091.
9. Cheung, W., Faff, R., Im, H. J., & Selvam, S. Stock Liquidity and the Under-investment Problem: A Quasi-natural Experiment in China.
10. Kang, M., Wang, W., & Eom, C. (2017). Corporate investment and stock liquidity: Evidence on the price impact of trade. *Review of Financial Economics*, 33, 1-11.
11. Karolyi, G. A., Lee, K. H., and Van Dijk, M. A. (2012). Understanding commonality in liquidity around the world. *Journal of Financial Economics* 105, 82-112.
12. Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda “, *Journal of Economic Literature*, n 35.
13. Love, I. (2003). Financial development and financing constraints: International evidence from the structural investment model. *Review of Financial Studies* 16, 765-791.

نقش تجارت الکترونیک در برند سازی محصول مورد مطالعه: صنعت خرما ی سیستان و بلوچستان- سراوان

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۸/۰۲

تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۰/۰۴

کد مقاله: ۶۱۰۳۵

عبدالغفار درازهی^{۱*}، مجید جامی^۲، بهنام مرادخانی^۳

چکیده

در دنیای کسب و کار امروزی، برندها به طور معمول به عنوان ابزاری در جهت نیل به اهداف بازاریابی مانند توسعه سهم بازار یا افزایش تکرار خرید مصرف کنندگان قلمداد می شود. اهمیت مفهوم برند به گونه ای است که علاوه بر پوشش محصولات و خدمات، وارد سایر حوزه ها همچون برندسازی اشخاص، برندسازی مکان ها (مانند شهرها، کشورها و...)، برندسازی سازمان ها و... نیز شده است. در این تحقیق به بررسی نقش تجارت الکترونیک در برند سازی محصول پرداخته می شود. جامعه آماری این تحقیق کارشناسان صنعت خرما در استان سیستان و بلوچستان شهرستان سراوان هستند. ابزار جمع آوری اطلاعات پرسشنامه محقق ساخته است و روش تجزیه و تحلیل اطلاعات نرم افزار SPSS22 می باشد. نتایج حاصل از تحقیق نشان می دهد که بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود دارد.

واژگان کلیدی: تجارت الکترونیکی، برندسازی محصول، برندسازی اسمی

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد (نویسنده مسئول) aghd1367@gmail.com

۲- دانشیار، عضو هیئت علمی دانشگاه بیرجند

۳- مدیر گروه حسابداری موسسه آموزش عالی هاتف

۱- مقدمه

جهانی‌شدن اقتصاد بر همه صنایع تاثیرگذار بوده است. مدت زمانی که یک شرکت می‌تواند برای حفظ رهبری بازار، بر نوآوری‌های پیشین تکیه کند، روز به روز کمتر می‌شود. همین مسئله، سرمایه‌گذاری در نوآوری را حتی برای با ثبات ترین سازمان ها ضروری می‌کند (پوپا، ۲۰۱۶). جهانی‌شدن اقتصاد بر شرکت های کوچک و متوسط تاثیر بسیاری داشته است. فن آوری، این شرکت ها را در تطبیق با کسبوکار الکترونیکی برای افزایش بهره وری و کیفیت، کاهش هزینه ها و پاسخ گویی سریع به مشتریان و شرکای تجاری، تحت تاثیر قرار می‌دهد؛ در نتیجه، کاربرد و تطبیق اثربخش کسبوکار الکترونیکی به چالش اساسی سازمان ها تبدیل شده است (سوتو - آکوستا، پوپا و پالاشس مارکوس^۱، ۲۰۱۵).

شرکت های کوچک و متوسط در بر گیرنده بخش قابل توجهی از شرکت های فعال در اقتصاد کشور هستند و در ایجاد شغل و کارآفرینی نقش مهمی ایفا می‌نمایند. کسبوکار نوپا یا بنگاه نوظهور، سازمانی انسانی است که طراحی شده تا محصول یا خدمت جدیدی را در شرایط عدم قطعیت بسیار بالا عرضه کند (ونگ و کاوسگلو^۲، 2015).

در دنیای کسبوکار امروزی، برندها به طور معمول به عنوان ابزاری در جهت نیل به اهداف بازاریابی مانند توسعه سهم بازار یا افزایش تکرار خرید مصرف کنندگان قلمداد می‌شود. اهمیت مفهوم برند به گونه ای است که علاوه بر پوشش محصولات و خدمات، وارد سایر حوزه ها همچون برندسازی اشخاص، برندسازی مکان ها (مانند شهرها، کشورها و...)، برندسازی سازمان ها و... نیز شده است. بدیهی است بگوئیم شرکت ها به سوی دارایی های ناملموس مانند خدمات و برندینگ بهتر برای ماندن در عرصه رقابت در حرکت اند. امروزه برندها از حالت یک ابزار تشخیص درآمده اند و به یکی از سرمایه های اصلی شرکت ها تبدیل شده اند، به طوری که ارزش ویژه برند درصد بالایی از ارزش دارایی های یک شرکت را به خود اختصاص می‌دهد. بنابر گزارش سالیانه موسسه اینتربرند در سال ۲۰۱۶ ارزش سه برند اپل، گوگل و کواکولا به ترتیب ۱۷۸، ۱۳۳ و ۷۳ میلیارد دلار برآورد شده است که سهم قابل توجهی (۵۰ تا ۷۰ درصد) از آن مربوط به دارایی های ناملموس که قسمت اعظم آن را برند تشکیل می‌دهد، است (Best global brands report, 2016).

با توسعه شبکه های کامپیوتری و تغییرات تکنولوژیکی در این حوزه، اشکال مختلفی از تجارت مانند انتقال الکترونیکی پول، بازار الکترونیکی، مدیریت زنجیره های تامین، فرآیند تبادلات و تبدیل در لحظه (Online)، تبادل الکترونیکی داده ها، سیستم های مدیریت خودکار موجودی و ... ایجاد شده است. با وجود اینترنت و توسعه روز افزون فناوری پیرامون آن و همچنین فراگیر شدن آن، داد و ستدهای الکترونیکی و حجم مبادلات به شکل چشمگیری افزایش یافته است^۳. تجارت الکترونیکی مدرن بر پایه World Wide Web دامنه وسیع تری از تکنولوژی مانند پست الکترونیک را نیز در بر گرفته است. بطور کلی می‌توان تجارت الکترونیکی (e - commerce) را شامل خرید و فروش کالاها یا خدمات بر پایه سیستم های الکترونیکی مانند اینترنت یا دیگر شبکه های کامپیوتری و به طور عام، سیمای فروش (تجارت) کسبوکار الکترونیکی تعریف کرد.

با توسعه وب سایت های شرکت‌ها و پدیدار شدن شرکت های تجارت الکترونیکی و فراگیر شدن دات کام، بسیاری از شبکه‌های کوچک و حتی خرده فروشان (Brick- and -mortar) نیز در اوایل دهه اخیر میلادی به فکر افتادند که قابلیت های تجارت الکترونیکی را به وب سایت های خود اضافه کنند. این رویه تا آنجا پیش رفت که عدم وجود آن سدی در راه ورود به بازار فروش بسیاری از کالاها شده است و حتی برای رفع نیازهای روزمره خانگی نیز مورد استفاده قرار گرفته است.

۲- بیان مسئله

یکی از مواردی که باید در فرآیند گسترش تجارت الکترونیک بر تجارت بین الملل مورد توجه قرار گیرد این است که ورود به برخی از بازارهای بین المللی به دلیل بالا بودن هزینه های ورود توجیه پذیر نبوده است با گسترش تجارت الکترونیک و با کاهش هزینه های ورود، انجام تجارت در چنین فاصله های جغرافیایی را توجیه پذیر نموده است. تجارت الکترونیک با رفع موانع فرا روی تجارت بین‌الملل روند تجارت جهانی را تسریع می‌نماید. از مزایا و پیامدهای مهم اقتصادی تجارت الکترونیک می‌توان به گسترش بازار، کاهش هزینه های مبادلاتی، کاهش قیمت منابع تولید، ارتقای بهره‌وری، ایجاد اشتغال، کاهش تورم اشاره نمود. تعامل بین فناوری و فرآیند کسبوکار، کلید فهم اثراتی است که تجارت الکترونیک بر معاملات اقتصادی و در نهایت بر کل اقتصاد می‌تواند داشته باشد. آنچه تجارت الکترونیک را از تجارت به روش سنتی متمایز می‌کند، اساساً روش یا مسیری است که از طریق آن، اطلاعات بین خریداران و فروشندگان مبادله و پردازش می‌شود، در تجارت الکترونیک، اطلاعات به جای این که از طریق تماس مستقیم اشخاص منتقل شود، از طریق یک شبکه دیجیتالی یا سایر کانال های الکترونیکی مبادله می‌شود. تجارت الکترونیک

1. Popa
2. Soto - Acosta, Popa, Palacios - Marques
3. Wang & Cavusoglu

ممکن است یک کانال فروش، بازاریابی یا توزیع اضافی در کنار کانال های سنتی تجارت ایجاد نماید و یا کالاها، خدمات و بازارهای جدیدی ایجاد کند (هزبر کیان، ۱۳۸۳).

مزایای فراوان تجارت الکترونیک سبب شده است که نه تنها کشور های توسعه یافته بلکه کشورهای در حال توسعه نیز آن را به عنوان ابزاری برای رقابت در عرصه داخلی و بین المللی استفاده نمایند. نبود راهبرد تجارت الکترونیک و فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، نتیجه ای جز انزوا در عرصه اقتصاد جهانی نخواهد داشت. گسترش روزافزون حجم تجارت الکترونیک در جهان، بیانگر مزایای بالقوه تجارت الکترونیک از این طریق در عرصه های اقتصادی و تجاری است. بنابراین راهی جز تلاش مستمر برای استفاده از آن در فعالیت های اقتصادی متصور نیست (همان منبع).

برندسازی یک فرآیند نظام مند است که یک کالا را از کالاهای مشابه خود در بازار متمایز می کند و به آن محصول هویت و اعتبار می بخشد، اثر مطلوب خود را در ذهن مخاطب می گذارد و با آن به نیاز مشتریان پاسخ می دهد و تأثیر مستقیم روی فروش محصولات دارد. یک محصول علاوه بر داشتن کیفیت باید این مسیر را بشناسد و طی کند در غیر این صورت حتی اگر از کیفیت بالا هم برخوردار باشد ممکن است از دید مشتریان پنهان بماند و ذهنیتی در مشتریان ایجاد نکند و با شکست مواجه شود. موضوعات مختلفی در فرآیند برندسازی تأثیر گذار هستند که از نام و لوگو شروع می شوند و مسیری نظام مند را طی می کنند که در این پژوهش این عوامل تأثیر گذار و میزان تأثیر هر کدام بررسی می گردد.

۳- پیشینه تحقیق

چاوشی و همکاران (۱۳۹۸) ارزیابی کارایی تجارت الکترونیکی در استان های ایران با رویکرد تحلیل پوششی داده ها را مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه روند صعودی کارایی نشان می دهد که پذیرش تجارت الکترونیکی هنوز در مراحل رشد قرار دارد و به مرحله اشباع نرسیده است. همچنین این موضوع دلالت بر اثر گذاری با وقفه فناوری بر رفتارهای بازیگران اقتصادی است که در ادبیات اقتصاد فناوری اطلاعات بر آن تأکید می شود. بر این اساس، به نظر می رسد حجم تجارت الکترونیکی همچنان افزایش خواهد یافت. گسترش شبکه تجارت الکترونیکی می تواند پیامدهای مهم اقتصادی از قبیل صرفه جویی هزینه های اشتغال، بهبود بهره وری و آثار زیست محیطی را در پی داشته باشد.

صادقی مال امیری (۱۳۹۸) الگوی علی منافع تجارت الکترونیک برای خریدار / مصرف کننده را مورد ارزیابی قرار داد. در این مطالعه بیشترین کاربردهای تجارت الکترونیک معطوف به افزایش رضایت هستند. به این نحو که بهره گیری از تجارت الکترونیک موجب گسترش آسان و سریع خدمات، بهبود خدمات، ارائه خدمات بهتر و بیشتر و ارائه محصولات و خدمات جدید به مشتریان می شود. در حقیقت، برآیند تجارت الکترونیک برای خریدار مصرف کننده، افزایش رضایت مشتری است.

بهمنی و بهمنی (۱۳۹۵) به کارگیری تجارت الکترونیکی بین بنگاه ها را در شرکت های کوچک و متوسط مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه مطرح شده است که راه اندازی و گسترش تجارت الکترونیکی در ایران، با چالش هایی نظیر فقدان زمینه های حقوقی لازم برای استفاده از تجارت الکترونیکی، محدودیت خطوط ارتباطی و سرعت پایین در انتقال داده های الکترونیکی، ضعف دانش استفاده از تجارت الکترونیکی، تامین امنیت لازم برای مبادلات الکترونیکی و محرمانه ماندن اطلاعات روبرو است.

چوشین و غفاری^۱ (۲۰۱۷) مطالعه ای در مورد عوامل موثر بر موفقیت تجارت الکترونیکی در بنگاه های اقتصادی کوچک و متوسط انجام دادند. آنها دریافته اند که جذب و حفظ مشتری لازمه حفظ و بقای سازمان هاست. تجارت الکترونیکی، به عنوان یک راهبرد مناسب برای بازاریابی، فروش و یکپارچه سازی خدمات بر خط می تواند نقش موثری در شناسایی، به دست آوردن و حفظ مشتریان داشته باشد. در این مقاله، مدل و چارچوبی برای تعیین عوامل موثر بر تجارت الکترونیکی ارائه شده است. نتایج بدست آمده بر اساس داده های جمع آوری شده از ۱۸۰ نفر از کارکنان پست بانک های استان آذربایجان شرقی نشان می دهد که رضایت مشتری، کنترل هزینه ها، زیر ساخت ها، مدیریت دانش و اطلاعات عوامل موثری هستند که تأثیر معناداری بر موفقیت تجارت الکترونیکی دارند.

ونگ و کاوسگلو (۲۰۱۵) در مقاله خود به بررسی و تعیین کارایی تولید کننده های کوچک و متوسط در بازار الکترونیکی پرداخته اند. بر اساس دیدگاه مبتنی بر منابع، نتایج نشان می دهد که عملکرد شرکت های تولیدی با قابلیت تجارت الکترونیکی عمدتاً با قابلیت های بازاریابی برخط، تولید انعطاف پذیر و مدیریت محتوا تعیین می گردد. اطلاعات از ۳۵۸ تولید کننده آنلاین در بازار بنگاه با بنگاه (B2B)، جمع آوری و تجزیه و تحلیل گردید. نتایج نشان می دهد که فناوری اطلاعات بر عملکرد بر خط شرکت ها موثر است.

۴- ساختار پژوهش

۴-۱- اهداف پژوهش

هدف کلی: بررسی نقش تجارت الکترونیک در برند سازی محصول

۴-۲- سوالات پژوهش

تجارت الکترونیک در برند سازی محصول چه نقشی دارد؟
B2C در برندینگ اسمی چه نقشی دارد؟

۴-۳- فرضیات پژوهش

بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود دارد.
بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود دارد.

۴-۴- روش پژوهش

با توجه به محتوا و هستی شناسی پژوهش، روش شناسی این پژوهش از نوع آمیخته کیفی-کمی می باشد و روش تحقیق در این مطالعه از رویکرد توصیفی تبعیت می کند و از لحاظ هدف کاربردی است که در انجام آن با توجه به ماهیت مطالب و نوع موضوع مورد مطالعه اطلاعات بصورت مطالعات کتابخانه ای، به یک نتیجه گیری منطقی دست خواهد یافت و در نهایت پژوهش انجام شده از نوع پژوهش توصیفی-پیمایشی نیز می باشد. بدین منظور از پرسشنامه محقق ساخته جهت گردآوری اطلاعات استفاده خواهد شد. در مرحله بعد با کمک نرم افزار SPSS 22 فرضیات پژوهش تجزیه و تحلیل شده است.

۴-۵- جامعه آماری

جامعه آماری پژوهش حاضر کارشناسان صنعت خرما در استان سیستان و بلوچستان - شهر سراوان که در امر بازاریابی دخالت دارند به تعداد ۱۰۰ نفر در نظر گرفته خواهد شد.

۴-۶- حجم نمونه و روش اندازه گیری

در این مطالعه محاسبه حجم نمونه بر اساس جدول مورگان انجام شد که حجم نمونه مورد نظر برابر ۸۰ نفر از کارشناسان در نظر گرفته خواهد شد.

۴-۷- روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

پس از جمع آوری داده ها با استفاده از پرسشنامه ابتدا ویژگی های آزمودنی ها و داده های تحقیق با استفاده از آمار توصیفی به صورت شکل، جدول و نمودار جمع بندی خواهند شد. سپس فرضیه های تحقیق (پس از تایید نرمالیتی داده ها: نتایج کلموگروف اسمیرنف) با استفاده از نرم افزار انجام شده است.

۴-۸- قلمرو مکانی و زمانی پژوهش

قلمرو مکانی تحقیق حاضر را استان سیستان و بلوچستان - شهر سراوان شکل می دهد.
قلمرو زمانی پژوهش اطلاعات سال ۱۳۹۸ می باشد.

۵- آزمون فرضیات

فرضیه اول: بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود دارد.
H₀: به نظر می رسد بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود ندارد.
H₁: به نظر می رسد بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود دارد.

جدول ۱- ضریب همبستگی فرضیه اول

		تجارت الکترونیک	برند سازی محصول
تجارت الکترونیک	ضریب پیرسون	۱	۰/۴۰۷
	سطح معناداری		۰/۰۰۰
	تعداد	۸۰	۸۰
برند سازی محصول	ضریب پیرسون	۰/۴۰۷	۱
	سطح معناداری	۰/۰۰۰	
	تعداد	۸۰	۸۰

همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌کنید، مقدار سطح معناداری فرضیه اول کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معناداری وجود دارد. بنابراین می‌توان گفت که فرضیه اول تایید و فرض صفر آن رد می‌شود. مقدار و علامت ضریب این آزمون نیز جهت و قدرت رابطه را نشان می‌دهد. از آنجایی که علامت ضریب مثبت است بنابراین رابطه مستقیم و مثبت بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود دارد. پس می‌توان گفت که بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود دارد.

جدول ۲- خلاصه مدل

تعیین خطای استاندارد	ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب تعیین	ضریب همبستگی
۰/۷۳۸۵۴	۰/۱۵۵	۰/۱۶۶	۰/۴۰۷

مقدار ضریب همبستگی برابر است با ۰/۴۰۷ که اشاره دارد به همبستگی ساده بین دو متغیر و به عبارتی شدت همبستگی بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول نشان می‌دهد. همان‌طور که از مقدار R (همبستگی پیرسون بین دو متغیر) نمایان است، بین دو متغیر یعنی تجارت الکترونیک و برند سازی محصول، همبستگی ساده وجود دارد. مقدار ضریب تعیین نشان می‌دهد که چه مقدار از متغیر وابسته برند سازی محصول می‌تواند توسط متغیر مستقل تجارت الکترونیک تبیین شود.

جدول ۳- آزمون F جهت معنادار بودن رگرسیون

متغیر	مجموع مربعات	میانگین مربعات	درجه آزادی	F	سطح معناداری
رگرسیون	۸/۴۶۸	۸/۴۶۸	۱	۱۵/۵۲۶	۰/۰۰۰
باقی مانده	۴۲/۵۴۴	۰/۵۴۵	۷۸		
کل	۵۱/۰۱۳		۷۹		

جدول ۳ میزان تاثیر متغیر مستقل یعنی تجارت الکترونیک بر متغیر وابسته یعنی برند سازی محصول نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌کنید مقدار معنی داری کوچکتر از ۰/۰۵ است بنابراین به طور کلی می‌توان گفت متغیر مستقل بر متغیر وابسته اثرگذار است.

جدول ۴- ضرایب تاثیر رگرسیون

متغیر	بتا	T	سطح معناداری
مقدار ثابت	-	۴/۳۳۴	۰/۰۰۰
تجارت الکترونیک	۰/۴۰۷	۳/۹۴۰	۰/۰۰۰

مقدار ثابت همان عرض از مبدا است و میزان متغیر وابسته را بدون دخالت متغیر مستقل نشان می‌دهد. با توجه به نتایج جدول فوق می‌توان گفت با ارتقا یک واحد از متغیر مستقل به میزان ضریب نوشته شده متغیر وابسته ارتقا پیدا خواهد کرد. آماره t اهمیت نسبی متغیر مستقل را نشان می‌دهد. با توجه به مقدار این آماره و سطح خطای کمتر از ۰/۰۵ می‌توان گفت متغیر مورد نظر تاثیر آماری معنی داری در تبیین تغییرات متغیر وابسته داشته است. ضرایب رگرسیون نیز تاثیر متغیر مستقل بر متغیر وابسته را تایید می‌کند. با توجه به ضریب تجارت الکترونیک، فرضیه پژوهش مورد تایید قرار می‌گیرد. در فرضیه دوم: بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود دارد.

H₀: به نظر می رسد بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود ندارد.
H₁: به نظر می رسد بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود دارد.

جدول ۵- ضریب همبستگی فرضیه دوم

		B2C	برندینگ اسمی
B2C	ضریب پیرسون	۱	۰/۶۱۸
	سطح معناداری		۰/۰۰۰
	تعداد	۸۰	۸۰
برندینگ اسمی	ضریب پیرسون	۰/۶۱۸	۱
	سطح معناداری	۰/۰۰۰	
	تعداد	۸۰	۸۰

همانطور که در جدول ۵ مشاهده می کنید، مقدار سطح معناداری فرضیه دوم کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معناداری وجود دارد. بنابراین می توان گفت که فرضیه دوم تایید و فرض صفر آن رد می شود. مقدار و علامت ضریب این آزمون نیز جهت و قدرت رابطه را نشان می دهد. از آنجایی که علامت ضریب مثبت است بنابراین رابطه مستقیم و مثبت بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود دارد. وجود دارد. پس می توان گفت که بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود دارد.

جدول ۶- خلاصه مدل

تعیین خطای استاندارد	ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب تعیین	ضریب همبستگی
۰/۷۱۵۵۶	۰/۳۷۴	۰/۳۸۲	۰/۶۱۸

مقدار ضریب همبستگی برابر است با ۰/۶۱۸ که اشاره دارد به همبستگی ساده بین دو متغیر و به عبارتی شدت همبستگی بین B2C و برندینگ اسمی نشان می دهد. همان طور که از مقدار R (همبستگی پیرسون بین دو متغیر) نمایان است، بین دو متغیر یعنی B2C و برندینگ اسمی، همبستگی ساده وجود دارد. مقدار ضریب تعیین نشان می دهد که چه مقدار از متغیر وابسته برندینگ اسمی می تواند توسط متغیر مستقل B2C تبیین شود.

جدول ۷- آزمون F جهت معنادار بودن رگرسیون

متغیر	مجموع مربعات	میانگین مربعات	درجه آزادی	F	سطح معناداری
رگرسیون	۲۴/۶۵۹	۲۴/۶۵۹	۱	۴۸/۱۶۰	۰/۰۰۰
باقی مانده	۳۹/۹۳۸	۰/۵۱۲	۷۸		
کل	۶۴/۵۹۷		۷۹		

جدول ۸ میزان تاثیر متغیر مستقل یعنی B2C بر متغیر وابسته یعنی مربوط به برندینگ اسمی نشان می دهد. همانطور که مشاهده می کنید مقدار معنی داری کوچکتر از ۰/۰۵ است بنابراین به طور کلی می توان گفت متغیر مستقل بر متغیر وابسته اثرگذار است.

جدول ۹. ضرایب تاثیر رگرسیون

متغیر	بتا	T	سطح معناداری
مقدار ثابت	-	۱/۵۹۷	۰/۱۱۴
B2C	۰/۶۱۸	۶/۹۴۰	۰/۰۰۰

مقدار ثابت همان عرض از مبدا است و میزان متغیر وابسته را بدون دخالت متغیر مستقل نشان می دهد. با توجه به نتایج جدول فوق می توان گفت با ارتقا یک واحد از متغیر مستقل به میزان ضریب نوشته شده متغیر وابسته ارتقا پیدا خواهد کرد. آماره t اهمیت نسبی متغیر مستقل را نشان می دهد. با توجه به مقدار این آماره و سطح خطای کمتر از ۰/۰۵ می توان گفت متغیر مورد نظر تاثیر آماری معنی داری در تبیین تغییرات متغیر وابسته داشته است. ضرایب رگرسیون نیز تاثیر متغیر مستقل بر متغیر وابسته را

تایید می کند. با توجه به ضریب B2C، فرضیه پژوهش مورد تایید قرار می گیرد. در نتیجه می توان گفت بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود دارد. یعنی فرض صفر فرضیه دوم رد و فرض یک تایید می گردد.

۶- بحث و نتیجه گیری

نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که فرضیه اول مبنی بر بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود دارد، به علت داشتن سطح معناداری کمتر از ۰,۰۵ مورد تایید می باشد. لذا می توان گفت بین متغیر فرضیه اول رابطه معناداری وجود دارد و فرضیه اول مورد تایید می باشد. لذا می توان گفت بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود دارد نتایج حاصل از سایر مطالعات و تحقیقات مشابه بدین قرار می باشد:

چاوشی و همکاران (۱۳۹۸) ارزیابی کارایی تجارت الکترونیکی در استان های ایران با رویکرد تحلیل پوششی داده ها را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج بیانگر آن است که حجم تجارت الکترونیکی همچنان افزایش خواهد یافت. گسترش شبکه تجارت الکترونیکی می تواند پیامدهای مهم اقتصادی از قبیل صرفه جویی هزینه های اشتغال، بهبود بهره وری و آثار زیست محیطی را در پی داشته باشد. صادقی مال امیری (۱۳۹۸) الگوی علی منافع تجارت الکترونیک برای خریدار / مصرف کننده را مورد ارزیابی قرار داد. نتایج بیانگر آن است که بهره گیری از تجارت الکترونیک موجب گسترش آسان و سریع خدمات، بهبود خدمات، ارائه خدمات بهتر و بیشتر و ارائه محصولات و خدمات جدید به مشتریان می شود. در حقیقت، برآیند تجارت الکترونیک برای خریدار مصرف کننده، افزایش رضایت مشتری است. با توجه به اینکه نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که بین تجارت الکترونیک و برند سازی محصول رابطه معنادار وجود دارد، لذا می توان گفت که نتایج حاصل با پژوهش چاوشی و همکاران (۱۳۹۸) و صادقی مال امیری (۱۳۹۸) همسو می باشد.

نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که فرضیه دوم مبنی بر بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود دارد، به علت داشتن سطح معناداری کمتر از ۰,۰۵ مورد تایید می باشد. لذا می توان گفت بین متغیر فرضیه دوم رابطه معناداری وجود دارد و فرضیه دوم مورد تایید می باشد. لذا می توان گفت بین B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود دارد نتایج حاصل از سایر مطالعات و تحقیقات مشابه بدین قرار می باشد:

بهمنی و بهمنی (۱۳۹۵) به کارگیری تجارت الکترونیکی بین بنگاه ها را در شرکت های کوچک و متوسط مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که به کارگیری تجارت الکترونیکی بین بنگاه ها را در شرکت های کوچک و متوسط که دارای اهمیت می باشد. منصوری، رحیم زاده و آراسته (۱۳۹۴) تاثیر تجارت الکترونیکی بر کار آفرینی و توسعه بنگاه های کوچک و متوسط را مورد ارزیابی قرار داده اند. در نتیجه پژوهش بیانگر رابطه مستقیم بین تجارت الکترونیکی با توسعه و عملکرد بنگاه های کوچک و متوسط بوده است. ایمانی، زور و گرگی (۱۳۹۴) نقش تجارت الکترونیکی در مدیریت زنجیره تامین شرکت های کوچک و متوسط را مورد مطالعه قرار داده و به این نتیجه رسیده اند که پیشرفت فناوری اطلاعات، عامل مهمی برای تغییر فضای کسب و کار است. با توجه به اینکه نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که ن B2C و برندینگ اسمی رابطه معنادار وجود دارد، لذا می توان گفت که نتایج حاصل با پژوهش بهمنی و بهمنی (۱۳۹۵) و ایمانی، زور و گرگی (۱۳۹۴) همسو می باشد.

منابع

۱. ایمانی، عبد المجید، زور، مرضیه، گرگی، محبوبه (۱۳۹۴). بررسی نقش تجارت الکترونیکی در مدیریت زنجیره تامین شرکت های متوسط و کوچک، اولین کنفرانس بین المللی مهندسی صنایع، مدیریت و حسابداری به صورت الکترونیکی، موسسه پژوهشی البرز.
۲. بهمنی، وحید، بهمنی، فائزه (۱۳۹۵). بررسی بکارگیری تجارت الکترونیکی بین بنگاه های کوچک و متوسط، کنفرانس بین المللی اقتصاد، مدیریت، روانشناسی، قم، دانشگاه علمی کاربردی استانداری قم.
۳. صادقی مال امیری، منصور (۱۳۹۸). الگوی علی منافع تجارت الکترونیک برای خریدار / مصرف کننده. مطالعات رفتار مصرف کننده ۶ (۲)، ۶۸-۸۹.
۴. چاوشی سیده فاطمه، محمود زاده محمود، غلام ابری امیر (۱۳۹۸). ارزیابی کارایی تجارت الکترونیکی در استان های ایران با رویکرد تحلیل پوششی داده ها. فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی. ۲۷ (۸۹): ۲۳۳-۲۶۸.
۵. منصوری، علی؛ رحیم زاده، مهسا؛ آراسته، علیرضا، (۱۳۹۴). بررسی نقش و ماهیت تجارت الکترونیک بر کار آفرینی و توسعه بنگاه های اقتصادی کوچک و متوسط. اولین همایش ملی بهبود کسب و کار، کار آفرینی توسعه در بستر اقتصاد مقاومتی، زنجان. دانشکده فنی و حرفه ای الغدير زنجان

۶ هژبر کیانی، کامبیز (۱۳۸۳). تاثیر تجارت الکترونیکی بر متغیرهای کلان اقتصادی، دومین همایش تجارت الکترونیکی، وزارت بازرگانی، معاونت برنامه ریزی و بررسی های اقتصادی، تهران.

7. Choshin, M., & Ghaffari, A. (2017). An investigation of the impact of effective factors on the success of e-commerce in small and medium-sized companies. *Computers in Human Behavior*, 66: 67-74.
8. Global Brands Report. (2016). Interbrand.
9. Popa, S., Soto-Acosta, P., & Loukis, E. (2016). Analyzing the complementarity of web infrastructure and eInnovation for business value generation. *Program*, 5(1): 118-134.
10. Soto-Acosta, P" Papa. S., Palacios-Marques, D" 2015. E-business. Organizational Innovation and Firm Performance in Manufacturing SMEs: An Empirical Study in Spain. *Technological and Economic Development of Economy* <http://dx.doi.org/10.3846/20294913.2015.1074126>.
11. Wang, S., & Cavusoglu, H. (2015). Small and medium sized manufacturer performance on third party B2B electronic marketplaces: The role of enabling and IT capabilities. *Decision Support Systems*, 79: 184-194.

تأثیر دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود

علی تامرادی^{۱*}، طاهر قیصری^۲، رضا رستمی نیا^۳،
زینب رضائی^۴

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۷/۲۲

تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۹/۲۸

کد مقاله: ۱۹۵۵۳

چکیده

کمیته حسابرسی به عنوان یکی از مکانیزم‌های نظارتی حاکمیت شرکتی، در شرکت‌ها تبدیل به عامل مهمی در روند گزارشگری مالی گردیده تا مانع از مدیریت سود شود و از این طریق اعتبار صورت‌های مالی را افزایش دهد. منشور کمیته حسابرسی مصوب سازمان بورس و اوراق بهادار بندهایی درباره استقلال و تخصص اعضای کمیته حسابرسی دارد، لیکن دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی به عنوان یکی از ویژگی‌های اعضای کمیته حسابرسی کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از این رو، پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود صورت گرفته است. برای اندازه‌گیری دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی از میانگین تعداد سال‌های تصدی اعضای کمیته حسابرسی و برای اندازه‌گیری مدیریت سود از مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) استفاده شده است. نمونه پژوهش ۱۱۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ می‌باشد. برای آزمون فرضیه پژوهش از مدل رگرسیون چند متغیره با داده‌های تابلویی به روش اثرات ثابت استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش نشان می‌دهد دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود تأثیر مثبت معناداری دارد.

واژگان کلیدی: کمیته حسابرسی، دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی، مدیریت سود.

۱- حسابرس موسسه حسابرسی و خدمات مالی ارژنگ خبره، عضو جامعه حسابداران رسمی ایران (نویسنده مسئول).
Tamoradi001@gmail.com

۲- مربی حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد رامهرمز، رامهرمز، ایران.

۳- مربی حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شوشتر، شوشتر، ایران.

۴- مربی حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شوش، شوش، ایران.

یکی از اهداف گزارشگری مالی، ارائه‌ی اطلاعات مالی با کیفیت بالا درباره واحد تجاری به سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و دیگر کاربران فعلی و بالقوه جهت تصمیم‌گیری‌های مربوط به سرمایه‌گذاری و اعتباردهی و سایر تصمیم‌ها، است (آرمیتاژ و بردلی^۱، ۱۹۹۴، هوانگ^۲، ۲۰۱۹). یکی از معیارهای مهمی که گروه‌های مزبور برای برآورد کیفیت گزارشگری مالی شرکت و همچنین ارزیابی عملکرد مدیریت استفاده می‌کنند، سود است (لیونگ و همکاران^۳، ۲۰۱۵). سود متشکل از دو بخش اقلام نقدی و اقلام تعهدی است. اقلام تعهدی سود تا حدود زیادی در کنترل مدیریت هستند و وی می‌تواند برای بهتر جلوه دادن عملکرد شرکت در اقلام تعهدی سود دست برده و به اصطلاح امروزی سود را مدیریت نماید و از این طریق کیفیت گزارش‌های مالی کاهش پیدا کند (نورادین و کاماردین^۴، ۲۰۱۵). با توجه به شکست شرکت‌های بزرگ (نظیر انرون و ورلدکام و ...) و متضرر شدن سهامداران چنین شرکت‌هایی به دلیل تصمیم‌گیری بر اساس اطلاعات مالی بی‌کیفیت، باعث شد کیفیت گزارش‌گری مالی اهمیت ویژه نزد سهامداران پیدا کند (تختایی و همکاران، ۱۳۹۰؛ کامیابی و بوژمهرانی، ۱۳۹۴). پاسخ جهانی نسبت به شکست این شرکت‌ها، معرفی حاکمیت شرکتی قوی‌تر به امید جلوگیری از رفتار غیرقابل قبول و افزایش شفافیت خارجی در مورد گزارشگری مالی است (وان محمد و همکاران^۵، ۲۰۱۸). از دهه ۱۹۳۰ زمانی که کمیسیون اوراق بهادار و ارز ایالات متحده تاسیس شده بود، کمیته حسابرسی به عنوان بخشی جدایی ناپذیر از حاکمیت شرکتی شرکت‌های عمومی شناخته شده است (فیچنر^۶، ۲۰۱۰، لی و لی^۷، ۲۰۱۹). این کمیته همچنان به ایفای نقش حیاتی در بهبود حاکمیت شرکتی از طریق نظارت بر گزارشگری مالی شرکت و فعالیت‌های مربوط به ممیزی به کارش ادامه داده است (بیرکت^۸، ۱۹۸۶؛ دیر و زامان^۹، ۲۰۰۵). وجود یک کمیته اثربخش و سختگیر در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس این انتظاری را ایجاد می‌کند که در بهبود شفافیت بازارهای اوراق بهادار (مکملن و راغوناندام^{۱۰}، ۱۹۹۶؛ دزورت و همکاران^{۱۱}، ۲۰۰۲) و بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری (بیزلی^{۱۲}، ۱۹۹۶؛ ابوت و همکاران^{۱۳}، ۲۰۰۴؛ پوچتا^{۱۴}، ۲۰۰۷) نقش مهمی ایفا نماید. اهمیت کمیته حسابرسی اثربخش برای کنترل صحیح و کنترل فعالیت‌های شرکت به مدت طولانی توسط چندین دستگاه نظارتی شناخته شده است (اورادی و همکاران، ۱۳۹۵). به همین جهت برای افزایش کیفیت حاکمیت شرکتی، کمیته حسابرسی به عنوان یک مکانیزم مهم شناخته شده است که از طریق آن می‌توان کیفیت گزارشگری مالی را افزایش دهد (قانون ساربنز-اکسلی^{۱۵}، ۲۰۰۲؛ کد حاکمیت شرکتی انگلیس^{۱۶}، ۲۰۱۶). این در حالی است که ادبیات پژوهشی تلاش‌های زیادی در سال‌های اخیر در کشورهای مختلف از جمله کشورهای در حال توسعه جهت بررسی اثر بخشی کمیته حسابرسی صورت داده است. بنابراین همزمان با تکامل کمیته حسابرسی، پژوهش‌های علمی به دنبال درک استفاده و سودمندی ویژگی‌های مختلف کمیته حسابرسی با تأکید ویژه بر این که چه عواملی مدیریت سود شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند، پرداختند (مجیبو و همکاران^{۱۷}، ۲۰۱۸، شپاردسون^{۱۸}، ۲۰۱۹). اما تا کنون در ادبیات پژوهشی کمتر به نقش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی توجه شده است. بنابراین با توجه به اهمیت نقش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی به عنوان مکانیزم کنترل رفتار فرصت طلبانه مدیران و فقدان پژوهش کافی درباره نقش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی به عنوان یکی از ویژگی‌های کمیته حسابرسی، این انگیزه را در به وجود آورد تا تأثیر دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان یک موضوع پژوهشی انتخاب گردد. بررسی این موضوع می‌تواند موجب بازنگری و یا بسط نتایج پژوهش‌های گذشته در زمینه نقش کمیته حسابرسی به عنوان یک نهاد نظارتی بر تهیه صورت‌های مالی شود و آنکه شواهد پژوهش می‌تواند نشان دهد که ارزیابی وظیفه مباشرت مدیران به عنوان یک هدف از اهداف صورت‌های مالی، تا چه میزان درست بوده است، زیرا این فرض همیشه صحیح نیست که مدیریت در راستای منافع سهامداران تصمیم‌گیری می‌نماید و ممکن است سعی مدیریت در جهت تقلب و یا دستکاری گزارش‌های مالی باشد. همچنین موضوع پژوهش به عنوان یک دستاورد علمی می‌تواند اطلاعات سودمندی را در اختیار قانون‌گذاران حوزه بازار سرمایه و همچنین تدوین‌کنندگان استانداردهای حسابداری قرار دهد. همچنین پژوهش می‌تواند ایده‌های جدیدی برای انجام پژوهش‌های جدید در حوزه حسابداری و حسابرسی، پیشنهاد

1. Armitage & Bradley
2. Huang
3. Leong et al
4. Nuraddeen & Kamardin
5. Wan Mohammad et al
6. Fichtner
7. Li & Li
8. Birkett
9. Deaer & Zaman
10. McMullen & Raghunandam
11. Dezoort et al
12. Beasley
13. Abbott et al
14. Pucheta et al
15. Sarbanes-Oxley
16. UK Corporate Governance Code
17. Majiyabo et al
18. Shepardson

نماید. در ادامه پژوهش، ابتدا مبانی نظری پشتوانه فرضیه ارائه می‌گردد، سپس به صورت مختصر پیشینه پژوهش ارائه می‌گردد. سپس فرضیه پژوهش، روش‌شناسی پژوهش، تعریف عملیاتی متغیرها، مدل آزمون فرضیه، آمار توصیفی متغیرها و آزمون فرضیه آماری ارائه می‌گردد. در انتها نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری پژوهش

هدف پژوهش بررسی تأثیر دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود است. به طور ویژه، نتایج برخی پژوهش‌ها نشان داده است که دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی با مدیریت سود ارتباط دارد (میشرا و مالوترا^۱، ۲۰۱۸، چن و کمال^۲، ۲۰۱۸). ارتباط بین دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی و مدیریت سود از دو دیدگاه قابل بررسی است. بر اساس دیدگاه اول دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی با کاهش مدیریت سود ارتباط دارد (آدمی^۳، ۲۰۰۶). بر اساس این دیدگاه که دیدگاه خبرگی شهرت دارد، دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی به عنوان شاخصی برای تجربه اعضای کمیته حسابرسی در نظر گرفته می‌شود و با افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی و تعامل بلندمدت تعهد، تخصص و تجمع دانش اعضای کمیته منجر به مسئولیت‌پذیری بیشتر و در نتیجه افزایش اثربخشی کمیته حسابرسی می‌شود (یانگ و کریشان^۴، ۲۰۰۵). افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی باعث می‌شود کمیته حسابرسی جهت افزایش شفافیت، موسسات بزرگ حسابرسی را انتخاب نمایند تا حسابرسی با کیفیت بالاتر انجام شود و از این طریق اعتبار گزارش‌های مالی افزایش پیدا کند (اسچادر^۵، ۲۰۱۷)، همچنین تجربه سنوات قبل به اعضای کمیته حسابرسی کمک می‌کند تا در شناخت الزامات و مسئولیت‌های کمیته و اعضای آن کارآمدتر و اثربخش‌تر باشند، دوره تصدی بلندمدت‌تر باعث آشنایی بیشتر اعضای کمیته حسابرسی با عملیات تجاری و مسائل گزارشگری صاحب‌کار می‌شود و لذا کارآمدی کمیته حسابرسی افزایش می‌یابد (چان و همکاران^۶، ۲۰۱۲). لیو و سان^۷ (۲۰۱۰) نیز معتقدند افزایش مدت تصدی سمت اعضای کمیته حسابرسی باعث اثربخشی بیشتر در نظارت بر شرکت شده و مدیریت سود کاهش پیدا کند. با توجه به این موارد می‌توان متصور بود که بر اساس دیدگاه خبرگی افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود تأثیر منفی داشته باشد.

بر اساس دیدگاه دوم دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی با افزایش مدیریت سود ارتباط دارد (پیچ و اسپیرا^۸، ۲۰۰۵). بر اساس این دیدگاه، که به دیدگاه سازگاری مدیریتی شهرت دارد، با افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی روابط صمیمانه بین مدیریت و اعضای کمیته حسابرسی ایجاد شده و همین امر ممکن است استقلال اعضای کمیته حسابرسی را مخدوش نماید (کاسترلا و جانستون^۹، ۲۰۱۳). در واقع با افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی می‌تواند فرض کرد که کمیته حسابرسی از نقش نظارت خود فاصله گرفته که این امر می‌تواند اثربخشی کمیته حسابرسی را کاهش دهد، همین امر باعث می‌شود مدیران به دستکاری سود بپردازند و کیفیت گزارشگری مالی کاهش پیدا کند در نتیجه سرمایه‌گذاران، دوره تصدی بلندمدت‌تر را به عنوان علامتی منفی ارزیابی کرده و سبب عدم اطمینان اطلاعاتی گردد (وافیس^{۱۰}، ۲۰۰۵؛ توماس و ویلسون^{۱۱}، ۲۰۱۵). از این رو متصور بود که بر اساس دیدگاه سازگاری مدیریتی افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود تأثیر مثبت داشته باشد و با افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی مدیریت سود افزایش پیدا می‌کند (مجیبو و همکاران^{۱۲}، ۲۰۱۸).

۳. مروری بر پیشینه پژوهش

نلوان و تانسوریا^{۱۲} (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر مدیریت سود پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات ۶۴۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اندونزی طی سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۵ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد استقلال، تجربه و تخصص اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود تأثیر منفی دارد. مجیبو و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی تأثیر دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر کیفیت گزارشگری مالی پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات ۱۴ بانک پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار نیجریه طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۶ استفاده

1. Mishra & Malhotra
2. Chen & Komal
3. Adeyemi
4. Yang & Krishnan
5. Schrader
6. Chan et al
7. Liu & Sun
8. Page & Spira
9. Casterella & Johnston
10. Vafeas
11. Thomas & Wilson
12. Nelwan & Tansuria

شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر منفی دارد.

وان محمد و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی تأثیر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر کیفیت گزارش‌های مالی در بورس اوراق بهادار مالزی با استفاده از اطلاعات ۳۵۰ شرکت طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۰۹ پرداختند. در این پژوهش استقلال کمیته حسابرسی، تعداد جلسات کمیته حسابرسی، اندازه کمیته حسابرسی و تخصص کمیته حسابرسی به عنوان ویژگی‌های کمیته حسابرسی در نظر گرفته شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق نشان داد استقلال کمیته حسابرسی، اندازه کمیته حسابرسی و تخصص کمیته حسابرسی موجب افزایش کیفیت گزارش‌های مالی می‌شود.

غفران و اوصلیوان^۱ (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر کیفیت حسابرسی پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات ۲۵۰ شرکت انگلیسی طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۶ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که تخصص مالی کمیته حسابرسی تأثیر مثبت بر حق الزحمه حسابرسی دارد. آنام^۲ (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی روابط بین کمیته حسابرسی، کیفیت حسابرسی و مدیریت سود پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات ۲۹ شرکت تونس طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۹ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد تخصص مالی با کیفیت حسابرسی رابطه مثبت دارد. همچنین نتایج نشان داد کمیته حسابرسی و کیفیت حسابرسی رابطه منفی با مدیریت سود دارند.

آسمن و کاماردین^۳ (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر کمیته حسابرسی و کیفیت حسابرسی بر جلوگیری از مدیریت سود پرداختند. در این پژوهش از اطلاعات ۱۱۲ شرکت نیجریه طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۱ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که ویژگی‌های کمیته حسابرسی (استقلال، تخصص مالی و اندازه کمیته حسابرسی) و کیفیت حسابرسی (حق الزحمه حسابرسی) مدیریت سود اندازه‌گیری شده توسط اقلام تعهدی را کاهش می‌دهد.

مالای^۴ (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر کمیته حسابرسی و کیفیت حسابرسی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت پذیرفته شده در سهام بورس تایلند پرداخت. در این پژوهش از اطلاعات ۵۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تایلند طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۲ استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های تحقیق نشان داد که اثربخشی کمیته حسابرسی تأثیر مثبت بر کیفیت گزارشگری مالی دارد و افزایش تعداد اعضای کمیته حسابرسی تأثیر مثبت بر کیفیت گزارشگری مالی دارد.

قدس مفیدی^۵ (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی تأثیر کمیته حسابرسی بر کاهش تحریفات مالی با تأکید بر تخصص حسابرس در صنعت پرداخت. در این راستا اطلاعات صورت‌های مالی ۱۰۱ شرکت در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان دادند که برخلاف تصور جامعه، بین کمیته حسابرسی (شامل استقلال کمیته حسابرسی، تخصص مالی کمیته حسابرسی و تجربه کمیته حسابرسی) و تحریفات مالی ارتباط معنی داری به لحاظ آماری وجود ندارد همچنین تخصص حسابرس در صنعت بر رابطه بین کمیته حسابرسی (شامل استقلال کمیته حسابرسی، تخصص مالی کمیته حسابرسی و تجربه کمیته حسابرسی) و تحریفات مالی تأثیر معنی داری به لحاظ آماری ندارد.

مرادی و عرب^۶ (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی رابطه ویژگی‌های کمیته حسابرسی و کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نمونه آماری پژوهش شامل ۷۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۴ بود. نتایج حاصل از آزمون مدل پژوهش نشان داد که اندازه کمیته حسابرسی و تخصص مالی کمیته حسابرسی سبب افزایش کیفیت سود شرکت‌ها می‌شود. کامیابی و بوژمهرانی^۷ (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی اثر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر افشای اختیاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نمونه آماری پژوهش شامل ۸۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۹۱ الی ۱۳۹۲ بود. نتایج پژوهش نشان داد بین ویژگی‌های کمیته حسابرسی (استقلال، تخصص مالی، تجربه و مدت تصدی سمت اعضای کمیته حسابرسی و همچنین اندازه کمیته حسابرسی) با افشای اختیاری توسط شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد.

زارعی و قاسمی^۸ (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر کیفیت گزارشگری مالی پرداختند. در این پژوهش برای تعیین نمونه آماری، از روش حذف سیستماتیک استفاده شد و در نهایت ۱۲۱ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفت. در این پژوهش برای بررسی کیفیت گزارشگری مالی از متغیر مدیریت سود استفاده شده است، نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که بین ویژگی‌های کمیته حسابرسی همچون استقلال، تخصص اعضا، سابقه مدیریت اعضا و تعداد اعضای کمیته حسابرسی با مدیریت سود رابطه معنادار وجود ندارد.

جامعی و رستمیان^۹ (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی بر ویژگی‌های سود پیش‌بینی شده پرداختند. در این پژوهش داده‌های ۹۵ شرکت پذیرفته شده در بورس تهران که کمیته حسابرسی دارند، جمع‌آوری شد و

1. Ghafran & O'Sullivan
2. Inaam
3. Usman and Kamardin
4. Malai

فرضیه‌ها با استفاده از تحلیل ضرایب رگرسیون، آزمون شده‌اند. نتایج نشان داد، تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی با صحت پیش‌بینی سود رابطه مثبت دارد. به بیان دیگر می‌توان گفت وجود اعضای باتخصص مالی در کمیته حسابرسی کیفیت گزارشگری مالی را افزایش می‌دهد و اطلاعات قابل اتکاتری در اختیار مدیریت قرار می‌گیرد و پیش‌بینی سود با دقت بیشتری برآورد می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی با پراکندگی پیش‌بینی‌های سود ارتباطی منفی دارد. شیرخانی و سهیلی (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی تأثیر کمیته حسابرسی مستقل کارآمد و کیفیت سود پرداختند. در این راستا داده‌های مربوط به ۵۳ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲، جمع‌آوری شدند و از الگوی رگرسیونی داده‌های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. نتایج نشان دهنده این امر است که کمیته حسابرسی مستقل کارآمد، باعث افزایش کیفیت سود گزارش شده می‌شود.

۴. فرضیه پژوهش

فرضیه پژوهش: دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

۵. روش‌شناسی پژوهش

با توجه به هدف ذکرشده پژوهش، این پژوهش از نظر نوع هدف کاربردی و از نظر شیوه انجام، از نوع توصیفی است. از آنجایی که این پژوهش در پی یافتن رابطه بین متغیرهای پژوهش در یک جامعه می‌باشد، بنابراین پژوهش در زمره پژوهش‌های همبستگی قرار دارد. از طرف دیگر، پژوهش حاضر از نوع پس‌رویدادی است، یعنی بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته (صورت‌های مالی شرکت‌ها) انجام گرفته است. همچنین در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، ابتدا از روش کتابخانه‌ای استفاده شد. سپس داده‌های پژوهش با مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی شرکت‌ها منتخب و با استفاده از پایگاه‌های اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزار اطلاعاتی ره‌آورد نوین و تارنمای رسمی شرکت‌ها جمع‌آوری گردید.

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ است. به دلیل گستردگی و حجم آماری جامعه و وجود برخی ناهم‌هنگی‌ها میان اعضاء جامعه، شرایط زیر برای انتخاب نمونه آماری قرارداد شده‌اند.

۱. شرکت‌ها باید از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا پایان سال ۱۳۹۷ در بورس حضور داشته باشند.
۲. شرکت‌ها جزء هلدینگ، سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک، بیمه و لیزینگ نباشد.
۳. شرکت‌ها در طول دوره زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداشته و سال مالی آن‌ها منتهی به اسفند ماه باشد.
۴. شرکت‌ها در طول دوره زمانی پژوهش وقفه عملیاتی قابل ملاحظه‌ای نداشته باشند.
۵. اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها به‌منظور استخراج داده‌ها در دسترس باشد.

با توجه به مطالب مطرح‌شده محدودیت‌های ذکرشده در نهایت از بین جامعه آماری به‌صورت حذف سیستماتیک ۱۱۰ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب گردید. تلخیص داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار اکسل انجام شد؛ سپس با استفاده از نرم‌افزار ایوبوز نسخه ۹ تجزیه و تحلیل آماری و آزمون فرضیه‌های پژوهش انجام شد.

۵.۱. مدل آزمون فرضیه پژوهش

برای آزمون فرضیه پژوهش از مدل‌های رگرسیون چند متغیره (۳) استفاده می‌شود.

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 TACM_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 BSIZE_{it} + \beta_6 BIND_{it} + \mu_{it} \quad \text{مدل (۳)}$$

که در مدل فوق:

EM_{it} : مدیریت سود شرکت i در سال t	LEV_{it} : اهرم مالی شرکت i در سال t
$TACM_{it}$: دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی شرکت i در سال t	ROA_{it} : بازده دارایی‌های شرکت i در سال t
$SIZE_{it}$: اندازه شرکت i در سال t	$BSIZE_{it}$: اندازه هیئت مدیره شرکت i در سال t
	$BIND_{it}$: استقلال هیئت مدیره شرکت i در سال t

۵.۲. اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

۵.۲.۱. متغیر مستقل

دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی (TACM): جهت اندازه‌گیری دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی از میانگین تعداد سال‌های تصدی اعضای کمیته حسابرسی استفاده می‌شود، به این صورت که تعداد سال‌های متوالی عضویت اعضاء در کمیته حسابرسی، بر تعداد اعضای کمیته حسابرسی در سال مورد نظر تقسیم می‌شود (مجیبو و همکاران، ۲۰۱۸؛ اسپرادر، ۲۰۱۷).

۵.۲.۲. متغیر وابسته

مدیریت سود (EM): از مدل تعدیل شده جونز^۱ (۱۹۹۱) به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری مدیریت سود استفاده می‌شود.

$$NDA_{i,t} = \beta_1(1/A_{i,t-1}) + \beta_2(\Delta Rev_{i,t} - \Delta Rec_{i,t})/A_{i,t-1} + \beta_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$TA_{i,t} = NI_{i,t} - CFO_{i,t} \quad (۲)$$

که در مدل‌های فوق؛ $NDA_{i,t}$ جمع اقلام تعهدی غیر اختیاری شرکت i در سال t ، $A_{i,t-1}$ جمع ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال $t-1$ ، $\Delta Rev_{i,t}$ درآمد در سال t منهای درآمد در سال $t-1$ شرکت i ، $\Delta Rec_{i,t}$ حساب دریافتنی سال t منهای سال $t-1$ شرکت i ، $PPE_{i,t}$ مبلغ ناخالص املاک، ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در سال t ، $TA_{i,t}$ جمع اقلام تعهدی شرکت i در سال t ، $NI_{i,t}$ سود خالص شرکت i در سال t ، $CFO_{i,t}$ جریان نقد عملیاتی شرکت i در سال t و ε خطای باقیمانده مدل می‌باشد. اقلام تعهدی اختیاری از تفاوت اقلام تعهدی و اقلام تعهدی غیر اختیاری به دست می‌آید.

۵.۲.۳. متغیرهای کنترلی

- اندازه شرکت (SIZE): از لگاریتم مجموع ارزش دارایی‌های شرکت در پایان سال مالی مورد نظر به دست می‌آید.
- اهرم مالی (LEV): این متغیر از نسبت مجموع بدهی‌های شرکت به مجموع دارایی‌های شرکت در سال مورد نظر به دست می‌آید.
- بازده دارایی‌ها (ROA): این متغیر از نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌های شرکت در سال مورد نظر به دست می‌آید.
- اندازه هیئت مدیره (BSIZE): این متغیر از مجموع تعداد مدیران (اعم از موظف و غیرموظف) که عضو هیئت مدیره هستند به دست می‌آید.
- استقلال هیئت مدیره (BIND): این متغیر از نسبت تعداد اعضای غیرموظف هیئت مدیره به کل اعضای موظف و غیر موظف هیئت مدیره به دست می‌آید.

۶. یافته‌های پژوهش

۶.۱. آمار توصیفی

اطلاعات مربوط به آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ منعکس شده است. شاخص‌های مرکزی (میانگین و میانه) و پراکندگی (انحراف معیار، حداکثر و حداقل) برای متغیرهای پژوهش به منظور تحلیل توصیفی متغیرها قبل از آزمون فرضیه به کار گرفته می‌شوند. این اقدام به منظور ارائه دیدگاهی کلی نسبت به جامعه آماری و شناخت بهتر آن صورت می‌گیرد. همان‌طور که در جدول شماره ۱ نشان داده شده است میانگین متغیر دوره تصدی کمیته حسابرسی شرکت‌های مورد بررسی طی سال‌های مورد آزمون ۲/۸۰ بوده است. انحراف معیار نیز نشان‌دهنده پراکندگی داده‌ها حول میانگین است و هر چه کمتر باشد، نشان از توزیع نرمال متغیر دارد. در بین متغیرهای پژوهش، مدیریت سود و اندازه شرکت به ترتیب دارای کمترین (۰/۰۹) و بیشترین (۱/۲۱) میزان پراکندگی هستند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شرح	میانگین	میان	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
مدیریت سود	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۸۶	-۰/۵۴
دوره تصدی کمیته حسابرسی	۲/۸۰	۳/۰۰	۰/۱۱	۶/۰۰	۱/۰۰
اندازه شرکت	۱۳/۹۵	۱۳/۸۳	۱/۲۱	۱۸/۰۱	۱۰/۲۷
اهرم مالی	۰/۶۱	۰/۶۴	۰/۱۶	۱/۳۲	۰/۱۲
بازده دارایی‌ها	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۳۰	۰/۳۸	-۰/۲۵
اندازه هیئت مدیره	۵/۲۶	۵/۰۰	۰/۳۲	۷/۰۰	۵/۰۰
استقلال هیئت مدیره	۰/۴۹	۰/۴۰	۰/۱۹	۱/۰۰	۰/۲۰۰

۲.۶. آمار استنباطی

یکی از پیش فرض‌های در نظر گرفته در رگرسیون خطی، عدم وجود مشکل هم‌خطی بین متغیرهای مستقل و کنترلی مدل پژوهش می‌باشد. برای بررسی مشکل هم‌خطی بین متغیرهای پژوهش از عامل تورم واریانس استفاده شد. جدول شماره ۲ نشان می‌دهد که میزان عامل تورم واریانس برای کلیه متغیرهای مستقل و کنترلی کمتر از ۱۰ است؛ بنابراین، مشکل هم‌خطی بین متغیرها وجود ندارد.

جدول ۲. آزمون هم‌خطی متغیرهای پژوهش

متغیر	تورم واریانس
دوره تصدی کمیته حسابرسی	۱/۰۰۷
اندازه شرکت	۱/۰۱۵
اهرم مالی	۱/۰۱۴
بازده دارایی‌ها	۱/۰۲۹
اندازه هیئت مدیره	۱/۰۱۱
استقلال هیئت مدیره	۱/۰۱۴

قبل از تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیه پژوهش بایستی پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل مورد بررسی قرار گیرد. پایایی متغیرهای پژوهش به این معنا است که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. آزمون پایایی با استفاده از آزمون لوین، لین و چو (۲۰۰۲) انجام شده است. جدول شماره ۳ نشان می‌دهد که سطح خطای آزمون لوین، لین و چو برای تمامی متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده و متغیرهای پژوهش پایا هستند.

جدول ۳. آزمون لوین، لین و چو

متغیر	سطح معناداری
مدیریت سود	۰/۰۰
دوره تصدی کمیته حسابرسی	۰/۰۱
اندازه شرکت	۰/۰۰
اهرم مالی	۰/۰۰
بازده دارایی‌ها	۰/۰۰
اندازه هیئت مدیره	۰/۰۱
استقلال هیئت مدیره	۰/۰۰

از مباحث مهمی که در اقتصاد سنجی به آن برخورد می‌کنیم موضوع ناهمسانی واریانس است. ناهمسانی واریانس به این معناست که در تخمین مدل رگرسیون مقادیر جملات خطا دارای واریانس‌های نابرابر هستند. آزمون همسانی واریانس باقی‌مانده-های مدل پژوهش با استفاده از آزمون‌های بروش پاگان، آزمون هاروی و آزمون گلجسر انجام شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون همسانی واریانس باقیمانده‌ها

آزمون	آزمون بروش-پاگان	آزمون گلجسر	آزمون هاروی	نتیجه
آماره اف	۱۱/۲۳	۳/۸۵	۱۱/۰۶	ناهمسانی واریانس
سطح معنادار	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	

جدول شماره ۴ نشان می‌دهد که سطح خطای آزمون‌های مزبور از ۵ درصد کوچک‌تر می‌باشد، لذا آماره‌های آزمون نشان دهنده ناهمسانی واریانس بوده و سطح معناداری آن‌ها فرض صفر این آزمون مبنی بر همسانی واریانس را تایید نکرده‌اند. به بیان دیگر، باقی مانده‌های حاصل از تخمین مدل پژوهش، دارای واریانس ثابت نبوده است. به همین دلیل برای تخمین رگرسیون از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده می‌شود.

برای انتخاب روش مناسب برای تخمین مدل مزبور در مقاطع و دوره‌های زمانی مختلف داده‌های ترکیبی، از آزمون F مقید (چاو) استفاده شده است. اگر سطح خطای آزمون چاو کوچک‌تر از ۵ درصد باشد، مدل داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود و در غیر این صورت از روش داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود.

جدول ۵. آزمون برآورد مدل پژوهش

نوع آزمون	آماره‌ی آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون
آزمون چاو	۵/۳۴	۰/۰۰	داده تابلویی
آزمون هاسمن	۱۰/۲۹	۰/۰۳	اثرات ثابت

با توجه به جدول ۵ برای تخمین مدل پژوهش، با توجه به اینکه سطح خطای آزمون چاو کمتر از ۵ درصد است از "داده‌های تابلویی" استفاده می‌شود. لذا برای تعیین روش اثرات ثابت یا تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. از آنجا که سطح خطای آزمون هاسمن در مدل پژوهش کمتر از ۵ درصد است نوع مدل منتخب "مدل اثرات ثابت" خواهد بود.

همانطور که در جدول ۶ نشان داده شده است، ضریب تعیین مدل برازش شده‌ی پژوهش ۰/۴۲ است، پس می‌توان ادعا کرد ۴۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته مدل پژوهش یعنی مدیریت سود را می‌توان توسط متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داد. همچنین از آماره‌ی دوربین-واتسون برای تعیین وجود یا عدم وجود خودهمبستگی در الگوی رگرسیون استفاده شد. آماره‌ی دوربین-واتسون محاسبه شده برای مدل پژوهش ۱/۸۴ می‌باشد و این مقدار بین ۱/۵ تا ۲/۵ است، بنابراین فرض وجود همبستگی بین خطاها رد می‌شود. همچنین سطح معناداری آماره اف برای مدل پژوهش کمتر از پنج درصد است از همین رو می‌توان پذیرفت یافته‌های مدل پژوهش برای تبیین روابط متغیرهای مستقل و کنترلی با متغیر وابسته قابل اتکاست.

جدول ۶. آزمون فرضیه پژوهش

شرح	ضریب	آماره تی	سطح معناداری
مقدار ثابت	۰/۲۴	۳/۷۹	۰/۰۰
دوره تصدی کمیته حسابرسی	۰/۰۶	۳/۰۶	۰/۰۰
اندازه شرکت	-۰/۰۴	-۲/۲۰	۰/۰۲
اهرم مالی	۰/۰۵	۳/۲۱	۰/۰۰
بازده دارایی‌ها	-۰/۰۳	-۲/۳۶	۰/۰۱
اندازه هیئت مدیره	-۰/۰۲	-۲/۰۲	۰/۰۴
استقلال هیئت مدیره	-۰/۰۶	-۲/۷۰	۰/۰۰
ضریب تعیین	۰/۴۲	آماره اف	۲۴/۳۱
آماره دوربین واتسن	۱/۸۴	سطح معناداری	۰/۰۰

همچنین ضریب و سطح خطای مربوط به متغیر مستقل یعنی دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی به ترتیب ۰/۰۶ و ۰/۰۰ می‌باشد. از آنجا که ضریب متغیر مثبت است و سطح خطای این متغیر کمتر از ۵ درصد است، بنابراین می‌توان در سطح اطمینان ۹۵ پذیرفت دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود شرکت‌ها تأثیر مثبت معناداری داشته و فرضیه پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار می‌گیرد. همچنین از بین متغیرهای کنترلی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، اندازه شرکت، بازده

دارایی‌ها، اندازه هیئت مدیره و استقلال هیئت مدیره بر مدیریت سود تأثیر منفی معناداری دارند، اهرم مالی نیز تأثیر مثبت معناداری بر مدیریت سود دارد.

۷. نتیجه‌گیری و بحث

هدف این پژوهش بررسی تأثیر دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. یافته‌ها حاصل از آزمون فرضیه پژوهش بیان‌گر آن است که دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود تأثیر مثبت و معناداری دارد. به بیان دیگر با افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی، مدیریت سود شرکت‌ها افزایش پیدا می‌کند. نتایج حاصل از فرضیه پژوهش با نتایج پژوهش مجیبو و همکاران (۲۰۱۸). همراستا است. آن‌ها نیز در پژوهش خود نشان دادند که با افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی، استفاده مدیران از اقلام تعهدی جهت دستکاری سود افزایش پیدا کرده و در نهایت کیفیت گزارش‌های مالی کاهش پیدا می‌کند. همانطور که در مبانی نظری پژوهش اشاره شد بر اساس دیدگاه سازگاری مدیریتی، با افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی، ممکن است روابط صمیمانه بین مدیریت و اعضای کمیته حسابرسی ایجاد شده و همین امر ممکن است کمیته حسابرسی از نقش نظارت خود فاصله گرفته و استقلال اعضای کمیته حسابرسی را مخدوش نماید. از این‌رو با افزایش دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی، مدیریت سود افزایش پیدا می‌کند.

باتوجه به منشور کمیته حسابرسی، یکی از مهم‌ترین اهداف تشکیل کمیته حسابرسی، کمک به ایفای مسئولیت نظارتی هیئت‌مدیره و بهبود آن جهت کسب اطمینان معقول نسبت به سلامت گزارشگری مالی است. از این‌رو کمیته حسابرسی باید به‌طور صحیح سازماندهی و مورد استفاده قرار گیرد، در این صورت است که این کمیته می‌تواند برای کلیه گروه‌های استفاده‌کننده از گزارش‌های مالی منافع چشمگیری داشته باشد. از این‌رو باتوجه به تأثیر مثبت دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود، به هیئت مدیره شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود در زمان انتخاب و انتصاب اعضای کمیته حسابرسی به نتایج این پژوهش توجه نمایند و به منظور حصول اطمینان از اثربخشی کمیته حسابرسی به صورت دوره‌های ثابت (دو تا سه سال) نسبت به تغییر اعضای کمیته حسابرسی تصمیم‌گیری نمایند. به سازمان بورس اوراق بهادار تهران نیز پیشنهاد می‌شود قوانین و مقرراتی را اتخاذ نماید تا همانند حسابرسان مستقل که به صورت الزامی تغییر می‌کنند، اعضای کمیته حسابرسی نیز به صورت دوره‌های ثابت با الزام قانونی این سازمان تغییر کنند. همچنین به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در زمان تصمیم‌گیری در خصوص خرید و فروش سهام یک شرکت، به دوره تصدی اعضای کمیته حسابرسی به عنوان یکی از عوامل تأثیر گذار بر مدیریت سود توجه نمایند تا گریبان‌گیر پیامدهای منفی دستکاری سود توسط مدیران نشوند.

۸. منابع

۱. اورادی، جواد، لاری دشت بیاض، محمود و سالاری فورگ، زینب. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین ویژگی‌های کمیته حسابرسی و عملکرد شرکت. دانش حسابداری مالی، ۳(۴)، ۱۳۱-۱۵۲.
۲. تختایی، نصراله، تیمی، محمد و زهرا موسوی. (۱۳۹۰). "نقش کمیته حسابرسی در کیفیت گزارشگری مالی"، فصلنامه حسابداری رسمی، شماره ۱۵، صص ۴۵-۵۶.
۳. جامعی، رضا و آزاده رستمیان. (۱۳۹۵). "تأثیر تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی بر ویژگی‌های سود پیش‌بینی شده"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۲۹، صص ۱-۱۷.
۴. زارعی، علیرضا و معصومه قاسمی. (۱۳۹۵). "اثر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر کیفیت گزارشگری مالی"، بررسی‌های حسابداری، شماره ۱۲، صص ۴۳-۶۴.
۵. سازمان بورس و اوراق بهادار. (۱۳۹۱). "منشور کمیته حسابرسی"، قابل دریافت از: www.seo.ir
۶. شیرخانی، حسین و حسین سهیلی. (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر کمیته حسابرسی مستقل کارآمد و کیفیت سود"، سومین کنفرانس بین‌المللی حسابداری و مدیریت، https://www.civilica.com/Paper-MOCONF03-MOCONF03_177.html
۷. قدس مفیدی، اقبال. (۱۳۹۸). "بررسی تأثیر کمیته حسابرسی بر کاهش تحریفات مالی با تأکید بر تخصص حسابرس در صنعت". چشم انداز حسابداری و مدیریت، شماره ۲، صص ۶۸-۸۴.
۸. کامیابی، یحیی و احسان بوژمهرانی. (۱۳۹۶). "بررسی اثر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر افشای اختیاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابرسی، شماره ۶۷، صص ۱۴۷-۱۶۲.
۹. کامیابی، یحیی و احسان بوژمهرانی. (۱۳۹۴). "ویژگی‌های کمیته حسابرسی، کیفیت افشا، نسبت اعضای غیر موظف هیئت مدیره"، پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۶، صص ۱۹۹-۲۱۷.

۱۰. مرادی شاهکوه، زهرا عرب. (۱۳۹۷). "بررسی رابطه ویژگی های کمیته حسابرسی و کیفیت سود در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، کنفرانس ملی پژوهشهای نوین حسابداری و مدیریت در هزاره سوم، کرج، دبیرخانه کنفرانس، https://www.civilica.com/Paper-MANACC01-MANACC01_216.html
11. Abbott, L. J., Parker, S. & Peters, G.F. (2004). "Audit Committee Characteristics and Restatements". Auditing: Journal of Practice & Theory, Vol. 19, Issue 2, pp. 47-66. <https://doi.org/10.2308/aud.2004.23.1.69>
12. Adeyemi, S. B. (2006). "Impact of accounting standards on financial reporting in Nigeria". Unpublished PhD Thesis, University of Lagos.
13. Armitage, J .L., & Bradley, R. J. (1994). "Audit committees". The Nigerian Accountant, Vol. 8, Issue 1, pp. 18-29.
14. Birkett, B.S. (1986). "The Recent History of Corporate Audit Committees". The Accounting Historians Journal, Vol. 13, Issue 2, pp. 34-109. <https://doi.org/10.2308/aahj-10515>
15. Beasley, M. (1996). "An Empirical Analysis of the Relation Between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud". The Accounting Review, Vol. 71, Issue 4, pp. 443-465. <https://doi.org/10.2469/dig.v27.n2.79>
16. Casterella, J., & Johnston, D. (2013). "Can the academic literature contribute to the debate over mandatory audit firm rotation?". Research in Accounting Regulation, Vol. 25, Issue 1, pp. 108-116.
17. Chan, A. M. Y., Liu, G., & Sun, J. (2012). "Independent audit committee members board tenure and audit fees". Accounting and Finance, Vol. 10, Issue 1, pp. 46- 62.
18. Chen, B., & Komal, B. (2018). "Audit committee financial expertise and earnings quality: A meta-analysis". Journal of Business Research, Vol. 84, Issue 1, pp. 253-270.
19. Deaer, P.A. & Zaman, M. (2005). "Convergence in European Corporate Governance: The Audit Committee Concep". Corporate Governance: An International Review, Vol. 13, Issue 6, pp. 68-753. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00666-2](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00666-2)
20. Dezoort, T., Hermanson, D.R., Archambeault, D. & Reed, S. (2002). "Audit Committee Effectiveness: A Synthesis of the Empirical Audit Committee Literature". Journal of Accounting Literature, Vol. 21, Issue 1, pp. 38-75. <https://doi.org/10.1111/j.1099-1123.2004.00090.x>
21. Fichtner, J. R. (2010). "The Recent International Growth of Mandatory Audit Committee Requirements". International Journal of Disclosure and Governance, Vol. 7, Issue 3, pp. 227-243. <https://doi.org/10.1057/jdg.2010.9>
22. Ghafran, C., & O'Sullivan, N. (2017). "The impact of audit committee expertise on audit quality: Evidence from UK audit fees". The British Accounting Review, Vol. 49, Issue 1, pp. 578 -593.
23. Huang, H. (2019). "Audit committees and systematic risk: Evidence from Taiwan's regulatory change". The North American Journal of Economics and Finance, Vol. 47, Issue 1, pp. 477-491.
24. Inaam, Z. (2016). "Effective audit committee, audit quality and earnings management: Evidence from Tunisia". Journal of Accounting in Emerging Economies, Vol. 6 Issue: 2, pp.138-155, <https://doi.org/10.1108/JAEE-09-2013-0048>
25. Jones, J. (1991). "Earnings management during import relief investigations". Journal of Accounting Research, Vol. 29, Issue 2, pp. 193 - 228.
26. Li, X., & Li, Y. (2019). "Female independent directors and financial irregularities in chinese listed firms: From the perspective of audit committee chairpersons". Finance Research Letters, <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.101320>.
27. Leong, K. S., Wang, J., Suwardy T., & Kusnadi, Y. (2015). "Audit committees and financial reporting quality in Singapore". Institutional knowledge of Singapore Management University. Research of Collection School of Accountancy.
28. Liu, G. and Sun, J. (2010). "Director tenure and independent audit committee effectiveness". International research journal of finance and economics, Vol. 51, Issue 1, PP. 176- 189.
29. Malai,K. (2015). "The Impact of the Audit Committee Effectiveness and Audit Quality on Financial Reporting Quality of listed company in Stocks Exchange of Thailand". Society of Interdisciplinary Business Research, www.sibresearch.org.
30. Majiyebo, j., Okpanachi, O., Terzungwe, N. (2018). "Effect of Audit Committee Tenure on Financial Reporting Quality of Listed Deposit Money Banks in Nigeria". European Scientific Journal, Vol. 4, Issue 4, pp. 257-271.

31. Mishra, M., & Malhotra, K. (2018). "Audit Committee Characteristics and Earnings Management: Evidence from India". *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, Vol. 6, Issue 2, PP. 247-273.
32. McMullen, D. A., & Raghunandam, K. (1996). "Enhancing Audit Committee Effectiveness". *Journal of Accountancy*, Vol. 182, Issue 2, PP. 79-81. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2014.06.042>.
33. Nelwan, L., & Tansuria, B. (2019). "Audit committee characteristics and earnings management practices". *Journal of Economics, Business, and Accountancy Ventura*, Vol. 22, Issue 1, PP. 85 – 97.
34. Nuraddeen, U., Kamardin, H. (2015), Impact of Audit Committee and Audit Quality on Preventing Earnings Management in the Pre- and Post- Nigerian Corporate
35. Page, M., & Spira, L. (2005). "Ethics, independence and the conservation of ambiguity". *Business Ethics: A European Review*, Vol. 140, Issue 1, PP. 301-316.
36. Pucheta-Martínez, M.C. & De Fuentes, C. (2007). "The Impact of Audit Committee Characteristics on the Enhancement of the Quality of Financial Reporting: An Empirical Study in the Spanish Context". *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 15, Issue 6, PP. 412-1394. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.2007.00653.x>
37. Sarbanes-Oxley Act. (2002). "107th congress of the United States of America. Washington DC".
38. Schrader, C. (2017). "The Impact Of Audit Committee Tenure And Compensation On Audit Fees". A Dissertation Submitted in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree Doctor of Philosophy.
39. Shepardson, L. (2019). "Effects of individual task-specific experience in audit committee oversight of financial reporting outcomes". *Accounting, Organizations and Society*, Vol. 74, Issue 1, pp. 56-74.
40. Thomas, E. & Wilson, Jr. (2015). "Does director tenure affect audit committee effectiveness?". *Journal of Finance and Accountancy*. Vol. 21, Issue 1, PP. 1– 11.
41. Usman Miko, N. and Kamardin, H. (2015). "Impact of Audit Committee and Audit Quality on Preventing Earnings Management in the Pre - and Post - Nigerian Corporate Governance Code 2011". *Social and Behavioral Sciences*, Vol. 172, Issue 1, PP. 651-657. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.01.415>.
42. UK Corporate Governance Code. (2016). "Financial Reporting Council". London.
43. Vafeas, N. (2005). "Audit committees, boards, and the quality of reported earnings". *Contemporary Accounting Research*, Vol. 22, Issue 1, PP. 1093– 1122.
44. Wan Mohammad, M., Wasiuzzaman, S., Morsali, S., & Mohd Zaini, R. (2018). "The Effect of Audit Committee Characteristics on Financial Restatements in Malaysia". *Journal of Asia-Pacific Business*, <https://DOI:10.1080/10599231.2018.1419043>
45. Yang, J., & Krishnan, J. (2005). "Audit committees and quarterly earnings management". *International Journal of Auditing*, Vol. 9, Issue 3, PP. 201-219.

پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی

فصلنامه علمی تخصصی پژوهش
در حسابداری و علوم اقتصادی
سال ۴، شماره ۳ (پیاپی: ۱۳)، پاییز ۹۹

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