



ISSN: 2645-4408

پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی

فصلنامه علمی تخصصی پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی
سال ششم، شماره ۱ (پیاپی ۲۰)، بهار ۱۴۰۱، جلد دو

بررسی تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش
سرمایه گذاری
نیلوفر میرسپاسی، جواد جانمحمدی

بررسی رابطه بین سررسید بدهی و قابلیت مقایسه صورت های مالی
سعید پاکدلان، علیرضا آذربهرمان، فائزه باقری دادوکلانی

بررسی ارتباط میان سرمایه سازمانی، اجتناب از مالیات و ارزش شرکت: شواهدی
از بورس اوراق بهادار تهران
خسرو مرادی شهدادی، مریم صادقی

بررسی متغیرهای تاخیر در گزارش های حسابرسی و حق الزحمه غیر عادی
حسابرس در کیفیت کنترل داخلی
بیتا سرهنگی، ندا اسلامی سامانی، حسن ابوالقاسمی

بررسی رابطه متقابل اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت: شواهدی از تحلیل متنی
و داده های گزارشگری مالی
نیما ریگی، بهناز رحیم زاده



نشریه

نشانی: کرج، آزادگان، ابتدای بلوار مطهری، کوچه شهید سبحانی، پلاک ۲۸، واحد ۴
کد پستی: ۳۱۴۳۹۵۳۵۹۵
www.JARES.ir
Shij.journals@gmail.com
۳۱۴۳۹۵۳۵۹۵

چاپ

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

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 فراحتی، 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 مجید مرادی، عضو هیئت علمی دانشگاه ناصر خسرو
- دکتر منصور مهینی 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، صاحب‌نظران، 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 ثبت‌نام نموده و با ورود به پنل کاربری، مقاله خود را ثبت کنید.

محورها و موضوعات پذیرش مقاله:

مطالعات علوم اقتصاد:

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

مطالعات حسابداری:

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

فهرست مقالات

صفحه	عنوان مقاله
۱	بررسی تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش سرمایه گذاری نیلوفر میرسپاسی، جواد جان محمدی
۱۱	بررسی رابطه بین سررسید بدهی و قابلیت مقایسه صورت های مالی سعید پاکدلان، علیرضا آذرباهمان، فائزه باقری دادوکلانی
۲۵	بررسی ارتباط میان سرمایه سازمانی، اجتناب از مالیات و ارزش شرکت؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران خسرو مرادی شهدادی، مریم صادقی
۳۷	بررسی متغیرهای تاخیر در گزارش های حسابرسی و حق الزحمه غیرعادی حسابرسان در کیفیت کنترل داخلی بیبا سرهنگی، ندا اسلامی سامانی، حسن ابوالقاسمی
۴۹	بررسی رابطه متقابل اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت: شواهدی از تحلیل متنی و داده های گزارشگری مالی نیما ریگی، بهناز رحیم زاده

بررسی تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش سرمایه گذاری

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۶

کد مقاله: ۱۲۱۹۰

نیلوفر میرسپاسی^۱، جواد جان محمدی^{۲*}

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش سرمایه گذاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ بود. بدین منظور داده های ۹۹ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. این پژوهش از نوع کاربردی است که به توصیف همبستگی بین متغیرهای مورد مطالعه می پردازد. برای آزمون فرضیه های پژوهش، مدل های رگرسیون بر مبنای پانل برآورد شدند. نتایج آزمون فرضیه های پژوهش نشان می دهد که رابطه معناداری بین اهرم مالی و بیش سرمایه گذاری وجود ندارد. همچنین نتایج نشان داد که بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت و بیش سرمایه گذاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. اما نتایج نشان داد که اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش سرمایه گذاری تاثیر معناداری ندارد.

واژگان کلیدی: اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت، اهرم مالی، بیش سرمایه گذاری

۱. استادیار، گروه مدیریت کسب و کار، واحد اسلامشهر، دانشکده حسابداری و مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی، اسلامشهر، ایران.

۲. دانشجوی کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی - بازاریابی، واحد الکترونیکی، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران (نویسنده مسئول)

j.janmohamadi@ansarbank.ir

تصمیمات سرمایه‌گذاری به طور گسترده‌ای وابسته به عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلات نمایندگی می‌باشند. عدم تقارن اطلاعاتی به همراه نوسانات بازار و تأثیری که بر تامین مالی برون سازمانی دارند، به سادگی منجر به سرمایه‌گذاری کمتر از حد شرکت‌های در مواجهه با محدودیت مالی می‌شود. در حالی که مشکلات نمایندگی معمولاً ناشی از سرمایه‌گذاری بیش از حد مدیران با توجه به منافع شخصی و سرمایه‌گذاری نادرست جریان‌های نقد آزاد در پروژه‌های با ارزش فعلی منفی می‌باشد. تئوری سرمایه‌گذاری بر این اعتقاد است که شرکت‌ها مایل به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با نرخ بازده ثابت و بالاتر از هزینه سرمایه و نیازمند هزینه تامین مالی کمتر می‌باشند (واعظ و رشیدی، ۱۳۹۳). سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی مثبت، نیازمند تامین مالی خارجی است و بعد از پرداخت هزینه‌های بهره مربوط، مدیران باید وجه نقد اضافی را به سرمایه‌گذاران برگردانند (برزیده و همکاران، ۱۳۹۷). بر اساس فرضیه بیش سرمایه‌گذاری، از یک سو وجود جریان نقدی به سبب نبود تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران منجر به بیش سرمایه‌گذاری می‌شود و از سوی دیگر وجود محدودیت در تامین مالی، به کم سرمایه‌گذاری منتهی می‌گردد (بیدل و همکاران، ۲۰۰۹). سرمایه‌گذاری بیش از حد و کمتر از حد بیانگر رفتارهای ناکارآمد سرمایه‌گذاری بوده که منجر به وقوع زیان و هدر رفتن سرمایه اجتماعی می‌شود. سرمایه‌گذاری بیش از حد و سرمایه‌گذاری کمتر از حد به رفتارهای سرمایه‌گذاری غیر مؤثری وابسته است که سبب زیان‌های هنگفت برای سرمایه‌گذاران و هدر رفتن سرمایه اجتماعی می‌شود (واعظ و رشیدی، ۱۳۹۳). بنابراین کارایی سرمایه‌گذاری مستلزم آن است که از یک سو، از مصرف منابع در فعالیت‌هایی که سرمایه‌گذاری در آن بیشتر از حد مطلوب انجام شده است ممانعت شود (جلوگیری از بیش سرمایه‌گذاری) و از سوی دیگر، منابع به سمت فعالیت‌هایی که نیاز بیشتری به سرمایه‌گذاری دارد، هدایت گردد (جلوگیری از کم سرمایه‌گذاری). بهر حال، شرکت‌هایی که بالاتر از سطح بهینه‌شان (انحراف مثبت از سرمایه‌گذاری مورد انتظار) سرمایه‌گذاری می‌کنند، بیش سرمایه‌گذاری دارند، درحالی که آنهایی که همه پروژه‌های سودآور را (انحراف منفی از سرمایه‌گذاری مورد انتظار) به بیرون منتقل می‌کنند، کم سرمایه‌گذاری دارند (گماریز و بالستاز، ۲۰۱۳). اهرم مالی و چگونگی دستیابی به منابع مالی از مهمترین مواردی است که شرکت‌ها آنرا در رابطه با تصمیمات خود مورد توجه قرار می‌دهند. این موضوع منابع تامین مالی از محل سرمایه باشد یا از محل بدهی، دارای ابعادی متفاوت است. در کل منابع تامین مالی به دو دسته منابع درونی (سود حاصل از عملیات) و منابع بیرونی (استقراض و افزایش سرمایه) تقسیم می‌گردد، چگونگی استفاده از این منابع منجر به تئوری‌های بسیاری در طول زمان گردیده است. تئوری تعادلی (یا موازنه) ایستا و تئوری سلسله مراتبی از مهمترین و برجسته‌ترین این تئوری‌ها در طول زمان بوده است (اسدی و همکاران، ۱۳۹۰). تأثیر تامین مالی داخلی بر کارایی سرمایه‌گذاری را می‌توان از طریق متغیر سود تقسیمی به شکل نقدی توضیح داد. افزایش سود تقسیمی، اطلاعاتی در باره جریان‌های نقدی جاری و آتی یک شرکت، به بازار سرمایه منتقل می‌کند (جنسن، ۱۹۸۶). در مورد تأثیر سود تقسیمی بیان می‌کند مدیران از طریق محرک‌هایی مثل پاداش، دارای این انگیزه هستند که حتی در صورت فقدان فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری سودآور، وجوه نقد آزاد را صرف سرمایه‌گذاری کم بازده یا حتی زیانده کنند. در این حالت، سیاست تقسیم سود ابزاری برای کنترل و ممانعت از سوء استفاده‌های احتمالی مدیریت از وجوه نقد آزاد است. علاوه بر این، توزیع سود، مدیران شرکت‌ها را وادار می‌سازد که برای تامین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بیشتر، به بازار روی آورند و در نتیجه، از قوانین و مقررات بورس، بانک‌ها و سایر سرمایه‌گذاران برون سازمانی تبغیت کنند. این امر باعث صرفه جویی در برخی از هزینه‌های احتمالی، مثل هزینه بکارگیری افراد برون سازمانی به منظور نظارت بر مدیریت، می‌شود (وانگ، ۲۰۰۵). مدیران بیش اعتماد، برگشت‌های آتی سرمایه از پروژه‌های شرکت‌هایشان را بیش از حد تخمین می‌زنند. از این رو آنها احتمالاً، احتمال و بزرگی شوک‌های مثبت گردش‌های نقدی آتی حاصل از پروژه‌های در حال اجرا را بیش از حد تخمین می‌زنند و شوک‌های معکوس و منفی گردش‌های نقدی را کمتر از حد تخمین می‌زنند (ملکیان و همکاران، ۱۳۹۲). مدیران بیش اعتماد باتوجه به اعتقادات خود درخصوص هزینه بر بودن تامین مالی خارجی، به گونه‌ای رفتار می‌کنند که شرکت تحت مدیریت آنها با محدودیت‌های مالی روبه روست. باوجود این، تفسیر نحوه برخورد مدیران بیش اعتماد با محدودیت‌های مالی تا حدودی مبهم است. علت این ابهام نیز به طور عمده ناشی از تفاوت دیدگاه‌های مدیران بیش اعتماد و سرمایه‌گذاران درخصوص ارزش شرکت است. زمانی که مدیران و سرمایه‌گذاران اعتقادات یکسانی درخصوص هزینه‌های تامین مالی جاری و آتی داشته باشند، سطح بهینه وجه نقد بر اساس موازنه هزینه و منفعت نگهداشت وجه نقد تعیین می‌شود. در صورتی که مدیران و سرمایه‌گذاران اعتقادات متفاوتی داشته باشند، سطح بهینه وجه نقد از سوی مدیران بر اساس دیگران آنها در خصوص هزینه تامین مالی خارج از شرکت، تعیین می‌شود. از یک طرف، مدیران بیش اعتماد ممکن است به منظور تامین مالی فرصت‌های سرمایه‌گذاری پیشرو، وجه نقد بیشتری نگهداری کنند تا از این طریق، از تامین مالی آتی خارج از شرکت پرهیز کنند که از دیدگاه آنها بی جهت هزینه بر است (دشموک و همکاران، ۲۰۱۵). با توجه به مطالب گفته

1. Biddle and et al
2. Gomariz and Ballesta
3. Jensen
4. Wong
5. Deshmukh and et al

شده پرسش اصلی پژوهش این است که آیا اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش سرمایه گذاری تاثیر معناداری دارد؟

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

سرمایه گذاری نقش مهمی در تضمین توسعه پایدار شرکت ها در رقابت بازار و ایجاد ارزش جدید برای سهامداران دارد. سیاست های سرمایه گذاری شرکتی توسط طیف گسترده ای از عوامل، از جمله اقتصاد کلی، سیاست های پولی کلان، بازارهای سرمایه و عملیات های شرکت تعیین می شوند (ریچاردسون^۱، ۲۰۰۶). عوامل مدیریتی، مانند نامعقول بودن مدیران، به خصوص در بازارهای مالی ناکارآمد و در شرکت ها با حاکمیت شرکتی ضعیف اهمیت دارد. بیش اعتمادی یک رفتار نامعقول معمول است و مدیران شرکت تمایل دارند آن را هنگام تصمیم گیری تجاری نشان دهند. مدیرانی که بیش اعتمادی دارند تصمیمات سرمایه گذاری را اتخاذ می کنند که منجر به مشکلات سرمایه گذاری بیش از حد یا کمتر از حد می شود. با این حال، بیش اعتمادی مدیریتی بر ساختار سرمایه شرکتی، تامین مالی خارجی (تامین مالی جدید و تامین مالی بدهی)، بلوغ بدهی و دیگر مسایل مالی شرکت تاثیر دارد (لین و همکاران^۲، ۲۰۰۵).

یکی از مهمترین تصمیم های پیش روی مدیران واحد تجاری تصمیم های مربوط به تامین مالی است. تامین مالی یکی از اجزاء ضروری عملیات هر واحد تجاری است. اتخاذ سیاست های تامین مالی توسط مدیران، نقش بسزایی در ریسک و ایجاد ثروت برای سهامداران دارد. با این حال شناخت عوامل موثر بر تصمیم های تامین مالی مدیران از اهمیت بیشتری برخوردار است. عوامل زیادی بر تصمیم گیری تامین مالی مدیران واحد تجاری موثر است که این عوامل را می توان به دو دسته تقسیم کرد: دسته اول، عواملی که مرتبط هستند با ساختار شرکت مانند مشکلات نمایندگی، اندازه شرکت و درماندگی مالی و دسته دوم، عواملی که مرتبط هستند با ویژگی های رفتاری مدیران مانند محافظه کاری و اطمینان بیش از حد یا توجه به تیوری سلسله مراتبی (مایرز^۳، ۱۹۸۴)، شرکت ها منابع مالی خود را بر پایه هزینه های خود اولویت بندی می کنند، بنابراین تامین مالی داخلی را ترجیح می دهند، و سپس بدهی را ترجیح می دهند و به عنوان آخرین راه برای افزایش دارایی جدید. مدیران شرکت از دیدگاه مالی رفتاری تمایل دارند که منابع مالی داخلی را نسبت به منابع دیگر انتخاب کنند زیرا آنها کنترل بیشتری بر بودجه داخلی دارند. بنابراین، اعتماد به نفس بیش از حد مدیران بر بهره وری پروژه های سرمایه گذاری با سرمایه گذاری داخلی تاثیر می گذارند. اگر مدیران بیش اعتماد، بودجه داخلی کافی برای سرمایه گذاری داشته باشند و توسط بازار سرمایه یا مکانیزم های حاکمیت شرکتی کنترل نشوند، آنها به طور سیستماتیک بازگشت به پروژه های سرمایه گذاری را دست بالا می گیرند. با این حال، اگر سرمایه داخلی کافی نداشته باشند، مایل به صدور سهام جدید نیستند، زیرا آنها سهام شرکت خود را کم تر از بازار درک می کنند. در نتیجه، آنها سرمایه گذاری خود را مهار می کنند. اعتماد به نفس کاذب می تواند برای انحرافات سرمایه گذاری شرکتی به ویژه در یک بازار مانند ایران، که در آن حاکمیت موثر داخلی و مکانیزم های پایش خارجی به خوبی تثبیت نشده است، موثر است (ابراهیمی و احمدی، ۱۳۹۵).

در شرایطی که هیچ اصطکاکی مثلا انتخاب ناسازگار یا هزینه های نمایندگی وجود ندارد، سرمایه گذاری ناکارا، صرف نظر کردن از فرصت های سرمایه گذاری با ارزش فعلی خالص مثبت است (کم سرمایه گذاری). به علاوه سرمایه گذاری ناکارا شامل انتخاب پروژه هایی با ارزش فعلی خالص منفی نیز می شود (بیش سرمایه گذاری). حداقل دو معیار نظری برای تعیین کارایی سرمایه گذاری وجود دارد: اولاً اینکه، اگر یک شرکت تصمیم به تامین مالی گیرد، هیچ تضمینی وجود ندارد که سرمایه گذاری صحیحی با آن انجام شود. برای مثال، مدیران ممکن است با انتخاب پروژه های نامناسب در جهت منافع خویش و یا حتی سوء استفاده از منابع موجود، اقدام به سرمایه گذاری ناکارا نمایند؛ دوم اینکه یک شرکت نیاز دارد به منظور تامین مالی فرصت های سرمایه گذاری، منابع را جمع آوری نماید. در یک بازار کارا، همه پروژه های با ارزش فعلی خالص مثبت باید تامین مالی شوند؛ هر چند بخش عمده ای از ادبیات موجود در حوزه مالی نشان داده است که محدودیت های مالی، توانایی مدیران را برای تامین مالی محدود می سازد، زیرا شرکت های مواجه با محدودیت مالی ممکن است به دلیل هزینه های زیاد تامین مالی، از قبول و انجام پروژه های با ارزش فعلی خالص مثبت صرف نظر نمایند که این کار به کم سرمایه گذاری منجر می شود. مدیران شرکت ها، با شناخت عوامل موثر بر سرمایه گذاری و با به کارگیری آنها در رسیدن به سطح سرمایه گذاری بهینه، می توانند نهایت بازدهی را ایجاد کنند تا هم فرصت های سودآور سرمایه گذاری را از دست ندهند و هم رضایت سهامداران را جلب نمایند اما بازارهای ناکارا دارای نواقصی هستند که می تواند سطح سرمایه گذاری بهینه شرکت را تحت تاثیر قرار داده و در نهایت، به فرآیند «بیش سرمایه گذاری» و یا «کم سرمایه گذاری» منتهی شود (کبیری، ۱۳۹۸).

در راستای موضوع پژوهش هی و همکاران^۴ (۲۰۱۹) به بررسی بیش اعتمادی مدیران، تامین مالی داخلی و کارایی سرمایه گذاری پرداختند. آنها نشان دادند که تامین مالی داخلی، فرصت های شغلی تجاری و کمبود سرمایه را کاهش می دهد اما

1. Richardson
2. Lin and et al
3. Myers
4. He and et al

ممکن است باعث سرمایه‌گذاری بیش از حد بخصوص در بنگاه‌های دارای اعتماد به نفس مدیریتی شود. این مشکل سرمایه‌گذاری به طور قابل توجهی مربوط به اعتماد به نفس مدیریتی در شرکت‌های دولتی است. همچنین در سال (۲۰۱۸) هانگ و همکاران^۱ در بررسی تأثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیران بر حساسیت سرمایه‌گذاری جریان‌های نقدی، نشان دادند که به طور میانگین اعتماد به نفس بیش از حد مدیران باعث افزایش حساسیت سرمایه‌گذاری جریان‌های نقدی می‌شود و در شرکت‌هایی که هزینه نمایندگی بالاتری دارند این تأثیر به میزان قابل توجهی بیشتر است. فرچیلد^۲ (۲۰۱۷) در پژوهشی تحت عنوان «اعتماد به نفس بیش از حد مدیریتی، مسئله نمایندگی، تصمیمات مالی و عملکرد شرکت» بیان می‌کند که یک مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد، توانایی‌های خود را بیش از حد واقع، و محدودیت‌های مالی را کمتر از واقع در نظر می‌گیرد. در بررسی رفتار مدیران، مالمندر و تات^۳ (۲۰۱۶) دریافتند که خصوصیات شخصی آن‌ها علی‌الخصوص اعتماد به نفس بیش از حد مدیریتی، ممکن است منجر به انحرافات در تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت شود، و این مدیران خوش بین به طور معنی‌داری حساسیت سرمایه‌گذاری بیشتری به جریان‌های نقدی آزاد به ویژه در شرکت‌های سهامی دارند. همچنین مدیران با اعتماد به نفس بیش از اندازه تأمین مالی از طریق بدهی را به انتشار سهام ترجیح می‌دهند. ایخولم و پسترنک^۴ (۲۰۱۵) نیز در پژوهشی با عنوان «اعتماد به نفس بیش از اندازه و حجم سرمایه‌گذاری» نشان دادند که سرمایه‌گذاران جزئی‌تر و با اعتماد به نفس بالاتر، آسیب بیشتری از رفتارهای سرمایه‌گذاریشان می‌بیند. به علاوه رفتار سرمایه‌گذار با اندازه و حجم سرمایه‌گذاری تغییر کرده و از آن متأثر است. دشموک و همکاران^۵ (۲۰۱۳) بیان کردند که مدیران نسبت به مدیران منطقی سود کمتری تقسیم می‌کنند تا برای نیازهای سرمایه‌ای آتی، منابع مالی بیشتری انباشته کنند.

در پژوهش‌های انجام شده در ایران کبیری در سال (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر اعتماد بیش از حد مدیریت و تأمین مالی داخلی بر کارایی سرمایه‌گذاری پرداخت. نتایج او نشان داد که بیش اعتمادی مدیریت بر کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر معکوس و تأمین مالی داخلی بر کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت و معناداری دارند. بشکوه و کشاورز (۱۳۹۷) به بررسی فرا اطمینانی مدیران و ریسک سقوط قیمت سهام، نشان دادند که بیش اعتمادی مدیران با معیار پیش‌بینی سود و رشد غیرعادی دارایی‌ها بر ریسک سقوط قیمت سهام بر اساس نوسان بالا به پایین و سیگمای حداکثری تأثیر مستقیم و معناداری دارد. همچنین در سال (۱۳۹۶) کاشانی پور و محمدی در بررسی رابطه بین بیش اطمینانی مدیران با نگهداشت وجه نقد و حساسیت جریان نقدی وجه نقد نشان دادند که رابطه مثبت و معناداری بین بیش اطمینانی مدیران و وجه نقد نگهداری شده وجود دارد. همچنین، نتایج به دست آمده بیانگر آن است که بیش اطمینانی مدیران اثر مثبت و معناداری بر حساسیت جریان نقدی وجه نقد دارد. به بیان دیگر، مدیران بیش اطمینان وجه نقد بیشتری از جریان‌های نقدی عملیاتی تجاری را در شرکت ذخیره می‌کنند. این یافته‌ها مطابق با این دیدگاه است که مدیران بیش اطمینان هزینه‌های تأمین مالی آتی خارج از شرکت را بیش از اندازه تلقی می‌کنند. بنابراین، سعی می‌کنند با نگهداری وجه نقد، سرمایه‌گذاری‌های پیش رو را از منابع داخلی شرکت تأمین مالی کنند. یافته‌های فروغی و همکاران نیز در سال (۱۳۹۵) نشان داد که مدیران توانا تمایل به سرمایه‌گذاری بیش از حد دارند. علاوه بر این، کیفیت گزارشگری مالی باعث کاهش تأثیر مثبت توانایی مدیریتی بر سرمایه‌گذاری بیش از حد می‌گردد. همچنین ساطقه و همکاران (۱۳۹۴) دریافتند که سازوکارهای نظام راهبری شرکتی بر ارزش شرکت و کارایی سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری ندارد. همچنین سازوکارهای نظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین کارایی سرمایه‌گذاری و ارزش شرکت، تأثیر معناداری نشان نداد. عربصالحی و همکاران (۱۳۹۳) در بررسی تأثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیران ارشد بر حساسیت سرمایه‌گذاری - جریان‌های نقدی نشان دادند که اعتماد به نفس بیش از حد مدیران ارشد باعث افزایش حساسیت سرمایه‌گذاری - جریان‌های نقدی شده است.

۲-۱-۲- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری ارائه شده فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر تدوین شدند؛

فرضیه اول: بین اهرم مالی و بیش سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت و بیش سرمایه‌گذاری رابط معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری دارد.

۳- روش پژوهش

این پژوهش از نوع کاربردی است که به توصیف همبستگی بین متغیرهای مورد مطالعه می‌پردازد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، مدل‌های رگرسیون بر مبنای پانل برآورد شدند. اطلاعات مورد نیاز از شرکت‌های تولیدی فعال در بورس اوراق بهادار

1. Huang and et al
2. Fairchild
3. Malmendier and Tate
4. Ekholm and Pasternake
5. Deshmukh and et al

تهران که پایان سال مالی آنها ۲۹ اسفند بوده، نماد معاملاتی آنها توقف بیش از شش ماه نداشته طی دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ جمع‌آوری شدند. با توجه به محدودیت‌های اعمال شده نمونه پژوهش شامل ۹۹ شرکت می‌باشد. در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات از آمار توصیفی و استنباطی استفاده شده است. در آمار توصیفی اطلاعات مربوط به شاخصهای مرکزی، شاخصهای پراکندگی، انحراف از قرینگی و انحراف از کشیدگی در مورد بانک‌های نمونه محاسبه می‌شود. در آمار استنباطی از، آزمون هم‌خطی (عامل تورم واریانس)، آزمون مانایی متغیرها، آزمون چاو، آزمون هاسمن و آزمون همسانی واریانس بهره گرفته می‌شود. همچنین از روش‌های رگرسیون حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات تعمیم‌یافته که شامل آزمون‌های معتبری نظیر تی استیوونت و F فیشر جهت آزمون معنی‌دار بودن ضرایب رگرسیون و آزمون معنی‌دار بودن معادله رگرسیون است استفاده می‌گردد. و برای توصیف تغییرات متغیرهای پژوهش نسبت به یکدیگر از ضریب تعیین و برای بررسی خودهمبستگی داده‌ها از آزمون دوربین-واتسون^۱ استفاده می‌شود.

۳-۱- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آنها

متغیر وابسته

بیش سرمایه‌گذاری (Over-IN): در این پژوهش برای اندازه‌گیری بیش سرمایه‌گذاری از مدل بیدل و همکاران^۲ (۲۰۰۹) به صورت زیر اعمال می‌شود.

$$INV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t} + \beta_2 GO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$INV_{i,t}$: تفاوت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت مشهود سال جاری و سال قبل تقسیم بر سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت مشهود سال قبل.

$CFO_{i,t}$: جریان وجه نقد حاصل از عملیات می‌باشد که به منظور همگن‌سازی بر سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت مشهود ابتدای سال تقسیم می‌گردد.

$GO_{i,t}$: فرصت‌های رشد از تفاوت درآمد فروش سال جاری و سال قبل تقسیم بر درآمد فروش سال قبل بدست می‌آید.

$\varepsilon_{i,t}$: باقیمانده مدل (قدمیاری و افتخاری، ۱۳۹۴).

از باقیمانده مدل فوق، شاخص سرمایه‌گذاری بیشتر یا کمتر از حد به دست می‌آید. چنانچه باقیمانده مدل بزرگتر از صفر باشد ($E > 0$) بیش سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود. به بیان دیگر چنانچه سرمایه‌گذاری واقعی بیشتر از سطح سرمایه‌گذاری نرمال مورد انتظار باشد، بیش سرمایه‌گذاری خواهیم داشت (مراذاده فرد، ۱۳۹۵).

متغیر مستقل

اهرم مالی (IL) برای محاسبه اهرم مالی از نسبت بدهی‌های بلندمدت و بهره‌دار بر کل دارایی‌های شرکت استفاده می‌شود.

متغیر تعدیلگر

اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت (OC) برای اندازه‌گیری اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت به پیروی از (هانگ و همکاران، ۲۰۱۱) از طریق تفاوت سود پیش‌بینی شده سالانه توسط مدیریت و سود واقعی محاسبه می‌شود. اگر در طول دوره مورد مطالعه تعداد دفعاتی که مدیریت سود را بیش از واقع پیش‌بینی می‌کند، بیشتر از تعداد دفعاتی باشد که کمتر از واقع پیش‌بینی می‌کند، مدیریت دارای اعتماد بیش از اندازه خواهد بود و متغیر OC مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر لحاظ می‌شود (عربصالحی و همکاران، ۱۳۹۳).

متغیرهای کنترل

اندازه شرکت (Size) لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت i در پایان سال مالی t .

ارزش بازار به دفتری (MTB): نسبت ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال مالی t .

بازده دارایی (ROA): نسبت سود خالص بر کل دارایی‌های شرکت i در پایان سال مالی t .

۳-۲- الگوی فرضیه‌های پژوهش

مدل پژوهش که به منظور آزمون فرضیه‌ها از آنها استفاده میشود، به شرح ذیل است:

مدل آزمون فرضیه اول و دوم

1. Durbin-watson

2. Biddle and et al

$$Over - INV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IL_{i,t} + \beta_2 OC_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 MTB_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

مدل آزمون فرضیه سوم

$$Over - INV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 IL_{i,t} + \beta_2 OC_{i,t} + \beta_3 IL_{i,t} \times OC_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 MTB_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

یافته‌های پژوهش

در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات از آمار توصیفی^۱ و استنباطی^۲ استفاده خواهد شد. در آمار توصیفی اطلاعات مربوط به میانگین، میانه، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی، حداقل و حداکثر مقادیر متغیرهای پژوهش در مورد بانک‌های نمونه محاسبه می‌شود. در آمار استنباطی از همبستگی و وابستگی بین متغیرها، آزمون هم‌خطی (عامل تورم واریانس)، آزمون مانایی متغیرها، آزمون چاو، آزمون هاسمن و آزمون همسانی واریانس بهره گرفته می‌شود. همچنین از روش‌های رگرسیون حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات تعمیم‌یافته که شامل آزمون‌های معتبری نظیر تی‌استیودنت و F فیشر جهت آزمون معنادار بودن ضرایب رگرسیون و آزمون معنادار بودن معادله رگرسیون است استفاده می‌گردد. به علاوه برای توصیف تغییرات متغیرهای پژوهش نسبت به یکدیگر از ضریب تعیین و برای بررسی خودهمبستگی داده‌ها از آزمون دوربین- واتسون استفاده می‌شود. برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از نرم‌افزار Eviews بهره گرفته شد.

۴-۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نتایج حاصل در جدول شماره (۱) آمار توصیفی داده‌های پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول شماره (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	بیش سرمایه‌گذاری	اهرم مالی	اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت	اندازه شرکت	ارزش بازار به دفتری	بازده دارایی
نماد متغیرها	OVER_INV	IL	OC	SIZE	MTB	ROA
میانگین	102/0	549/0	532/0	174/14	547/3	223/0
میانه	000/0	563/0	000/1	989/13	001/3	166/0
بیشترین مقدار	630/2	965/0	000/1	773/19	919/13	938/0
کمترین مقدار	000/0	056/0	000/0	103/10	011/1	001/0
انحراف معیار	265/0	180/0	449/0	505/1	200/2	198/0
چولگی	468/5	-332/0	130/0-	980/0	686/1	424/1
کشیدگی	575/39	567/2	017/1	661/4	456/6	748/4
تعداد مشاهدات	693					

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۱) متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد که بیانگر وضعیت فراوانی برای هر متغیر به صورت مجزا است. میانگین متغیر بیش سرمایه‌گذاری ۰/۱۰۲ می‌باشد که نشان می‌دهد که به طور میانگین ۱۰ درصد از سرمایه‌گذاری مدیران شرکت‌های نمونه انحراف داشته و دارای بیش سرمایه‌گذاری است. بیشترین مقدار بیش سرمایه‌گذاری در سال ۱۳۹۷ و کمترین مقدار در سال ۱۳۹۲ به ترتیب برای شرکت‌های شیمیایی فارس و البرز دارو می‌باشد. میانگین اهرم مالی شرکت‌های نمونه برابر با ۰/۵۴۹ درصد بوده که بیانگر این موضوع می‌باشد که به طور متوسط ۵۴ درصد از دارایی‌های شرکت‌های نمونه از بدهی‌های آنها تشکیل شده است. بیشترین مقدار اهرم مالی متعلق به شرکت دشت مرغاب و کمترین مقدار متعلق به شرکت توسعه صنایع بهشهر در سال ۱۳۹۷ می‌باشد. میانگین اندازه شرکت ۱۴/۱۷۴ می‌باشد که نشان از بزرگ بودن شرکت‌های نمونه انتخابی است. معمولاً شرکت‌هایی که از لحاظ اندازه بزرگتر هستند، به علت دسترسی به بازارهای محصول بیشتر و صرفه‌جویی در مقیاس در تأثیر عوامل تولید از ریسک تجاری کمتری برخوردارند، که بیشترین مقدار در سال ۱۳۹۷ برای شرکت فولاد مبارکه اصفهان و کمترین مقدار در سال ۱۳۹۲ برای شرکت کشت و صنعت پیادر می‌باشد. میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت

1. Descriptive statistics
2. Inferential statistics

های نمونه ۳/۵۴۷ می باشد که بیشترین مقدار برای شرکت اما در سال ۱۳۹۳ و کمترین مقدار متعلق به شرکت سیمان داراب در سال ۱۳۹۲ است. میانگین بازده دارایی برابر با ۰/۲۲۳ می باشد که نشان می دهد که ۲۲ درصد از شرکت های نمونه سودآور هستند. عدد ۰/۹۳۸ در بازده دارایی بیانگر این است که شرکت فروسیلیس ایران در سال ۹۲، ۰/۹۳۸ برابر زمان خرید خود سود سرمایه ای و جاری داشته است.

۴-۲- نتایج آزمون فرضیه اول و دوم

فرضیه اول پژوهش: بین اهرم مالی و بیش سرمایه گذاری رابطه معناداری وجود دارد.
فرضیه دوم پژوهش: بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت و بیش سرمایه گذاری رابط معناداری وجود دارد. نتایج فرضیه های اول و دوم در جدول (۲) ارائه گردیده است.

جدول شماره (۲) ضرایب مدل رگرسیونی فرضیه اول و دوم

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
مقدار ثابت	-343/1	-012/10	000/0
IL	050/0	388/1	165/0
OC	012/0	811/1	040/0
SIZE	098/0	944/10	000/0
MTB	003/0	106/2	035/0
ROA	026/0	284/1	199/0
ضریب تعیین	360/0	آماره F	183/3
ضریب تعیین تعدیل شده	247/0	احتمال آماره F	000/0
آماره دوربین- واتسون	838/1		

منبع: یافته های پژوهش

سطح معنی داری آماره F نشان دهنده برازش صحیح مدل می باشد، همانطور که در جدول (۲) ملاحظه می گردد، سطح معنی داری آماره F در سطح خطای ۵ درصد و میزان اطمینان ۹۵ درصد معنی دار بوده و فرض خطی بودن مدل و معنی داری آن پذیرفته می شود. در جدول فوق ضریب تعیین ۰/۳۶۰ است که نشان دهنده درصد تبیین متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی وارد شده در مدل است. برای آزمون عدم همبستگی واریانسهای بیان نشده در دوره های مختلف که یکی از فرضیه های تجزیه و تحلیل رگرسیون است و خودهمبستگی نامیده میشود، فرض استقلال خطاها از یکدیگر است. در صورتی که فرض استقلال خطاها رد شود و خطاها با یکدیگر همبستگی داشته باشند، امکان استفاده از رگرسیون وجود نخواهد داشت. به منظور بررسی استقلال خطاها از آزمون دوربین- واتسون استفاده شد. چنان که آماره دوربین- واتسون در بازه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار گیرد، فرضیه صفر آزمون (عدم خودهمبستگی بین خطاها) مورد پذیرش قرار می گیرد و در غیر این صورت فرضیه صفر رد میشود. نتیجه آزمون دوربین- واتسون در جدول (۲) عدم خودهمبستگی بین خطاها را نشان می دهد. با توجه به مقدار احتمال و علامت آماره t، بین متغیرهای اهرم مالی و بیش اعتمادی مدیران با بیش سرمایه گذاری به ترتیب عدم رابطه معنادار و رابطه مثبت و معناداری وجود دارد، که نشان دهنده عدم پذیرش فرضیه اول و پذیرش فرضیه دوم پژوهش است. همچنین بین متغیرهای کنترلی اندازه شرکت و ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام با بیش سرمایه گذاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

۴-۳- نتایج آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم پژوهش: اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش سرمایه گذاری تاثیر معناداری دارد. نتایج فرضیه سوم در جدول (۳) ارائه گردیده است.

جدول شماره (۳) ضرایب مدل رگرسیونی فرضیه سوم

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
مقدار ثابت	-345/1	-971/9	000/0
IL	058/0	524/1	127/0
OC	026/0	318/1	187/0
$IL \times OC$	-026/0	-731/0	464/0
SIZE	098/0	905/10	000/0
MTB	004/0	216/2	027/0
ROA	026/0	251/1	211/0
ضریب تعیین	358/0	آماره F	129/3
ضریب تعیین تعدیل شده	244/0	احتمال آماره F	000/0
آماره دوربین- واتسون	835/1		

منبع: یافته های پژوهش

سطح معنی‌داری آماره F برازش صحیح مدل را نشان می‌دهد. در جدول فوق ضریب تعیین درصد تبیین متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی وارد شده در مدل را نشان می‌دهد. آماره دوربین-واتسون در جدول (۳) نشان‌دهنده عدم خودهمبستگی بین خطاها است. با توجه به مقدار احتمال و علامت آماره t ، بین متغیر تعاملی $IL \times OC$ با بیش‌سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود ندارد، که نشان‌دهنده عدم پذیرش فرضیه سوم پژوهش است. همچنین بین متغیرهای اهرم مالی و بیش اعتمادی مدیران با بیش‌سرمایه‌گذاری رابطه معناداری یافت نشد. بین متغیرهای کنترلی اندازه شرکت و ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام با بیش‌سرمایه‌گذاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاری بیش از حد بیانگر رفتارهای ناکارآمد سرمایه‌گذاری بوده که منجر به وقوع زیان و هدر رفتن سرمایه اجتماعی می‌شود. تئوری سرمایه‌گذاری بر این اعتقاد است که شرکت‌ها مایل به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با نرخ بازده ثابت و بالاتر از هزینه سرمایه و نیازمند هزینه تامین مالی کمتر می‌باشند. شرکت‌ها برای تامین منابع مالی مورد نیاز، جهت توسعه و انجام فعالیت‌های اقتصادی خود از منابع مختلف درون سازمانی یا برون سازمانی استفاده می‌کنند. این منابع عبارت از سود انباشته، سهام عادی، سهام ممتاز، بدهی کوتاه‌مدت و بدهی بلندمدت، می‌باشد. اتخاذ تصمیماتی که در رابطه با تعیین منابع مالی شرکت است از نظر ساختار سرمایه نیز با اهمیت بوده و بسیاری از تصمیمات مدیریت را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در این شرایط مدیران بیش اعتماد نیز تمایل دارند بازده سرمایه‌گذاری‌ها را بیش از اندازه و احتمال و دامنه تغییرات شوک‌های منفی را کمتر از اندازه برآورد کنند. یک تعصب خوش‌بینانه اولیه در سود هرچند عمدی نباشد، می‌تواند منجر به ارائه نادرست سود دوره آتی توسط مدیران بیش اعتماد شود. در بررسی تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش سرمایه‌گذاری، به منظور اندازه‌گیری بیش سرمایه‌گذاری از مدل کارایی سرمایه‌گذاری بهره گرفته شد و از باقیمانده مدل، شاخص سرمایه‌گذاری بیشتر از حد به دست آمد. در واقع چنانچه باقیمانده مدل بزرگتر از صفر باشد ($E > 0$) بیش سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود. برای اندازه‌گیری اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت از تفاوت سود پیش‌بینی شده سالانه توسط مدیریت و سود واقعی استفاده شد. در بررسی پژوهش‌های انجام شده نتایج حاکی از آن بود زمانی که مدیران به منظور تامین مالی از منابع درون سازمانی استفاده می‌کنند احتمال انحراف از سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. اما نتایج فرضیه اول نشان داد که در شرکت‌های مورد بررسی اهرم مالی با بیش سرمایه‌گذاری رابطه معناداری ندارد. نتایج فرضیه اول پژوهش مغایر با نتایج هی و همکاران (۲۰۱۹) و نتایج کیری (۱۳۹۸) می‌باشد.

فرضیه دوم پژوهش رابطه بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت و بیش سرمایه‌گذاری را بررسی نمود که نتایج آن با نتایج هی و همکاران (۲۰۱۹)، ایخولم و پسترنک (۲۰۱۵)، نتایج کیری (۱۳۹۸) و عربصالحی و همکاران (۱۳۹۳) همسو می‌باشد. با توجه به تایید فرضیه فرعی دوم که بیان می‌دارند، بین اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت و بیش سرمایه‌گذاری رابط معناداری وجود دارد. می‌توان بیان کرد که مدیران بیش اعتماد احتمال و اثر رویدادهای مطلوب روی جریان‌های نقدی شرکت را بیش برآورد کرده و احتمال و اثر رویدادهای نامطلوب را کم تخمین می‌زند این امر موجب می‌گردد تا آنها توانایی مالی جهت سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت با نرخ رایج نداشته و نتوانند وجوه اضافی برای سرمایه‌گذاری را بدست آورند زیرا سرمایه‌گذاری بیش از حد مدیریت مبتنی بر این فرضیه است که مدیران بر اهمیت نقش خود تاکید دارند. در این پژوهش اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت از انحراف سود پیش‌بینی شده سالانه توسط مدیریت و سود واقعی اندازه‌گیری شده است. ارائه سودهای پیش‌بینی شده در میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۷ به صورت رسمی در گزارش هیات مدیره به مجمع عمومی عادی سالیانه انجام گرفته است. پیش از این دوره شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به صورت پراکنده سودهای فصلی و سالانه خود را پیش‌بینی می‌کردند. از این رو جمع‌آوری اطلاعات مربوط به سودهای پیش‌بینی شده شرکت‌ها دشواری‌های زیادی در پی داشت. بنابراین با توجه به نتایج پژوهش به مدیران پیشنهاد می‌شود در صورت مشاهده انحراف مثبت سودهای پیش‌بینی شده در دوره‌های متوالی، اقدام به تجدیدنظر در نحوه پیش‌بینی سود و همچنین تصمیمات سرمایه‌گذاری خود نمایند. به علاوه نتایج سوم نشان داد که اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر رابطه بین اهرم مالی و بیش سرمایه‌گذاری تاثیر معناداری ندارد. نتایج فرضیه سوم پژوهش مغایر با نتایج هی و همکاران (۲۰۱۹) و نتایج کیری (۱۳۹۸) می‌باشد. همچنین بررسی تاثیر توانایی‌های مدیران بر رابطه بین اهرم مالی و بیش و کم سرمایه‌گذاری، بررسی تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر کارایی تصمیمات سرمایه‌گذاری در شرایط ابهام و بررسی موضوع پژوهش با استفاده از مدل‌های دیگری همچون مدل بیدل و همکاران (۲۰۰۹) می‌تواند در پژوهش‌های آتی مورد توجه علاقمندان قرار گیرد.

مراجع

۱. ابراهیمی، سید کاظم، احمدی، مقدم، منصور (۱۳۹۵)، «تاثیر بیش اطمینانی مدیران بر مدیریت سود واقعی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، چشم انداز مدیریت مالی، شماره ۱۵، صص ۹-۲۳.

۲. اسدی، غلامحسین، محمدی، شاپور و یوسف معمار، فاطمه (۱۳۹۰)، «بررسی سیاستهای تامین مالی شرکتها بر اساس تئوری حرکت همگام با بازار»، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۹، صص ۶۵-۷۷.
۳. برزیده، فرخ، جوانی قلندری، موسی و عظیمی، عابد. (۱۳۹۷). «بررسی تاثیر استراتژی های تجاری بر کارایی سرمایه گذاری». دانش حسابداری. دوره ۹، شماره ۴، صص ۱۵۳-۱۸۴.
۴. بشکوه، مهدی و کشاورز، فاطمه. (۱۳۹۷). «بررسی فرا اطمینانی مدیران و ریسک سقوط قیمت سهام». راهبرد مدیریت مالی. سال ۶ شماره ۲۱، صص ۱۸۳-۲۰۸.
۵. سالطه، حیدر محمدزاده، بادآور نهندی، یونس و اسماعیل نژاد، مجید. (۱۳۹۴). «بررسی تأثیر نظام راهبری شرکت بر ارزش شرکت با تأکید بر کارایی سرمایه گذاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». بررسی های حسابداری و حسابرسی. دوره ۲۲، شماره ۱، صص ۱۲۵-۱۴۲.
۶. عربصالحی، مهدی، امیری، هادی و کاظمی نوری، سپیده. (۱۳۹۳). «بررسی تاثیر اعتماد به نفس بیش از حد مدیران ارشد بر حساسیت سرمایه گذاری- جریانهای نقدی». پژوهش های حسابداری مالی. سال ۶ شماره ۲، صص ۱۱۵-۱۲۸.
۷. فروغی، داریوش، امیری، هادی و ساکیانی، امین. (۱۳۹۵). «توانایی مدیریتی، کارایی سرمایه گذاری و کیفیت گزارشگری مالی». پژوهش های تجربی حسابداری. سال ۶ شماره ۲۱، صص ۶۳-۸۹.
۸. قدمیاری، نسرين و افتخاری خراسان، فاطمه. (۱۳۹۴). «بررسی رابطه بین ساختار سرمایه با بیش سرمایه گذاری». سومین کنفرانس بین المللی پژوهش های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری. صص ۱-۱۷.
۹. کاشانی پور، محمد و محمدی، منصور. (۱۳۹۶). «بررسی رابطه بین بیش اطمینانی مدیران با نگهداشت وجه نقد و حساسیت جریان نقدی وجه نقد». پژوهش های حسابداری مالی. سال ۹، شماره ۳، صص ۱۷۳۲.
۱۰. کبیری، روشنگر. (۱۳۹۸). «تاثیر اعتماد بیش از حد مدیریت و تامین مالی داخلی بر کارایی سرمایه گذاری». فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری. سال سوم، شماره ۵۱، جلد سوم، صص ۳۱-۱۶.
۱۱. مرادزاده فرد، مهدی. (۱۳۹۵). «توانایی مدیریتی، کارایی سرمایه گذاری و ریسک سقوط آتی قیمت سهام». مطالعات تجربی حسابداری مالی. سال ۱۳، شماره ۵۰، صص ۲۵-۵۶.
۱۲. ملکیان کله بستی، اسفندیار، کامیابی، یحیی و میرکاظمی، سیده رقیه. (۱۳۹۲). «بررسی رابطه بین اعتماد بیش از حد مدیران و محافظه کاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». همایش حسابداری ایران.
۱۳. واعظ، سیدعلی و رشیدی باغی، محسن. (۱۳۹۳). «تاثیر ساختار مالکیتی بر ارتباط بین محافظه کاری حسابداری و کارایی سرمایه گذاری». پیشرفتهای حسابداری دانشگاه شیراز. دوره ۶ شماره ۲، صص ۱۶۷-۱۹۵.
14. Biddle, Gary, Gilles Hilary and Rodrigo. s V. (2009). "How does financial reporting quality relate to investment efficiency?", Journal of Accounting and Economics, Volume 48
15. Deshmukh, S., A. M. Goel, and K. M. Howe. (2013). CEO Overconfidence and Dividend Policy. Journal of Financial Intermediation. Vol. 22, No. 3, Pp. 440° 463.
16. Deshmukh, S., A. M. Goel, and K. M. Howe. (2015). Do CEO Belief affect Firm Cash Holding ?. Corporate Governance & Sociology or Psychology eJournal.
17. Ekholm, A., and Pasternake, D. (2015). Over confidence and investor Size. European financial management. Vol 14, No 1, Pp 82°98. doi: 10.1111/j. 1468-036X.00405.x
18. Fairchild, R. (2017). Managerial Overconfidence, Moral Hazard Problems, and Excessive Lifecycle Debt Sensitivity. Investment Management and Financial Innovations, Vol 6, N 3, Pp 35-42. 13-
19. Gomariz, M.F. C. & Ballesta, J.P.S. (2013). "Financial reporting quality, debt maturity and investment efficiency". Journal of Banking and Finance, Available at: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.07.013>.
20. He, Y. Chen, C. Hu, Y. (2019). Managerial overconfidence, internal financing, and investment efficiency: Evidence from China. Research in International Business and Finance 47(2019) 501-510.
21. Huang, W., Jiang F., Liu, Z., and Zhang M. (2018). Agency cost, top executives' overconfidence, and investment-cash flow sensitivity- Evidence from listed companies in China. Pacific- Basin Finance Journal. Vol 19, Pp 261-277
22. Jensen, C. M. (1986). Agency Cost Of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. American Economic Review, 76 (2): 71-92.
23. Lin, Y., Hu, S. and Chen, M. (2005). Managerial optimism and corporate investment: some empirical evidence from Taiwan. Pacific- Basin Finance Journal. Vol 13, Pp 523-546.
24. Malmendier, U., and Tate, G. (2016). Does Overconfidence Affect Corporate Investment? CEO Overconfidence. European Financial Management. Vol 11, No 5, Pp 649-659.
25. Myers, S.C. & Majluf, N. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. Journal of Financial Economics, 13(2): 187-221.

26. Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of Accounting Studies*. Vol 11, Pp 159-189.
27. Wong, Y. (2005). The Effects of Dividend Initiations on Stock Returns: A Propensity Score Matching Approach. *Journal of Accounting and Economics*, 40:112-126.

Investigating the effect of management overconfidence on the relationship between financial leverage and overinvestment

Abstract

The purpose of this study was to investigate the effect of management overconfidence on the relationship between financial leverage and overinvestment in companies listed on the Tehran Stock Exchange during the years 1392 to 1398. For this purpose, the data of 99 manufacturing companies listed on the Tehran Stock Exchange were analyzed. This research is of an applied type that describes the correlation between the studied variables. To test the research hypotheses, regression models were estimated based on the panel. The results of testing the research hypotheses show that there is no significant relationship between financial leverage and overinvestment. The results also showed that there is a positive and significant relationship between management overconfidence and overinvestment. But the results showed that management overconfidence did not have a significant effect on the relationship between financial leverage and overinvestment.

Keywords: management overconfidence, financial leverage, overinvestment

بررسی رابطه بین سررسید بدهی و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۲۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۰۲

کد مقاله: ۱۴۴۰۲

سعید پاکدلان^{۱*}، علیرضا آذرباهمان^۲

فائزه باقری دادوکلانی^۳

چکیده

اعتباردهندگان به عنوان یکی از منابع تامین مالی در شرکت فراهم کننده منابع مالی کوتاه مدت و بلندمدت شرکت‌ها هستند. در این میان یکی از عوامل ریسک‌زا، تاریخ سررسید بدهی است که می‌تواند عاملی در نوسان ریسک زبان‌های وام‌دهی محسوب شود. همچنین با توجه به نظریه نمایندگی، سررسید بدهی می‌تواند نقش نظارتی بر رفتار مدیریت را ایفا نماید. هدف اصلی این پژوهش بررسی رابطه میان سررسید بدهی و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی است. بدین منظور تعداد ۹۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای سال‌های ۹۲ تا ۹۸ انتخاب گردیدند. برای آزمون فرضیه‌ها از تحلیل رگرسیون چندگانه استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد قابلیت مقایسه صورت‌های مالی با سررسید بدهی رابطه معناداری دارد. از سوی دیگر نتایج نشان داد عوامل اندازه شرکت، سود غیرعادی و اهرم مالی با سررسید بدهی رابطه معناداری دارند.

واژگان کلیدی: سررسید بدهی، قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، اهرم مالی

۱- دانش آموخته دکتری حسابداری دانشگاه مازندران و استادیار گروه حسابداری موسسه آموزش عالی غیرانتفاعی شاندیز، مشهد (نویسنده مسئول) saeedpakdelan@shandiz.ac.ir

۲- دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه مازندران و عضو هیئت علمی گروه حسابداری موسسه آموزش عالی غیرانتفاعی شاندیز، مشهد

۳- کارشناسی ارشد مدیریت مالی موسسه آموزش عالی غیرانتفاعی شاندیز، مشهد

بر اساس هیئت استانداردهای حسابداری مالی، قابلیت مقایسه صورت‌های مالی به معنای کیفیت اطلاعاتی است که به سرمایه‌گذاران امکان می‌دهد تا شباهت‌ها و تفاوت‌های عملکرد مالی شرکت‌ها را شناسایی کنند، در اینصورت اطلاعات بدست آمده برای سرمایه‌گذاران مفیدتر خواهد بود (هیئت استانداردهای حسابداری مالی، ۱۹۸۰).

در این مقاله رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی با سررسید بدهی مورد بررسی قرار گرفته است. سررسید بدهی از عناصر مهم در سیاست مالی شرکت‌ها می‌باشد. تامین مالی از طریق بدهی، یکی از عوامل مهم در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری است (بارکلی و همکاران، ۲۰۰۳؛ بیل و همکاران، ۲۰۰۷). علاوه بر این، انتخاب شرکت برای سررسید بدهی با دارایی‌های نقدی آن (هارفورد و همکاران، ۲۰۱۴)، تصمیمات سرمایه‌گذاری (عیوضیان و همکاران، ۲۰۱۵؛ المیدا و همکاران، ۲۰۱۲) و کیفیت اعتباری شرکت مرتبط است (گوپالان و همکاران، ۲۰۱۴؛ هه و شانگ، ۲۰۱۲).

بطور کلی بررسی اینکه آیا قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در تعیین سررسید بدهی نقشی دارد یا خیر بسیار مهم است. استفاده از بدهی کوتاه‌مدت فرصت رفتار متقلبانه و سودجویی را از مدیران می‌گیرد و نقش نظارتی و کنترل بر عملکرد مدیران دارد. در مقایسه با بدهی بلندمدت، تامین مالی با بدهی کوتاه‌مدت، شرکت‌ها را وادار به گزارش ادواری عملکرد و ریسک عملیاتی خود به اعتبار دهندگان می‌کند و شفافیت اطلاعات را افزایش می‌دهد (راجان و ویتتون، ۱۹۹۵؛ هریس و راویو، ۱۹۹۰).

در همین حال، قابل مقایسه بودن صورت‌های مالی، با کاهش هزینه تحصیل و افزایش کیفیت و کمیت اطلاعات در دسترس سرمایه‌گذاران، موجب کاهش عدم اطمینان و تسهیل نظارت بر ارزیابی عملکرد مدیران می‌گردد (فرانکو و همکاران، ۲۰۱۱؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۳، ۲۰۱۶؛ چن و همکاران، ۲۰۱۸).

قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، باعث می‌شود که کیفیت گزارشگری مالی افزایش یابد و در نهایت، از عدم تقارن اطلاعاتی کاسته شود (دووس و همکاران، ۲۰۱۸). با کاهش مشکلات نمایندگی از طریق وجود قابلیت مقایسه، نیاز به کاهش آن‌ها از طریق مکانیسم‌های استقراض شرکتی، کمتر می‌شود. بعلاوه، استفاده زیاد از تامین مالی بدهی کوتاه‌مدت، شرکت را در معرض ریسک جابجایی بالاتری قرار می‌دهد و متعاقباً منجر به کاهش کیفیت اعتباری می‌شود (هه و شانگ، ۲۰۱۲؛ گوپالان و همکاران، ۲۰۱۴). بنابراین، برای شرکت‌هایی که صورت‌های مالی قابل مقایسه ارائه می‌کنند، بدهی کوتاه‌مدت ممکن است کمتر از بدهی بلندمدت ترجیح داده شود، زیرا چنین شرکت‌هایی انگیزه‌های قوی برای کاهش عدم اطمینان شرکت‌کنندگان در بازار بدهی در مورد ریسک اعتباری خود دارند (کیم و همکاران، ۲۰۱۳).

از آنجایی که منافع مدیران با مالکان و اعتبار دهندگان همسو نمی‌باشد، عدم تقارن اطلاعاتی به وجود می‌آید. یکی از راهکارهای رفع عدم تقارن اطلاعاتی، کوتاه‌تر شدن سررسید بدهی می‌باشد (فلاح، ۱۳۹۲؛ بال و همکاران، ۲۰۰۸). استفاده از بدهی کوتاه‌مدت موجب می‌گردد تا اعتبار دهندگان بر عملکرد مدیران نظارت داشته باشند و همین امر عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد (دیاموند، ۱۹۹۳؛ کیل و نو، ۱۹۹۰). کیفیت گزارش‌های مالی از اهمیت بسزایی برخوردار هستند، زیرا اطلاعات لازم را برای ارزیابی وضعیت مالی، اقتصادی و پیش‌بینی وضعیت آینده شرکت فراهم می‌کند (بیدل و همکاران، ۲۰۰۹؛ وردی، ۲۰۰۶). اگر شرکت از کیفیت گزارشگری بالایی برخوردار باشد، مدیر تحت نظارت بهتری قرار می‌گیرد و در نتیجه عدم تقارن اطلاعاتی و مخاطرات اخلاقی کاهش می‌یابد (بیدل و هیلاری، ۲۰۰۶). شرکت‌های دارای صورت‌های مالی با قابلیت مقایسه بالا، با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی روبرو هستند زیرا در اینصورت ارتکاب تقلب برای مدیران سخت شده و شناسایی آن‌ها سریع‌تر می‌شود (کیم و همکاران، ۲۰۱۳). با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، نظارت بهتری را می‌توان بر بدهی‌های کوتاه‌مدت اعمال نمود، زیرا به دلیل کیفیت گزارشگری بالا، اعتبار دهندگان احساس نیاز کمتری نسبت به نظارت بر قرارداد بدهی کوتاه‌مدت خواهند داشت. سررسید کوتاه‌تر به دلیل افزایش در تکرار قراردادهای، نقش نظارتی بر عملکرد مدیران دارد (گما ریز و بالستا، ۲۰۱۳).

کیفیت گزارشگری مالی برای کاربران از اهمیت زیادی برخوردار است. در مقابل سایر ویژگی‌های کیفی، قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری، نقش موثرتری در تصمیم‌گیری برای محافظت از منافع طلبکاران و سهامداران ایفا می‌کند (سو و یانگ و دوتا، ۲۰۱۸). قابلیت مقایسه موجب می‌گردد سرمایه‌گذاران بر استفاده مدیران از منابع شرکت نظارت داشته باشند در نتیجه ارزش سهامداران افزایش می‌یابد (کیم و همکاران، ۲۰۲۰).

قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، کیفیت گزارشگری مالی را افزایش و در نتیجه عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد. در صورتی که شرکت دارای صورت‌های مالی مقایسه پذیر باشد، انتظار می‌رود منابع مالی خود را از خارج از شرکت، با هزینه کمتری تامین نماید. در نتیجه نگهداشت وجه نقد کاهش می‌یابد (حبیب و همکاران، ۲۰۱۷). در صورتی که شرکت از طریق بدهی تامین مالی انجام دهد، به دلیل اینکه منابع کمتری تحت کنترل مدیریت است احتمال استفاده از منابع در سرمایه‌گذاری‌هایی که سودآور نیستند کاهش می‌یابد و به دلیل صرفه‌جویی مالیاتی، نسبت به سایر منابع تامین مالی ارجحیت دارد (خردیار و وزیری، ۱۳۹۷).

۱-۱- سررسید بدهی

نتایج تحقیقات نشان می‌دهند که سررسید منابع مالی شرکت، زمینه‌های پیش بحران را برای بحران‌های مالی جهانی آماده ساخته است. اغلب شرکت‌ها به نوعی از بدهی در ساختار سرمایه خود استفاده می‌کنند. ساختار بدهی، (منظور از ساختار بدهی در ادبیات مالی ساختار زمانی سررسید بدهی‌ها است) یکی از شاخص‌های مهم تعیین‌کننده موفقیت شرکت است و باعث رشد پایدار شرکت می‌شود (مادان، ۲۰۰۷). از اینرو، تصمیمات معطوف به ساختار بدهی برای بقای تجارتی شرکت حیاتی هستند (احمد شیخ و ونگ، ۲۰۱۱). ساختار بدهی در ادبیات مالی ساختار زمانی سررسید بدهی‌ها است. براساس سررسید، بدهی‌ها در ساختار مالی شرکت به دو گروه بدهی بلندمدت (با سررسید بیش از یکسال) و بدهی‌های کوتاه‌مدت (با سررسید کمتر از یکسال) تقسیم می‌گردد. میزانی از این دو گروه که شرکت در ساختار خود می‌گنجاند ساختار سررسید بدهی نامیده می‌شود (ترا، ۲۰۱۱). سررسید بدهی به محدودیت‌های زمانی و مالی شرکت در راستای توان تامین هزینه‌ها و بهره‌های ناشی از ایجاد بدهی اشاره می‌کند (کیف و همکاران، ۲۰۱۶) این نسبت از تقسیم کل بدهی‌های کوتاه‌مدت بر کل بدهی‌ها حاصل می‌شود (فانگ و گودوین، ۲۰۱۳؛ حاجیه و اخلاقی، ۱۳۹۱). استفاده از بدهی کوتاه مدت، سازو کاری است که عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی را بین سهامداران، اعتباردهندگان و مدیران می‌تواند کاهش دهد. همچنین سررسید کوتاه‌مدت بدهی‌ها، ابزاری برای کنترل فعالیت مدیران است؛ زیرا آن‌ها را به مذاکرات بیشتر با اعتباردهندگان ترغیب می‌کند. در چنین شرایطی، اعتباردهندگان با مدیران، روابط بیشتر و نزدیک‌تری دارند و عملکرد شرکت‌ها را در دوره‌های ابتدایی قرارداد بدهی می‌تواند ارزیابی کرده و براین اساس، در خصوص تمدید شرایط قرارداد یا تغییر آن تصمیم‌گیری کنند. بدین ترتیب انتظار می‌رود به کارگیری بدهی‌های کوتاه‌مدت (با سررسید کوتاه‌تر) با کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک گزینش نادرست به نظارت بر رفتار سرمایه‌گذاری مدیران و در نتیجه افزایش کارایی سرمایه‌گذاری منجر شود (اورتیز و پناس، ۲۰۰۸). شرکت‌ها از بدهی کوتاه مدت به عنوان سازو کاری برای علامت دادن کیفیت خود به بازار استفاده می‌کنند (الوک، ۲۰۱۰) و بدهی‌ها با سررسید کوتاه برای کاهش مشکلات عدم تقارن اطلاعاتی نیز می‌تواند استفاده شود (اورتیز و پناس، ۲۰۰۸؛ برگر و اودل، ۱۹۹۸). علاوه بر این به زعم برخی پژوهشگران نظیر چیلدز و همکاران (۲۰۰۵) و چن و همکاران (۲۰۱۱) انعطاف پذیری بیشتر بدهی‌های کوتاه‌مدت در بهبود بخشیدن به ناکارایی سرمایه‌گذاری مفید است.

۲-۱- قابلیت مقایسه صورت‌های مالی

یکی از خصوصیات کیفی صورت‌های مالی قابلیت مقایسه آن است. برای دستیابی به این خصوصیت، ثبات رویه در نحوه عمل حسابداری طی هر دوره مالی و نیز از یک دوره مالی به دوره مالی بعد ضروری است. از طرف دیگر، در بخشی دیگر از استانداردهای حسابداری تأکید شده است: صورت‌های مالی باید در برگزیده اقلام مقایسه‌ای دوره قبل باشد؛ به جز در مواردی که یک استاندارد حسابداری نحوه عمل دیگری را مجاز یا الزامی کرده باشد (کمیته تدوین استانداردهای حسابرسی، ۱۳۸۸). قابلیت مقایسه یکی از ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی است که میزان تشابه انتخاب‌های حسابداری دو یا چند شرکت را توصیف می‌کند و نشان‌دهنده رابطه بین اطلاعات دو یا چند بخش است (هیئت استانداردهای حسابداری مالی، ۱۹۸۰). قابلیت مقایسه، همچنین کیفیت اطلاعات را نشان می‌دهد و کاربران را قادر می‌سازد تا شباهت‌ها و تفاوت‌های عملکرد مالی دو شرکت را تشخیص دهند (فرانسیس، پیناک و واتاناب، ۲۰۱۳). بیشترین شباهت شرکت‌ها در یک صنعت، از عوامل اقتصادی مشترک نشئت می‌گیرد، از این رو، مقایسه سود شرکت‌های فعال در صنایع مشابه، باید به راحتی امکان‌پذیر باشد (حبیب، حسن و الهادی، ۲۰۱۷). قابلیت مقایسه یک مفهوم نسبی یا مقایسه‌ای بوده و مانند سایر ویژگی‌های حسابداری یک معیار مطلق یا مستقل نیست (سان، ۲۰۱۶). براساس بیانیه مفهومی شماره ۸ چارچوب مفهومی گزارشگری مالی قابلیت مقایسه یکی از ویژگی‌های ارتقاء دهنده کیفیت گزارش‌های مالی به شمار آمده و به اینصورت تعریف شده است: «ویژگی کیفی اطلاعات است که استفاده کنندگان را قادر به شناسایی و درک شباهت‌ها و تفاوت‌های بین دو مجموعه از پدیده‌های اقتصادی می‌کند».

دو شرکت صورت‌های قابل مقایسه‌ای خواهند داشت که نحوه این ترسیم یکسان باشد؛ به عبارت دیگر، اگر شرکت‌ها ارقام حسابداری یکسانی را برای وقایع اقتصادی یکسان و ارقام حسابداری متفاوتی را برای وقایع اقتصادی متفاوت گزارش کنند؛ شاهد صورت‌های مالی قابل مقایسه خواهیم بود (هیئت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا، ۲۰۱۰). هیئت اصول حسابداری (۱۹۷۰) تأکید کرده است که «قابل مقایسه بودن را جزء مهم‌ترین اهداف حسابداری مالی می‌دانند...». هیئت استانداردهای حسابداری مالی (۱۹۸۰) در بیانیه مفهومی شماره ۲ خود بیان کرده است که «تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و اعتباردهی، اساساً مستلزم ارزیابی فرصت‌های جایگزین است و اگر اطلاعات قابل مقایسه در دسترس نباشد، نمی‌توان تصمیم‌های آگاهانه اتخاذ نمود». شرکت‌هایی که عدم تقارن اطلاعاتی زیادی دارند با کاهش ارزش بیشتری (به دلیل نرخ تنزیل بیشتر) مواجه می‌شوند که این مسئله، به کاهش انگیزه مدیران برای نگهداشت وجه نقد می‌انجامد. قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، باعث می‌شود که کیفیت گزارشگری مالی افزایش یابد و در نهایت، از عدم تقارن اطلاعاتی کاسته شود و از این طریق، ریسک نگهداشت وجه نقد با ارزش

گذاری کمتر را کاهش می‌دهد و در نتیجه، این میانجی‌گری، به شکل‌گیری رابطه مثبت بین قابلیت مقایسه و نگهداشت وجه نقد منجر می‌شود (حبیب و همکاران، ۲۰۱۷). از دیدگاه قابلیت مقایسه (در رابطه با نظریه تراز ایستا و سلسله مراتب)، افزایش قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، شباهت‌ها و تفاوت‌های شرکت‌های مختلف را برجسته‌تر می‌کند و با افزایش کمیت و کیفیت کلی اطلاعات برای استفاده‌کنندگان برون سازمانی، عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت و سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد (دی فرانکو و همکاران، ۲۰۱۱؛ حبیب و همکاران، ۲۰۱۷). بنابراین انتظار می‌رود شرکت‌هایی که دارای صورت‌های مالی مقایسه‌پذیرند با هزینه کمتری بتوانند منابع مالی مورد نیاز خود را از خارج از شرکت تأمین کنند و بدین ترتیب، نیاز کمتری به نگهداشت وجه نقد داشته باشند (حبیب و همکاران، ۲۰۱۷). براساس نظریه اقتصاد سیاسی، واحدهای تجاری، کانون کنش‌های متقابل اقتصادی، اجتماعی و سیاسی میان گروه‌های مختلف هستند. بر پایه نظریه یاد شده، اطلاعات حسابداری برای حمایت از گروه‌های صاحب نفوذ در حوزه‌های اجتماعی، سیاسی و اقتصادی تهیه می‌شوند؛ اطلاعاتی که صاحبان قدرت می‌توانند به کمک آن‌ها برای منافع شخصی اقدام کنند (آیسکرا، ۲۰۰۳). مطالعات مختلف نشان داده است که ساختارهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی می‌توانند رفتار مدیران، حساب‌رسان و سرمایه‌گذاران را نسبت به گزارشگری مالی تحت تأثیر قرار دهند (نیکومرام، بنی مهد، رهنمای رودپشتی و کیایی، ۱۳۹۲؛ معین الدین، یزدی، دین پژوه و زارع زاده، ۱۳۹۳؛ مرشدزاده، قربانی و شعبانی، ۱۳۹۳؛ محمدرضایی، منطقی و عباسی، ۱۳۹۶).

۲- مبانی نظری

سررسید بدهی نقش نظارتی بر رفتار مدیریت (به دلیل نظریه نمایندگی) دارد. اعتباردهندگان با وجود اطلاعات صورت‌های مالی، برای تمديد سررسید بدهی تصمیم‌گیری می‌کنند. در صورتی که اطلاعات با کیفیت و قابل اتکا باشند اعتباردهندگان نیز نقش خود را ایفا می‌کنند. در صورتی که سررسید بدهی کوتاه مدت ابزاری باشد برای کنترل مدیریت، این بدین معناست که در آن شرکت اطلاعات با کیفیت ارائه نمی‌شود و یا تقلب در آن وجود دارد.

جنسن (۱۹۸۶) در نظریه خود که به عنوان «فرضیه جریان نقد آزاد» شناخته می‌شود مطرح می‌کند تأمین مالی از طریق بدهی به دلیل اینکه منابع کمتری تحت کنترل مدیریت است احتمال اتلاف منابع در سرمایه‌گذاری‌های غیرسودآور را کاهش و به دلیل وابستگی به بازار بدهی برای تأمین مالی جدید انضباط حاکمیتی بر مدیریت را تحمیل می‌کند. همچنین تأمین مالی از طریق بدهی به دلیل صرفه جویی مالیاتی برای مدیران شرکت‌ها نسبت به سایر منابع تأمین مالی از ارجحیت برخوردار است (خردیار و وزیری، ۱۳۹۷).

اعتبار دهندگان همواره به عنوان یکی از منابع تأمین مالی در شرکت در نظر گرفته می‌شود لذا آن‌ها به منظور کاهش ریسک زیان‌های وام‌دهی اطلاعات مالی شرکت‌هایی را که متقاضی وام می‌باشند بررسی می‌نمایند تا بتوانند با تجزیه و تحلیل صورت‌های مالی میزان وام پرداختی و هزینه بدهی را مشخص نمایند (رضایی و افروزی، ۱۳۹۳). حبیبی، حسنعلی پور، رحمان و فراز (۱۳۹۵) نشان دادند که شرکت‌هایی که از طریق بدهی‌های بلندمدت تأمین مالی می‌کنند هم در دوره تأمین مالی و هم در دوره قبل از آن سطح محافظه کاری را کاهش می‌دهد. بنابراین با توجه به این مطالب می‌توان نتیجه‌گیری کرد که با کاهش محافظه کاری کیفیت اطلاعات حسابداری افزایش می‌یابد و این امر با کاهش هزینه بدهی همراه بوده است (غنی زاده و همکاران، ۱۳۹۸). زمانی و انواری رستمی (۱۳۹۶)، نشان دادند که با افزایش سطح بدهی ابتدا جریان‌های نقد دستکاری شده کاهش و سپس افزایش می‌یابد، که دلیل کاهش آن را افزایش صورت‌های مالی با کیفیت، جهت کاهش هزینه بهره دانست (خردیار و وزیری، ۱۳۹۷). قابلیت مقایسه در بازار سرمایه و بدهی برای سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان بسیار حائز اهمیت است، زیرا تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و وام‌دهی بر ارزیابی فرصت‌ها یا پروژه‌های جایگزین مبتنی است و بدون وجود این اطلاعات قابل مقایسه نمی‌توان اقدام به اتخاذ تصمیم بهینه کرد (کیم، لی، لیو و یو، ۲۰۱۶). کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها به عنوان یکی از مهم‌ترین منافع کاربران گزارشگری مالی از جمله سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران مالی و استاندارد گزاران سابقه‌ای دیرینه دارد. در مقایسه با سایر ویژگی‌های کیفی، قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری می‌تواند نقش مؤثرتری را در تصمیم‌گیری برای محافظت از منافع طلبکاران و سهامداران ایفا کند (سو و یانگ و دوتا، ۲۰۱۸). با افزایش مقایسه، دارایی‌های نقدی شرکت برای سهامداران خارج، ارزش بیشتری دارد، هزینه‌های سرمایه‌ای بیشتر به ارزش سهامداران کمک می‌کند. مقایسه، نظارت سرمایه‌گذاران بر استفاده مدیران از منابع شرکتی را تسهیل می‌کند، که این امر ارزش سهامداران را افزایش می‌دهد (کیم و همکاران، ۲۰۲۰).

۳- پیشینه

۳-۱- پیشینه خارجی

ترونگ (۲۰۲۰) به بررسی رابطه ساختار سررسید بدهی و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی پرداخت. دوره نمونه، از سال ۱۹۸۵ الی ۲۰۱۳ است. مشاهدات مربوط به شرکت‌های سودمند و مالی می‌باشد. روش انتخاب نمونه در مجموع ۳۷۲۰۳ مشاهده سالیانه شرکت برای ۵۲۹۹ شرکت منحصر به فرد است. نتایج بدست آمده بیان می‌کند که از لحاظ آماری یک رابطه منفی بین قابلیت

مقایسه صورت‌های مالی و بدهی کوتاه‌مدت وجود دارد و مقایسه صورت‌های مالی می‌تواند جایگزین استفاده از بدهی‌های کوتاه‌مدت شود.

وانگ و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی میزان تأثیر ساختار سررسید بدهی یک شرکت بر هزینه وام‌های بانکی پرداختند. با بررسی وام‌های سندیکای ایالات متحده در سال‌های ۱۹۹۰ الی ۲۰۱۴، به این نتیجه رسیدند که ساختار سررسید بدهی، پس از محاسبه متغیرهای خاص شرکت و وام و اثرات ثابت شرکت، تعیین کننده اصلی اختلاف در وام است. طبق نتایج حاصل از این فرضیه شرکت‌های بارش بالا هنگام افزایش نسبت بدهی کوتاه مدت، افزایش قابل توجهی در گسترش وام خود نسبت به شرکت‌های کم رشد تجربه می‌کنند. این یافته با نظریه جایگزینی دارایی مطابقت دارد که بدهی کوتاه‌مدت مشوق‌های ریسک پذیری مدیران/سهامداران را کاهش می‌دهد و منجر به کاهش ریسک شرکت می‌شود.

دانگ و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از داده‌های مربوط به شرکت‌های آمریکایی طی سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۴ تأثیر بدهی‌های کوتاه‌مدت را بر ریسک سقوط قیمت سهام را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نتیجه گرفتند که بین نسبت بدهی‌های کوتاه‌مدت و ریسک سقوط قیمت سهام رابطه منفی وجود دارد و این رابطه در بین شرکت‌های با مالکیت نهادی کمتر، برجسته‌تر است.

سو و همکاران (۲۰۱۸)، به بررسی تأثیر قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی در شرکت‌های بازار سهام چینی از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ پرداختند و از مدل دی فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) برای اندازه‌گیری قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری برای شرکت‌ها استفاده کردند. قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری اثبات شد و بر ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه تأمین مالی از طریق بدهی تأثیر گذاشت. یافته‌ها نشان داد که مقایسه پذیری اطلاعات حسابداری اثرات معکوس معناداری بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی دارد.

آیگان و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر ساختار بدهی بر روی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۶ در بین ۱۳۵ شرکت ترکیه‌ای پرداختند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که ساختار بدهی اثر مثبت و معناداری بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد. این اثر برای شرکت‌هایی با فرصت‌های رشد بالاتر نسبت به شرکت‌هایی با فرصت‌های رشد پایین قوی‌تر بوده است. همسو با ادبیات موجود، این یافته‌ها از این حمایت می‌کند که سطحی بالاتر از بدهی‌های بلند مدت در ساختار کل بدهی، سرمایه‌گذاری‌ها را برای شرکت‌هایی با فرصت رشد بالاتر کاهش می‌دهد.

کیفیه و یعقوبی (۲۰۱۶) تحقیقی با عنوان تأثیر نوسان جریان نقدی بر ساختار سرمایه و استفاده از بدهی با سررسیدهای مختلف انجام داده‌اند. خلاصه این پژوهش بیان می‌دارد که تحقیقات تجربی در زمینه درک رابطه بین ساختار سرمایه و نوسان جریان نقدی دارای نتایج غیرقطعی و غیرقاطع هستند. به طور کلی، شواهد به دست آمده نشان می‌دهند که با ثابت بودن تمام عوامل دیگر، افزایش انحراف معیار از میانگین نوسان جریان نقدی سبب می‌شود که یک کاهش تقریباً ۲۴ درصدی در نسبت بدهی بلندمدت، یک کاهش ۲۶ درصدی در احتمال بدهی جاری در طول ۱۰ سال تا تاریخ سررسید و یک افزایش ۳۹ درصدی را در احتمال بدهی کوتاه‌مدت و بلندمدت جاری نشان می‌دهند.

جهاون و نی‌شی‌هارا (۲۰۱۵) در پژوهشی به مطالعه تأثیر سررسید بدهی بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری شرکت‌ها پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که سررسید بدهی کوتاه‌مدت با گسترش عملکرد مواجه می‌شود ولی سررسید بدهی بلندمدت باعث افزایش جریان نقدی موردانتظار و کاهش عملکرد می‌گردد.

فونن سانتا و پدرو (۲۰۱۴) به بررسی رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی با کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های بورس اوراق بهادار اسپانیا پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری مشکل سرمایه‌گذاری بیشتر از حد مطلوب را مرتفع می‌کند و در عوض سررسید بدهی کوتاه‌تر از طریق کاهش مشکل سرمایه‌گذاری بیشتر از حد مطلوب و سرمایه‌گذاری کمتر از حد مطلوب، کارایی سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد. همچنین آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی به عنوان سازوکارهایی با درجه مشابه از نظر جایگزینی در بهبود کارایی سرمایه‌گذاری محسوب می‌شود. به عبارت دیگر، اثر کیفیت گزارشگری مالی بر بهبود کارایی سرمایه‌گذاری برای شرکت‌های دارای بدهی با سررسید کوتاه‌تر نسبت به شرکت‌های دارای بدهی‌های بلندمدت بیشتر، ضعیف‌تر یا کمتر است.

نواز، کوریشی و آوان (۲۰۱۲)، به بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلند مدت بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج این تحقیق با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن و آزمون علیت گرنجری نشان دهنده وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین بدهی‌های خارجی و رشد اقتصادی است. همچنین در کوتاه مدت بین بدهی‌های خارجی و رشد اقتصادی رابطه علیت دوطرفه وجود دارد.

کایرچ و ترا (۲۰۱۲) به بررسی عوامل مؤثر بر سررسید بدهی شرکت‌های آمریکای جنوبی پرداختند. آن‌ها نمونه‌ای متشکل از ۳۵۹ شرکت غیرمالی آمریکای جنوبی را مورد مطالعه قرار دادند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که اندازه، مخاطره تجاری و نسبت دارایی‌های مشهود شرکت‌ها تأثیری عمده و مثبت بر سررسید بدهی آن‌ها دارند. اما سطح توسعه مالی به طور عمده با سررسید بدهی مرتبط نیست.

استفانا و همکاران (۲۰۱۱) عوامل تعیین کننده ساختار سررسید بدهی‌های شرکت‌های اوکراینی در یک بازار نوظهور را با مطالعه درباره ۴۵۰۰ شرکت در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۶ بررسی کردند. یافته‌ها بر اهمیت نظریه نمایندگی، نقدشوندگی، علامت‌دهی و مالیات تأکید داشت.

الکوک و همکاران (۲۰۱۰) عوامل تعیین کننده سررسید بدهی در بازار سرمایه استرالیا را برای ۴۰۰ شرکت برتر در بورس اوراق بهادار استرالیا طی دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۶ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از مفروضات مدل مرتون، نشان دادند که اهرم در شرکت‌های استرالیایی رابطه مثبت با سررسید بدهی دارد.

عیوضیان و همکاران (۲۰۰۵) نیز با کنترل سطوح کلی اهرم نشان دادند که ساختار سررسید بدهی اثر معنی داری بر تصمیمات سرمایه گذاری شرکت دارد. آن‌ها بیان کردند که درصد بالاتر بدهی بلند مدت نسبت به کل بدهی، سرمایه گذاری با فرصت‌های رشد بالا را کاهش می‌دهد ولی این رابطه برای شرکت‌های با فرصت‌های رشد پایین معنی دار نبود.

دمیر گوک کانت و ماسکیموسچ (۱۹۹۹) عوامل موثر بر ساختار سررسید بدهی را در ۳۰ کشور بررسی کردند؛ این بررسی نشان داد که بین بازارهای در حال توسعه و توسعه یافته شباهت‌های زیادی وجود دارد.

۳-۲- پیشینه داخلی

سیدنژاد فهیم (۱۳۹۷) رابطه بین نسبت بدهی با سود و بازده دارایی‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق نسبت بدهی از دیدگاه بدهی جاری، بدهی بلند مدت و کل بدهی در چهارچوب صنعت غذایی و آشامیدنی، وسایط نقلیه، ماشین آلات و تجهیزات لاستیک و پلاستیک را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق بر مبنای مواردی که معنادار بوده‌اند به این شرح است که در صنعت غذایی و آشامیدنی بین نسبت بدهی به ویژه نسبت بدهی بلند مدت با سود پس از مالیات رابطه معکوسی وجود دارد. در صنعت وسایط نقلیه بین نسبت بدهی با معیار عملکرد نرخ بازده دارایی‌ها (ROA) رابطه معکوس وجود دارد، در صنعت ماشین آلات و تجهیزات بین نسبت بدهی با سود پس از مالیات و نرخ بازده دارایی‌ها رابطه معکوس وجود دارد و در نهایت در صنعت لاستیک و پلاستیک نیز بین نسبت بدهی با سود پس از مالیات روابط بسیار ضعیف و با نرخ بازده دارایی‌ها رابطه ضعیف و معکوس وجود دارد.

پورزمانی و نوری (۱۳۹۷) ارتباط بین نسبت بدهی‌ها با سود و بازده سهام را در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. در این پژوهش نسبت بدهی از دیدگاه بدهی جاری، بدهی بلند مدت و بدهی کل در ۵۳ شرکت نمونه با استفاده از روش‌های آماری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان داد که در اکثر موارد همبستگی محاسبه شده بیانگر ارتباط ضعیف و معکوس بین نسبت بدهی‌ها و معیارهای عملکرد مالی (سود و بازده سهام) است.

نمازی همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر ساختار سررسید بدهی بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد که بین ساختار سررسید بدهی مدیریت سود بر مبنای اقلام تعهدی، ارتباط معنادار و مثبت وجود دارد. همچنین، بین ساختار سررسید بدهی مدیریت سود بر مبنای اقلام تعهدی در شرکت‌های با اعتبار بالا نسبت به شرکت‌های با اعتبار پایین، ارتباط معنادار قوی‌تری وجود دارد.

هاشمی و صمدی (۱۳۹۳)، به بررسی اثر کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی بر کارایی سرمایه گذاری در نمونه ای متشکل از ۱۰۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۱ پرداختند. محقق در تحقیق خود، بر اساس مبانی نظری و ادبیات موضوع به بررسی دو عامل اثرگذار بر کارایی سرمایه گذاری، یعنی کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی پرداخته است. برای تجزیه و تحلیل داده ها و آزمون فرضیه ها از مدل های رگرسیون چندمتغیره و داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج تحقیق حاضر حاکی از آن است که با افزایش کیفیت گزارشگری مالی و همچنین با کوتاه‌تر شدن سررسید بدهی، کارایی سرمایه گذاری بهبود می‌یابد. بنابراین، این یافته‌ها سازگار با مبانی نظری محقق در تحقیق خود است. همچنین اثر کیفیت گزارشگری مالی بر کارایی سرمایه گذاری برای شرکت هایی که سررسید بدهی کوتاه‌تری دارند، ضعیف‌تر است. به بیان دیگر تأثیر مثبتی که گزارشگری مالی با کیفیت و کوتاه بودن سررسید بدهی بر کارایی سرمایه گذاری دارند، تا حدودی جایگزین یکدیگر هستند.

کریمی و حفیظی (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی ارتباط میزان بدهی با رشد در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر جریان های نقدی در بازه زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش بیان می‌کند که شرکت‌های با محدودیت مالی بالا حساسیت بالاتری به گردش وجوه نقد نشان می‌دهند و بین رشد و قرار گرفتن در معرض بدهی ارتباط غیرخطی به شکل معکوس وجود دارد.

حاجیه‌ها و اخلاقی (۱۳۹۲) تأثیر ویژگی های هیات مدیره به عنوان معیار حاکمیت شرکتی را نیز بر ساختار سررسیدبدهی بررسی کردند. هدف اصلی آن‌ها بررسی تأثیر اندازه هیات مدیره، درصد اعضای غیرموظف هیات مدیره و دوگانگی وظایف مدیرعامل بر ساختار سررسید بدهی بود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که بین اندازه هیات مدیره و ساختار سررسید بدهی رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد. همچنین بین درصد اعضای غیرموظف هیات مدیره و ساختار سررسید بدهی رابطه

منفی و معنی داری وجود دارد. نتایج تحقیق بیانگر تأثیر هیات مدیره قوی بر تصمیمات تأمین مالی است. علاوه بر این بین متغیر دوگانگی وظیفه مدیرعامل با ساختار سررسید بدهی رابطه ای یافت نشد.

حاجبها و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی عوامل موثر بر ساختار سررسید بدهی بر اساس برخی متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته اند. یافته های پژوهش نشان می دهد که در سطح کل نمونه بین نرخ تورم و ساختار سررسید بدهی رابطه منفی معنی دار وجود دارد. همچنین بین ساختار سررسید بدهی و عرضه پول رابطه منفی و معنی دار وجود دارد. علاوه بر این بین ساختار سررسید بدهی با تولید ناخالص داخلی ارتباط مثبت و معنی دار وجود دارد. افزون بر این، آزمون فرضیه های پژوهش در بین صنایع مختلف به نتایج متنوعی منتهی گردید. بنابراین به شرکت ها پیشنهاد می شود در دوره هایی که نرخ تورم بالا و تغییرات آن بلندمدت است و همچنین عرضه پول زیاد است در ساختار زمانی بدهی های خود بدهی کوتاه مدت را انتخاب کنند، زیرا هزینه های نمایندگی با این انتخاب کاهش خواهد یافت.

رحیمیان و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی اظهار نظر حسابرسی تعدیل شده و ساختار سررسید بدهی را مورد مطالعه قرار دادند. یافته های حاصل از پژوهش بیان گر عدم تأثیر معنی دار اظهار نظر حسابرسی تعدیل شده بر سررسید بدهی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

جبارزاده و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی تأثیر ساختار بدهی بر محافظه کاری شرطی را در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ مورد مطالعه قرار دادند. یافته های پژوهش حاکی از آن است که نسبت کل بدهی ها به کل دارایی ها بر محافظه کاری شرطی در مدل مبتنی بر رابطه سود و بازده تأثیر مثبت، در مدل مبتنی بر تغییرات سود بی تأثیر و در مدل مبتنی بر اقلام تعهدی و جریان نقدی عملیاتی تأثیر معکوسی دارد.

حاجبها و اخلاقی (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی عوامل موثر بر ساختار سررسید بدهی شرکت: آزمون تجربی تئوری نمایندگی و تئوری اهرم مالی پرداختند. یافته های پژوهش حاکی از این است که در سطح کل نمونه بین اندازه شرکت، مشهود بودن دارایی و فرصت رشد شرکت با ساختار سررسید بدهی رابطه مثبت وجود دارد. همچنین بین اهرم مالی و ساختار سررسید بدهی رابطه ای یافت نشد.

حاجبها و اخلاقی (۱۳۹۰) متغیرهای سودآوری، خط مشی تقسیم سود، ریسک تجاری و مالیات، به منزله عوامل مؤثر بر ساختار سررسید بدهی با در نظر گرفتن دو فرضیه ی علامت دهی و مالیات مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج بدست آمده بیانگر وجود رابطه مثبت بین خط مشی تقسیم سود و سودآوری با ساختار سررسید بدهی است. از طرف دیگر، بین نرخ مالیات و ساختار سررسید بدهی رابطه منفی وجود دارد. همچنین بین ریسک تجاری و ساختار سررسید بدهی رابطه ی معناداری پیدا نشد.

حاجبها و اخلاقی (۱۳۸۹) به ارائه مدلی برای تعیین ساختار سررسید بدهی شرکت های ایرانی بر اساس متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و عرضه پول پرداختند. یافته های حاصل از پژوهش بیانگر آن است که ارتباطی مثبت و معنی دار بین تولید ناخالص داخلی و ساختار سررسید بدهی وجود دارد. همچنین بین عرضه پول و ساختار سررسید بدهی رابطه ای معکوس وجود دارد. علاوه بر این بین نرخ تورم و ساختار سررسید بدهی ارتباطی تأیید نشد.

۴- فرضیه های پژوهش

با توجه به هدف این پژوهش، فرضیه ی زیر تدوین و مورد آزمون قرار خواهد گرفت: رابطه معناداری بین ساختار بدهی شرکت ها با قابلیت مقایسه صورت های مالی وجود دارد.

۵- جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری شامل کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که از سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ در بورس اوراق بهادار تهران بوده اند، که حائز شرایط زیر باشند:

۱. تاریخ پذیرش آن ها در بورس قبل از سال ۱۳۹۲ باشد و تا پایان سال ۱۳۹۸ نیز در فهرست بورس اوراق بهادار تهران باشند.
۲. دوره مورد نظر تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.
۳. داده های مورد نظر این پژوهش برای آن ها در دسترس باشد.
۴. شرکت های انتخاب شده جزء بانک ها و مؤسسات مالی (شرکت های سرمایه گذاری، واسطه گران مالی، شرکت های هلدینگ و لیزینگ ها) نباشند.

۶- الگو و متغیرهای پژوهش

۶-۱ مدل آزمون فرضیه ها (Model Specification)

برای آزمون فرضیه تحقیق از مدل زیر که توسط دی فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) ارائه گردیده، استفاده می شود:

$$ST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FSC_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Market-to-book_{i,t} + \beta_4 Abnormal\ earnings_{i,t} + \beta_5 Asset\ maturity_{i,t} + \beta_6 Asset\ volatility_{i,t} + \beta_7 Leverage_{i,t} + \beta_8 R\&D_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۱)}$$

۷- متغیرها (Variable)

جدول ۱. توضیح متغیرهای الگوهای آزمون فرضیه

نماد متغیر	نوع متغیر	نام متغیر	روش محاسبه
$ST_{i,t}$	وابسته	نسبت بدهی به کل بدهی	نسبت جمع بدهی جاری به کل بدهی
$FSC_{i,t}$	مستقل	قابلیت مقایسه صورت‌های مالی	محاسبه قابلیت مقایسه صورت‌های مالی طبق رابطه
$Size_{i,t}$	وابسته	اندازه شرکت	لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها
$Market-to-book_{i,t}$	مستقل	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام
$Abnormal\ earnings_{i,t}$	وابسته	سود غیرعادی	نسبت سود قبل از اقلام غیرعادی به ارزش بازار سهام
$Asset\ maturity_{i,t}$	مستقل	سررسید دارایی	نسبت اموال، ماشین آلات و تجهیزات به جمع دارایی‌ها
$Asset\ volatility_{i,t}$	وابسته	نوسان دارایی	نسبت انحراف معیار بازده سه ساله سهام به ارزش بازار دارایی‌ها
$Leverage_{i,t}$	وابسته	نسبت اهرمی	نسبت جمع بدهی‌ها به جمع دارایی‌ها
$R\&D_{i,t}$	وابسته	هزینه‌های تحقیق و توسعه	نسبت هزینه تحقیق و توسعه به کل دارایی‌ها
$\epsilon_{i,t}$		جزء باقیمانده یا خطا	

۷-۱- نحوه اندازه‌گیری متغیر وابسته

همانند تحقیق دی فرانکو و همکاران (۲۰۱۱)، سررسید بدهی شرکت i در سال t است که از نسبت بدهی جاری به کل بدهی‌های شرکت محاسبه می‌شود.

۷-۲- نحوه اندازه‌گیری متغیر مستقل

برای اندازه‌گیری متغیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی از مدل دی‌فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) استفاده گردید. دی‌فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) معتقدند اگر دو شرکت دارای یک سیستم حسابداری مشابه باشند، صورت‌های مالی قابل مقایسه تولید می‌کنند. معیار قابلیت مقایسه صورت‌های مالی به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$Financial\ statements_i = f_i(Economic\ events_i) \quad \text{رابطه (۲)}$$

در رابطه بالا f_i پدیده‌های اقتصادی شرکت i را به تصویر می‌کشد. رابطه (۲) نشان می‌دهد دو شرکت وقتی دارای دو سیستم حسابداری قابل مقایسه‌اند که صورت‌های مالی مشابه‌ای را ایجاد کنند. همانند پژوهش دی‌فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) از بازده سهام به عنوان شاخصی برای اثر خالص رویدادهای اقتصادی بر صورت‌های مالی شرکت و نیز از سود به عنوان شاخصی برای به تصویر کشیدن نتیجه سیستم حسابداری (یعنی صورت‌های مالی) بهره گرفته شد. تابع انگاشت زیر برای هر شرکت برآورد می‌شود. در این رابطه، متغیر وابسته سود خالص هر سال به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ابتدای دوره و متغیر مستقل بازده قیمت سهام همان دوره است.

$$Earnings_{it} = a_0 + \beta_0 Return_{it} + \epsilon_{it} \quad \text{رابطه (۳)}$$

به منظور نزدیک کردن توابع دو شرکت از تابع حسابداری برآورد شده و برای برآورد سود فرض می‌شود دو شرکت بازده یکسانی دارند.

$$E(Earnings)_{iit} = a_i + \beta_i Return_{it} \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$E(Earnings)_{ijt} = a_j + \beta_j Return_{it} \quad \text{رابطه (۵)}$$

در رابطه‌های بالا $E(Earnings)_{iit}$ سود مورد شرکت i از طریق تأثیرپذیری رویدادهای اقتصادی مشابه‌اش که در اینجا $Return_{it}$ است. برای به دست آوردن تفاوت بازده‌های مورد انتظار شرکت‌های i و j یعنی قابلیت مقایسه بین آن‌ها از رابطه (۶) استفاده می‌شود.

$$FSC_{ijt} = -\frac{1}{6} \sum_{t-5}^t |E(Earnings)_{iit} - E(Earnings)_{ijt}| \quad \text{رابطه (۶)}$$

مقدار به دست آمده از رابطه (۶) عددی منفی است و ارزش بیشتر در آن نشان دهنده قابلیت مقایسه حسابداری بیشتر می باشد.

۸- آماره های توصیفی

اولین مرحله تحلیل داده ها، توصیف یا تلخیص آن ها با استفاده از آمار توصیفی است. آمار توصیفی مجموعه روش هایی است که به خلاصه کردن، طبقه بندی، توصیف و تفسیر داده ها می پردازد. تحلیل توصیفی داده ها، صرفاً برای بررسی وضع یک گروه یا یک موقعیت بکار می روند، مواردی همچون وضعیت، نوع، توصیف داده ها و ... اما تحلیل روابط و تغییرات بین متغیرها و تحلیل مجموعه متغیرها برای تبیین علت از عهده آمار توصیفی خارج است و از مجموعه روش هایی که معمولاً برای بیان رابطه بین دو یا چند متغیر و تعمیم ویژگی های نمونه آماری به جامعه آماری تحت عنوان آمار استنباطی استفاده می شود.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق برای شرکت های نمونه

تعریف عملیاتی	نماد متغیر	تعداد مشاهده	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف استاندارد
سررسید بدهی	ST	۶۳۷	۰/۸۷۰۷۰۳	۰/۹۲۶۸۰۰	۱/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۹۹۸۰۷	۰/۱۵۳۰۰۶
قابلیت مقایسه صورت های مالی	FSC	۶۳۷	۰/۰۶۹۱۳	۰/۰۴۸۶۸	۰/۰۰۰۰۳۵	۰/۰۴۷۳۹	۰/۰۶۴۸۱۱
اندازه شرکت	Size	۶۳۷	۱۴/۶۹۳۲۱	۱۴/۴۹۹۳۷	۱۹/۷۷۳۹۱	۱۰/۵۳۲۹۵	۱/۵۹۱۰۲۴
ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم	Market-to-book	۶۳۷	۹/۲۸۰۷۴۱	۵/۲۲۶۰۰۰	۸۳/۶۱۲۰۰	۰/۵۵۲۰۰۰	۱۰/۹۵۳۰۸
سود غیرعادی	Abnormal earnings	۶۳۷	۱/۰۶۱۹۵۴	۰/۶۱۲۶۳۲	۴/۶۹۸۰۷۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۳۳۱۳۰۹
سررسید دارایی ها	Asset maturity	۶۳۷	۰/۳۶۳۲۳۸	۰/۳۳۴۶۴۰	۰/۹۹۸۷۸۲	۰/۰۲۹۵۲۹	۰/۲۱۷۸۲۲
نوسان دارایی ها	Asset volatility	۶۳۷	۱/۸۳E-۰۸	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۲۰E-۰۶	۰/۰۰۰۰۰۰	۹/۲۰E-۰۸
اهرم مالی	Leverage	۶۳۷	۰/۳۷۴۰۸۳	۰/۳۴۲۶۱۴	۰/۹۲۰۰۰۰	۰/۰۰۳۷۴۳	۰/۲۱۶۰۸۷
هزینه های تحقیق و توسعه	R&D	۶۳۷	۰/۰۰۱۳۸۷	۲/۷۰E-۰۶	۰/۰۵۸۴۲۹	۰/۰۱۲۹۹	۰/۰۰۵۶۷۲

آماره های توصیفی تحقیق برای شرکت های نمونه در جدول فوق ارائه شده است. با توجه به اینکه تعداد شرکت های نمونه ۹۱ شرکت در ۷ سال در طی سال های ۱۳۹۲-۱۳۹۸ بررسی شده، تعداد مشاهدات در داده های تابلویی ۶۳۷ مورد است.

۹- آزمون مانایی

براساس این نتایج، فرضیه ی صفر مبتنی بر ریشه واحد متغیرها یا نامانایی آنها در سطح ۰.۰۵ اطمینان رد میشود و تمامی متغیرهای پژوهش مانا می باشند. بنابراین بدون نگرانی از وجود ریشه واحد متغیرها، میتوان الگوی این تحقیق را برآورد کرد.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی (آزمون هادری)

تعریف عملیاتی	نماد متغیر	آزمون معنی داری	آماره آزمون	وضعیت مانایی
سررسید بدهی	ST	۰/۰۰۰۰***	۱۱/۲۶۲۰	مانایی برقرار است
قابلیت مقایسه صورت های مالی	FSC	۰/۰۰۰۰***	۱۰/۹۸۸۴	مانایی برقرار است
اندازه شرکت	Size	۰/۰۰۰۰***	۱۷/۰۹۷۵	مانایی برقرار است
ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم	Market-to-book	۰/۰۰۰۰***	۷/۶۹۴۵۴	مانایی برقرار است
سود غیرعادی	Abnormal earnings	۰/۰۰۰۰***	۷/۸۷۵۹۶	مانایی برقرار است
سررسید دارایی ها	Asset maturity	۰/۰۰۰۰***	۱۱/۸۶۲۶	مانایی برقرار است
نوسان دارایی ها	Asset volatility	۰/۰۰۰۰***	۲/۴۱۶۴۹	مانایی برقرار است
اهرم مالی	Leverage	۰/۰۰۰۰***	۱۰/۰۳۹۲	مانایی برقرار است
هزینه های تحقیق و توسعه	R&D	۰/۰۰۰۰***	۸/۲۲۸۰۹	مانایی برقرار است

۱۰- آزمون هم خطی

عامل تورم واریانس (VIF) شدت هم خطی چندگانه را در تحلیل رگرسیون کمترین مربعات معمولی ارزیابی می کند. در واقع یک شاخص معرفی می گردد که بیان می دارد چه مقدار از تغییرات مربوط به ضرایب برآورد شده بابت هم خطی افزایش یافته است. شدت هم خطی چندگانه را با بررسی بزرگی مقدار VIF می توان تحلیل نمود. اگر آماره آزمون VIF به یک نزدیک بود نشان دهنده عدم وجود هم خطی است. به عنوان یک قاعده تجربی مقدار VIF بزرگتر از ۵ باشد هم خطی چندگانه بالا می باشد (توجه شود که در برخی موارد عدد ۱۰ نیز به عنوان آستانه معرفی می گردد).

جدول ۴. نتایج آزمون عامل تورم واریانس (VIF)

نماد متغیر	نام متغیر	عامل تورم واریانس (VIF)
قابلیت مقایسه صورت های مالی	FSC	۰,۵۴۵۱
اندازه شرکت	SIZE	۱,۴۲۱۲
ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم	Market-to-book	۱,۵۵۸۴
سود غیر عادی	Abnormal earnings	۰,۸۵۶۵
سررسید دارایی ها	Asset maturity	۱,۲۳۳۵
نوسان دارایی ها	Asset volatility	۱,۲۲۰۳
اهرم مالی	Leverage	۰,۷۷۴۵
هزینه های تحقیق و توسعه	R&D	۰,۹۶۳۲

۱۱- آزمون واریانس ناهمسانی

نتایج آزمون واریانس ناهمسانی برای مدل پانل استفاده شده در جدول زیر نشان داده شده است. در آزمون والد تعدیل شده نتایج بدست آمده دلالت بر پذیرش فرضیه صفر و واریانس همسانی در مدل پانل تصریح شده دارد. به عبارتی، نتیجه آزمون والد تعدیل شده حاکی از عدم وجود واریانس ناهمسانی است.

جدول ۵. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی بین گروهی (والد تعدیل شده)

آزمون	آماره	Prob
آزمون واریانس ناهمسانی بین گروهی (والد تعدیل شده)		
آماره کای دو	۲,۴۴۱۲	۰,۵۵۴۱

۱۲- آزمون خود همبستگی

هر وقت خطاهای متوالی یا جزء اخلاص ها به هم مربوط باشند خودهمبستگی یا همبستگی پیاپی به وجود می آید. مشکل همبستگی پیاپی بیشتر در سری های زمانی بروز می کند و هرچه دوره زمانی کوتاه تر باشد امکان بروز همبستگی پیاپی بیشتر است. یعنی جملات اخلاص از هم مستقل نیستند، بلکه با یک نظم خاصی به هم ارتباط دارند. موقعی که خطاهای متوالی هم علامتند، همبستگی مثبت و موقعی که آن ها پی در پی تغییر علامت می دهند، همبستگی منفی داریم.

جدول ۶. نتایج آزمون خودهمبستگی (آزمون وولدریج)

آزمون	آماره	Prob
آزمون خودهمبستگی (آزمون وولدریج)		
F آماره	۲۳,۵۵۴۱	۰,۵۲۲۳

با توجه به نتایج جدول زیر، معنی داری آزمون F تعمیم یافته (چاو) کمتر از ۰,۰۵ است. لذا از بین مدل اثرات ثابت و مدل داده های تلفیقی، مدل اثرات ثابت برگزیده می شود. در مرحله بعد معنی داری آزمون هاسمن کمتر از ۰,۰۵ است. لذا از بین مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی، مدل اثرات ثابت برگزیده می شود. بنابراین می توان نتیجه گرفت از بین سه مدل فوق، مدل اثرات ثابت جهت برازش مدل رگرسیونی مورد استفاده قرار گیرد.

جدول ۷. آزمون تعیین روش تخمین مدل داده‌های تابلویی

آزمون‌های تشخیص روش	آماره آزمون	معنی داری	نتیجه
آزمون F تعمیم یافته	۱۱/۹۴۴۶۳	۰/۰۰۰۰	تاکید مدل اثرات ثابت در مقابل مدل داده‌های تلفیقی
آزمون هاسمن	۵۳/۵۱۲۲۱۵	۰/۰۰۰۰	تاکید مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی
نتیجه نهایی			تاکید مدل اثرات ثابت در مقابل مدل اثرات تصادفی و مدل داده‌های تلفیقی

جدول ۸. نتایج آزمون رگرسیون فرضیه‌های تحقیق

متغیر Variable	ضریب Coefficient	انحراف معیار Std/Error	آماره تی t-Stat	معناداری Prob
قابلیت مقایسه صورت‌های مالی FSC	-۰/۰۰۹۱۱۶	۰/۰۰۴۱۹۱	-۲/۱۷۵۲۷۱	*۰/۰۷۲۵
اندازه شرکت SIZE	۰/۰۱۰۷۵۷	۰/۰۰۱۷۹۸	۵/۹۸۲۳۹۶	***۰/۰۰۱۰
ارزش بازار به ارزش دفتری هر سهم Market-to-book	-۳/۹۷E-۰۵	۷/۸۵E-۰۵	-۰/۵۰۶۰۲۱	۰/۶۳۰۹
سود غیر عادی Abnormal earnings	-۰/۰۰۴۲۶۵	۰/۰۰۱۳۱۰	-۳/۲۵۶۸۹۶	**۰/۰۱۷۳
سررسید دارایی‌ها Asset maturity	-۰/۰۹۶۴۵۹	۰/۰۱۰۴۶۷	-۹/۲۱۵۶۰۸	***۰/۰۰۰۱
نوسان دارایی‌ها Asset volatility	-۴۸۵۸۷/۳۱	۱۵۴۹۴/۲۷	-۳/۱۳۵۸۲۵	**۰/۰۲۰۲
اهرم مالی Leverage	۰/۰۵۶۲۷۱	۰/۰۰۸۰۸۶	۶/۹۵۹۱۴۴	***۰/۰۰۰۴
هزینه‌های تحقیق و توسعه R&D	۰/۳۶۵۷۳	۰/۲۶۳۷۵۸	۱/۳۵۱۸۹۶	۰/۲۲۵۱
ضریب ثابت C	۰/۷۳۱۳۰۵	۰/۰۳۰۸۸۳	۲۳/۶۸۰۲۲	***۰/۰۰۰۰
آماره F (معنی داری کل رگرسیون)				
۱۶۹/۶۳۴۹				
معناداری آماره F				
۰/۰۰۰۰۰۰				
ضریب تعیین				
۰/۹۶۹۱۰۴				
ضریب تعیین تعدیل شده				
۰/۹۶۳۳۹۱				
آماره دوربین واتسون				
۱/۵۲۳۰۶۵				

نتایج مندرج در جدول شماره ۸ نشان می‌دهد مقدار معناداری آماره F ۰/۰۰۰ بوده و حاکی از برازش مناسب مدل و معنی داری کل رگرسیون می‌باشد. از سویی، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۹۶ بوده و به عبارتی، حدود ۹۶ درصد از متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل تبیین شده‌اند. همچنین، آماره دوربین واتسون با مقدار ۱/۵۳ و قرار گرفتن آن بین بازه ۱/۵ الی ۲/۵ نشان از عدم وجود خودهمبستگی مرتبه بین خطاهای مدل می‌باشد.

✓ متغیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی (متغیر FSC_{it}) با سطح معنی داری (۰/۰۷۲۵) دارای رابطه منفی و معنی دار با سررسید بدهی می‌باشد.
نتیجه نهایی پذیرش فرضیه تحقیق می‌باشد.

۱۳- نتیجه‌گیری، بحث و تفسیر

فرضیه‌ی این پژوهش و نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی پژوهش به صورت زیر است:
فرضیه‌ی این پژوهش به این صورت مطرح شد که "بین ساختار بدهی و قابلیت مقایسه‌ی صورت‌های مالی ارتباط معناداری وجود دارد". نتایج حاصل از آزمون فرضیه نشان داد که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی رابطه منفی با سررسید بدهی دارد. به عبارتی، در شرکت‌هایی که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و گزارشگری مالی با کیفیت باشد نقش سررسید بدهی کم رنگ‌تر می‌شود. مطابق با نتایج گوماریز و بالستا (۲۰۱۴) بدهی‌های با سررسید کوتاه مدت این امکان را به اعتباردهندگان می‌دهد تا آن‌ها مذاکرات و روابط بیشتر با مدیران داشته باشند و در زمان قرارداد عملکرد شرکت را بهتر ارزیابی کنند. اعتباردهندگان از این طریق می‌توانند در خصوص تمدید شرایط قرارداد یا تغییر آن تصمیم‌گیری کنند. سررسید بدهی کوتاه مدت به دلیل وجود مشکلات نمایندگی، نقش نظارتی بر رفتار و عملکرد مدیریت دارد و اعتباردهندگان این امکان را دارند به دلیل وجود سررسید بدهی کوتاه مدت، با تمدید مجدد بدهی خود در تاریخ سررسید، از سو استفاده و رفتار فرصت طلبانه مدیران ممانعت به عمل آورند.

استفاده بیشتر از بدهی‌های کوتاه مدت منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و گزینش نامناسب می‌شود. در شرکت‌های با کیفیت گزارشگری مالی، سررسید بدهی به عنوان مکانیزم اصلی است که توسط اعتباردهندگان برای کنترل رفتار فرصت طلبانه مدیران استفاده می‌شود. زمانی که در یک شرکت از بدهی با سررسید کوتاه مدت به عنوان نظارت بر مدیریت استفاده شود به این معناست که شرکت، گزارش مالی با کیفیت ارائه نمی‌دهد و اطلاعات شفاف نیست و همین امر باعث می‌شود قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در آن، نتایج درستی ارائه ندهد. در واقع وجود سررسید بدهی کوتاه مدت نشان دهنده عدم کیفیت گزارش مالی می‌باشد. بطور کلی وجود سررسید بدهی می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد. می‌توان گفت تا حدودی کیفیت گزارشگری مالی و سررسید کوتاه مدت بدهی جایگزین هم هستند. از آنجایی که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی به درستی عملکرد و فعالیت شرکت اشاره دارد، در صورت عدم وجود این مورد می‌توان از سررسید بدهی استفاده کرد و آنرا به عنوان ابزار نظارتی جایگزین گزارش مالی با کیفیت قرار داد. مولینا و پناس (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که کوتاه بودن سررسید بدهی‌ها اجازه کنترل‌های بهتر را برای مدیر فراهم می‌کند زیرا سررسید کوتاه‌تر، انگیزه مذاکرات مجدد برای تمدید بدهی را افزایش داده و قرض دهندگان هم قرارداد بسته‌تر و دقیق‌تری را با قرض گیرنده منعقد کرده و آن‌ها می‌توانند با مشخص شدن عملکرد شرکت در طی اولین دوره، برای تصمیم‌گیری در خصوص تمدید قرارداد یا تغییر در شرایط قرار داد اقدام کنند. انتظار می‌رود استفاده بیشتر از بدهی‌های کوتاه مدت منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و گزینش نامناسب گردد (گوماریز و بالستا، ۲۰۱۴).

در صورتی که در شرکتی قابلیت مقایسه بیشتر باشد، باعث افزایش کیفیت گزارشگری مالی آن شرکت می‌شود و در مقابل، اعتباردهندگان اعتماد و هماهنگی بیشتری نسبت به آن‌ها دارند و بدهی با سررسید بلند مدت در اختیارشان قرار می‌دهد. قابلیت مقایسه و کیفیت گزارشگری بالا این سیگنال را می‌دهد که شرکت‌ها می‌توانند ریسک بیشتری را متحمل گردند و می‌توان بدهی با سررسید بلند مدت در اختیارشان قرار داد. سررسید بدهی به محدودیت‌های زمانی و مالی شرکت در راستای توان تامین هزینه‌ها و بهره‌های ناشی از ایجاد بدهی اشاره می‌کند (کییفه و همکاران، ۲۰۱۶) و همچنین اگر شرکت‌ها ارقام حسابداری یکسانی را برای وقایع اقتصادی یکسان و ارقام حسابداری متفاوتی را برای وقایع اقتصادی متفاوت گزارش کنند؛ شاهد صورت‌های مالی قابل مقایسه خواهیم بود (هیئت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا، ۲۰۱۰).

تضاد منافع بین سهامداران و مالکان مستقیماً تحت تأثیر کیفیت گزارشگری مالی قرار می‌گیرد؛ زیرا گزارش مالی شفاف، موجب کاهش شکاف اطلاعات و تسهیل نظارت کارآمد می‌شود. در نتیجه، انتظار می‌رود کیفیت گزارشگری مالی در تصمیم‌گیری‌های شرکت‌ها در بدهی نحوه طراحی قرارداد بدهی نقش داشته باشد (هیتر، ۲۰۰۷). شرکت‌هایی که از یکسو، دارای پروژه‌های خوب (خالص ارزش فعلی مثبت هستند) و از سوی دیگر، تحت وضعیت عدم تقارن اطلاعاتی قرار دارند؛ استفاده از بدهی کوتاه مدت را برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی ترجیح می‌دهند (فالتری، ۱۹۸۶). محققین معتقدند که بدهی کوتاه مدت می‌تواند مشکل تأمین مالی در جایگزین نمودن دارایی را کاهش دهد. از سوی دیگر، تأمین مالی با بدهی کوتاه مدت، شرکت‌ها را وادار به گزارش ادواری عملکرد و ریسک عملیاتی خود به اعتباردهندگان می‌کند (کیل و نو، ۱۹۹۰). از اینرو، این ارزیابی دوره‌ای به وسیله اعتباردهنده، بدهی کوتاه مدت را به تغییرات در ارزش شرکت کمتر حساس می‌کند (چاپلز و همکاران، ۲۰۰۵).

۱۴- پیشنهادهای کاربردی

- براساس یافته‌های پژوهش حاضر مبنی بر وجود رابطه معنادار بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و ساختار سررسید بدهی، به سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار و فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود که هنگام اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری به این عوامل و شاخص‌های پیشنهادی در پژوهش توجه کنند و قابلیت مقایسه را در تصمیم‌های خود در نظر بگیرند، زیرا می‌تواند بصورت غیر مستقیم شاخصی از ریسک شرکت باشد.
- به مسئولان و مدیران سازمان بورس و اوراق بهادار نیز توصیه می‌شود در راستای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، راه‌های عملیاتی اتخاذ کنند و نظارت بیشتری بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت داشته باشند.
- به تحلیلگران مالی و کارگزاری‌های بورس پیشنهاد می‌شود به شاخص سررسید بدهی که به عنوان یکی از شاخص‌های ریسک شرکت است، توجه کنند.
- اگر ساختار سررسید بدهی شرکت از دارایی، کوتاه‌تر باشد، هنگامی که زمان سررسید بدهی فرا می‌رسد، شرکت ممکن است وجه نقد کافی برای بازپرداخت اصل بدهی نداشته باشد. پیشنهاد می‌شود برای کاهش ریسک‌های مالی، شرکت‌ها تلاش کنند که سررسید بدهی و ساختار دارایی‌ها، با یکدیگر تطابق داشته باشد.
- با توجه به رابطه معکوس متغیرهای پژوهش به اعتباردهندگان پیشنهاد می‌شود توجه بیشتری به قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و شاخص‌های پیشنهادی در پژوهش داشته باشند و قابلیت مقایسه را مبنایی برای قرارداد با شرکت قرار دهند.
- برای نهادهای نظارتی و تدوین‌کنندگان قوانین و استانداردها و کمیته تدوین استاندارد حسابداری مسئله کیفیت اطلاعات و ویژگی‌های آن همواره در کانون توجه بوده است، پیشنهاد می‌شود به این سو حرکت کنند که در قالب یک

استاندارد، محاسبه شاخص قابلیت مقایسه صورت های مالی را برای شرکت ها الزامی کند. شرکت ها در یادداشت های توضیحی و گزارش هیئت مدیره شاخصی به عنوان قابلیت مقایسه ارائه دهند تا استفاده کنندگان بتوانند به آن اتکا کنند. یافته های این پژوهش می تواند رهنمودهای لازم را در زمینه تدوین قوانین و استانداردهایی در جهت افزایش قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری ارائه کند.

۱۵- پیشنهادات برای تحقیقات آتی

- پیشنهاد می شود متغیر های دیگر مانند تورم به عنوان یک متغیر اجتناب ناپذیر در پژوهش های بعدی بر رابطه سررسید بدهی و قابلیت مقایسه صورت های مالی مورد بررسی قرار بگیرد.
- برای محاسبه ی سررسید بدهی از شاخص های دیگر استفاده گردد.
- برای محاسبه ی قابلیت مقایسه از شاخص های دیگر استفاده گردد.
- با توجه به الزامی شدن تغییر استاندارد شماره یک حسابداری در سال ۹۸، که نحوه ارائه صورت های مالی می باشد، به بررسی موضوع تحقیق در بازه های زمانی قبل و بعد از سال ۹۸ پرداخته شود و سپس نتایج مقایسه گردد.

۱۶- محدودیت های پژوهش

محدودیت های پژوهش حاضر عبارتند از:

- یکی از مشکل های عمده این پژوهش، فقدان دسترسی به آمار کامل در تمام سال ها بود.
- با استفاده از داده های شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است و شرکت های سرمایه گذاری، لیزینگ و بیمه به علت ماهیت خاص فعالیت آنها از جامعه آماری کنار گذاشته شده اند، لذا نتایج به دست آمده قابلیت تعمیم به تمامی شرکت ها را ندارد.

منابع

۱. حاجیها، زهره؛ اخلاقی، حسنعلی. (۱۳۹۲). بررسی تاثیر ویژگی های هیئت مدیره بر ساختار سررسید بدهی شرکت. حسابداری مدیریت، ۱۷ (۲)، ۷۴-۵۹.
۲. حاجیها، زهره؛ حسنعلی، اخلاقی. (۱۳۹۱). "بررسی عوامل موثر بر ساختار سررسید بدهی شرکت: آزمون تجربی تئوری نمایندگی و تئوری اهرم"، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال دهم، شماره ۳۳، صص ۱۶۷-۱۴۷.
۳. حاجیها، زهره؛ حسنعلی، اخلاقی. (۱۳۸۹). ارائه مدلی برای تعیین ساختار سررسید بدهی شرکت های ایرانی بر اساس متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و عرضه پول"، فصلنامه علوم اقتصادی، سال سوم، شماره ۱۱، صص ۱۷۶-۱۵۵.
۴. مرشد زاده، م؛ قربانی، م؛ شعبانی، ک. (۱۳۹۳). پایداری سود، شرایط اقتصادی و ارزش محتوایی اطلاعات حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران، مجله ی حسابداری مدیریت، ۷ (۴)، ۱۰۳-۸۵.
۵. معین الدین، م؛ یزدی، ع ف؛ دین پژوه، ف؛ زارع زاده، ز. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر شرکت های واگذار شده در بورس اوراق بهادار بر اساس سیاست های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی بر بهبود مربوط بودن ارزش اطلاعات حسابداری. فصلنامه ی سیاست های مالی و اقتصادی، ۲ (۳)، ۱۵۶-۱۳۵.
۶. نیکومرام، ه؛ بنی مهد، ب؛ رهنمای رودپشتی، ف؛ کیایی، ع. (۱۳۹۲). دیدگاه اقتصاد سیاسی و مدیریت سود، فصلنامه ی حسابداری مدیریت، ۶ (۳)، ۴۴-۳۱.
۷. محمدرضایی، ف؛ منطقی، خ؛ عباسی، ا. (۱۳۹۶). بررسی اثر رکود تورمی بر مدیریت سود واقعی و تعهدی، فصلنامه ی حسابداری مدیریت، ۱۰ (۲)، ۱۴۰-۱۲۳.
8. Ahmed, G., Sheikh, N., Wang, Z. (2011). Determinants of capital structure: An empirical study of firms in manufacturing industry of Pakistan. Managerial Finance, 37(2), 117-133
9. Aygun, M., Ic, S., and Sayim, M. (2017). "The impact of debt structure on firm investments: Empirical evidence from turkey"7 Archives of Business Research, 2(2), 22-7
10. Alcock, Jamie A,B, Finn Frank C. and Kelvin JuiKeng Tan (2010), "The Determinants of Debt Maturity in Australian Firm available at: <http://ssrn.com/abstract=1728565>
11. Abeysekera, I.(2003). Plitlcal economy of accounting in intellectual capital reporting. The European Journal of Management and Public Policy, 2 (1),65-79
12. Biddle, G., Hilary, G., Verdi, R.S., (2009). How does financial reporting quality relate to investments efficiency, Journal of Accounting and Economics 48, 112-131
13. De Franco, G., Kothari, S. P., & Verdi, R. S. (2011). The benefits of financial statement comparability. Journal of Accounting Research, 49(4), 895-931.

14. Francis, J. R., Pinnuck, M. L., & Watanabe, O. (2013). Auditor style and financial statement comparability. *The Accounting Review*, 89(2), 605-633
15. Financial Accounting Standards Board (FASB) (1980). Qualitative Characteristics of Accounting Information. Statement of Financial Accounting Concepts No. 2. Norwalk, CT: FASB. Available at <http://www.fasb.org/pdf/con2.pdf>
16. Habib, A, Hasan, M, Alhadi, A. (2017). Financial Statement Comparability on Corporate Cash Holdings, *Journal of Contemporary Accounting & Economics*:13(3): 304-321
17. Kale, J., & T. Noe. (1990). Risky Debt Maturity Choice in a Sequential Game Equilibrium. *Journal of Financial Research*, 13, pp.155-165.
18. Kim, J.B., Li, L., Lu, L.Y., Yu, Y., (2020). Financial statement comparability and managers' use of corporate resources. *Account*
19. Kim, J.B., Luo, L., & Xei, H. (2016). Dividend payments and stock price crash risk. www.ssrn.com
20. Madan, K. (2007). An analysis of the debt-equity structure of leading hotel chains in India. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 19(5), 397-414.
21. Ortiz-Molina, H., Penas, M.F., (2008). Lending to small businesses: the role of the loan maturity in addressing information problems. *Small Business Economics* 30, 361° 383
22. Stephana, A., & O. Talaverab, & T. Andriy. (2011). Corporate Debt Maturity Choice in Emerging Financial Markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51, pp.141-151
23. Terra, P. R. S. (2011). Determinants of Corporate Debt Maturity in Latin America. *European Business Review*, 23 (1), pp.45-70.
24. Wang, C.W., Chiu, W.C., King, T.H.D., (2020). Debt maturity and the cost of bank loans. *J.Bank. Financ.* 112, 105235

بررسی ارتباط میان سرمایه سازمانی، اجتناب از مالیات و ارزش شرکت (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۱/۲۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۰۴

کد مقاله: ۱۴۸۵۶

خسرو مرادی شهدادی^۱، مریم صادقی^۲

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی ارتباط میان سرمایه سازمانی، اجتناب از مالیات و ارزش شرکت (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران) طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفته است. روش پژوهش از نوع همبستگی است. جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که به روش حذف سیستماتیک ۱۰۵ شرکت انتخاب شدند. تجزیه و تحلیل به دست آمده از داده‌ها در فرضیه اول نشان می‌دهد که بین سرمایه سازمانی و اجتناب از مالیات ارتباط معناداری وجود دارد. همچنین نتیجه فرضیه دوم حاکی از آن بود که بین سرمایه سازمانی و ارزش شرکت ارتباط معناداری وجود دارد.

واژگان کلیدی: سرمایه سازمانی، اجتناب از مالیات، ارزش شرکت، بورس اوراق بهادار تهران

۱- عضو هیأت علمی، استادیار گروه مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قشم (نویسنده مسئول)
shahdadikh@gmail.com

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، گروه مدیریت، واحد قشم، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران

پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که سرمایه‌سازمانی محرک اصلی رشد و رقابت در سطح کشور و شرکت است. در سطح کشور، آتکسون و کپو (۲۰۰۵) نشان دادند که سرمایه‌سازمانی بیش از ۴۰٪ از جریان نقدی تولید شده توسط همه دارایی‌های نامشهود در حساب‌های درآمد ملی و محصول ایالات متحده را نشان می‌دهد. در سطح شرکت، مطالعات نشان می‌دهد که سرمایه‌سازمانی عملکرد برتر عملیاتی، سرمایه‌گذاری و نوآوری را تسهیل می‌کند، که به نوبه خود نتایج عملیاتی آتی، بازده سهام و عملکرد معاملات را افزایش می‌دهد (Hasan et al., 2021). سرمایه‌سازمانی ممکن است منجر به مشکلات نمایندگی شود زیرا مالکیت مشترک و حقوق مالکیت حاکم بر سرمایه‌سازمانی منجر به استعدادهای کلیدی و سهامداران در مورد جریان نقدی انباشته از سرمایه‌سازمانی می‌شود. این اشتراک جریان نقدی، استعدادهای کلیدی را برای استفاده از سرمایه‌سازمانی برای به حداکثر رساندن منافع خود تحریک می‌کند (اسفیلد و پاپانیکیولا، ۲۰۱۴). سرمایه‌سازمانی نشان دهنده ذخایر دانش، قابلیت‌ها، فرهنگ، فرآیندهای تجاری و سیستم‌های یک شرکت است که تطبیق مهارت‌های انسانی و سرمایه‌فیزیکی را برای افزایش کارایی سازمانی تسهیل می‌کند. مبحث مالیات به سبب نقش ویژه، تاثیرات و همچنین قوانین، مقررات و ساز و کارهای حاکم بر آن، از قدیم مورد توجه صاحب‌نظران اقتصاد، مالیه عمومی، سیاسیون و حتی عموم مردم قرار داشته است (مریم نوبخت و یونس نوبخت، ۱۴۰۰). مالیات در واقع، به نوعی، پرداخت هزینه‌ی زندگی اجتماعی مسوب می‌شود. با این حال مالیات بر درآمد از منظر شرکت‌ها هزینه می‌باشد (مریم نوبخت و یونس نوبخت، ۱۴۰۰). هزینه‌ای که بر تمام واحدهای انتفاعی که به نوعی درآمدزایی می‌کنند، از جانب دولت تحمل می‌شود. بدین ترتیب چنانچه شرکت‌ها و اشخاص حقوقی به عنوان واحدهایی تلقی شوند که در جهت دستیابی سود و بازده فعالیت می‌نمایند، میتوان انتظار داشت که به دنبال چاره‌ای در جهت کاهش مالیات پرداختی خود باشند (مریم نوبخت و یونس نوبخت، ۱۴۰۰). سرمایه‌سازمانی تا حدودی در سازمان تعبیه شده است (به عنوان مثال، دانش و تخصص سازمانی، فرآیندها و شیوه‌های کسب و کار، برنامه‌های استخدام و آموزش، و طراحی کار، و همچنین در استعدادهای کلیدی شرکت مانند مدیران، مهندسان، فروشندگان و کارکنان پژوهشی. سرمایه‌سازمانی، همانطور که توسط دانش خاص در شرکت مدون، یکپارچه و نهادینه شده در مورد رویه و فرآیند کسب و کار به دست آمده است، ممکن است به شرکت‌ها کمک کند تا کد پیچیده مالیاتی شرکت را بهتر درک کنند و بنابراین از تفاوت در نرخ‌های مالیاتی، ترجیحات مالیاتی و همچنین وضعیت مالیاتی، در شرکت‌هایی با سرمایه‌سازمانی بالا بهتر می‌توانند از مالیات بیشتر اجتناب کنند و کارایی مالیاتی بیشتری را به دست آورند. اگرچه سرمایه‌سازمانی در استعدادهای کلیدی شرکت تجسم یافته است، اما کارایی آن خاص شرکت مد نظر است (اسفیلد و پاپانیکیولا، ۲۰۱۳). بنابراین، هم سهامداران و هم جریان‌های نقدی حاصل از سرمایه‌سازمانی را به اشتراک می‌گذارند. از آنجایی که اجتناب مالیاتی جریان‌های نقدی و درآمد پس از مالیات را افزایش می‌دهد، این افزایش‌ها ممکن است انگیزه شرکت‌هایی با سرمایه‌سازمانی بالا را برای اجتناب از مالیات بیشتر برای به حداکثر رساندن منافع برای مدیران و سهامداران ایجاد کند. بر اساس دیدگاه ارزش آفرینی می‌توان با استفاده از اجتناب مالیاتی اقدام به افزایش ارزش شرکت و در نهایت ارزش آفرینی کرد (مریم نوبخت و یونس نوبخت، ۱۴۰۰). چرا که اجرای راهبردی اجتناب از مالیات سبب حفظ منابع در داخل شرکت می‌شود. در صورتیکه هزینه و ریسکی به منظور اجتناب از پرداخت مالیات وجود نداشته باشد، بدین صورت جریان‌های نقد و سود خالص افزایش می‌یابد. مدیران توانمند نیز می‌توانند از منابع ایجاد شده در جهت افزایش ثروت سرمایه‌گذاران به کارگیری نمایند، در صورت برقراری این شرایط، شرکت‌ها میل به اجتناب از مالیات خواهند داشت (مریم نوبخت و یونس نوبخت، ۱۴۰۰). از آنجایی که سرمایه‌سازمانی دانش، تخصص، فرآیندها و سیستم‌های کسب‌وکار در داخل انباشته شده است و از هزینه‌های فروش، عمومی و اداری شرکت برای اندازه‌گیری سهام شرکت از سرمایه‌سازمانی استفاده میشود بخش بزرگی از هزینه‌های فروش، عمومی و اداری شرکت شامل هزینه‌های مربوط به زیرساخت فناوری اطلاعات، سیستم‌های اطلاعاتی، تحقیق و توسعه، آموزش کارکنان، ایجاد دانش، مشاوره استراتژی، ارتقای برند و بهبود فرآیندهای کسب‌وکار است. سرمایه‌سازمانی، دانش، تخصص، فرآیندهای تجاری و سیستم‌هایی را که در داخل شرکت انباشته شده است نشان می‌دهد که تطابق بین نیروی کار و سرمایه‌فیزیکی را تسهیل می‌کند و به شرکت اجازه می‌دهد تا از منابع خود به طور مؤثرتری برای بهبود کارایی سازمانی، از جمله کارایی مالیاتی استفاده کند (Hasan et al., 2021). باتوجه به توضیحات ارائه شده اکنون سوالات زیر مطرح میشود:

آیا بین سرمایه‌سازمانی، اجتناب از مالیات رابطه معناداری وجود دارد؟

آیا بین سرمایه‌سازمانی و ارزش شرکت رابطه معناداری وجود دارد؟

۲- چارچوب نظری

۲-۱- سرمایه‌سازمانی، اجتناب از مالیات شرکت و ارزش شرکت

سرمایه‌سازمانی نشان دهنده ذخایر دانش، توانایی‌ها، فرهنگ، رویه‌های تجاری و سیستم‌های یک سازمان است که تطبیق مهارت‌های انسانی و سرمایه‌فیزیکی را به منظور افزایش اثربخشی سازمانی تسهیل می‌کند. در اصل، سرمایه‌سازمانی تا حدودی

در سازمان تعبیه شده است. اهمیت سرمایه‌سازمانی توسط سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها در این منبع، که به طور پیوسته در دو دهه گذشته در حال رشد بوده‌اند، تأکید می‌شود.

رشد ثابت سرمایه‌سازمانی، بزرگی مطلق اجتناب از مالیات شرکتی، و پیامدهای آنها برای نتایج در سطح شرکت و کل اقتصاد، منطق قوی برای بررسی رابطه بین سرمایه‌سازمانی و اجتناب مالیاتی شرکتی ارائه می‌کند. در یک مطالعه اخیر اجتناب از مالیات شرکت‌ها به طور قابل توجهی در ۲۵ سال گذشته افزایش یافته است. هزینه‌های اجتناب از مالیات در ایالات متحده حدود ۲۰۰ میلیارد دلار در هر سال تخمین زده می‌شود. کشورهای پناهگاه تحقیقات آکادمیک بسیاری از ویژگی‌های سطح شرکت را برای درک تفاوت‌های مقطعی در اجتناب از مالیات شرکت‌ها بررسی کرده است. به عنوان مثال، اسناد تحقیقات قبلی مبنی بر اینکه شرکت‌ها از دارایی‌های نامشهود مانند حق ثبت اختراع و علائم تجاری از طریق مراکز مالی خارج از کشور که نرخ مالیات شرکتی کمتر از نرخ مالیات شرکتی ایالات متحده دارند برای افزایش جریان‌های نقدی و درآمد پس از مالیات خود استفاده می‌کنند. با این حال، این ویژگی‌ها قادر به جذب بیشتر افزایش اجتناب مالیاتی نیستند. علی‌رغم شواهدی که نشان می‌دهد شرکت‌ها در «اقتصاد جدید» به‌طور قابل توجهی در سرمایه‌سازمانی سرمایه‌گذاری می‌کنند تا به مزیت‌های رقابتی پایدار دست یابند، میزان استفاده شرکت‌ها از سرمایه‌سازمانی، یک دارایی مخفی مبتنی بر انسان گزارش نشده، در برنامه ریزی و استراتژی‌های مالیاتی تا حد زیادی ناشناخته است.

ما پیش‌بینی می‌کنیم که سرمایه‌سازمانی به دلایل زیر به طور مثبت با اجتناب از مالیات شرکت‌ها مرتبط است. اولاً، برنامه‌ریزی مالیاتی، انطباق و اجراء اقداماتی پرهزینه، زمان‌بر و دانش‌بر هستند که نیازمند تخصیص منابع اقتصادی قابل توجهی هستند. سرمایه‌سازمانی، همانطور که توسط دانش مدون، یکپارچه و نهادینه شده خاص شرکت در مورد رویه و فرآیند کسب و کار به دست آمده است، ممکن است به شرکت‌ها کمک کند تا کد پیچیده مالیاتی شرکت را بهتر درک کنند و در نتیجه از تفاوت در نرخ‌های مالیاتی، ترجیحات مالیاتی و وضعیت مالیاتی استفاده کنند. بنابراین، شرکت‌هایی که دارای سرمایه‌سازمانی بالا هستند، بهتر می‌توانند از مالیات بیشتر پرهیز نمایند و به کارایی مالیاتی بیشتری دست یابند. ثانیاً، اگرچه سرمایه‌سازمانی در استعدادهای کلیدی شرکت تجسم یافته است، کارایی آن خاص شرکت است. بنابراین، هم سهامداران و هم استعدادهای کلیدی جریان‌های نقدی حاصل از سرمایه‌سازمانی را به اشتراک می‌گذارند. از آنجایی که اجتناب مالیاتی جریان‌های نقدی و درآمد پس از مالیات را افزایش می‌دهد، این افزایش‌ها ممکن است انگیزه شرکت‌هایی با سرمایه‌سازمانی بالا را برای اجتناب از مالیات بیشتر برای به حداکثر رساندن منافع برای مدیران و سهامداران ایجاد کند (حسن و همکاران، ۲۰۲۱).

۳- مروری بر پژوهش‌های پیشین

بخردی نسب (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی "تأثیر اجتناب مالیاتی بر سرمایه‌گذاری کار با در نظر گرفتن نقش تعدیل‌گر توانایی مدیریت و راهبری شرکتی: رویکردی نوین در سنجش اجتناب مالیاتی در سطح اقتصاد" پرداخت. شواهد نشان داد که مدیران توانا با اجتناب از پرداخت مالیات، قدرت اثرگذاری بر کارایی سرمایه‌گذاری را ندارند. همچنین در شرکت‌هایی با توانایی‌های پایین مدیریتی، هنگامی که اجتناب مالیاتی افزایش می‌یابد، کارایی سرمایه‌گذاری کاهش نمی‌یابد. ولی در شرکت‌هایی با توانایی‌های بالای مدیریتی، هنگامی که اجتناب مالیاتی افزایش می‌یابد، کارایی سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. دیگر نتایج نشان می‌دهد که در شرکت‌هایی با راهبری شرکتی ضعیف، هنگامی که اجتناب مالیاتی افزایش می‌یابد، کارایی سرمایه‌گذاری کاهش نمی‌یابد و در شرکت‌هایی با راهبری شرکتی قوی، هنگامی که اجتناب مالیاتی افزایش می‌یابد، کارایی سرمایه‌گذاری افزایش نمی‌یابد. بر این اساس به عنوان توصیه‌های اجرایی برای نظام مالی و اقتصادی کشور، علی‌الخصوص بازار سرمایه که سهم مهمی در اقتصاد کلان کشور دارد، پیشنهاد می‌شود مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحت هیچ شرایطی از راهبرد‌های جسورانه مالیاتی استفاده ننمایند.

سجادی و قجریگی (۱۴۰۰) در پژوهشی به "بررسی تأثیر سطح سرمایه‌سازمانی بر نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" پرداختند. نتیجه آزمون فرضیه نشان داد که سرمایه‌سازمانی تأثیر مثبت و معناداری بر نگهداشت وجه نقد دارد. نتایج این مطالعه می‌تواند مورد توجه قانون‌گذاران، سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها قرار گیرد. مریم نوبخت و یونس نوبخت (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر معیارهای حسابداری ارزش شرکت: جریان نقد آزاد برای واحد تجاری و جریان نقد آزاد ناشی از کسب و کار پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که اجتناب از پرداخت مالیات بر معیارهای حسابداری ارزش شرکت تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، به این معنی که با افزایش اجتناب مالیاتی ارزش شرکت افزایش می‌یابد. شدت این افزایش در ارزش برآوردی شرکت از طریق جریان نقد آزاد ناشی از کسب و کار نسبت به ارزش برآوردی شرکت از طریق جریان نقد آزاد برای واحد تجاری بیشتر است که می‌تواند ناشی از خنثی شدن اثر تامین مالی در آن باشد. بدین ترتیب نتایج پژوهش حاکی از تأیید تیوری ارزش آفرینی در رابطه بین فعالیت‌های اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت است.

محفوظی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به "بررسی سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" با استفاده از مدل‌های ABJ و گسترده "پرداختند. نتایج پژوهش، بیانگر عدم وجود رابطه معنی‌دار بین دو عامل سرمایه‌گذاری و چسبندگی هزینه‌های فروش، عمومی و اداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

حسن و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی "سرمایه‌گذاری، اجتناب از مالیات شرکت، و ارزش شرکت" پرداختند. نتایج نشان داد که شرکت‌هایی با سطوح بالاتر سرمایه‌گذاری (OC) سطوح بالاتری از اجتناب مالیاتی را نشان می‌دهند و سهامداران اجتناب مالیاتی شرکت‌های سرمایه‌گذاری بالا را به عنوان افزایش ارزش می‌بینند. رابطه اجتناب از مالیات سرمایه‌گذاری عمدتاً در شرکت‌هایی با حاکمیت داخلی خوب و محیط اطلاعاتی و در شرکت‌هایی که با محدودیت‌های مالی شدید مواجه هستند، آشکار می‌شود. علاوه بر این اجتناب از مالیات توسط شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاری بالا، جریان نقدی آتی را افزایش می‌دهد و شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا احتمال بیشتری برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌های تابعه بهشت مالیاتی دارند. به طور کلی، شواهد ما نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری کارایی مالیاتی شرکت‌ها را افزایش می‌دهد.

وانگ و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی "اصلاحات مالکیت مختلط و اجتناب از مالیات شرکتی: شواهدی از شرکت‌های فهرست شده چینی" پرداختند. نتایج نشان داد که شرکت‌هایی که سطح پوشش رسانه‌ای بالایی دارند و در منطقه‌ای با اجرای ضعیف مالیات یا تمایل زیاد به تمرکززدایی دولت قرار دارند، مشخص‌تر است.

لمپنیوس و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی به "اندازه‌گیری نرخ مالیات شرکت‌ها و اجتناب از پایه مالیاتی شرکت‌های داخلی و چند ملیتی ایالات متحده" پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی، قانون اصلاح مالیات در سال ۱۹۸۶، قانون کاهش مالیات و مشاغل سال ۲۰۱۷، تغییرات در اجتناب از نرخ مالیات و اجتناب از پایه مالیاتی در طول زمان، دوره‌های زمانی استهلاک پاداش، چندین تقسیم نمونه از شرکت‌های چندملیتی ایالات متحده و شرکت‌های داخلی، تفاوت‌های بین صنایع، و شرکت‌هایی که در مکان‌های بهشت مالیاتی به بررسی پرداختند. نتایج این پژوهش به تنظیم‌کننده‌ها و محققان اجازه می‌دهد تا بینش‌هایی را در مورد این دو استراتژی اجتناب از مالیات از لحاظ مفهومی متفاوت به دست آورند.

گوپتا و کریشناورتی (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی مسئولیت اجتماعی شرکت، رقابت و ارزش شرکت پرداختند. آن‌ها نتایج مثبت از مسئولیت اجتماعی شرکت را به دست آوردند همچنین یک پیوند مثبت قوی بین سودآوری شرکت، بهره‌وری، بهره‌وری کل عوامل، کارایی و مسئولیت اجتماعی شرکت در صنایع غیررقابتی را مشاهده نمودند.

فرانسیس و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاران بر نوآوری شرکت پرداختند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیر مثبت و اقتصادی مهمی بر نوآوری دارد. به طور خاص، متوجه می‌شویم که شرکت‌هایی با سرمایه‌گذاری بیشتر، تعداد ثبت اختراعات بیشتری دارند و استنادهای بیشتری در مورد ثبت اختراعات خود دریافت می‌کنند. نتایج نسبت به معیارهای جایگزین سرمایه و نوآوری سازمان و نگرانی‌های درون‌زایی قوی هستند.

۴- اهمیت و ضرورت پژوهش

اهمیت سرمایه‌گذاری‌های شرکت‌ها که در دو دهه گذشته به‌طور پیوسته در حال رشد بوده‌اند، مورد تأیید پژوهشگران بوده است (Hasan et al., 2021) (ایسفلد و پاپانیکولا، ۲۰۱۴). اما با این حال در بحث سرمایه‌گذاری تحقیقات کمی صورت گرفته است. علی‌رغم شواهدی که نشان می‌دهد شرکت‌ها در «اقتصاد جدید» به‌طور عمده در سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاری می‌کنند تا به مزیت‌های رقابتی پایدار دست یابند (Hasan et al., 2021)، میزان استفاده شرکت‌ها از سرمایه‌گذاری، یک دارایی نامشهود مبتنی بر انسان گزارش نشده، در برنامه ریزی و استراتژی‌های مالیاتی تا حد زیادی ناشناخته است. شرکت‌ها می‌توانند بر اساس توانمندی کارکنان در بحث سرمایه‌گذاری می‌توانند به تصمیمات مدیران نیز کمک نمایند اجتناب مالیاتی مستلزم تمام معاملات و ترتیباتی است که منجر به کاهش بدهی‌های مالیاتی شرکت می‌شود. دیدگاه سنتی اجتناب از مالیات نشان می‌دهد که مدیران منطقی در صورتی که منافع حاشیه‌ای بیشتر از هزینه‌های نهایی باشد، فعالیت‌های اجتناب از مالیات را انجام می‌دهند. این امر به این دلیل است که پس‌اندازهای مالیاتی ناشی از اجتناب مالیاتی از نظر اقتصادی زیاد است و در دسترس بودن جریان‌های نقدی را افزایش می‌دهد که به طور مستقیم یا غیرمستقیم هم سهامداران و هم مدیران را به نفع خود می‌سازد. در مقابل، دیدگاهی در خصوص اجتناب مالیاتی استدلال می‌کند که مدیران فرصت طلب از اجتناب مالیاتی به عنوان ابزاری برای به حداکثر رساندن منافع خود استفاده می‌کنند. مطالعات نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که ارزش آن‌ها به طور نامتناسبی از دارایی‌های نامشهود به دست می‌آید، با مالیات کمتری مواجه می‌شوند، زیرا طبق گزارش‌ها، تحرک نسبی دارایی‌های نامشهود تغییر درآمد را تسهیل می‌کند. به عنوان مثال، دیرنچ و همکاران (۲۰۱۳) نشان می‌دهد که دارایی‌های نامشهود فرصت‌هایی را برای تغییر درآمد درون شرکت ایجاد می‌کند که در نهایت باعث صرفه‌جویی در مالیات شرکت می‌شود. با توجه به اینکه تصمیمات شرکتی (شامل برنامه ریزی مالیاتی و استراتژی‌ها) توسط افراد گرفته می‌شود، منطقی است انتظار داشت که اجتناب مالیاتی اثرات مدیریتی قابل توجهی را نشان دهد. برخی پژوهش‌ها نشان داده است که مدیران توانمندتر با اجتناب مالیاتی بیشتری همراه هستند. سیستم‌های تجاری مدون به شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاری در برنامه‌ریزی مالیاتی کمک می‌کند تا فرصت‌های

اجتناب از مالیات را با هزینه نهایی کمتر شناسایی و از آنها بهره‌برداری کنند. بنابراین، فرآیندهای تجاری کارآمد و سیستم‌های شرکت‌های دارای سرمایه‌سازمانی بالا می‌توانند به این گونه شرکت‌ها کمک کنند تا سودهای شرکتی خود را در مراکز مختلف سود (مثلاً از طریق قیمت‌گذاری انتقال داخلی) بهتر تخصیص دهند و از تفاوت‌های نرخ‌های مالیاتی، معافیت‌های مالیاتی، کسر مالیات، سرمایه‌گذاری کنند. و اعتبارات مالیاتی به روشی کارآمدتر، در نتیجه منجر به کارایی مالیاتی بیشتر می‌شود. دوم، یکی از مزایای آشکار اجتناب مالیاتی این است که مقدار جریان‌های نقدی موجود برای شرکت را افزایش می‌دهد. اجتناب از مالیات نیز پتانسیل ایجاد بازده مثبت سرمایه را دارد. لذا این پژوهش حائز اهمیت است که ارتباط میان سرمایه‌سازمانی، اجتناب از مالیات و ارزش شرکت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد ارزیابی قرار دهیم.

۵- روش تحقیق

۵-۱- ابزار گردآوری اطلاعات

جهت محاسبه متغیرهای پژوهش از صورت‌های مالی که در پایان سال مالی توسط شرکت‌ها بر روی سایت قرار می‌گیرد استفاده شده است. سپس بر اساس متغیرهایی که مورد نیاز است از داده‌ها را از صورت‌های مالی استخراج نموده و در فایل اکسل دسته‌بندی و محاسبات اولیه انجام می‌گیرد. در پایان داده‌ها با نرم افزار ایویوز تجزیه و تحلیل می‌شوند. شایان ذکر است بخش ادبیات پژوهش نیز از پژوهش‌های کاربردی و مقالات معتبر استفاده شده است.

۵-۲- روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

جهت ارزیابی ارتباط میان متغیرها از تکنیک آماری رگرسیون چند متغیره بر اساس داده‌های پنل استفاده می‌گردد.

۵-۳- فرضیه‌های پژوهش

۱. بین سرمایه‌سازمانی و اجتناب از مالیات رابطه معناداری وجود دارد.
۲. بین سرمایه‌سازمانی و ارزش شرکت رابطه معناداری وجود دارد.

۵-۴- جامعه آماری و تعداد نمونه

جامعه آماری این پژوهش را کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تشکیل می‌دهد که به روش حذف سیستماتیک ۱۰۵ شرکت انتخاب گردید.

۶- مدل‌های تحلیلی تحقیق و بیان متغیرها

مدل فرضیه اول

$$\text{Tax Avoidance} = \alpha_0 + \beta_1 \text{OC} + \beta_2 \text{Size} + \beta_3 \text{Lev} + \beta_4 \text{MTB} + \beta_5 \text{ROA} + \beta_6 \text{FOR-INC} + \beta_7 \text{Cash} + \beta_8 \text{PPE} + \beta_9 \text{INTAIN} + \beta_{10} \text{EQUITY-INC} + \beta_{11} \text{MA-Score} + \varepsilon_0$$

مدل فرضیه دوم

$$\text{QTOBIN} = \alpha_0 + \beta_1 \text{OC} + \beta_2 \text{Size} + \beta_3 \text{Lev} + \beta_4 \text{ROA} + \beta_5 \text{R\&D} + \beta_6 \text{CAPEX} + \beta_7 \text{PPE} + \varepsilon_0$$

این مدل برگرفته از پژوهش (Hasan et al., 2021) می‌باشد. بر اساس مدل فوق:

متغیرهای وابسته:

Tax Avoidance: اجتناب مالیاتی می‌باشد به عنوان متغیر وابسته در این پژوهش؛ از طریق هزینه مالیات بر درآمد تقسیم بر درآمد قبل از مالیات منهای اقلام ویژه به دست می‌آید.

QTOBIN: ارزش شرکت می‌باشد در این پژوهش به عنوان متغیر وابسته است؛ از مجموع ارزش دفتری دارایی‌ها و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام سپس تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌ها

متغیر مستقل:

OC: سرمایه‌سازمانی می‌باشد، به عنوان متغیر مستقل در این پژوهش؛ از طریق هزینه فروش اداری و عمومی به دست می‌آید که بر اساس پژوهش (حسن و همکاران، ۲۰۲۱) از این فرمول استفاده می‌شود:

$$OC_i = \frac{(SG \& A_{i,t} \times \lambda OC)}{q + \delta OC}$$

OC، نشان دهنده سرمایه‌سازمانی شرکت در سال جاری

δOC نشان دهنده نرخ استهلاک سرمایه‌سازمانی

$SG \& A_i$ ، نشان دهنده هزینه‌های فروش و اداری عمومی شرکت در سال جاری

λOC نشان دهنده درصد هزینه‌های فروش و اداری عمومی است که در سرمایه سازمانی، سرمایه گذاری شده است.

g نشان دهنده متوسط نرخ رشد هزینه های فروش اداری و عمومی در سطح شرکت است.

باتوجه به پژوهش های قبلی (اسفیلد و پاپانیگولا، ۲۰۱۳؛ پترز و تیلور، ۲۰۱۷)، مقدار λOC برابر با ۳۰٪ استفاده می کنیم. همچنین بر اساس پژوهش پیتز و تیلور (۲۰۱۷) نرخ استهلاک ۲۰ درصد، را شامل میشویم.

متغیرهای کنترلی پژوهش:

SIZE: اندازه شرکت می باشد. از طریق لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به دست می آید (Hasan et al., 2021).

LEV: اهرم مالی می باشد. از تقسیم بدهی کل بر دارایی کل به دست می آید.

MTB: رشد شرکت می باشد. ارزش بازار تقسیم بر ارزش دفتری دارایی به دست می آید.

ROA: بازده دارایی می باشد. از تقسیم سود خالص بر دارایی کل به دست می آید.

FOR-INC: متغیر شاخصی که در صورت مثبت بودن درآمد عملیات خارجی شرکت قبل از مالیات برابر یک، در غیر این صورت صفر است.

CASH: وجه نقد عملیاتی تقسیم بر کل دارایی‌ها

PPE: خالص دارایی، ماشین آلات و تجهیزات تقسیم بر کل دارایی‌ها

INTAIN: دارایی های نامشهود تقسیم بر کل دارایی‌ها

EQUITY-INC: درآمد حقوق صاحبان سهام در سود تقسیم بر کل دارایی‌ها

MA-SCORE: سنجش توانایی مدیریتی بر اساس پژوهش (تقفی، عالی فامیان، ۱۳۹۷) و دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲).

۷- توانایی مدیریت بر اساس مدل دمرجیان

توانایی مدیران، به منظور استفاده بهتر مدیران شرکت از منابع است؛ به این معنی که در سطح ثابتی از منابع قادر باشند به خروجی حداکثری دست یابند یا منابع کمتری برای دستیابی به خروجی مد نظر استفاده نمایند.

جهت اندازه گیری این متغیر ابتدا کارایی شرکت به کمک روش تحلیل پوششی داده ها محاسبه می شود. تحلیل پوششی داده ها، اثر بخشی نسبی واحدهایی که ورودی و خروجی مشابهی دارند را مورد سنجش قرار می دهد. کارایی یا ناکارایی هر واحد تصمیم گیرنده به عملکرد آن واحد در انتقال ورودی ها به خروجی هایش در مقایسه با دیگر واحدها در حوزه‌ای خاص، بستگی دارد. در این روش، مرز کارایی را بین صفر و یک برای شرکت ها خلق می کند. شرکت هایی با نمره کارایی یک، شرکت هایی بسیار کارا هستند و شرکت هایی با نمره کارایی کمتر از یک زیر مرز کارایی قرار دارند و باید با کاهش هزینه ها یا افزایش درآمدها به مرز کارایی برسند (دمرجیان و همکاران، ۲۰۱۲). در این پژوهش مشابه روش ذکر شده به منظور بیان خروجی شرکت از متغیر فروش شرکت استفاده می نماید و برای ورودی از دارایی های ثابت، دارایی های نامشهود، بهای تمام شده، هزینه های اداری، عمومی و فروش استفاده می نماید. در مدل دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) برای ورودی از مخارج تحقیق و توسعه، خالص اجاره عملیاتی و سرقفلی هم استفاده شده است که به دلیل دسترسی نداشتن به برخی داده ها، این متغیر در مدل لحاظ نشده است. مدل های زیر برای سنجش کارایی شرکت استفاده می گردد:

$$MAX\theta = \frac{SALE_{i,t}}{v1COGS_{i,t} + v2SG\&A_{i,t} + v3PPE_{i,t} + v4OtherINT_{i,t}}$$

در این مدل $Sale_{i,t}$ در آمد حاصل از فروش؛ $COGS_{i,t}$ بهای تمام شده کالای فروش رفته؛ $SG\&A_{i,t}$ هزینه های اداری عمومی و فروش؛ $PPE_{i,t}$ خالص دارایی های ثابت؛ $OtherINT_{i,t}$ دارایی نامشهود برای شرکت و MAX کارایی شرکت است.

کارایی شرکت ها متأثر از دو عامل ویژگی های خاص شرکتی و توانایی مدیران است، پس از حذف ویژگی های خاص شرکتی، مقدار باقی مانده بیان کننده توانایی های مدیر می باشد.

$$Firm\ Efficiency = \beta_0 + \beta_1 \ln Total\ Assets + \beta_2 Market\ Share + \beta_3 Positive\ Free\ Cash\ Flow + \beta_4 \ln Age + \beta_5 Foreign\ Currency\ Indicator + \varepsilon_0$$

که در این مدل، Firm Efficiency بیان کننده امتیاز کارایی شرکت از طریق روش تحلیل پوششی داده ها، Total Assets معرف جمع دارایی ها سپس لگاریتم گرفته می شود؛ Market Share سهم از بازار است که برای شرکت ها از رابطه پایین به دست می آید:

Market Share: مبلغ فروش در سال t تقسیم بر مبلغ فروش کل صنعت در پایان سال t

Free Cash Flow: بیانگر جریان های نقد آزاد مثبت است. اگر شرکتی جریان نقد مثبت داشته باشد، جریان نقد آزاد برابر یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می شود.

جریان نقد آزاد = سود عملیاتی + هزینه استهلاک - مالیات بر درآمد - هزینه بهره - سود سهام تقسیمی

Age: تعداد سال های فعالیت شرکت از زمان تأسیس می باشد سپس لگاریتم گرفته می شود.

Foreign Currency Indicator: نماد ارز خارجی و متغیر مجازی است در صورتی که شرکتی صادرات داشته باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر در نظر گرفته می شود.

R&D: هزینه تحقیق و توسعه تقسیم بر کل دارایی ها. در صورتی که هزینه تحقیق و توسعه نداشته باشیم صفر قرار می گیرد. از قسمت یادداشت های توضیحی استخراج می شود.

CAPEX: مخارج سرمایه ای می باشد؛ مخارجی که به منظور تحصیل دارایی ثابت و نامشهود صرف می شود. تقسیم بر دارایی های کل می نماییم.

۸- یافته های پژوهش

۸-۱- آماره توصیفی

جدول ۱- آماره توصیفی (منبع: یافته های پژوهشگر)

انحراف معیار	کمترین	بیشترین	میانه	میانگین	
۱,۰۵	-۴,۴۳	۰,۱۰	-۱,۶۹	-۱,۵۳	اجتناب مالیاتی
۰,۳۳	۰,۱۱	۲,۲۵	۰,۹۸	۰,۹۵	ارزش شرکت
۰,۳۰	-۰,۴۹	۶,۷۳	۰,۰۳	۰,۰۶	سرمایه سازمانی
۱,۶۰	۱۱,۳۶	۲۰,۷۶	۱۴,۸۴	۱۵,۰۸	اندازه شرکت
۰,۲۷	۰,۰۳	۴,۰۰	۰,۵۳	۰,۵۴	اهرم مالی
۲۴,۶۹	-۵۴,۸۶	۸۰,۴۸	۱۰,۰۲	۲۸,۱۲	فرصت رشد
۰,۱۸	-۱,۰۶	۰,۶۸	۰,۱۲	۰,۱۴	بازده دارایی
۰,۴۴	۰	۱	۱	۰,۷۲	درآمد عملیات خارجی قبل از مالیات
۰,۲۴	۰,۰۰۱	۵,۱۰	۰,۰۳	۰,۰۷	وجه نقد عملیاتی
۰,۱۸	۰,۰۰۲	۰,۹۳	۰,۳۱	۰,۲۵	دارایی ثابت مشهود، ماشین آلات و تجهیزات
۰,۰۰۷	۰	۰,۰۵	۰,۱۰۰	۰,۰۴	دارایی نامشهود
۰,۳۰	-۳,۴۴	۰,۸۴	۰,۱۷	۰,۱۶	درآمد حقوق صاحبان سهام
۰,۱۱	-۰,۵۵	۰,۴۸	۰,۰۲	۰,۰۱۵	توانایی مدیران
۰,۰۰۱	۰	۰,۰۱	۰,۰۰	۰,۰۰۰۱	هزینه تحقیق و توسعه
۰,۲۸	-۰,۴۳	۱,۹۵	۰,۲۳	۰,۲۷	مخارج سرمایه

در این جدول وضعیت متغیرهای تمامی شرکت های نمونه بر اساس میانگین، میانه، بیشترین، کمترین، انحراف معیار، ارائه شده است.

۸-۲- آزمون نرمال بودن متغیرها

نرمال بودن متغیرها یکی از پیش فرض های مهم رگرسیون است. در صورتی که متغیر وابسته نرمال نباشد ممکن است نتیجه صحیحی از آزمون به دست نیاید. جهت نرمال بودن متغیرها از چولگی و کشیدگی استفاده شده است. در صورتیکه چولگی و کشیدگی بین صفر تا ۶ باشد میتوان نتیجه گرفت داده های مربوط به متغیر از توزیع نرمال کافی برخوردار است. در غیر این صورت بایستی نرمال سازی انجام گردد.

با توجه به جدول ۲- مشخص شده داده های متغیر چولگی و کشیدگی بین صفر تا ۶ می باشد و نشان دهنده این است که متغیرهای وابسته از توزیع نرمال کافی برخوردارند.

جدول ۲- آزمون نرمال بودن متغیرها؛ منبع: یافته های پژوهشگر

نتیجه	کشیدگی	چولگی	متغیرها
نرمال می باشد.	۲,۳۲	-۰,۰۳	اجتناب مالیاتی
نرمال می باشد.	۳,۷۷	۰,۰۳	ارزش شرکت

آزمون F لیمر و هاسمن: برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده های پانل در برآورد مدل موردنظر کارآمد خواهد بود یا نه، از آزمون چاو یا F مقید و به منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) جهت برآورد مناسبتر است (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می شود.

جدول ۳- آزمون لیمر

مدل	آزمون اثرات	مقدار آماره	درجه آزادی	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
مدل شماره ۱	F دوره	۲,۷۴	۱۰۴,۴۰	۰,۰۰	مدل داده های تابلویی (فرضیه اول)
مدل شماره ۲	F دوره	۲۱,۲۵	۱۰۴,۴۱	۰,۰۰	مدل داده های تابلویی (فرضیه دوم)

نتایج جدول ۳- نشان می‌دهد، مقدار سطح معنی داری در مدل کمتر از ۰/۰۵ است در نتیجه فرض H_0 رد و فرضیه H_1 تأیید می‌گردد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ناهمگنی فردی (اثرات فردی غیر قابل مشاهده) وجود دارد و باید از روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل استفاده کرد.

جدول ۴- آزمون هاسمن

	خلاصه آزمون	آماره کای اسکوئر	درجه آزادی	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	مدل اثرات ثابت	۲۰,۰۳	۱۱	۰,۰۰	اثرات ثابت
فرضیه دوم	مدل اثرات ثابت	۱۵,۷۴	۷	۰,۰۲	اثرات ثابت

نتایج جدول ۴- آزمون هاسمن نشان می‌دهد که سطح معنی داری آن که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرضیه H_0 آزمون در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و فرضیه H_1 پذیرفته می‌شود. لذا لازم است مدل با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد شود.

۳-۸- نتایج آزمون فرضیه پژوهش

هدف از آزمون فرضیه اول تحقیق بررسی این موضوع می‌باشد که آیا بین سرمایه‌سازمانی و اجتناب از مالیات ارتباط معناداری دارد یا خیر؟

با توجه به جدول ۵- مشخص می‌شود کل مدل با توجه به اینکه مقدار احتمال آماره p -value برابر ۰,۰۰ و کمتر از ۰,۰۵ می‌باشد لذا از لحاظ معنی داری مدل تأیید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۰,۷۵ از اجتناب از مالیات شرکت‌ها توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌گردد. در بررسی معنی داری ضرایب با توجه به آماره مشخص می‌شود که سطح معنی داری برای متغیر سرمایه‌سازمانی برابر با ۰,۰۰ و از ۰,۰۵ کمتر می‌باشد، در نتیجه وجود ارتباط معنی داری بین سرمایه‌سازمانی و اجتناب از مالیات شرکت‌ها تأیید می‌شود. بنابر این فرضیه اول تأیید می‌شود. مثبت بودن ضریب متغیر سرمایه‌سازمانی (۰,۴۵) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی اجتناب از مالیات شرکت‌ها دارد. یعنی با افزایش سرمایه‌سازمانی، اجتناب از مالیات شرکت‌ها به میزان (۰,۴۵) افزایش می‌یابد.

در خصوص متغیر کنترلی پژوهش، اندازه شرکت، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر اندازه شرکت برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می‌باشد و از لحاظ معنی داری تأیید می‌گردد. مثبت بودن ضریب اندازه شرکت (۰,۳۳) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی اجتناب از مالیات شرکت‌ها وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی اندازه شرکت، اجتناب از مالیات شرکت‌ها نیز به میزان (۰,۳۳) افزایش می‌یابد.

جدول ۵- فرضیه اول؛ منبع: یافته‌های پژوهشگر

متغیر وابسته: اجتناب از مالیات					
عنوان متغیر	علامت متغیر	ضریب	آماره تی	سطح معنی داری	رابطه
جزء ثابت	C	-۱,۶۹	-۱,۰۵	۰,۲۹	
سرمایه‌سازمانی	OC	۰,۴۵	۳,۱۳	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
اندازه شرکت	SIZE	۰,۳۳	۳,۳۸	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
اهرم مالی	LEV	-۰,۰۹	-۰,۲۰	۰,۸۳	بی معنی
فرصت رشد	MTB	۰,۴۲	۴,۶۶	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
بازده دارایی	ROA	۰,۸۱	۴,۸۶	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
درآمد عملیات خارجی	FOR-INC	۰,۳۴	۱,۹۸	۰,۰۴	مستقیم و معنادار
وجه نقد عملیاتی	CASH	۰,۲۸	۵,۳۸	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
دارایی مشهود - تجهیزات	PPE	۰,۲۹	۰,۵۸	۰,۵۵	بی معنی
دارایی نامشهود	INTAIN	-۸,۱۳	-۰,۶۴	۰,۵۱	بی معنی
درآمد حقوق صاحبان سهام	EQUITYNC	۰,۰۴	۰,۰۸	۰,۹۳	بی معنی
توانایی مدیران	MA-Score	۰,۳۷	۳,۹۲	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
ضریب تعیین مدل					
دوربین واتسون					
آماره F					
(P-Value)					
۰,۷۵					
۲,۲۴					
۱۵,۹۴					
(۰/۰۰۰)					

در خصوص متغیر کنترل پژوهش، فرصت رشد، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر فرصت رشد برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب فرصت رشد (۰,۴۲) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی اجتناب از مالیات شرکت ها وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی فرصت رشد، اجتناب از مالیات شرکت ها نیز به میزان (۰,۴۲) افزایش می یابد.

در خصوص متغیر کنترل پژوهش، بازده دارایی شرکت، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر بازده دارایی برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب بازده دارایی شرکت (۰,۸۱) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی اجتناب از مالیات شرکت ها وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی بازده دارایی، اجتناب از مالیات شرکت ها نیز به میزان (۰,۸۱) افزایش می یابد.

در خصوص متغیر کنترل پژوهش، درآمد عملیات خارجی شرکت، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر درآمد عملیات خارجی برابر با (۰,۰۴) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب درآمد عملیات خارجی شرکت (۰,۳۴) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی اجتناب از مالیات شرکت ها وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی درآمد عملیات خارجی شرکت، اجتناب از مالیات شرکت ها نیز به میزان (۰,۳۴) افزایش می یابد.

در خصوص متغیر کنترل پژوهش، وجه نقد عملیاتی شرکت، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر وجه نقد عملیاتی برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب وجه نقد عملیاتی شرکت (۰,۲۸) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی اجتناب از مالیات شرکت ها وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی وجه نقد عملیاتی، اجتناب از مالیات شرکت ها نیز به میزان (۰,۲۸) افزایش می یابد.

در خصوص متغیر کنترل پژوهش، توانایی مدیران شرکت، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر توانایی مدیران برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب توانایی مدیران شرکت (۰,۳۷) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی اجتناب از مالیات شرکت ها وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی توانایی مدیران، اجتناب از مالیات شرکت ها نیز به میزان (۰,۳۷) افزایش می یابد.

دیگر متغیرهای کنترل شامل اهرم مالی، دارایی مشهود، دارایی نامشهود، درآمد حقوق صاحبان سهام باتوجه به اینکه سطح معنی داری این متغیرها بیشتر از ۰,۰۵ می باشد لذا از لحاظ ارتباط و معنی داری تایید نمی گردد.

آماره دوربین واتسون به منظور بررسی استقلال خطاها از یکدیگر استفاده میشود که اگر مقدار آماره دوربین واتسون در فاصله ۱,۵ تا ۲,۵ باشد فرض همبستگی بین خطاها رد میشود و می توان از رگرسیون استفاده کرد. مقدار آماره دوربین واتسون در این جدول ۲,۲۴ می باشد و این عدد نشان میدهد که خطاها از یکدیگر مستقل هستند و بین خطاها خود همبستگی وجود ندارد و فرض همبستگی بین خطاها رد میشود و میتوان از رگرسیون استفاده کرد.

۸-۴- نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

هدف از آزمون فرضیه دوم تحقیق بررسی این موضوع می باشد که آیا بین سرمایه سازمانی و ارزش شرکت ارتباط معناداری دارد یا خیر؟

جدول ۶- فرضیه دوم؛ منبع: یافته های پژوهشگر

متغیر وابسته: ارزش شرکت					
عنوان متغیر	علامت متغیر	ضریب	آماره تی	سطح معنی داری	رابطه
جزء ثابت	C	-۱,۰۸	-۱۱,۷۰	۰,۰۰	
سرمایه سازمانی	OC	۰,۱۴	۲,۶۶	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
اندازه شرکت	SIZE	۰,۱۴	۲۳,۳۷	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
اهرم مالی	LEV	۰,۱۵	۵,۷۱	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
بازده دارایی	ROA	۰,۴۴	۳,۳۱	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
هزینه تحقیق و توسعه	RD	-۷,۵۴	-۱,۵۸	۰,۱۱	بی معنی
مخارج سرمایه ای	CAPEX	۰,۰۶	۶,۱۹	۰,۰۰	مستقیم و معنادار
دارایی مشهود - تجهیزات	PPE	۰,۱۵	۲,۲۴	۰,۰۲	مستقیم و معنادار
ضریب تعیین مدل					
دوربین واتسون					
آماره F					
(P-Value)					
۰,۹۸					
۱,۷۷					
۱۹۱,۶۹					
(۰/۰۰۰۰)					

با توجه به جدول ۶- مشخص می شود کل مدل با توجه به اینکه مقدار احتمال آماره p -value برابر ۰,۰۰ و کمتر از ۰,۰۵ می باشد لذا از لحاظ معنی داری مدل تایید میشود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۰,۹۸ از ارزش شرکت ها توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می گردد.

در بررسی معنی داری ضرایب با توجه به آماره مشخص میشود که سطح معنی داری برای متغیر سرمایه سازمانی برابر با ۰,۰۰ و از ۰,۰۵ کمتر می باشد، در نتیجه وجود ارتباط معنی داری بین سرمایه سازمانی ارزش شرکت ها تایید می شود. بنابر این فرضیه دوم تایید میشود. مثبت بودن ضریب متغیر سرمایه سازمانی (۰,۱۴) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی ارزش شرکت ها دارد. یعنی با افزایش سرمایه سازمانی، ارزش شرکت ها به میزان (۰,۱۴) افزایش می یابد.

در خصوص متغیر کنترلی پژوهش، اندازه شرکت، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر اندازه شرکت برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب اندازه شرکت (۰,۱۴) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی ارزش شرکت وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی اندازه شرکت، ارزش شرکت نیز به میزان (۰,۱۴) افزایش می یابد.

در خصوص متغیر کنترلی پژوهش، اهرم مالی، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر اهرم مالی برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب اهرم مالی (۰,۱۵) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی ارزش شرکت وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی اهرم مالی، ارزش شرکت نیز به میزان (۰,۱۵) افزایش می یابد.

در خصوص متغیر کنترلی پژوهش، بازده دارایی، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر بازده دارایی برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب بازده دارایی (۰,۴۴) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی ارزش شرکت وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی بازده دارایی، ارزش شرکت نیز به میزان (۰,۴۴) افزایش می یابد.

در خصوص متغیر کنترلی پژوهش، مخارج سرمایه ای، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر مخارج سرمایه ای برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب مخارج سرمایه ای (۰,۰۶) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی ارزش شرکت وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی مخارج سرمایه ای، ارزش شرکت نیز به میزان (۰,۰۶) افزایش می یابد.

در خصوص متغیر کنترلی پژوهش، دارایی مشهود، باتوجه به اینکه سطح معنی داری متغیر دارایی مشهود برابر با (۰,۰۰) و از ۰,۰۵ کمتر می باشد و از لحاظ معنی داری تایید می گردد. مثبت بودن ضریب دارایی مشهود (۰,۱۵) حاکی از آن است که ارتباط مستقیم با متغیر وابسته یعنی ارزش شرکت وجود دارد. یعنی با افزایش یک واحدی دارایی مشهود، ارزش شرکت نیز به میزان (۰,۱۵) افزایش می یابد.

آماره دوربین واتسون به منظور بررسی استقلال خطاها از یکدیگر استفاده میشود که اگر مقدار آماره دوربین واتسون در فاصله ۱,۵ تا ۲,۵ باشد فرض همبستگی بین خطاها رد میشود و می توان از رگرسیون استفاده کرد. مقدار آماره دوربین واتسون در این جدول ۱,۷۷ می باشد و این عدد نشان میدهد که خطاها از یکدیگر مستقل هستند و بین خطاها خود همبستگی وجود ندارد و فرض همبستگی بین خطاها رد میشود و میتوان از رگرسیون استفاده کرد.

۹- بحث و نتیجه گیری

این پژوهش به مطالعه ارتباط میان سرمایه سازمانی، اجتناب از مالیات و ارزش شرکت (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران) پرداخته شده است. نتایج به دست آمده از فرضیه اول مشخص شد بین سرمایه سازمانی و اجتناب از مالیات رابطه مستقیم و معنی داری وجود دارد. همچنین نتایج فرضیه دوم حاکی از آن بود که بین سرمایه سازمانی و ارزش شرکت ارتباط مستقیم و معناداری وجود دارد. نتایج به دست آمده بیانگر این است که سرمایه سازمانی برای هر شرکتی بسیار کارایی دارد. سرمایه سازمانی با ارائه راهکارهایی شرکت را از پرداخت مالیات بیشتر جلوگیری می نماید. این در شرایطی است که وضعیت بازار شرکت نوسان قیمتی شدیدی باشد و از قیمت تمام شده محصول در صورتی که بخواند کالاها یا محصولات خود را به فروش برسانند پایین تر باشد. در این صورت اگر وارد بازار کنند با شکست مواجه می شوند. هدف شرکت کسب بازدهی است. از طرفی شرکت ها در مقابل سرمایه گذاران تعهد دارند. در صورتی که شرکت بازدهی کسب نکند و ثروت سهامداران زیاد نشود شرکت به نوعی اعتبار خود را از دست می دهد. شرکت در صورتی که شرایط بحرانی دارد میتواند فروش خود را کمتر کند تا هزینه مالیات کمتری بپردازد. باید توجه داشت اجتناب از مالیات با فرار مالیات بسیار متفاوت است. شرکت به منظور ارتقا و بهبود وضعیت میتواند این اقدام را انجام دهد. شرکت می تواند با استفاده از سرمایه سازمانی خود که کارکنان توانمند هستند ارزش شرکت بالا ببرد. سرمایه سازمانی به دلیل راهکارهای صحیح و به موقع و مشاوره درست میتواند وضعیت شرکت و عملکرد شرکت را بالا ببرد. ارزش شرکت زمانی بالاتر می رود که شرکت در دستیابی به اهداف خود و تامین منافع سهامداران تلاش نماید. و ارزش شرکت را در سطح بالا نگه دارد.

نتایج این تحقیق مطابق با تحقیقات خارجی حسن و همکاران (۲۰۲۱)، فرانسیس و همکاران (۲۰۲۱) و مطابق با تحقیقات داخلی سجادی و قجریگی (۱۴۰۰) می‌باشد.

منابع

۱. بخردی نسب، وحید (۱۴۰۰). تاثیر اجتناب مالیاتی بر سرمایه گذاری کار با در نظر گرفتن نقش تعدیل گر توانایی مدیریت و راهبری شرکتی: رویکردی نوین در سنجش اجتناب مالیاتی در سطح اقتصاد، مجله اقتصادی، ۲۰ (۹)، ۹۵-۱۳۶. magiran.com/p2331627
۲. ثقفی، علی، عالی فامیان، مجتبی. (۱۳۹۸). رابطه بین توانایی مدیریت و حق الزحمه حسابرسی با تأکید بر نقش درماندگی مالی. پژوهش های تجربی حسابداری، ۹ (۳)، ۲۲۱-۲۴۴. doi: 10.22051/jera.2018.19457.2000۲۴۴-۲۲۱
۳. سجادی، سحر؛ قجریگی، مهسا، (۱۴۰۰). بررسی تاثیر سطح سرمایه سازمانی بر نگهداشت وجه نقد در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، ۵ (۶۸)، ۱۷-۳۰. magiran.com/p230800
۴. محفوظی، غلامرضا؛ ابوالحسنی، محمدتقی؛ شیرپورآبکنار، حدیقه، (۱۳۹۷). بررسی سرمایه سازمانی و رفتار چسبنده هزینه های فروش، عمومی و اداری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (با استفاده از مدل های ABJ و گسترده)، فصلنامه دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۷ (۲۶)، ۱۵۹-۱۷۴. magiran.com/p1843461
۵. نوبخت، مریم؛ نوبخت، یونس (۱۴۰۰). تاثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر معیارهای حسابداری ارزش شرکت: جریان نقد آزاد برای واحد تجاری و جریان نقد آزاد ناشی از کسب و کار، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۷ (۶۸)، ۹۷-۱۱۹. magiran.com/p2251010
6. Atkeson, A., Kehoe, P.J., 2005. Modeling and measuring organization capital. J. Polit. Econ. 113 (5), 1026-1053.
7. Demerjian, P.R., Lev, B., Lewis, M.F., McVay, S.E., 2012. Managerial ability and earnings quality. Account. Rev. 88 (2), 463-498.
8. Dyreng, S.D., Lindsey, B.P., Thornock, J.R., 2013. Exploring the role Delaware plays as a domestic tax haven. J. Financ. Econ. 108 (3), 751-772.
9. Eisfeldt, A.L., Papanikolaou, D., 2013. Organization capital and the cross-section of expected returns. J. Financ. 68 (4), 1365-1406.
10. Eisfeldt, A.L., Papanikolaou, D., 2014. The value and ownership of intangible capital. Am. Econ. Rev. 104 (5), 189-194
11. Francis, B., Mani, S. B., Sharma, Z., & Wu, Q. (2021). The impact of organization capital on firm innovation. Journal of Financial Stability, 53, 100829. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jfs.2020.100829>
12. Gupta, K., & Krishnamurti, C. (2021). Corporate social responsibility, competition, and firm value. Pacific-Basin Finance Journal, 68, 101622. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2021.101622>
13. Hasan, M. M., Lobo, G. J., & Qiu, B. (2021). Organizational capital, corporate tax avoidance, and firm value. Journal of Corporate Finance, 70, 102050. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2021.102050>
14. Lampenius, N., Shevlin, T., & Stenzel, A. (2021). Measuring corporate tax rate and tax base avoidance of U.S. Domestic and U.S. multinational firms. Journal of Accounting and Economics, 72(1), 101406. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2021.101406>
15. Peters, R.H., Taylor, L.A., 2017. Intangible capital and the investment-q relation. J. Financ. Econ. 123 (2), 251-272.
16. Wang, W., Wang, H., & Wu, J. (2021). Mixed ownership reform and corporate tax avoidance: Evidence of Chinese listed firms. Pacific-Basin Finance Journal, 69, 101648. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2021.101648>

Investigating the Relationship between Organizational Capital, Tax Avoidance and Firms Value Evidence from Tehran Stock Exchange

Abstract

This Research, with the aim of investigating the Relationship between Organizational Capital, Tax Avoidance and Firm Value (Evidence from the Tehran Stock Exchange) during the years 2016-2020 has been studied. The Research method is correlational. The statistical population of this study is all companies listed on the Tehran Stock Exchange that 105 Companies were selected by systematic elimination method. The analysis obtained from the data in the first hypothesis shows that there is a significant Relationship between Organizational Capital and Tax Avoidance.

The Result of the Second Hypothesis also indicated that there is a Significant Relationship between Organizational Capital and Firm value

Keywords: Organizational Capital, Tax Avoidance, Firm value, Tehran Stock Exchange

بررسی متغیرهای تأخیر در گزارش‌های حسابرسی و حق الزحمه غیرعادی حسابرسان در کیفیت کنترل داخلی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۲/۰۱

کد مقاله: ۸۳۶۰۰

بیتا سرهنگی^۱، ندا اسلامی سامانی^۲، حسن ابوالقاسمی^۳

چکیده

هدف از این مطالعه این است که یک اندازه‌گیری جایگزین برای کیفیت کنترل داخلی با استفاده از اطلاعات گزارش شده در شرکت ایجاد شود. جامعه آماری این پژوهش شرکتی‌ها پذیرفته‌شده در بورس تهران از سال ۱۳۹۱ تا سال ۱۳۹۸ هستند که به شیوه غربالگری تعداد ۹۱ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از پنل دیتا و نرم‌افزار Eviews تحلیل گردیده و نتایج نشان می‌دهد که طبقه‌بندی نادرست هزینه‌های مربوط به حسابرسی در افشای حسابرسی نشده گزارش سالانه، یک پروکسی برای نشان دادن کیفیت کنترل داخلی پایین است. با کیفیت کنترل داخلی پایین‌تر، متوجه می‌شویم که شرکت‌هایی که در هزینه‌های مربوط به حسابرسی طبقه‌بندی نادرستی دارند، احتمالاً ضعف کنترل داخلی را گزارش می‌کنند، تأخیر گزارش حسابرسی و پرداخت هزینه‌های حسابرسی بالاتر نشان می‌دهد که طبقه‌بندی نادرست هزینه‌های مربوط به حسابرسی با کیفیت کنترل داخلی ضعیف ارتباط دارد.

واژگان کلیدی: حق الزحمه حسابرسان، کیفیت کنترل داخلی، کیفیت گزارشگری مالی

۱- کارشناسی ارشد حسابداری- حسابرسی (نویسنده مسئول)

۲- کارشناسی ارشد حسابداری

۳- کارشناسی ارشد حسابداری

۱- مقدمه

یکی از مباحث متداول در ادبیات حسابداری بررسی اثرات سیستم کنترل داخلی ضعیف است. تقریباً در اکثر مطالعات از یک تناقض واحد برای کیفیت کنترل داخلی استفاده کرده‌اند: گزارش از ضعف مادی در کنترل‌های داخلی نسبت به گزارشگری مالی. بنابراین مساله ضعف به ویژه در میان شرکت‌های بزرگ از زمان قانون ساربینز اکسلی همچنان مساله ای نادر است. علاوه بر این، ضعف کنترل داخلی که در گزارش مدیریت ظاهر می شود نمیتواند با موفقیت تا پایان سال مالی کمبود کنترل‌های داخلی را اصلاح کند. ضعف کنترل در حقیقت ممکن است به جای کیفیت سیستم گزارشگری مالی، ناتوانی مدیریتی و یا عدم صداقت را در پی داشته باشد (جاروینن و میلماکی^۱، ۲۰۱۶). بنابراین، شناسایی یک معیار جایگزین داخلی کنترل کیفیت ممکن است به اطمینان از یافته های قبلی کمک کند.

عدم گزارش هزینه‌های مربوط به حسابرسی توسط یک بنگاه که ادغام یا مالکیت (M&A) را در طول سال به اتمام رسانده است به احتمال زیاد نشانگر نقص کنترل افشای اطلاعات است و ممکن است نشانه ای از یک سیستم کنترل داخلی ضعیف باشد. ما بررسی می کنیم که آیا این ناسازگاری با خصوصیات یا علائم یک سیستم کنترل داخلی ضعیف همراه است یا خیر. مطابق انتظار متوجه می‌شویم که شرکت های فاقد هزینه‌های مربوط به حسابرسی احتمالاً ضعف بااهمیت کنترل‌های داخلی خود را نسبت به گزارشگری مالی گزارش می دهند، فیلترهای به موقع کمتری دارند (یعنی گزارش های طولانی تر دارند) و هزینه‌های حسابرسی بالاتری را نیز پرداخت می کنند (سازگار با تلاش بیشتر حسابرس). عبارتی سوال اصلی تحقیق این است که تاثیر طبقه‌بندی نادرست هزینه‌های مربوط به حسابرسی به عنوان معیار کیفیت کنترل داخلی چگونه است؟

۲- چارچوب تحقیق

۲-۱- فرضیه اصلی

طبقه‌بندی نادرست مربوط به حق الزحمه حسابرس نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است.

۲-۲- فرضیه های فرعی

ضعف های با اهمیت موجود در گزارش حسابرسی نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است.
تاخیر در گزارش های حسابرسی نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است.
حق الزحمه غیرعادی حسابرس نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است.

۲-۳- مدل مفهومی پژوهش

تعریف عملیاتی متغیرها

تخصص حسابرس در صنعت اگر متخصص باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰.
برای محاسبه صنعت تخصص حسابرسی (AUDSPEC) از معیارسهم بازار ناظر استفاده می کنیم که بصورت زیر محاسبه می شود:

سهم بازار = مجموع درآمدها / مجموع فروش صنعت

در این تحقیق سهم بازار حسابسان به صورت مجموع دارایی های تمام صاحبکاران یک مؤسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص تقسیم بر مجموع داراییهای صاحبکاران در این صنعت محاسبه می گردد .
RZSCORE: رتبه درصدی آلتمن (۱۹۶۸) که برای نرخ شکست مورد استفاده قرار می گیرد.

متغیرهای مورد استفاده در مدل آلتمن شامل نسبت سرمایه در گردش تقسیم بر مجموع داراییها بعنوان متغیر X1، نسبت سود انباشته به مجموع داراییها بعنوان متغیر X2، نسبت سود قبل از هزینه های مالی و مالیات به مجموع داراییها بعنوان متغیر X3، نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به مجموع بدهیها بعنوان متغیر X4، نسبت فروش به مجموع داراییها بعنوان متغیر X5 می باشد

$$Z = 0.717 X1 + 0.847 X2 + 3.107 X3 + 0.42 X4 + 0.998 X5$$

برای محاسبه حق الزحمه غیرعادی حسابرس (AB_AFEE) از مدل دوگار و همکاران^۱ (۲۰۱۵) که مانده های رابطه رگرسیونی زیر است که آن هم برای محاسبه اقلام تعهدی به کار میرود استفاده می شود.

اقلام تعهدی = (تغییرات حساب های دریافتنی + تغییرات موجودیها - تغییرات حساب های پرداختنی - تغییرات مالیات پرداختنی + تغییرات سایر دارایی ها (خالص)) / (کل دارایی ابتدای دوره)

۳- پیشینه تحقیق

نتایج تحقیق سپاسی و قاسمی (۱۳۹۹) با عنوان الگوی کنترل داخلی در نظام های برنامه ریزی منابع سازمانی نشان می دهد که استفاده از این مدل نه تنها باعث افزایش اثربخشی و کار آیی کنترل داخلی در این شرکت ها هست بلکه دارای مزایایی از قبیل فراهم نمودن شرایط برای پیاده سازی و اجرای حسابرسی فناوری اطلاعات، به روزرسانی سیستم کنترل داخلی از طریق شناسایی و تعیین نقاط ضعف موجود و انجام اقدامات اصلاحی، کاهش ریسک در سازمان های دارای سیستم برنامه ریزی منابع سازمان و افزایش نظارت بر سازمان هست. حاجیها (۱۳۹۶) تحقیقی با عنوان راهبرد تجاری، ضعف با اهمیت کنترل های داخلی و تأخیر انتشار گزارش حسابرسی را مورد بررسی قرار داد. نتایج فرضیه اول و دوم حاکی از تأیید نظریه سازمانی است که بیان می دارد راهبرد تجاری شرکت یک نشانه خوب برای ارزیابی قوت سیستم کنترل های داخلی است، اما در مورد فرضیه سوم این نظریه تأیید نشد. مرجانی و همکاران (۱۳۹۶) تأثیر مالکیت مدیریتی بر رابطه بین ضعف کنترل های داخلی و حق الزحمه حسابرسی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می دهد که بین ضعف کنترل های داخلی و حق الزحمه حسابرسی ارتباط وجود ندارد. اما مالکیت مدیریتی بر رابطه بین ضعف کنترل های داخلی و حق الزحمه حسابرسی تأثیر معکوس و معنی داری دارد. علی پور و همکاران (۱۳۹۸) تأثیر گزارشگری مسئولیت های اجتماعی شرکتی و کیفیت کنترل های داخلی بر عملکرد مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از این است که گزارشگری مسئولیت اجتماعی و کیفیت کنترل داخلی تأثیر معنی داری بر عملکرد مالی دارد و گزارشگری مسئولیت اجتماعی و کیفیت کنترل داخلی مؤثر باعث تداوم عملکرد مالی می شود.

ابراهیمی رومنجان و خشابی (۱۳۹۸) عوامل فرهنگی بر ارزیابی حسابرسان از کنترل داخلی و تعیین ریسک کنترل را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق بیانگر این است که بین ارزیابی حسابرسان از کنترل داخلی و ریسک شرکت های تعاونی روستایی استان خراسان جنوبی بنا به ابعاد فرهنگی مطالعه هافستد تفاوت معناداری دارد.

کوانگ و همکاران^۲ (۲۰۲۱) ادعاهای افشاگری، هزینه های حسابرسی و کنترل داخلی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد که مواردی که مورد ادعاهای افشاگری خارجی قرار دارند احتمال کمتری در بیان مجدد اظهارات مالی تهیه شده در سال ادعا دارند که در این سال تلاش های بیشتری انجام می شود. دشت بیاض^۳ و همکاران (۲۰۲۱) تحلیل تطبیقی رابطه بین ضعف کنترل داخلی و انواع نظرات حسابرس در شرکتهای متقلب و غیر متقلب را ارائه کردند. این نتایج نشان می دهد که رابطه بین ضعف کنترل داخلی و نوع حسابرس در شرکت های کلاهبردار و غیر کلاهبردار تفاوت معناداری دارد. علاوه بر این، رابطه بین ضعف کنترل داخلی و نوع نظر حسابرس در شرکتهای متقلب و رابطه بین ضعف کنترل داخلی و نوع نظر حسابرس در شرکتهای غیر تقلبی قابل توجه است.

شن و همکاران^۴ (۲۰۲۰) "اصالت روستایی مدیر اجرایی (مدیرعامل) و کیفیت کنترل داخلی" را در چین مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که هرچه شفافیت اطلاعات شرکت ها کمتر باشد، تأثیر مثبت پیشینه "روستایی" مدیر عامل بر کیفیت کنترل داخلی شرکت منعکس می شود. ین و هان^۵ (۲۰۲۰) تأثیر روابط اجتماعی هیئت مدیره مدیر عامل بر محافظه کاری حسابداری: کیفیت کنترل داخلی به عنوان تعدیلگر. نتایج نشان می دهد بین روابط اجتماعی هیئت مدیره و محافظه کاری حسابداری رابطه منفی وجود دارد. این بدان معناست که پیوندهای اجتماعی بیشتر مدیرعامل باعث کاهش عملکرد نظارت بر هیئت مدیره و ترغیب مدیر عامل به اتخاذ اصول محافظه کارانه کمتر برای منافع شخصی خود می شود. همچنین تأثیر واسطه ای از کیفیت سیستم کنترل داخلی بین پیوندهای مدیرعامل و محافظه کاری حسابداری یافت شد.

1 Doogar et al.

2 kuang

3 Mahmoud Lari Dashtbayaz

4 Shen et al.

5 MeiqunYin, JidongZhang, JingHan

۴- روش شناسی

روش پژوهش از نوع همبستگی می باشد و برای آزمون ارتباط بین این متغیرها از مدل رگرسیون چندمتغیره استفاده شده است. در این پژوهش، نمونه گیری بدین ترتیب که از میان تمامی شرکتهای عضو بورس اوراق بهادار تهران، شرکتهایی را که واجد شرایط از قبیل شرکت مزبور قبل از سال ۱۳۹۸ مورد پذیرش قرار گرفته باشد، شرکت مزبور در دوره مورد بررسی تغییر سال مالی نداشته باشد، ده های مورد نظر شرکت مزبور در دسترس باشد، شرکت مزبور جز شرکتهای عضو بورس اوراق بهادار تهران میباشد. در دوره مورد مطالعه تغییر دوره مالی نداشته اند و جزو شرکت های واسطه گری مالی (سرمایه گذاری، هلدینگ، لیزینگ و بانک ها و بیمه ها) نباشند. نمونه آماری به صورت حذف سیستماتیک انتخاب می شود.

جدول ۱- تعداد جامعه و نمونه آماری

۶۵۶	کل شرکتهای بورس تا سال ۱۳۹۸
۱۴۰	شرکتهای که طی دوره ۵ ساله در بورس عضویت نداشته اند
۲۰۵	عدم دسترسی به اطلاعات کامل
۱۱۵	شرکتهای بیمه و لیزینگ و بانک و موسسات مالی
۱۰۵	سال مالی غیر از ۱۳۹۹ و تغییر سال مالی
۵۶۵	تعداد کل شرکت ها که حذف شدند
۹۱	نمونه غربالگری شده



شکل شماره ۱ مدل تحقیق

۵- مدل رگرسیون تحقیق

آزمون فرضیه اول فرعی بر اساس رابطه رگرسیونی زیر سنجیده می شود (باسلپ و همکاران، ۲۰۱۹)

$$Prob(MWO = 1) = a + \beta 1 ZERO_ARF + \beta 2 LAG_RESTATE + \beta 3 RESTATE + \beta 4 SIZE + \beta 5 GROWTH + \beta 6 RZSCORE + \beta 7 LOSS + \beta 8 FIRM_AGE + \beta 9 LITG + \beta 10 CFO + \beta 11 ROA + \beta 12 MB + \beta 13 BIG4 + \epsilon$$

که در این معادله MWO شاخصی است برنولی که اگر شرکت ضعف کنترل داخلی را بر اساس استانداردها بیان کرده باشد ۱ و در غیر اینصورت ۰.

ZERO_ARF: شاخصی است برنولی اگر شرکت ادغام (تلفیق) انجام داده باشد و هزینه های حسابرسی را صفر گرفته باشد برابر ۱ و در غیر اینصورت ۰.

LAG_RESTATE: شاخصی است برنولی اگر شرکت تجدید ارائه انجام داده باشد برابر ۱ و در غیر اینصورت ۰.

SIZE: لگاریتم کل دارایی ها

اگر میانگین رشد شرکت نسبت به دو سال قبل بیشتر شده ۱ و در غیر این صورت ۰

RZSCORE: اندازه Z برای ریسک ورشکستگی

LOSS: شاخصی است برنولی که اگر شرکت زیان گزارش کرده باشد ۱ و در غیر اینصورت ۰.

FIRM_AGE: لگاریتم طبیعی سن شرکت

LITG: اگر شرکت در صنعت مهمی فعال باشد ۱ و در غیر اینصورت ۰.

CFO: انحراف استاندارد جریان های نقدی

ROA: بازده دارایی

MB: ارزش بازار تقسیم بر ارزش دفتری

BIG4: اگر حسابرسی توسط شرکت های اصلی حسابرسی شده باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰

آزمون فرضیه دوم فرعی بر اساس رابطه رگرسیونی زیر سنجیده می شود (باسلپ و همکاران، ۲۰۱۹)

$$\ln(AUDIT_LAG) = a + \beta 1 ZERO_ARF + \beta 2 BIG4 + \beta 3 SPEC_LOC + \beta 4 SIZE + \beta 5 RZSCORE + \beta 6 GROWTH + \beta 7 MB + \beta 8 MWO + \beta 9 LOSS + \beta 10 LITG + \epsilon$$

که در آن:

AUDIT_LAG: لگاریتم طبیعی تعداد روزهای بین پایان سال مالی و تاریخ گزارش حسابرسی است.

BIG4: اگر حسابرسی توسط شرکت های اصلی حسابرسی شده باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰

SPEC_LOC: شاخصی برای تخصص حسابرسان در صنعت اگر متخصص باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰.

برای محاسبه صنعت تخصص حسابرسی (AUDSPEC) از معیار سهم بازار ناظر استفاده می کنیم که بصورت زیر محاسبه می شود

سهم بازار = مجموع درآمدها / مجموع فروش صنعت
در این تحقیق سهم بازار حسابرسان به صورت مجموع دارایی های تمام صاحبکاران یک مؤسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص تقسیم بر مجموع داراییهای صاحبکاران در این صنعت محاسبه می گردد.

SIZE: لگاریتم کل دارایی ها

RZSCORE: رتبه درصدی آلتمن (۱۹۶۸) که برای نرخ شکست مورد استفاده قرار می گیرد.

متغیرهای مورد استفاده در مدل آلتمن شامل نسبت سرمایه در گردش تقسیم بر مجموع داراییها بعنوان متغیر X1، نسبت سود انباشته به مجموع داراییها بعنوان متغیر X2، نسبت سود قبل از هزینه های مالی و مالیات به مجموع داراییها بعنوان متغیر X3، نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به مجموع بدهیها بعنوان متغیر X4، نسبت فروش به مجموع داراییها بعنوان متغیر X5 میباشد

$$Z = 0.717 X1 + 0.847 X2 + 3.107 X3 + 0.42 X4 + 0.998 X5$$

اگر میانگین رشد شرکت نسبت به دو سال قبل بیشتر شده ۱ و در غیر این صورت ۰

YEAR: متغیری برای سال مالی

INDUSTRY: متغیری برای نوع صنعت

که در آن

AUDIT_LAG: لگاریتم طبیعی تعداد روزهای بین پایان سال مالی و تاریخ گزارش حسابرسی است.

BIG4: اگر حسابرسی توسط شرکت های اصلی حسابرسی شده باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰

SPEC_LOC: شاخصی برای تخصص حسابرسان در صنعت اگر متخصص باشد ۱ و در غیر اینصورت برابر ۰.

برای محاسبه صنعت تخصص حسابرسی (AUDSPEC) از معیار سهم بازار ناظر استفاده می کنیم که بصورت زیر محاسبه می شود

سهم بازار = مجموع درآمدها / مجموع فروش صنعت

در این تحقیق سهم بازار حسابرسان به صورت مجموع دارایی های تمام صاحبکاران یک مؤسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص تقسیم بر مجموع داراییهای صاحبکاران در این صنعت محاسبه می گردد .

SIZE: لگاریتم کل دارایی ها

RZSCORE: رتبه درصدی آلتمن (۱۹۶۸) که برای نرخ شکست مورد استفاده قرار می گیرد.

متغیرهای مورد استفاده در مدل آلتمن شامل نسبت سرمایه در گردش تقسیم بر مجموع داراییها بعنوان متغیر X1، نسبت سود انباشته به مجموع داراییها بعنوان متغیر X2، نسبت سود قبل از هزینه های مالی و مالیات به مجموع داراییها بعنوان متغیر X3، نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به مجموع بدهیها بعنوان متغیر X4، نسبت فروش به مجموع داراییها بعنوان متغیر X5 میباشد.

$$Z = 0.717 X1 + 0.847 X2 + 3.107 X3 + 0.42 X4 + 0.998 X5$$

GROWTH: رشد شرکت

۶- یافته ها: آمار توصیفی متغیرهای مستقل و کنترلی

داده های گزارش شده در جدول آمار توصیفی مربوط به اطلاعات سالیانه شرکت های مورد مطالعه است. در این جداول میانگین، واریانس، چولگی و کشیدگی، ماکزیمم و مینیمم متغیرهای مطالعه گزارش شده اند. همان طور که مشاهده می شود میانگین و انحراف استانداردها مقادیری خیلی بالایی ندارند و تفاوت بین نقاط ماکزیمم و مینیمم نیز در بیشتر متغیرها تفاوت زیادی نیست به استثنای متغیر: σ (CFO) انحراف استاندارد جریان های نقدی است، که چولگی و کشیدگی به نسبت زیادی دارند. در مورد ضعف کنترل داخلی نیز از ۷۲۸ شرکت-سال مورد مطالعه ۵۱٫۵ درصد این شرکت ها در گزارش های خود ضعف دارند و ۴۸٫۵ درصد ضعفی را گزارش نکرده اند. با توجه به اینکه برای این متغیر که بصورت برنولی است گزارش سایر شاخص های برازندگی محلی از اعراب ندارد، برای این متغیر و سایر متغیرهای برنولی تنها جدول فراوانی گزارش شده است.

جدول ۲- آمار توصیفی

RESTA	SIZE	SPEC	MB	ROA	$\sigma(\text{CFO})$	FIRMAGE	
0.603851	6.626333	0.300306	3.094062	0.149182	778836.1	3.641376	میانگین
1.000000	6.515196	0.164928	2.380100	0.131962	190691.0	3.761200	میانه
1.000000	8.746939	1.000000	121.5096	6.392880	36809397	4.234107	ماکزیمم
0.000000	5.328276	0.002497	-87.86204	-0.607014	1975.000	2.302585	می نیمم
0.489433	0.520875	0.300016	7.490884	0.281038	2658696.	0.403757	انحراف استاندارد
-0.424667	0.943510	0.940393	3.088318	15.03723	9.234706	-0.748143	چولگی
1.180342	4.104694	2.638768	132.6192	336.0914	101.6857	2.740922	کشیدگی
727	728	728	728	728	728	728	تعداد مشاهدات

جدول ۴- تجدید ارائه شرکت

تجدید ارائه	فراوانی	درصد فراوانی
ندارد (۰)	288	39.6
دارد (۱)	439	60.3

جدول ۳: ادغام (تلفیق) شرکت و هزینه های حسابرسی صفر

ZERO_ARF	فراوانی	درصد فراوانی
دارد (۰)	413	56.7
ندارد (۱)	315	43.3

جدول ۵- فراوانی میانگین رشد شرکت نسبت به دو سال قبل

میانگین رشد	فراوانی	درصد فراوانی
ندارد (۰)	361	49.6
دارد (۱)	367	50.4

بر این اساس ۵۶٫۷ درصد شرکت ها تلفیق انجام داده و هزینه های حسابرسی را صفر گرفته اند و ۴۳٫۳ درصد این هزینه را ۰ در نظر نگرفته اند. بر این اساس حدود ۴۰ درصد شرکت ها تجدید ارائه نداشته و ۶۰ درصد تجدید ارائه داشته اند.

۷- تخمین الگو

آزمون پایایی متغیرها

در این قسمت به بررسی ایستایی یا پایایی متغیرهای پژوهش پرداخته شد. به منظور بررسی پایایی، از آزمون ایم، پسران و شین^۱ (۱۹۹۷) استفاده شد. نتایج این آزمون در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول ۶- آزمون لوین، لین و چو^۲

متغیر	W-stat	p-value
تاخیر در گزارش های حسابرسی (audit lag)	-4.83786	0.0000
حق الزحمه غیرعادی حسابرس ABAEF	-9.09269	0.0000
FIRM_AGE: لگاریتم طبیعی سن شرکت	-24.1170	0.0000
$\sigma(\text{CFO})$: انحراف استاندارد جریان های نقدی	-5.67018	0.0000
ROA: بازده دارایی	-15.5937	0.0000
SPEC_LOC: صنعت تخصص حسابرسی	-2.00899	0.0223
SIZE: لگاریتم کل دارایی ها	-10.9252	0.0000

با توجه به نتایج آزمون IPS (جدول ۶)، چون مقدار P برای تمامی متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه متغیرهای پژوهش در طی دوره پژوهش در سطح ۹۵٪ پایا بوده اند نتایج آزمون IPS نشان می دهد که، میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال ها مختلف ثابت بوده است. آزمون های مربوط به هم انباشتگی در داده های تابلویی از جمله آزمون کائو نیز قویا ارتباط بلند مدت بین متغیرهای مدل را تایید نموده که به شرح جدول شماره ۷ می باشد.

1 Im , Pesaran, Shin

2 Levin, Lin & Chu t

جدول ۷- آزمون هم انباشتگی کائو

متغیر	نتیجه آزمون	آماره آزمون	احتمال تایید فرضیه صفر	نام آزمون
حق الزحمه غیرعادی حسابرس ABAEF	وجود هم انباشتگی	148.559	0.0059	ADF
	وجود هم انباشتگی	273.260	0.0000	Pedroni-panel pp
تاخیر در گزارش های حسابرسی (audit lag)	وجود هم انباشتگی	54.1427	0.4690	ADF
	وجود هم انباشتگی	147.215	0.0000	Pedroni-panel pp
FIRM_AGE: لگاریتم طبیعی سن شرکت	وجود هم انباشتگی	233.336	0.0000	ADF
	وجود هم انباشتگی	460.517	0.0000	Pedroni-panel pp
$\sigma(CFO)$: انحراف استاندارد جریان های نقدی	وجود هم انباشتگی	148.593	0.0059	ADF
	وجود هم انباشتگی	154.668	0.0022	Pedroni-panel pp
ROA: بازده دارایی	وجود هم انباشتگی	158.215	0.0012	ADF
	وجود هم انباشتگی	121.903	0.0003	Pedroni-panel pp
SPEC1: تخصص حسابرسی در صنعت (۱ مرتبه تقاضای)	وجود هم انباشتگی	76.1926	0.0061	ADF
	وجود هم انباشتگی	174.089	0.0000	Pedroni-panel pp
SIZE: لگاریتم کل دارایی ها (۱ مرتبه تقاضای)	وجود هم انباشتگی	137.997	0.0273	ADF
	وجود هم انباشتگی	203.402	0.0000	Pedroni-panel pp

در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل باعث بوجود آمدن رگرسیون کاذب نمی شود.

آزمون F لیمر

برای مشخص شدن نوع داده های پنل از آزمون F لیمر استفاده شده است. در مرحله اول فرض پولینگ بودن (Pooling) داده ها را در برابر فرض اثرات ثابت (fixed) مورد بررسی قرار داده ایم که این آزمون به آزمون F لیمر معروف است. اگر براساس آزمون F لیمر فرض صفر رد شود (زائد بودن اثر ثابت و پولینگ بودن داده ها) می توان نتیجه گرفت مدل باید بر اساس داده های پنلی تحلیل شود.

با استفاده از آزمون F لیمر مفروضات زیر طراحی گردیده است:

H_0 : تمامی عرض از مبدا ها باهم برابرند (مدل Pool).

H_1 : حداقل یکی از عرض از مبداها با بقیه متفاوت است (مدل یا Random است یا Fix).

جدول ۸- آزمون F لیمر برای فرضیه اول

آماره	مقدار	درجه آزادی	سطح معنی داری	نتیجه
کای دو	2.870374	(90,625)	0.0000	تایید داده های پنلی
F لیمر	251.506632	90	0.0000	تایید داده های پنلی

باتوجه به این که سطح معنی داری آزمون کمتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر رد شده و داده ها از نوع ترکیبی (panel) خواهند بود.

آزمون هاسمن

آزمون هاسمن یکی از آزمونهای اصلی در مطالعات پانل می باشد و می توان گفت که دومین آزمون بعد از آزمون poolability test می باشد. آزمون هاسمن برای تشخیص اینکه باید از اثرات ثابت یا تصادفی در مدل استفاده کنیم نتایج آزمون هاسمن در جدول نشان می دهد باید از اثرات ثابت در مدل استفاده کرد.

جدول ۹- آزمون هاسمن فرضیه اول

p-value	درجه آزادی	آماره کای دو
0.0284	11	21.512788

فرضیه دوم: تاخیر در گزارش های حسابرسی نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است.

جدول ۱۰- آزمون F لیمر برای فرضیه دوم

آماره	مقدار	درجه آزادی	سطح معنی داری	نتیجه
کای دو	14.338140	(90,622)	0.0000	تایید داده های پنبلی
F لیمر	816.560038	90	0.0000	تایید داده های پنبلی

باتوجه به این که سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر رد شده و داده ها از نوع ترکیبی (panel) خواهند بود.

آزمون هاسمن

آزمون هاسمن برای تشخیص اینکه باید از اثرات ثابت یا تصادفی در مدل استفاده کنیم نتایج آزمون هاسمن در جدول نشان می دهد باید از اثرات تصادفی در مدل استفاده کرد.

جدول ۱۱- آزمون هاسمن فرضیه دوم

p-value	درجه آزادی	آماره کای دو
0.3301	9	10.256270

جدول ۱۲- برآورد مدل با اثرات تصادفی

0.263265	ضریب تعیین		
0.254030	ضریب تعیین تعدیل شده		
0.351036	انحراف معیار رگرسیون (S.E)		
28.50777	F- statistic		
0.000000	Prob(F-statistic)		
0.757784	معیار آکاتیک		
0.820838	شوارتز		
0.782114	هنان		
1.69642	آماره دورین - واتسون		
sig	احتمال	آماره t	ضریب
✓	0.0000	13.51027	2.807750
✓	0.0002	3.712011	0.278716
✓	0.0000	5.604946	0.182414
×	0.8206	0.226842	0.005964
×	0.6567	-0.444719	-0.000783
×	0.1744	1.359445	0.071608
✓	0.0000	4.882729	0.236480
✓	0.0632	-1.860601	-0.157170
✓	0.0640	-1.854855	-0.148098
✓	0.0004	3.570212	0.203588
			C
			MWO
			SIZE
			GROWTH
			MB
			BIG4
			LOSS
			ZSCO
			ARF
			SPEC

بر اساس نتایج جدول بالا، با توجه به مقدار سطح معنی داری آماره F (prob=0.000)، مدل آماری معنی دار و فرض محقق تایید می گردد. با توجه به مقدار ضریب تعیین، ۲۶ درصد مشخص می گردد که تاخیر در گزارش های حسابرسی نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است. معادله پیشنهادی به صورت زیر خواهد بود

$$\ln(\text{AUDIT_LAG}) = 2.807750 - 0.148098\text{ZERO_ARF} + 0.203588\text{SPEC_LOC} + 0.182414\text{SIZE} - 0.157170\text{RZSCORE} + 0.278716\text{MWO} + 0.236480\text{LOSS}$$

فرضیه سوم: حق الزحمه غیرعادی حسابرسی نشانه ای از ضعف کنترل داخلی است.

جدول ۱۳- آزمون F لیمر برای فرضیه سوم

آماره	مقدار	درجه آزادی	سطح معنی داری	نتیجه
کای دو	1.686498	(90,629)	0.0002	تایید داده های پنبلی
F لیمر	157.370547	90	0.0000	تایید داده های پنبلی

باتوجه به این که سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر رد شده و داده ها از نوع ترکیبی (panel) خواهند بود.

آزمون هاسمن

جدول ۱۴- آزمون هاسمن فرضیه سوم

p-value	درجه آزادی	آماره کای دو
0.0000	8	44.686062

آزمون هاسمن برای تشخیص اینکه باید از اثرات ثابت یا تصادفی در مدل استفاده کنیم نتایج آزمون هاسمن در جدول نشان می‌دهد باید از اثرات ثابت در مدل استفاده کرد.

جدول ۱۵- برآورد مدل با اثرات ثابت

0.237591	ضریب تعیین		
0.118806	ضریب تعیین تعدیل شده		
0.174303	انحراف معیار رگرسیون (S.E)		
2.000174	F- statistic		
0.000000	Prob(F-statistic)		
-0.530235	معیار آکائیک		
0.093995	شوارتز		
-0.289372	هنان		
2.342148	آماره دوربین- واتسون		
sig	احتمال	آماره t	ضریب
x	0.4283	0.792679	0.277627
✓	0.0000	5.964352	0.324401
x	0.3380	0.958917	0.012854
x	0.4988	-0.676725	-0.029975
x	0.7499	0.318864	0.010661
✓	0.0042	-2.873807	-0.083162
✓	0.0000	-4.762725	-0.646870
✓	0.000461	0.024918	-0.022285
x	0.4811	0.704887	0.050892
			C
			SIZE
			GROWTH
			MWO
			BIG4
			LOSS
			Firm age
			ARF
			SPEC

بر اساس نتایج جدول بالا، با توجه به مقدار سطح معنی داری آماره F (prob=0.000)، مدل آماری معنی دار و فرض محقق تایید می‌گردد. با توجه به مقدار ضریب تعیین، ۲۴ درصد مشخص می‌گردد که حق الزحمه غیرعادی حسابرسان نشانه‌ای از ضعف کنترل داخلی است.

با توجه به اینکه پیش فرض های رگرسیون پنل برقرار است، می‌توان به نتایج بدست آمده اعتماد کرد.

بحث و نتیجه گیری

برای بررسی فرضیه اول تحقیق از معادله ای رگرسیونی استفاده شد و بر اساس نتایج آزمون لیمر و هاسمن پنبلی برای اثرات ثابت برآورد شد، که نشان می‌دهد مدل در سطح معنی داری قرار دارد (sig<0.05). احتمالاً در کنترل‌های داخلی خود بر گزارشگری مالی ضعف اساسی دارند، ارائه می‌دهیم. مدل ما بر اساس مدلی است که توسط اشیاو- اسکایف، کالینز، کینی و لا فوند (۲۰۰۸) استفاده شده است. مطابق با فرضیه ما، ضریب ZERO_ARF به طور قابل توجهی مثبت است (۰.۹۵)، نشان می‌دهد که طبقه‌بندی نادرست هزینه‌های مربوط به حسابرسی سیگنال یک سیستم حسابداری ضعیف است. مشابه آشیاق- اسکیتیف، کالینز و کینی (۲۰۰۷) همچنین چن، اشلن و سویل (۲۰۱۷) و باسلپ و همکاران (۲۰۱۹) دریافتیم زمانی که سودآوری کمتری داشته باشد و همچنین توسط شرکت های اصلی حسابرسی شده باشد احتمال بروز ضعف کنترل داخلی کمتر خواهد بود. FIRM_AGE و size دیگر قابل توجه نیستند. به طور کلی، نتایج با این فرضیه سازگار است که طبقه‌بندی نادرست در هزینه‌های مربوط به حسابرسی سیگنال ضعف در سیستم حسابداری است. حسابرسان احتمالاً پس از پایان سال مالی که شرکت دارای سیستم کنترل داخلی ضعیف تری است، کارهای بیشتری انجام می‌دهند که باید منجر به تأخیر در گزارش حسابرسی شود.

برای بررسی فرضیه دوم تحقیق از معادله ای رگرسیونی استفاده شد و بر اساس نتایج آزمون لیمر و هاسمن پنبلی برای اثرات تصادفی برآورد شد، که نشان می‌دهد مدل در سطح معنی داری قرار دارد. در بخش یافته های استنباطی تحقیق، ما تأخیر گزارش حسابرسی خود را در مدل طبقه‌بندی اشتباه مربوط به حسابرسی و متغیرهای کنترل مبتنی بر امین، اشلن و فنگ (۲۰۱۸) رگرسیون. تأخیر طولانی تری در گزارش حسابرسی وجود داشته است، هنگامی که شرکت دارای ضعف اساسی در سیستم کنترل داخلی خود (MWO) باشد یا شرکت ضرر (LOSS) را گزارش کرده باشد. تأخیر کوتاه تری در گزارش حسابرسی برای شرکت‌هایی که توسط حسابرسان متخصص صنعت (SPEC_LOC) حسابرسی می‌شوند، وجود دارد. همچنین در گزارش حسابرسی برای شرکت‌های بزرگتر (SIZE) و شرکت‌های با ثبات بیشتر اقتصادی (RZSCORE) تأخیر کوتاهی در گزارش حسابرسی وجود دارد. مطابق با فرضیه ما، ضریب در ZERO_ARF به طور قابل توجهی مثبت

است (۰،۱۴)، نشان می‌دهد که طبقه‌بندی اشتباه مربوط به حسابرسی مربوط به کار بیشتر حسابرسی است. این نتایج با طبقه‌بندی غلط هزینه‌های مربوط به حسابرسی که سیگنال ضعف سیستم کنترل داخلی است سازگار است.

برای بررسی فرضیه سوم تحقیق از معادله ای رگرسیونی استفاده شد و بر اساس نتایج آزمون لیمر و هاسمن پنی برای اثرات ثابت برآورد شد، که نشان می‌دهد مدل در سطح معنی داری قرار دارد. نتایج آزمون فرضیه ما را با استفاده از هزینه‌های حسابرسی غیرعادی به عنوان متغیر وابسته ارائه می‌دهد. انتظار می‌رود حسابرسان در شرایط کنترل داخلی از نظر اقتصادی، هزینه‌های حسابرسی بالاتری را دریافت کنند. برای آزمایش این پیش بینی، ما هزینه‌های حسابرسی غیرعادی (AB_AFE) را مطابق با دوگانه، سولومون، سیواداسان (۲۰۱۵) برآورد کردیم. سپس AB_AFE را با اندازه گیری کیفیت کنترل داخلی (ZERO_ARF)، کیفیت حسابرسی و متغیرهای کنترل مخصوص شرکت، رگرسیون گرفتیم. هزینه‌های حسابرسی غیر عادی وقتی شرکت بزرگتر باشد (SIZE) هزینه‌های حسابرسی غیرعادی بیشتر و اگر ضرر (LOSS) را گزارش می‌کند یا سن شرکت بیشتر باشد هزینه‌های حسابرسی غیر عادی کمتر است. ضریب ZERO_ARF به طور قابل توجهی مثبت است (۰،۰۲) نشان می‌دهد که شرکت های M&A که طبقه‌بندی نادرست مربوط به هزینه‌های مربوط به حسابرسی را انجام می دهند، هزینه‌های حسابرسی غیر طبیعی به طور قابل توجهی بالاتر است. به طور کلی، نتایج ادعای ما را پشتیبانی می‌کند که گزارش نادرست از هزینه‌های مرتبط با حسابرسی، سیگنال ضعف سیستم کنترل داخلی است. بر این اساس و با توجه به نتایج برآوردهای رگرسیونی، نتیجه گیری و پیشنهاداتی به شرح زیر مطرح می‌شود:

- ۱- نسبت به ضعف های گزارشگری حسابرسی به عنوان معیار کیفیت کنترل داخلی عملکرد جدی و قانونمندان در دستور کار قرار گیرد.
- ۲- شرکت های M&A که طبقه‌بندی مربوط به هزینه‌های مربوط به حسابرسی را انجام نمی دهند، به احتمال زیاد ضعف مهمی در کنترل خود گزارش می دهند در محیط گزارش، تأخیر بیشتری در دریافت گزارش حسابرسی خود تجربه می‌کنند و هزینه‌های حسابرسی بیشتری را پرداخت کنید. نیاز به یک پروکسی جایگزین برای کیفیت کنترل داخلی برطرف شود.
- ۳- گزارش جامع حسابرسی و کنترل بیشتری رو طبقه‌بندی های هزینه‌های مربوط به حسابرسی انجام گیرد.

منابع

۱. آقایی، گلجاریان، نظری و اسدالهی (۱۳۹۴) " کنترل‌های داخلی موثر در شرکت‌های سرمایه‌گذاری از دیدگاه حسابرسان مستقل " دوره ۵، شماره ۱، پاییز ۱۳۹۴، صفحه ۱-۱۲
۲. ابراهیمی رومنجان، مجتبی و طیه خشابی (۱۳۹۸)، مطالعه عوامل فرهنگی بر ارزیابی حسابرسان از کنترل داخلی و تعیین ریسک کنترل (مطالعه موردی: شرکت‌های زیر نظر سازمان تعاونی روستایی خراسان جنوبی)، دومین کنفرانس بین‌المللی راهکارهای نوین پژوهشی در مدیریت، حسابداری و اقتصاد، تهران، شرکت همایش آروین البرز
۳. بابائی، خاطره و حبیب امیریگی لنگرودی (۱۳۹۸)، بررسی تأثیر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر رابطه بین کیفیت کنترل‌های داخلی و کیفیت سود، چهارمین کنفرانس ملی در مدیریت، حسابداری و اقتصاد با تأکید بر بازاریابی منطقه‌ای و جهانی، تهران - دانشگاه شهید بهشتی، دبیرخانه دائمی کنفرانس،
۴. پوریا نسب و مهمان (۱۳۷۷). کنترل داخلی چارچوب یکپارچه"، جلد اول، چاپ سوم، نشر سازمان حسابرسی.
۵. جامی، رضا، کولی وند، زهره، محمدی کلاره، نیلوفر. (۱۳۹۹). بررسی رابطه بین ضعف کنترل داخلی و حق‌الزحمه حسابرسی با تأکید بر ارتباطات سیاسی در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش های حسابداری مالی.
۶. حاجیهار، زهره (۱۳۹۸)، راهبرد تجاری، ضعف با اهمیت کنترل‌های داخلی و تأخیر انتشار گزارش حسابرسی، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری ۸ (۳)
۷. حاجیهار (۱۳۸۹) بررسی رابطه خطر ذاتی و کنترل در رویکرد حسابرسی مبتنی بر ریسک". - فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، شماره ۲، صص ۷۸-۱۲۱
۸. حساس یگانه، یحیی و تقی نتایج ملکشا، غلامحسین (۱۳۸۵) " رابطه گزارش کنترل‌های داخلی با تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان"، فصلنامه مطالعات حسابداری، شماره ۱۱، صص ۱-۴۴
۹. زارعی (۱۳۸۱) ررسی توصیفی تحلیلی نقاط ضعف کنترل‌های داخلی شرکت ها"، مجله - حسابداری، شماره ۱۱۹، صص ۱۴-۲۵
۱۰. سپاسی، سحر و نیلوفر حاجی قاسمی، ۱۳۹۸، الگوی کنترل داخلی در نظام‌های برنامه‌ریزی منابع سازمانی، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری
۱۱. علی پور، سعید؛ جواد قدیم پور و سحر سیفی (۱۳۹۸)، بررسی تأثیر گزارشگری مسئولیت‌های اجتماعی شرکتی و کیفیت کنترل‌های داخلی بر عملکرد مالی، کنفرانس ملی در مدیریت، تهران - دانشگاه شهید بهشتی، دبیرخانه دائمی کنفرانس،
۱۲. قنبریان رضا (۱۳۹۰) کنترل‌های داخلی از گذشته تا امروز"، دانشنامه حسابداری، ۸ شماره ۲۱۹ - صص ۸۱
۱۳. مرجانی، زهرا و مهدی علی نژادسار و کلاتی، ۱۳۹۸، تأثیر مالکیت مدیریتی بر رابطه بین ضعف کنترل‌های داخلی و حق‌الزحمه حسابرسی، سومین کنفرانس ملی پژوهش‌های نوین حسابداری، سازمان همیاری شهرداری ها و مرکز توسعه خلاقیت و نوآوری علوم نوین
۱۴. مهرآور، مهدی و حامد کارگر (۱۳۹۸)، اثر تعدیلی مسئولیت اجتماعی و کیفیت گزارشگری مالی بر رابطه بین محتوای اطلاعاتی سود وضع کنترل داخلی، نخستین کنفرانس ملی علوم انسانی و توسعه، شیراز، دانشگاه پیام نور استان فارس-مرکز توسعه آموزش‌های نوین ایران (متانا)،

۱۵. نعمت پژوه ابراهیم (۱۳۸۱) نارسایی ها و موانع استقرار کنترل داخلی"، نشریه حسابداری، شماره - ۱۸۱، صص ۱-۱۲
۱۶. وکیلان آغویی مهدی، مرادی مهدی، صالحی مهدی، جباری نوقابی مهدی (۱۳۹۸) " بررسی اثربخشی کنترل های داخلی (کوزو) و ارائه راهنمای کلی کنترل داخلی متناسب با اندازه شرکت ها" رساله دکتری تخصصی (PhD). دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی

17. Abdel-Khalik, A. R. (1993). Why Do Private Companies Demand Auditing? A Case for Organizational Loss of Control. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 8 (1), S. 31-52.
18. Amin, K., Eshleman, J. D., & Feng, C. Q. (2018). The effect of the SEC's XBRL mandate on audit report lags. *Accounting Horizons*, 32(1), 1-27.
19. Ashbaugh, H., LaFond, R., & Mayhew, B. (2003). Do non-audit services compromise auditor independence? *The Accounting Review*, 78(3), 611-639.
20. Ashbaugh-Skaife, H., Collins, D., & Kinney, W. R. (2007). The discovery and reporting of internal control deficiencies prior to SOX-mandated audits. *Journal of Accounting and Economics*, 44(1-2), 166-192.



بررسی رابطه متقابل اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت: شواهدی از تحلیل متنی و داده‌های گزارشگری مالی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۰۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۱۰

کد مقاله: ۳۴۲۱۹

نیما ریگی^{۱*}، بهناز رحیم زاده^۲

چکیده

این پژوهش به تبیین رابطه متقابل بین اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت می‌پردازد. برای اندازه‌گیری متغیر اعتماد به پیروی از آئودی و لوگران (۲۰۱۶)، از رویکرد تحلیل متنی گزارش فعالیت هیات مدیره استفاده می‌شود. همچنین، برای اندازه‌گیری توانایی مدیریت از مدل دمرجیان (۲۰۱۲) بهره گرفته می‌شود. نمونه آماری این پژوهش شامل ۸۰ شرکت پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ می‌باشد. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های این پژوهش، حاکی از تاثیر متقابل اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت می‌باشد. افزون بر این، یافته‌ها نشان می‌دهد که اثر گذاری توانایی مدیریت بر اعتماد سازمانی قوی‌تر از اثر گذاری اعتماد سازمانی بر توانایی مدیریت است. آزمون‌های تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که این یافته‌ها از استحکام کافی برخوردار است.

واژگان کلیدی: اعتماد سازمانی، توانایی مدیریت، نظریه مبادلات اجتماعی، کارایی شرکت

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

۲- کارشناسی ارشد، مدیریت بازرگانی، موسسه حکمت، مشهد، ایران

امروزه با جهانی شدن کسب و کارها و تجارت جهانی، رقابت میان سازمان‌ها بیش از پیش شدت گرفته است. با این حال، منابع محدود، تغییرات مداوم الگوهای عرضه و تقاضا، و پیشرفت‌های سریع تکنولوژی از چالش‌هایی هستند که سازمان‌ها امروزه با آن روبرو هستند. بنابراین، شرکت‌ها برای موفقیت در این رقابت باید با استفاده حداکثری از فرصت‌ها و کاهش تهدیدها، موقعیت استراتژیک شرکت را بهبود ببخشند. برای ارزیابی این فرصت‌ها و تهدیدها، توجه صرف به بُعد مالی شرکت نمی‌تواند کارساز باشد. چرا که مطابق با مفهوم ارزیابی متوازن، شرکت‌ها برای بهبود عملکرد باید چهار بُعد مالی، فرآیند‌های داخلی، مشتریان و نوآوری و رشد را مد نظر قرار دهند. بُعد فرآیندهای داخلی شامل اقدامات موردنیاز برای انجام کار موثر سازمانی می‌باشد و دربردارنده معیارهای اساسی همانند طراحی تولید، گسترش تولیدات، خدمات فروش و کارایی می‌باشد (نمازی، ۱۳۸۲؛ کپلان^۱، ۲۰۰۴).

این پژوهش به طور کلی معیار کارایی و به طور خاص توانایی مدیریت به عنوان یکی از جنبه‌های اساسی اثرگذار بر توانایی مدیریت را مورد مطالعه قرار می‌دهد. دمرجیان^۲ (۲۰۰۲) توانایی مدیریت را به عنوان توان مدیران در تبدیل حداکثری داده‌ها به ستانده‌ها تعریف می‌نماید. پژوهش‌های گذشته، عوامل و پیامدهای مهمی را برای توانایی مدیریت معرفی می‌نمایند. برای مثال پژوهش‌های گذشته عواملی نظیر مهارت‌های کسب شده، ویژگی‌های شخصیتی، هوش، سال‌های برخورداری از آموزش‌های رسمی و تجارب عمومی و حرفه‌ای را از عوامل مهم تعیین‌کننده توانایی مدیریت می‌دانند (یانگ^۳، ۲۰۰۲؛ کاوازوتته^۴، ۲۰۱۲؛ دونگانا^۵، ۲۰۰۴؛ بینائیان^۶، ۱۳۹۵). همچنین پژوهش‌های پیشین پیامدهایی نظیر محافظه‌کاری، رشد ارزش بازاری سهام، نوآوری‌های بنیادی، کاهش اثرات منفی مدیریت سود و افزایش ارزش شرکت را برای توانایی مدیریت شناسایی می‌کنند (حیدر، ۲۰۲۱؛ یونگ^۷، ۲۰۲۰؛ چن^۸، ۲۰۱۵؛ شرون^۹، ۲۰۱۷).

با این حال، پژوهش‌های گذشته رابطه بین اعتماد سازمانی، به عنوان یکی از عناصر اساسی سازمانی، با توانایی مدیریت را مورد مطالعه قرار نداده‌اند. این پژوهش به لحاظ نظری، انتظار دارد که رابطه متقابل بین اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت برقرار باشد. به عبارت دیگر، اعتماد سازمانی نه تنها به عنوان یک عامل اثرگذار بر توانایی مدیریت، بلکه همزمان به عنوان یکی از پیامدهای توانایی مدیریت، محسوب می‌شود. برای روشن‌تر شدن موضوع، این پژوهش به لحاظ نظری بحث می‌کند که از یکسو سطح بالای اعتماد سازمانی باعث بهتر شدن جنبه‌های مختلف عملکرد شرکت به خصوص توانایی مدیران می‌شود (لاپورتا^{۱۰} و همکاران، ۱۹۹۷؛ فولنکمپ^{۱۱}، ۲۰۰۲؛ برون و همکاران^{۱۲}، ۲۰۱۵). همچنین این پژوهش از دیگر سو استدلال می‌کند اعتماد سازمانی خود متأثر از توانایی مدیریت می‌باشد (دریکس^{۱۳}، ۲۰۰۱؛ گوزو، ۲۰۲۰). در ایران، از بعد نظری، پژوهش‌هایی مانند مظلومی و همکاران (۱۳۹۳) به رابطه اعتماد سازمانی و عملکرد سازمانی در شرکت‌های خدمات بیمه مالی می‌پردازند. یکی از دلایل مهم نبود پژوهش‌های تجربی در حوزه بازار سرمایه را می‌توان در پیچیدگی و دشوار بودن اندازه‌گیری اعتماد دانست (چائو، ۲۰۱۹).

در این پژوهش، از شاخص آئودی^{۱۴} (۲۰۱۵) برای اندازه‌گیری اعتماد سازمانی استفاده می‌شود. شاخص آئودی، با استفاده از دیدگاه‌های زبان‌شناسانه و رویکرد تحلیل متنی، اظهارات و ادعاهای مدیریت در گزارش فعالیت هیأت مدیره را مورد توجه قرار می‌دهد و از طریق شمارش کلمات منعکس‌کننده اعتماد، اعتماد سازمانی را اندازه‌گیری می‌کند. همچنین در این پژوهش، برای اندازه‌گیری توانایی مدیریت، از مدل دو مرحله‌ای دمرجیان^{۱۴} (۲۰۱۲) استفاده می‌گردد و ابتدا با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها کارایی شرکت محاسبه و سپس با احصای عوامل شرکتی، از طریق رگرسیون چندگانه، توانایی مدیریت محاسبه می‌شود. نتایج تجربی حاصل از این پژوهش حاکی از تاثیر متقابل اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت شرکت می‌باشد. این مطالعه، حداقل از سه منظر سبب‌دانش‌افزایی می‌شود. اول، این پژوهش برای اولین بار، ارتباط متقابل اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت را مورد مطالعه قرار می‌دهد. دوم، این پژوهش برای اولین بار، شاخص اندازه‌گیری اعتماد سازمانی آئودی را در یک بازار سرمایه نوظهور استفاده می‌کند و نشان می‌دهد که این شاخص می‌تواند با متغیرهای با اهمیتی نظیر توانایی مدیریت رابطه داشته باشد.

- 1 Kaplan
- 2 Demerjian
- 3 Young
- 4 Cavazotte
- 5 Dhungana
- 6 Yung
- 7 Chen
- 8 Xeurgong
- 9 Laporta
- 10 Chami and Fullenkamp
- 11 Brown
- 12 Driks
- 13 Audi
- 14 Demerjian

سوم، این پژوهش، می‌تواند ادبیات تحلیل متنی و نیز ادبیات توانایی مدیریت را توسعه دهد. برای مثال، با بکارگیری داده‌های گسترده و در سطح شرکت‌های یک بازار سرمایه این پژوهش نشان داد که کلمات به کار برده شده در گزارش سالانه فعالیت هیئت مدیره، صرفاً یک سیگنال نادرست از طرف مدیران شرکت به ذینفعان نیست و می‌تواند منعکس کننده توانایی بالاتر مدیران باشد. در بخش دوم این مقاله، مبانی نظری و پیشینه پژوهش و بسط فرضیه‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم به توصیف داده‌ها و روش‌شناسی مقاله پرداخته می‌شود. در بخش چهارم، نتایج پژوهش تشریح می‌گردد. در نهایت، در بخش پنجم به بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهاد برای مطالعات آینده پرداخته می‌شود.

۲- مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

کاناگارتنا^۱ (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی نقش اعتماد سازمانی در ارتباطات بین همکاران در اتحادیه‌ها می‌پردازد. این پژوهش با ارائه یک مدل تحلیلی به بررسی نقش اعتماد و انصاف پرداختند و نشان دادند که سود پیمان و سود شرکت‌های خصوصی زمانی که شرکا به یکدیگر اعتماد و معامله منصفانه داشته باشند، به بیشترین مقدار میرسد. همچنین نشان دادند که وقتی شرکا به یکدیگر اعتماد نمی‌کنند، منافع اتحاد به مقدار زیادی کاهش می‌یابد. همچنین رفتارهای فرصت طلبانه و عدم وجود اعتماد بین همکاران، باعث از بین رفتن پتانسیل اتحاد خواهد گشت.

گوزو^۲ (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی توانایی مدیریت و اثرات آن بر اعتماد سازمانی و ارتباطات کارکنان پرداخت. نتایج این پژوهش بیانگر اثر مثبت تصمیمات مدیریت بر رضایت کارکنان و در نهایت بر اعتماد سازمانی در طول دوره‌ی اپیدمی کرونا می‌باشد.

براندل^۳ (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی اثرات اعتماد در میان کارکنان بر سودآوری شرکت می‌پردازد. این پژوهش بیان می‌کند که اعتماد اگر اعتماد متقابل و دو طرفه نباشد، بی‌اثر است و هیچ مزایایی برای سودآوری شرکت ندارد. فرضیه‌های این پژوهش با داده‌هایی از شرکت‌های اروپایی مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان از رابطه مثبت و مستقیم اعتماد متقابل میان کارکنان بر سودآوری داشت. همچنین این نتایج بیان می‌کند که دیگر انواع اعتماد (به‌جز اعتماد متقابل) تاثیری بر سودآوری شرکت ندارد. آئودی و لوگران^۴ (۲۰۱۵) از یک معیار جدید برای اندازه‌گیری اعتماد استفاده می‌کنند. این معیار اعتماد را بر حسب تعداد کلمات اعتماد و همسان‌های آن را در گزارش فعالیت هیئت مدیره (گزارش تجزیه و تحلیل مدیریت) اندازه‌گیری می‌کند و از این طریق اعتماد در شرکت را اندازه‌گیری می‌کند. علاوه بر این آنها دو نتیجه قابل توجه از این پژوهش بدست آوردند که به شرح زیر است:

۱. شرکت‌های با اعتماد سازمانی اغلب از کلمات اعتماد بخش استفاده کرده‌اند و استفاده از این کلمات صرفاً یک سیگنال غلط برای توجه بیشتر به شرکت نبوده است.

۲. اعتماد رابطه مستقیم و مثبتی با نوسانات بازده سهام دارد.

دهمرده و ناستی‌زایی^۵ (۱۳۹۸) در پژوهش با عنوان "بررسی تأثیر اعتماد سازمانی بر تعهد سازمانی از طریق متغیر میانجی مشارکت سازمانی" که با هدف بررسی رابطه بین اعتماد و تعهد سازمانی از طریق متغیر میانجی مشارکت سازمانی انجام گرفت. بر اساس یافته‌های آن‌ها اعتماد سازمانی بر تعهد و مشارکت سازمانی اثر مثبت و معنی‌داری دارد. همچنین اعتماد سازمانی از طریق متغیر مشارکت سازمانی بر تعهد سازمانی اثر مثبت و معنا داری دارد. بنابراین مدیران می‌توانند با افزایش اعتماد سازمانی موجبات افزایش مشارکت سازمانی کارکنان و در نتیجه افزایش تعهد سازمانی آنان را فراهم کنند.

مرتضی‌رجوعی^۶ (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی اعتماد سازمانی با عملکرد برند و مدیران شرکت می‌پردازد. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین اعتماد سازمانی مبتنی بر دانش و شناخت با حاکمیت شرکتی رابطه مثبت و معنادار وجود دارد؛ اما رابطه اعتماد سازمانی مبتنی بر عقلانیت با حاکمیت شرکتی منفی و معنادار است. رابطه مثبت و معنادار حاکمیت شرکتی با عملکرد برند نیز تأیید گردید. همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد که حاکمیت شرکتی دارای نقش میانجی بین انواع اعتماد سازمانی با عملکرد برند شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

امامی و همکاران^۷ (۱۳۹۲) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین اعتماد سازمانی و خلاقیت سازمانی در شرکت ملی پالایش و پخش فرآورده‌های نفتی ایران در شهر کرمانشاه پرداخت نتایج بدست آمده از این پژوهش حاکی از این بود که اعتماد، یک عنصر سازمانی مهم برای موفقیت سازمان است. نتایج نشان می‌دهد که سطوح پایین اعتماد، سبب کاهش بهره‌وری و فقدان نوآوری و خلاقیت می‌شود. از سوی دیگر، سطوح بالای اعتماد، سبب افزایش روحیه کارکنان، افزایش خلاقیت و نوآوری سازمانی و کمک به مدیریت تغییر موثر می‌گردد.

۲-۱- مفهوم اعتماد سازمانی

1 kanagaretnam

2 Guzzo

3 Brandl

تا کنون محققان زیادی به تبیین مفهوم "اعتماد سازمانی" پرداخته‌اند. در مجموع، آنان بر این باورند که در فرهنگ شرکت‌ها و سازمان‌ها اعتماد یعنی اطمینان خاطر کارکنان شرکت، سرمایه‌گذاران، اعتبار دهندگان و سایر ذینفعان نسبت به رفتارها و کنش‌های آینده‌ی مدیریت شرکت (چائو و کینسون، ۲۰۱۹). با توجه به پژوهش‌های ذکر شده می‌توان اینگونه بیان کرد که زمانیکه مدیریت شرکت مورد اعتماد کارکنان، سرمایه‌گذاران و سایر ذینفعان شرکت باشد تصمیماتی را اتخاذ خواهد کرد که به آنان منفعت خواهد رساند. بر این اساس، مارتینز^۱ (۲۰۰۲) معتقد است هنگامی که فرد، سازمان و یا گروهی مورد اعتماد ما هستند، ما انتظار هیچگونه آسیبی از طرف افراد نام برده شده نداریم و اطمینان داریم که فرد، گروه و یا سازمان مورد نظر ما در تصمیم‌گیری‌ها در نهایت گزینه‌هایی را انتخاب می‌کند که به ما منفعت می‌رساند. این ارتباط که بر پایه اعتماد پی ریزی شده با گذشت زمان قوی‌تر و مستحکم‌تر می‌شود و در شرکت‌ها موجب کاهش قابل توجه هزینه‌های نظارت و کنترل می‌گردد.

۲-۲- توانایی مدیریت

یکی از عواملی که می‌توان با آن عملکرد شرکت را اندازه‌گیری کرد کارایی شرکت است. به طور کلی، کارایی با ارزیابی تناسب میزان خروجی (ستانده)‌ها و میزان منابع مصرف شده تبیین می‌گردد. کارایی یک شرکت به شدت به توانایی مدیران آن شرکت ارشد وابسته است (کوشافر، ۱۳۹۶، دمرجیان، ۲۰۱۲). توانایی مدیر به معنای آن است که مدیر برای رسیدن به خروجی مورد نظر از منابع به مراتب کمتری استفاده نماید. مدیر توانا با صلاحیت فنی، دانش استراتژیک، درک بهتر روند صنعت، درک بهتر از محصولات و تکنولوژی لازم، پیش‌بینی صحیح‌تر تقاضا برای محصولات شرکت، توانایی شناخت فرصت‌های بالقوه سرمایه‌گذاری و ارزیابی مناسب‌تر سودآوری پروژه‌ها می‌تواند به صورت کاراتری سازمان را مدیریت کند (بزرگ اصل، ۱۳۹۷؛ دمرجیان و همکاران، ۲۰۱۲؛ لی و وانگ، ۲۰۱۸).

۳-۲- رابطه نظری بین اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت

نظریه‌های اعتماد ریشه در نظریه‌ی مبادلات اجتماعی دارند (گولدرن، ۱۹۶۰). قاعده‌ی عمل متقابل در نظریه‌ی مبادلات اجتماعی بیان می‌کند که ما کسانی را که به ما کمک می‌کنند، کمک می‌کنیم و به آن‌ها آزار نمی‌رسانیم (بلاو^۲، ۱۹۶۴). بر این اساس، انتظار می‌رود ارتقای اعتماد سازمانی باعث شود که انگیزه‌های دنباله‌روی و تحقق اهداف سازمانی افزایش یابد (تزافیر، ۲۰۰۵) و در مجموع، سیاست‌های مدیران، در عمل بهتر پیاده‌سازی گردد و در نتیجه توانایی مدیریت (در استخراج خروجی‌ها/ستانده‌ها از کمترین ورودی‌ها/آورده‌ها) بهبود یابد.

هارت و همکاران^۳ (۲۰۲۰) نشان دادند نوسانات بازده سهام در شرکت‌های برخوردار از اعتماد سازمانی بالا به شکل قابل ملاحظه‌ای کمتر است. پژوهش سیلوا و همکاران^۴ (۲۰۱۱) با بررسی ۲۳۲ شرکت بین‌المللی نشان دهنده رابطه‌ی مثبت و قوی بین اعتماد سازمانی و عملکرد شرکت‌ها است. برون و تایلور (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی اعتماد کارکنان به مدیر و تاثیر آن بر عملکرد آنها در محل کار می‌پردازند. نتایج آزمون تجربی آن‌ها رابطه‌ی مثبتی را میان سه معیار اندازه‌گیری عملکرد محل کار (شامل عملکرد مالی، بهره‌وری کارکنان و کیفیت محصولات و خدمات) و اعتماد کارکنان نشان می‌دهد. یافته‌های نودا^۵ (۲۰۲۰) نیز موید نقش مهم اعتماد در بهبود بهره‌وری شرکت‌ها می‌باشد. چامی و فولنکمپ^۶ (۲۰۰۲) در تحقیقی با عنوان "اعتماد و کارایی" نشان می‌دهند که کارکنان در شرکت‌های برخوردار از سطح بالای اعتماد سازمانی، رضایت شغلی بیشتری دارند و همچنین این شرکت‌ها متحمل مخارج نیروی کار کمتری می‌شوند. علاوه بر این، آنها معتقدند استفاده از اعتماد سازمانی می‌تواند هزینه نظارت و کنترل را کاهش دهد و باعث بهبود کارایی شرکت شود. از نتایج پژوهش‌های ذکر شده اینچنین برمی‌آید که اعتماد سازمانی باعث بهبود عملکرد شرکت در بخش‌های سودآوری و کارایی کارکنان می‌گردد. این بهبود عملکرد ناشی از اعتماد سازمانی شرکت را قادر به سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش‌های تحقیق و توسعه و آموزش کارکنان می‌سازد (چائو و کینسون^۷، ۲۰۱۹). از طرفی آموزش‌های رسمی و سرمایه‌گذاری‌های در بخش تحقیق و توسعه یکی از عوامل تاثیر گذار بر توانایی مدیریت است (بینائیان، ۱۳۹۴؛ دونگانا، ۲۰۰۴).

به لحاظ نظری، نه تنها (طبق مباحث پیش گفته) اعتماد سازمانی می‌تواند بر توانایی مدیریت اثرگذار باشد، بلکه توانایی مدیریت نیز می‌تواند بر اعتماد سازمانی تاثیر بگذارد. زیرا به لحاظ نظری، توانایی بالاتر مدیریت اغلب به عملکرد بهتر و سودآوری بیشتر شرکت منتهی می‌شود، و لذا شرکت قادر به سرمایه‌گذاری بیشتر در آموزش و پیشرفت کارکنانش خواهد شد. اصولاً انتظار بر آن است که وضعیت سازمانی بهتر حاصل از توانایی مدیریت، بستر و محیط مناسب‌تری برای کارکنان ایجاد نماید که در نتیجه، وضعیت

1 Martins
2 Lee and Wang
3 Blau
4 Englhardt
5 Silva
6 Noda
7 Chami and Fullencamp
8 Qiao and Kinsun

کارکنان بهبود یابد و طبق نظریه‌های اعتماد، اعتماد سازمانی ارتقا یابد (تزافیر، ۲۰۰۵). بر این اساس، چائو و کینسون (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی رابطه متقابل اعتماد و عملکرد شرکت پرداختند. نتایج پژوهش آنها حاکی از این بود که عملکرد مدیریت اثر مستقیمی بر درجه اعتماد شرکت می‌گذارد. گوزو (۲۰۲۰) به بررسی تاثیر ارتباط مدیران با کارکنان بر اعتماد سازمانی پرداخت. نتایج این پژوهش نشان دهنده آن بود که ارتباط مدیران با کارکنان رابطه مثبت و معناداری با رضایت کارکنان و اعتماد سازمانی دارد. مطالعات دیگر نشان داد داشتن مدیران مبتلا به مشکلات روانی می‌تواند تاثیر منفی روی اعتماد سازمان داشته باشد (حکیمی، ۱۳۹۹). تحقیقات یانگ و نگوین^۱ (۲۰۲۰) بیانگر این است که مدیران توانا هزینه‌های بیشتری را به تحقیق و توسعه مربوط به مخارج سرمایه‌ای اختصاص می‌دهند. به علاوه مطالعات آنها نشان داد توانایی مدیریت باعث بهبود ارزش شرکت در محیط رقابتی می‌شود. از طرفی چائو و کینسون (۲۰۱۹) معتقدند هزینه‌های تحقیق و توسعه و همچنین آموزش کارکنان باعث جلب اعتماد کارکنان نسبت به مدیریت شرکت می‌گردد.

۳- فرضیه‌ها یا سوالات پژوهش

فرضیه‌ی اول: اعتماد سازمانی تاثیر معناداری بر توانایی مدیریت شرکت دارد.

فرضیه‌ی دوم: توانایی مدیریت تاثیر معناداری بر اعتماد سازمانی دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار بین سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۹۸ می‌باشد. در انتخاب نمونه آماری با محدودیت‌های زیر که مطابق ادبیات پژوهش‌های انجام شده در این زمینه است (برای مثال، چائو، ۲۰۱۹؛ یونگ^۲، ۲۰۲۰؛ شرون، ۲۰۱۷؛ رضایی، ۱۳۹۹؛ علی‌نژاد و تارقی، ۱۳۹۶) روبرو بودیم:

جدول ۱. انتخاب نمونه‌های پژوهش

شرح	تعداد (سال-شرکت)
جامعه آماری برای سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸	۲۵۳۶
شرکت‌های فاقد دوره مالی منتهی به ۲۹ اسفند (۲۳۲)	
مشاهدات فاقد اطلاعات (۱۳۶۰)	
مؤسسات مالی (۳۰۴)	
نمونه‌های نهایی	۶۴۰

- مشاهدات فاقد اطلاعات مالی. (همانطور که قبلاً ذکر شده بود این پژوهش برای اندازه‌گیری اعتماد به شمارش کلمات اعتماد و نظیر در گزارش سالانه فعالیت هیات مدیره می‌پردازد. محدودیتی که در این زمینه با آن روبرو بودیم ناقص بودن یا غیر قابل استخراج بودن اطلاعات بسیاری از گزارش‌های فعالیت هیات مدیره منتشر شده از سوی شرکت‌ها بود).

- مؤسسات مالی

- سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند نباشد

همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌کنید پس از اعمال محدودیت‌ها ۸۰ شرکت (معادل ۶۴۰ نمونه سال-شرکت) نمونه آماری این پژوهش را تشکیل می‌دهند.

۴-۱- اندازه‌گیری اعتماد سازمانی

آئودی و لوگران (۲۰۱۶) معتقدند که اعتماد سازمانی در کلمات به کار رفته در گزارش فعالیت هیات مدیره که یک بخش مهم از گزارش‌های سالانه مدیریت است متبلور می‌شود. گزارش فعالیت هیات مدیره خلاصه‌ای از مهم‌ترین رویداد‌های سال مالی گذشته و همچنین برنامه‌های آینده شرکت ارائه می‌گردد. نتایج پژوهش آئودی و لوگران (۲۰۱۶) حاکی از آن است که استفاده از کلمه‌ی اعتماد و معادل‌های آن رابطه مستقیم و مثبتی با نوسانات بازده سهام شرکت دارد و صرفاً سیگنالی نادرست مدیریت برای جذب سرمایه‌ی سرمایه‌گذاران نیست. پیش از این تحقیقات دیگری هم از معیارهای مبتنی بر تحلیل متنی برای اندازه‌گیری اعتماد استفاده کردند که چند مورد در ادامه ارائه می‌شود: گویسو و همکاران^۳ (۲۰۱۵) وب سایت‌های شرکت‌های آمریکایی را در ارتباط با استفاده از امانت‌داری و معادل‌های آن نظیر مسئولیت‌پذیری، اعتماد، یا صداقت را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که ارتباط معنی‌داری بین میزان بکارگیری این واژگان و فرهنگ سازمانی وجود دارد.

بر این اساس، این پژوهش به پیروی از پژوهش‌های پیشین (برای مثال، آئودی و لوگران، ۲۰۱۶) برای اندازه‌گیری اعتماد از رویکرد تحلیل متنی و تمرکز بر واژه‌های منعکس‌کننده اعتماد سازمانی بهره می‌برد. از این رو، با استفاده از نرم افزار Microsoft

1 Yung And Neguyen
2 Yong
3 Guiso

Edge تعداد فراوانی واژه های اعتماد و کلمه ی همسان آن نظیر معتمد، تعهد، متعهد، حقیقت، انصاف، منصفانه، صداقت، صادقانه، اخلاق، مسئولیت، پاسخگویی، احترام، مورد احترام، شفافیت، پاکدامنی، حسن نیت و امانتداری را محاسبه می کند.

۲-۴- اندازه گیری توانایی مدیریت

برای اندازه گیری توانایی مدیریت، به پیروی از دمرجیان (۲۰۱۲)، ابتدا کارایی شرکت با بهره گیری از تحلیل پوششی داده ها (به شرح مدل (۱))، اندازه گیری می شود. سپس در مرحله دوم، با توجه به اینکه کارایی شرکتی تابع دو جزء عوامل شرکتی (نظیر اندازه شرکت، عمر شرکت، ارزش بازار شرکت، جریان های نقدی آزاد و اهرم مالی) و توانایی مدیریت می باشد، با استفاده از رگرسیون خطی چندگانه طبق مدل (۲)، عوامل مزبور احصا و در نتیجه باقیمانده رگرسیون (E) به عنوان توانایی مدیریت در نظر گرفته می شود. ارقام بدست آمده برای توانایی مدیریت در بازه صفر تا یک قرار دارند. هرچه ارقام بدست آمده به صفر (یک) نزدیک تر باشد نشان دهنده ی توانایی کمتر (بیشتر) مدیریت می باشد (دمرجیان، ۲۰۱۲).

$$MAX V = \frac{Sales}{v1COGS + v2SG\&A + v3FA + v4CA + v5IN} \quad \text{مدل (۱)}$$

در مدل بالا، متغیرها به صورت زیر تعریف می شوند:

Sales: درآمد فروش؛ COGS: بهای تمام شده کالای فروش رفته؛ SG&A: هزینه های عمومی، اداری و فروش؛ FA: دارایی ثابت؛ CA: دارایی جاری؛ IN: دارایی نامشهود.

مدل (۱) کارایی شرکتی را اندازه گیری کرده و سپس در مدل (۲)، بخش مرتبط با توانایی مدیریت که مقدار باقی مانده مدل (۲) منعکس می شود، به عنوان توانایی مدیریت در نظر گرفته می شود.

$$Firm Efficiency_t = c_0 + c_1 Firm Size + c_2 ROA + c_3 \log Firm Age + c_4 FreeCashFlow + c_5 Leverage + c_6 Market share + Year and Industry Effects + \varepsilon \quad \text{مدل (۲)}$$

با توجه به فرضیه ی اول پژوهش انتظار می رود که سطح اعتماد سازمانی به عنوان متغیر مستقل پژوهش با توانایی مدیریت به عنوان متغیر وابسته رابطه معناداری داشته باشد. همچنین با توجه به فرضیه ی دوم پژوهش انتظار می رود که توانایی مدیریت به عنوان متغیر مستقل با اعتماد سازمانی به عنوان متغیر وابسته رابطه معناداری داشته باشد. بنابراین، برای آزمون فرضیه ها و تخمین ضرایب از دو مدل رگرسیونی (۳) و (۴) زیر استفاده می شود:

$$Management Ability_t = c_0 + c_1 Trust + c_2 Leverage + c_3 \log Age + c_4 Size + c_5 ROA + Year and Industry Effects + \varepsilon \quad \text{مدل (۳)}$$

در مدل بالا، متغیرها به استثناء آنچه تعریف شد به صورت زیر تعریف می شوند:

Management Ability: توانایی مدیریت؛ Trust: اعتماد؛ Leverage: اهرم عملیاتی؛ Firm Age: سن شرکت؛ Size: اندازه شرکت (لگاریتم دارایی ها)؛ ROA: بازده داخلی دارایی ها؛ Year and Industry Effects: اثرات ثابت سال و صنعت.

$$Trust_t = c_0 + c_1 Management Ability + c_2 \log Audit + c_3 Firm Size + c_4 \log LengthFHM + c_5 Firm Age + c_6 Leverage + Year and Industry Effects + \varepsilon \quad \text{مدل (۴)}$$

در مدل بالا، متغیرها به استثناء آنچه تعریف شد به صورت زیر تعریف می شوند:

Audit: تعداد کلمات حسابرسی و مشتقات آن که به پیروی از پژوهش های آنودی (۲۰۱۶) و چائو (۲۰۱۹) به عنوان متغیر کنترلی مدل انتخاب شدند؛ LengthFHM: تعداد کلمات گزارش هیات مدیره.

* شایان ذکر است در مدل های (۳) و (۴)، متغیرهای کنترلی بر اساس تحقیق چائو و کینسون (۲۰۱۹) و دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) انتخاب شده اند.

۵- یافته های پژوهش

جدول (۲) آمار توصیفی متغیرهای تحقیق را نشان می دهد. همانطور که جدول نشان می دهد میانگین اعتماد در این پژوهش ۱/۴۴۳ می باشد که این مقدار قابل مقایسه با مقدار بدست در آمده ادبیات پژوهش (برای مثال، چائو و کینسون، ۲۰۱۹) می باشد. همچنین، میانگین توانایی مدیریت بدست آمده در این پژوهش برابر ۰/۰۲۴ که این مقدار به مقادیر ۰/۰۰۰، ۰/۰۰۲ و ۰/۰۳۸ بدست آمده در پژوهش های داخلی (رضایی، ۱۳۹۹؛ القار، ۱۳۹۵؛ آقایی، ۱۳۹۷) و پژوهش های خارجی (برای مثال، دمرجیان، ۲۰۱۲)

نزدیک است. شایان ذکر است، در این پژوهش به تبعیت از ادبیات تحقیق، برای کاهش اثرات احتمالی وجود داده‌های پرت، داده‌های مندرج در جدول (۲)، در سطح ۱٪ وینسورایز شده است.

جدول ۲- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شرح	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
اعتماد	Trust	۱/۴۴۳	۱/۳۸۶	۲/۷۳۷	۰/۰۰۰	۰/۷۶۲
توانایی مدیریت	Management Ability	۰/۰۲۴	۰/۰۳۱۶	۰/۵۳۲	-۰/۵۲۲	۰/۱۹۶
اندازه شرکت	Firm Size	۱۴/۸۱۳	۱۴/۵۴۵	۱۹/۵۰۷	۱۰/۴۹۲	۱/۵۸۲
سن شرکت	Firm Age	۳/۷۷۱	۳/۸۷۱	۴/۲۷۶	۲/۷۹۸	۰/۳۳۶
اهرم مالی	Leverage	۰/۵۹۵	۰/۵۸۱	۲/۹۶۷	۰/۰۰۷	۰/۲۳۶
بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۳۳	۰/۱۲۰	۱/۰۴۰	-۵/۹۵۰	۰/۲۸۹
کلمات حسابرسی	Audit	۱/۲۰۸	۲/۱۹۷	۴/۴۱۸	۰/۰۰۰	۷/۴۹۰
تعداد کلمات	LenghtFMH	۹/۱۲۱	۹/۰۵۴	۱/۰۰۷	۶/۹۷۵	۰/۶۲۱

همانطور که پیش‌تر بیان شد، مطابق فرضیه‌ی اول، انتظار می‌رود که سطح اعتماد سازمانی به عنوان متغیر مستقل پژوهش با توانایی مدیریت به عنوان متغیر وابسته رابطه معناداری داشته باشد. همچنین بر اساس، فرضیه‌ی دوم پژوهش انتظار می‌رود که توانایی مدیریت به عنوان متغیر مستقل با اعتماد سازمانی به عنوان متغیر وابسته رابطه معناداری داشته باشد. نتایج حاصل از آزمون دو فرضیه مربوط در جدول‌های ۳ و ۴ نمایش داده شده است.

۵-۱- نتایج فرضیه‌ی اول

جدول ۳- نتایج آزمون فرضیه اول

متغیروابسته: توانایی مدیریت	نماد	ضریب	انحراف معیار	t آماره	معناداری
اعتماد	Trust	۰/۰۲۵***	۰/۰۱۰	۲/۳۲۳	۰/۰۲۰
اهرم مالی	Leverage	۰/۰۵۲*	۰/۰۳۰	۱/۷۳۲	۰/۰۸۳
سن شرکت	Firm Age	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	-۰/۶۰۱	۰/۵۴۷
اندازه شرکت	Firm Size	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵۶	۰/۸۸۴۷	۰/۳۷۳
بازده دارایی	ROA	۰/۱۹۰*	۰/۰۲۳۶	۶/۸۱۹	۰/۰۰۰
عرض از مبدا	C				لحاظ شده است
اثرات ثابت سال	Year Effects				لحاظ شده است
اثرات ثابت صنعت	Industry Effects				لحاظ شده است
ضریب تعیین	R2				۰/۱۵۶
آماره فیشر					۳/۸۹۲***
معناداری کلی رگرسیون					۰/۰۰۰

در جدول ۳ برای آزمون فرضیه اول، ضریب متغیر اعتماد (۰/۰۲۵) مثبت و به لحاظ آماری معنی‌دار (۰/۰۲۰) می‌باشد. این یافته نشان دهنده آن است که رابطه مثبت و معنی‌داری بین اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت برقرار است به این مفهوم که هرچه سطح اعتماد سازمانی بیشتر باشد توانایی مدیریت شرکت بیشتر می‌باشد. لذا فرضیه اول پژوهش، تایید می‌گردد. جدول یادشده در مجموع نشان می‌دهد که معنی‌داری کلی مدل در سطح مناسبی قرار دارد و ضریب تعیین با تحقیقات مشابه قابل مقایسه می‌باشد. بعلاوه متغیرهای کنترلی اهرم مالی و بازده دارایی‌ها می‌تواند تاثیر معنی‌داری بر توانایی مدیریت داشته باشد.

۵-۲- نتایج فرضیه‌ی دوم

همانطور که پیداست در جدول ۴ برای آزمون فرضیه دوم، ضریب متغیر توانایی مدیریت (۰/۳۶۲) مثبت و به لحاظ آماری معنی‌دار (۰/۰۰۹) می‌باشد. این یافته نشان دهنده آن است که توانایی مدیریت می‌تواند بصورت مثبتی، سطح اعتماد سازمانی را ارتقا دهد. در نتیجه فرضیه دوم پژوهش، مورد تایید قرار می‌گیرد. جدول مزبور در مجموع نشان می‌دهد که معنی‌داری کلی مدل در سطح مناسبی قرار دارد و ضریب تعیین با تحقیقات مشابه قابل مقایسه می‌باشد. بعلاوه متغیرهای تعداد کلمات گزارش هیات

مدیره، کلمات حسابرسی، اندازه شرکت و عمر شرکت، رابطه معنی داری با اعتماد سازمانی دارد. مقایسه بین ضریب متغیر اعتماد در جدول ۳ (۰/۰۲۵) و ضریب توانایی مدیریت در جدول ۴ (۰/۳۶۲) حاکی از آن است که این دو ضریب، اختلاف معنی داری با یکدیگر دارد (اگرچه این اختلاف بسیار بزرگ است لکن این اختلاف با محاسبه آماره Z برای مقایسه معنی داری اختلاف، در سطح خطای پنج درصد معنی دار است). این یافته نشان می دهد که اثر گذاری توانایی مدیریت بر اعتماد سازمانی قوی تر از اثر گذاری اعتماد سازمانی بر توانایی مدیریت است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه دوم

متغیر وابسته: اعتماد	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	معناداری
توانایی مدیریت	Management Ability	۰/۳۶۲***	۰/۱۳۹	۲/۶۰۷	۰/۰۰۹
تعداد کلمات گزارش هیات مدیره	LenghtFMH	۰/۸۴۲***	۰/۱۱۱	۷/۵۶۲	۰/۰۰۰
کلمات حسابرسی	Audit	-۰/۵۴۴***	۰/۰۸۵	۶/۳۵۸	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	Firm Size	۰/۰۵۶***	۰/۰۱۹	۲/۸۱۳	۰/۰۰۵
عمر شرکت	Firm Age	۰/۰۰۸***	۰/۰۰۲	۳/۸۳۵	۰/۰۰۰
عرض از مبدا	C			لحاظ شده است	
اثرات ثابت سال	Year Effects			لحاظ شده است	
اثرات ثابت صنعت	Industry Effects			لحاظ شده است	
ضریب تعیین	R2			۰/۲۷۲	
آماره فیشر				۹/۶۴۷	
معنا داری کلی رگرسیون				۰/۰۰۰	

۶- آزمون های اضافی

در این بخش، اولاً به پیروی از ادبیات تحقیق و برای مقابله با ناهمسانی های بالقوه واریانس خطاهای رگرسیونی و نیز خود همبستگی آنها، مدل های آزمون فرضیه این پژوهش، پس از کلاستر کردن خطاهای استاندارد در سطح شرکت، مجدداً تخمین زده شده اند. نتایج در جدول ۵ به نمایش گذاشته شده است. همانطور که در جدول شماره ۵ ملاحظه می کنید نتایج بدست آمده پس از کلاستر کردن خطاها تغییر قابل توجهی با جداول شماره ۳ و ۴ در این پژوهش ندارد. مشابه نتایج اصلی، یافته ها حاکی از تأثیر متقابل اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت می باشد. همچنین یافته ها نشان می دهد که اثر گذاری توانایی مدیریت بر اعتماد سازمانی قوی تر از اثر گذاری اعتماد سازمانی بر توانایی مدیریت است.

جدول ۵. آزمون مجدد فرضیه ها پس از کلاستر کردن خطاهای استاندارد

متغیر وابسته: اعتماد		متغیر وابسته: توانایی مدیریت		نماد	شرح
معناداری	ضریب	معناداری	ضریب		
-	-	۰/۰۱۱	*** ۰/۰۲۳	Trust	اعتماد
۰/۰۰۰	*** ۰/۳۳۸	-	-	Management Ability	توانایی مدیریت
	لحاظ شده است				متغیرهای کنترلی
	لحاظ شده است			C	عرض از مبدا
	لحاظ شده است			Year Effects	اثرات ثابت سال
	لحاظ شده است			Industry Effects	اثرات ثابت صنعت
۰/۲۷۲		۰/۱۳۶		R2	ضریب تعیین

جدول ۶. آزمون مجدد فرضیه ها پس از ایجاد یک وقفه زمانی بین متغیر مستقل و وابسته

متغیر وابسته: اعتماد		متغیر وابسته: توانایی مدیریت		نماد	شرح
معناداری	ضریب	معناداری	ضریب		
-	-	۰/۰۲۳	*** ۰/۰۲۵	Trust	اعتماد
۰/۰۱۷۳	*** ۰/۳۷۵	-	-	Management Ability	توانایی مدیریت
	لحاظ شده است				متغیرهای کنترلی
	لحاظ شده است			C	عرض از مبدا
	لحاظ شده است			Year Effects	اثرات ثابت سال
	لحاظ شده است			Industry	اثرات ثابت صنعت

Effects		ضریب تعیین
۰/۲۷۴۷	۰/۱۱۶۸	R2

ثانیا این پژوهش، این موضوع را بررسی می‌کند که آیا نتایج تحقیق تحت تاثیر وقفه زمانی قرار می‌گیرد یا خیر. به بیان دیگر آیا اعتماد سازمانی سال t می‌تواند بر توانایی مدیریت سال $t+1$ اثرگذار باشد. به طور مشابه، آیا توانایی مدیریت سال t می‌تواند بر اعتماد سازمانی سال $t+1$ اثرگذار باشد. نتایج در جدول ۶ به نمایش گذاشته شده است. همانطور که در جدول شماره ۶ پیداست نتایج بدست آمده مشابه نتایج اصلی است و نشان می‌دهد که نتایج یا یک وقفه زمانی نیز برقرار است.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش به تبیین رابطه متقابل بین اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت پرداخت. نتایج بدست آمده در این پژوهش به شرح زیر است:

۱. با توجه به نتایج آزمون فرضیه اول سطح اعتماد سازمانی رابطه معنی‌داری با توانایی مدیریت دارد.
 ۲. نتایج آزمون فرضیه دوم بیانگر این مطلب است که توانایی مدیریت باعث جلب اعتماد سازمانی می‌شود. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که اثر گذاری توانایی مدیریت بر اعتماد سازمانی قوی‌تر از اثرگذاری اعتماد سازمانی بر توانایی مدیریت است.
- نتایج فرضیه اول این پژوهش سازگار با نتایج خسروی و همکاران (۱۳۹۳) می‌باشد. نتایج پژوهش آنها نشان داد که رضایت و اعتماد مشتریان بر عملکرد مالی بانک قوامین اثر معناداری دارد. همچنین، آنودی و لوگران (۲۰۱۵) به این نتیجه رسیدند که اعتماد رابطه مثبت و مستقیمی با بازده نوسانات سهام دارد. نتایج حاصل از فرضیه دوم پژوهش نیز با پژوهش گوزو (۲۰۲۰) مطابق است. در تحقیق گوزو نشان داده شد که کیفیت ارتباط مدیران با کارکنان رابطه مثبت و معناداری با رضایت کارکنان و اعتماد سازمانی دارد.
- در مجموع، یافته‌های این پژوهش می‌تواند اهمیت و ارتباط بین اعتماد سازمانی و توانایی مدیریت را برای ذی‌نفعان سازمانی نظیر سهامداران و نیز نهادهای ناظر سرمایه برجسته تر سازد. بخصوص، تاثیرگذاری بیشتر توانایی مدیریت بر سطح اعتماد سازمانی، اهمیت انتخاب و پایش مدیران را در بهبود فضای سازمانی که خود نتایج مطلوبی را خواهد داشت، برای بازار سرمایه روشن تر می‌سازد.
- پیشنهاد می‌شود شرکت ها سعی داشته باشند تا در محیط و ارتباطات کاری، فرهنگ اعتماد سازمانی را به کار گیرند. از طرفی بر اساس نتایج فرضیه اول و دوم، اعتماد سازمانی می‌تواند از عوامل تاثیر گذار بر توانایی مدیریت باشد. به همین منظور پیشنهاد می‌شود مدیران به اعتماد و تاثیرات آن در شرکت و ارتباطات سازمانی توجه بیشتری داشته باشند.
- با این وصف، پژوهش حاضر در معرض محدودیت‌هایی می‌باشد که نظر خوانندگان به آنها جلب می‌شود. اولاً، اندازه‌گیری متغیر اعتماد سازمانی در این تحقیق، اگرچه نوآورانه بوده و سبب انجام یک پژوهش تجربی گردید، لکن نمی‌تواند تمام ابعاد اعتماد سازمانی را احصا کند. بطور مشابه، معیار اندازه‌گیری توانایی مدیریت این پژوهش، اگرچه در زمره رایج‌ترین معیارهای اندازه‌گیری توانایی مدیریت است، لکن می‌تواند دارای یک خطای اندازه‌گیری ذاتی باشد. لذا تحقیقات آتی می‌توانند با انجام تحقیقات آزمایشی (ستاریو محور)، پیمایشی و مورد کاوی، فرضیه‌های این پژوهش را مجدداً ارزیابی نمایند.

تشکر و قدردانی

در انتها تشکر داریم از خداوند عظیم که فرصت و توانایی اتمام این پژوهش را عطا فرمود. همچنین تشکر و سپاس خود از سردبیر محترم فصلنامه و داوران ارجمند، استاد گرامی دکتر رضا حصارزاده و دوست عزیزم محمد ابراهیمی که با ارایه کامنت، باعث بهبود این مقاله شدند، اعلام می‌داریم.

منابع

۱. آقایی، محمدعلی و حسنی، حسن. (۱۳۹۷). نقش توانایی مدیریت در اجتناب مالیاتی شرکت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۴(۵۷)، ۴۷-۲۴.
۲. اسدی، صدیقه. (۱۳۹۵). بررسی نقش کیفیت مشارکت و اعتماد متقابل بر عملکرد شرکتهای خوشه صنعتی. پایان نامه کارشناسی ارشد. گروه مدیریت. دانشکده ادبیات و علوم انسانی. دانشگاه گیلان.
۳. اسماعیلی، الهام و سامری، مریم. (۱۳۹۹). تحلیل نقش اعتماد سازمانی، همکاری میان معلمان و تصمیم‌گیری مشارکتی بر فعالیت تدریس معلمان با میانجگری خودکارآمدی معلمان. فصلنامه مطالعات برنامه درسی ایران، ۱۵(۶۵)، ۱۴۱-۱۶۶.
۴. افلاطونی، عباس. اقتصاد سنجی در پژوهش های مالی و حسابداری با نرم افزار EViews. تهران: انتشارات ترمه، ۱۳۹۷.

۵. القار، مسعود و مرفوع، محمد. (۱۳۹۵). تاثیر توانایی مدیریت بر سیاست تقسیم سود. پژوهش های تجربی حسابداری، ۶(۲۳): ۱۰۳-۱۲۹.
۶. بزرگ اصل، موسی و محمدی، مهسا (۱۳۹۷). توانایی مدیریت و ناکارایی سرمایه گذاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۴(۵۷): ۹۴-۷۳.
۷. بنائیان، اکرم؛ علی بیگی، امیرحسین؛ ملک حسینی، افسانه. (۱۳۹۴). تحلیل عوامل مؤثر بر توانایی مدیریتی مدیران عامل و اعضای هیئت مدیره تعاونی های تولیدی کشاورزی. تعاون و کشاورزی، ۴(۱۵): ۴۲-۶۲.
۸. حکیمی، ایمان. (۱۳۹۹). شکست اعتماد سازمانی بوسیله مدیران روان پریش: واکاوی سرپرستی توهین آمیز و افول رضایت شغلی. فصلنامه مطالعات منابع انسانی، ۱۰(۲): ۷۵-۱۰۰.
۹. خسروی، علیرضا. (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین رضایت و اعتماد مشتریان بر عملکرد بانک قوامین. پایان نامه کارشناسی ارشد. گروه مدیریت دولتی. دانشکده مدیریت. دانشگاه آزاد اسلامی تهران.
۱۰. رجوعی، مرتضی. (۱۳۹۹). رابطه اعتماد سازمانی با عملکرد برند: تبیین نقش حاکمیت شرکتی. پژوهش های مدیریت در ایران، ۲(۴۴): تابستان ۱۳۹۹.
۱۱. رضایی، فرزین و علیزاده، اکرم. (۱۳۹۹). رابطه توانایی مدیریت با اجزا مدیریت ریسک یکپارچه. پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۲(۴۸): ۲۳-۴۱.
۱۲. علیزاده، مهدی و تارقی، ستاره. (۱۳۹۶). تاثیر توانایی مدیریت بر سیاست های مالی. انجمن حسابداری ایران، ۲(۸): ۱۵۹-۱۸۰.
۱۳. کاظمی، مصطفی و رمضانی، یوسف. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین اعتماد به مدیریت و به اشتراک گذاشتن دانش و نقش میانجی ترس از دست دادن اعتبار و مستند سازی دانش. پژوهش نامه مدیریت تحول، ۴(۸).
۱۴. کردنائیج، اسدالله و فانی، علی اصغر؛ مسعودی، زهرا. (۱۳۹۳). فرهنگ سازمانی حلقه مفقوده شفافیت سازمانی و عملکرد سازمان. مدیریت فرهنگ سازمانی، ۱۲(۲): ۱۷۳-۱۸۹.
۱۵. کوشافر، مصطفی، و نوروش، ایرج. (۱۳۹۶). سنجش توانایی مدیریت بر اساس معیارهای مالی. فصلنامه علمی پژوهشی، ۶(۲۳): ۱۸۷-۲۰۳.
۱۶. فروغی، داریوش، و امیری، هادی. (۱۳۹۴). توانایی مدیریتی، کارایی سرمایه گذاری و کیفیت گزارشگری مالی. پژوهش های تجربی حسابداری، ۶(۱۲): ۶۳-۸۹.
۱۷. دهمرده، محبعلی، و دکترناستانی زایی، ناصر. تابستان (۱۳۹۸). بررسی تاثیر اعتماد سازمانی بر تعهد سازمانی از طریق متغیر میان ی مشارکت سازمانی. پژوهش های مدیریت عمومی، ۱۲(۴۴): ۱۸۰-۱۵۵.
۱۸. مظلومی، نادر. (۱۳۹۳). رابطه یادگیری سازمانی، بهبود مستمر و اعتماد میان سازمانی با عملکرد سازمانی (شرکت های نمایندگی خدمات بیمه ای). پژوهشنامه بیمه، ۲۹(۲): ۱۶۳-۱۸۲.
۱۹. نمازی، محمد. (۱۳۸۲) ارزیابی متوازن در حسابداری مدیریت، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز؛ دوره نوزدهم، شماره دوم، بهار.
۲۰. یگانه، حساس، و دیدار، حمزه. (۱۳۹۱). تدوین و تبیین مدل رابطه کیفیت گزارشگری مالی، عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی سرمایه گذاری در سطح شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش حسابرسی، ۱۲(۴۸): ۱۴۵-۱۶۷.
21. Audi, R., Loughran, T., And McDonald, B. (2016). Trust, but verify: MD&A language and the role of trust in corporate culture. Journal of Business Ethics, 139(3), 551-561.
22. Brown, S., Gray, d., Taylor, K. (2015). Employee trust and workplace performance. Jorنال of Economic Behavior & Organization. Vol 116. 361-378.
23. Blau, M. P. (1964). Exchange and power in social life. New York: Wiley.
24. Cavazotte, F., Moreno, V., & Hickmann, M. (2012). Effects of leader intelligence, personality and emotional intelligence on transformational leadership and managerial performance. The Leadership Quarterly, 23, 443-455.
25. Chami, R., Fullenkamp, C. (2002). Trust and efficiency. Journal of Banking & Finance. Vol 26. 1785-1809.
26. Chen, yangyang., podolski, Edward. (2015). Does Managerial Ability Facilitate Corporate Innovative Success?. Journal of Empirical finance, 34, 313-326.
27. Demerjian, P., Lev, B., & McVay, S. (2012). Quantifying Managerial Ability: A New Measure and Validity Tests. Management Science, 58(7), 1229-1248. doi:10.1287/mnsc.1110.1487
28. Dhungana, B.R., Nuthall, P.L., & Nartea, G.V. (2004). Measuring the economic efficiency of Nepalese rice farms using data envelope analysis. The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 48(1), 347-369.

29. Driks, k. (2000). Trust in Leadership and Team Performance: Evidence From NCAA Basketball. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 85, No. 6, 1004-1012
30. Engelhardt, Nils., Krause, Miguel. (2020). Trust and stock market volatility during the COVID-19 crisis. *Finance Research Letters*. 38.101873.
31. Gouldner, A. W. (1960). The norm of reciprocity: A preliminary statement. *American Sociological Review*, 25, 161-179.
32. Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2015). The values of corporate culture. *Journal of Financial Economics* (forthcoming).
33. Guzzo, Renata., Xingyu, Wang. (2020). Organizational trust in times of COVID-19: Hospitality employees' affective responses to managers' communication. *International Journal of Hospitality Management*. 0278-4319.
34. Haider, Imran., Singh, Harjinder., Nigar, Sultana. (2021). Managerial ability and accounting conservatism. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, Vol. 17.
35. Kanagaretnam, kiridaran., Thevaranjan, alex. (2021). the value of trust and fairness in alliances :An economic perspective, *Theoretical Economics Letters*, 11, 166-185.
36. Lee, Chien-Chiang., Wang, Chih-Wei. (2018). Managerial ability and corporate investment opportunity. *International Review of Financial Analysis*, 57, 65-76.
37. Loughran, T., & McDonald, B. (2014). Measuring readability in financial disclosures. *The Journal of Finance*, 69 (4), 1643 -1671.
38. Martins, N., (2002), a model for managing trust), *International Journal of manpower*, Vol. 23, No. 8.
39. Noda, Tomohiko. (2020). Employee Trust in Management and Mutual Gains Hypothesis in Japanese Firms. *Journal of The Japanese and International Economies*.
40. Silva, S., Bradly, F., Carlos, M. P. S. Empirical test of the trust-performance link in an international alliances context. *International Business Review* 21. 293-306.
41. Huang, Xuerong., sun, li. (2017). Managerial ability and real earnings management. *Advances in Accounting*, 39, 91-104.
42. Tzafrir, S. S. (2005). The relationship between trust, HRM practices and firm performance. *The International Journal of Human Resource Management*, 16, (9), 1600-1622.
43. Waber, B., Williams, M., Carroll, J. S., & Pentland, A. (2011). A voice is worth a thousand words: The implications of the micro- coding of social signals in speech for trust research. In F. Lyon, G. Molering, & M. Saunders (Eds.), *Handbook of Research Methods on Trust*. New York: Edward Elgar.
44. Xu, Qiao & Fernando, Guy D. & Tam, Kinsun, (2018). "Executive age and the readability of financial reports," *Advances in accounting*, Elsevier, vol. 43©, pages 70-81.
45. Xu, Qiao & Fernando, Guy D. & Tam, Kinsun, (2019). Trust and firm performance: A bi-directional study, *Advances in accounting*, Elsevier, vol. 47©.
46. Yung, Kenneth., Nguyan, Trung. (2020). Managerial ability, product market competition, and firm behavior. *International Review of Economics and Finance*. 70. 102-116.
47. Young, A.J., & Walters, J.L. (2002). Relationship between DHI production values and Myers-Briggs type indicator as a measure of management ability. *Journal of Dairy Science*, 85, 2046-2052.

Trust and managerial ability: Evidence from textual analysis

Abstract

This paper investigates the relationship between trust and managerial ability. We use Audi's (2016) Trust measure based on textual analysis. Also we use demerjian's(2012) model to examine managerial ability. The result of our main regressions indicates a positive relation between current level of trust and managerial ability, while current managerial ability is associated with trust too. Also, our results show that managerial ability effect on trust is much stronger than trust effect on managerial ability.

Keywords: Trust, Managerial ability, Social theory, Firm Efficiency



پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی

فصلنامه علمی تخصصی پژوهش
در حسابداری و علوم اقتصادی