ISSN: 2645-4408
پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی
فصلنامه علمی تخصصی پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی
سال سوم، شماره ۵ (پیاپی ۱۰)، زمستان (اسفند) ۱۳۹۸، جلد یک

تأثیر مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

فاطمه خطیری یانه‌سری[۱]، حسین اسلامی مفیدآبادی[۲]*، سیدمحمدرضا خلیل زاده[۳]

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۲/۰۶
تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۲/۲۶
کد مقاله: ۹۲۹۷۰

چکـیده

این پژوهش با هدف بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. روش پژوهش حاضر توصیفی-کاربردی است. جامعه آماری پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار می‌باشد. برای نمونه‌گیری از روش حذف سیستماتیک استفاده گردید. ازاین‌رو، پس از اعمال محدودیت‌های موردنظر در این تحقیق نمونه نهایی ۱۲۸ شرکت به‌عنوان نمونه مورد بررسی تعیین شد. قلمرو زمانی این پژوهش نیز سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ بود. همچنین، در این پژوهش، اطلاعات مورد نیاز ابتدا از روش کتابخانه‌ای و مطالعات اسنادی گردآوری شد. سپس داده‌های لازم برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم‌افزار تدبیر پرداز و ره‌آورد نوین استخراج شد. علاوه بر این برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزار اقتصادسنجی ایویوز (Eviews) استفاده شد. به طورکلی، نتایج حاصل از برازش الگوی تجربی برآورد شده نشان داد کیفیت اطلاعات حسابداری بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. همچنین مشخص شد که مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

واژگـان کلـیدی: مالکیت نهادی، کیفیت اطلاعات حسابداری، هزینه سرمایه

۱- دانش آموخته کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی لامعی گرگانی، گروه حسابداری، گرگان، ایران
۲- استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شهریار، گروه حسابداری ومدیریت، شهریار، ایران *(مسئول مکاتبات)*.
(E.mail:hosseineslami62@gmail.com)
۳- مربی دانشگاه لامعی گرگان، گروه حسابداری، گرگان، ایران، آدرس رایانامه

۱- مقدمه

امروزه بازار سرمایه یکی از ارکان اساسی رشد و توسعه اقتصادی هر کشور به شمار می‌رود. در حقیقت، سرمایه‌گذاری از مهم‌ترین مؤلفه‌های تعیین‌کننده سرنوشت اقتصاد هر کشور است. بر همین اساس، بازار سرمایه در کنار سایر بازارها نظیر بازار پول، بازار کار و بازار کالا، وظیفه تخصیص بهینه سرمایه را به عهده دارد. به‌طوری‌که به‌منظور هدایت صحیح تصمیم‌گیری‌ها در راستای تخصیص بهینه سرمایه، اطلاعات نقش اساسی در عملکرد بازار سرمایه ایفا می‌کند؛ زیرا اغلب تصمیمات ازجمله تصمیمات سرمایه‌گذاری در حالت عدم اطمینان اتخاذ می‌شود(بولو، ۱۳۸۶). در چنین شرایطی، هزینه سرمایه در شرکت‌ها به‌عنوان هزینه تأمین منابع از سوی گروه‌های متفاوت است که برای انجام فعالیت‌های اقتصادی موردنظر شرکت‌ها استفاده می‌شود. یکی از این گروه‌ها صاحبان سهام عادی شرکت هستند که هزینه منابع مالی تامین شده از سوی این گروه به عنوان هزینه حقوق صاحبان سهام در نظر گرفته می شود(کرمی و همکاران، ۱۳۹۲). البته، یکی از عوامل موثر در تصمیم گیری، اطلاعات مناسب و مرتبط با موضوع تصمیم است. ازاین‌رو، در صورتی که اطلاعات مورد نیاز به صورتی نامتقارن بین افراد توزیع شود(انتقال اطلاعات به صورت نابرابر بین مردم صورت گیرد) می‌تواند نتایج متفاوتی را نسبت به موضوعی واحد سبب شود؛ بنابراین، قبل از این که خود اطلاعات برای فرد تصمیم گیرنده مهم باشد، این کیفیت توزیع اطلاعات است که به صورت دقیق مورد ارزیابی قرار گیرد. زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی[1] در رابطه با سهام یک شرکت افزایش یابد، ارزش ذاتی آن با ارزشی که سرمایه گذاران در بازار سرمایه برای سهام مورد نظر قایل می‌شوند متفاوت خواهد بود. در نتیجه، ارزش واقعی سهام شرکت‌ها با ارزش مورد انتظار سهامداران تفاوت خواهد داشت(دیاموندو وریچا[2]، ۱۹۹۱).

البته، از دیرباز موضع شرکت‌ها در مورد گزارشگری مالی این بوده که اطلاعات را در کمترین حد ممکن منتشر کنند تا از اعطای فرصت بهربرداری بیشتر به رقبا جلوگیری شود. از این‌رو، در رابطه با گزارشگری مالی همواره دو چالش بزرگ پیش روی مدیران واحدهای تجاری وجود داشته؛ به طوریکه یکی از آنها چگونگی برقراری تعادل بین شفافیت گزارشات مالی وعدم ارائه بیش از حد اطلاعاتی بوده و دیگری هم اینکه بیان می کند که اطلاعات به چه میزان، برای چه کسانی و در چه مواقعی باید منتشر شود(صیدی، ۱۳۸۴).

بنابراین، می توان گفت، گزارشات مالی محصول نهایی سیستم حسابداری بوده و به علت اهمیتی که برای استفاده کنندگان به خصوص صاحبان سهام دارد روندی رو به رشد داشته و همواره مورد توجه انجمن‌های مختلف حسابداری بوده است. قبل از تشکیل کمیسیون بورس و اوراق بهادار(SEC) اغلب مؤسسات و واحدهای تجاری به صورت داوطلبانه گزارشات مالی خود را تهیه و منتشر می کردند. علت این افشاهای ارادی را می‌توان جلب اعتماد عمومی، معرفی مؤسسه به عموم و سرمایه گذاران و در نهایت جلب سرمایه و سرمایه گذاران دانست؛ اما پس از وقوع بحران ۱۹۲۹ و پس از تأسیس کمیسیون بورس و اوراق بهادار در سال ۱۹۳۳، گزارشگری مالی به صورت یک الزام قانونی برای مؤسسات درآمد. در رابطه با الزامات گزارشگری مالی این نکته نیز حائز اهمیت است که علاوه بر الزامات کمیسیون بورس و اوراق بهادار الزامات دیگری نیز جهت گزارشگری مالی وجود دارد که به الزامات بازار معروفند و عبارتند از الزامات بازار سرمایه و الزامات بازارکار(فاستر، ۱۹۸۶). لازم به ذکر است امروزه نیز سیستم های اطلاعاتی حسابداری در گردش فعالیت‌های سازمان‌ها ومجموعه محیط اقتصادی کشورها نقش با اهمیتی دارد. بسیاری از تصمیمات اقتصادی براساس اطلاعات حاصل از این سیستم‌ها اتخاذ می شود. سهم عمده‌ای از مبادلات اوراق بهادار که به خرید و فروش سهام شرکت‌ها اختصاص دارد تحت تأثیر ارقام و اطلاعات حسابداری است(عرب مازار یزدی و طالبیان:۱۳۸۷)؛ اما یکی از موضوعات مهم در ارتباط با سیستم های اطلاعاتی حسابداری، کیفیت اطلاعات حسابداری است. واژه کیفیت اطلاعات، نخستین بار توسط گراهام و داد (۱۹۳۴) در تحلیل الگوی ارزش‌گذاری سهام وال‌استریت به کار گرفته شد. آن‌ها ضریب سود هرسهم را ضریب کیفیت نامیدند که برداشت افراد از کیفیت سود را نشان می‌داد. این ضریب انعکاسی از سیاست‌های توزیع سود، ویژگی‌های مختص به شرکت(همچون: اندازه، شهرت، عملکرد و افق مالی) ماهیت عملیات شرکت وشرایط کلان اقتصادی بود(اثنی عشری و همکاران،۱۳۹۳). از اینرو، افشای اطلاعات شفاف و با کیفیت توسط واحدهای تجاری موجب می‌شود که عدم اطمینان سرمایه گذاران به سهام آنها کاهش یافته و تمایل برای معامله سهام نیز افزایش یابد که این امر به نوبهٔ خود به کاهش ریسک و متناسب با آن، بازده سهام می‌انجامد و در نتیجه هزینه سرمایه تحمیلی برواحدهای تجاری نیز کاهش می یابد(پورحیدری و باقری:۱۳۹۲).

با این حال، مبانی نظری موجود، نظیر مطالعات انجام شده توسط لامبرت(۲۰۰۵)، ایسلی و آهارا (۲۰۰۲)، وعرب مازار یزدی (۱۳۸۷)، کیفیت اطلاعات حسابداری بر نرخ هزینه سهام عادی شرکت‌ها (نرخ بازده موردانتظار سرمایه‌گذاران) نیز مؤثر می‌باشد(پورحیدری و باقری،۱۳۹۲:۳۶)؛ بنابراین، مطالعات قبلی که رابطه بین کیفیت حسابداری و هزینه سرمایه را بررسی کردند، نتایج برخی از این مطالعات نشان می‌دهند که اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا، درک روشنی برای سرمایه گذاران نسبت به

[1]. Information Asymmetry
[2]. DiamondandVerrecchia

اطلاعات مربوط به مبادلات سهام فراهم می کند. این امر در نهایت ممکن است منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های مبادلات شود، در حالی که کارایی بهبود یافته سرمایه، کاهش ریسک اطلاعاتی و هزینه سرمایه را تسهیل می‌کند. با این حال، شاو[1](۲۰۰۳) و دسک[2] (۲۰۰۶) استدلال کردند که شرکت‌هایی با کیفیت بهتر حسابداری بیشتر به هموارسازی سود می‌پردازند، در نتیجه درجه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و در نتیجه افزایش هزینه سرمایه را افزایش می‌دهند(تی سانگ هسیه و همکاران،۲۰۱۹). اسلوان (۱۹۹۶)، یکی از اولین کسانی بود که استدلال کرد که نتایج متناقض بالا احتمالاً ناشی از این واقعیت است که انواع مختلف سرمایه گذاران در قابلیت درک مفهوم قیمت‌گذاری اقلام تعهدی متفاوت هستند. برخی مطالعات قبلی نشان دادند که دستکاری درآمدها درشرکت‌هایی با نسبت بیشتر سرمایه گذاران نهادی کم‌تر رایج است؛ زیرا آن‌ها تمایل دارند عملکرد شرکت را با دقت بیشتری نسبت به سرمایه گذاران مجزا نظارت کنند(چانگ و همکاران[3]،۲۰۰۲؛ میترا و کریدی[4]،۲۰۰۵؛ راجگوپال ونکاتاکالما[5]،۱۹۹۸). درحقیقت، دسترسی بهتر به متخصصان همراه با استفاده از تحلیل گران حرفه‌ای برای نظارت بر کیفیت حسابداری شرکت ها، وتاثیر گذاری برجریان جایگزینی مدیرانی که گزارش ارقام حسابداری آنها کیفیت پایینی داشتند(بنیس و وارگوس[6]،۲۰۰۲؛ بوتوسان[7]،۱۹۹۷؛ فرانسیس وهمکاران[8]،۲۰۰۴ و[9]۲۰۰۵؛ گرینبلات[10]،۲۰۰۰؛ والتر[11]،۱۹۹۷)، در نتیجه عدم تقارن اطلاعاتی، هزینه پردازش و هزینه سرمایه (باچاریا و همکاران[12]،۲۰۱۳) را کاهش می‌دهد. از اینرو، ارایه پیشنهاد براساس موارد گفته شده فوق فقط برای کسانی که به بازده بلند مدت اهمیت می‌دهند، وانگیزه‌های قوی برای نظارت بر مدیران جهت کاهش دستکاری فرصت‌های درآمدی دارند(چن و همکاران[13]،۲۰۰۷)، همان کاهش هزینه سرمایه است(تی سانگ هسیه و همکاران، ۲۰۱۹). همانطور که برای کسانی که روی سود کوتاه‌مدت متمرکزند، مشوق‌های کمی برای نظارت بر گزارش مالی شرکت دارند و فضای بیشتری را برای مدیران ایجاد می‌کنند تا درآمدها را به سمت انتظارات بازار دستکاری کنند(چن و همکاران[14]،۲۰۰۷؛ گاسپار و همکاران[15]،۲۰۰۵) که هم عدم تقارن اطلاعات را افزایش می‌دهد و هزینه سرمایه. براساس این نتایج متناقض، به نظر می‌رسد که سرمایه گذاران نهادی مهم، نقش مهمی در بحث دربار ایجاد ارزش سهام و حاکمیت شرکتی شرکت‌های دولتی ایفا می‌کنند(هلمن[16]،۲۰۰۵). به‌طوری‌که ترکیبی از این اثرات منجر به پیش‌بینی رابطه غیر خطی بین مالکیت و ارزش شرکت می‌شود(تی سانگ هسیه و همکاران،۲۰۱۹).

بنابراین، باتوجه به مطالب فوق، سوال اصلی این پژوهش این است که آیا مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد؟ یا خیر؟ اگر جواب مثبت باشد تا چه اندازه تأثیر گذار است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مدیران مالی در عصر کنونی با توجه به محدودیتهای مالی تحت فشار روزافزون قرار دارند تا هزینه های عملیاتی را کاهش دهند و کم هزینه ترین نوع ساختار سرمایه را برای انجام فعالیتهای اقتصادی در راستای افزایش ارزش شرکت، پرداخت به موقع بدهیها، تداوم فعالیت و حضور بیشتر در بازارهای داخلی و خارجی برگزینند. برای دستیابی به اهداف فوق راهبردهای مدیران برای تأمین منابع مالی مطلوب با کمترین هزینه میباشد. هزینه سرمایه نیز از مباحث اصلی در تصمیم گیری و انتخاب راه کارهای بهینه در خصوص سرمایه گذاری وجوه و ساختار سرمایه به منظور افزایش ارزش کلی واحد اقتصادی است. هر چه بازده مورد انتظار سرمایه گذاران بیشتر باشد شرکت زیر بار هزینه سرمایه بیشتری است و برای افزایش ثروت سرمایه گذاران خود باید بیشتر تلاش کند (خلیلی و فتحی، ۱۳۸۹). بدین ترتیب مدیران شرکت‌ها برای کاهش هزینه سرمایه خود و افزایش ثروت سهامداران سعی در کاهش ریسک سرمایه‌گذاری دارند. در فصل دوم به بررسی مبانی نظری متغیرها و پیشینه پژوهش می پردازد.

1 .Shaw (2003)
2 .Daske (2006)
3 .Chung, Firth, & Kim, 2002;
4 .Mitra & Cready, 2005;
5 .Rajgopal & Venkatachalam, 1998)
6 .Beneish & Vargus, 2002
7 .Botosan,1997
8 .Francis, LaFond, Olsson, & Schipper, 2004;
9 .Francis, LaFond, Olsson, & Schipper, 2005
10.Grinblatt & Keloharju, 2000
11.Walther, 1997
12 .Bhattacharya, Desai, & Venkataraman, 2013
13 .Chen, Harford, & Li, 2007
14 .Chen et al., 2007
15 .Gaspar, Massa, & Matos, 2005
16 .Hellman, 2005

۲-۱- هزینه سرمایه

هزینه سرمایه یکی از مفاهیمی است که همواره موردتوجه صاحب نظران مالی بوده است وعامل اصلی در ایجاد شکاف بین سود حسابداری وسود اقتصادی است، این مفهوم به شکل‌های مختلف تعریف شده است لیکن یکی از تعریف‌هایی که مقبولیت بیشتری دارد هزینه سرمایه را به عنوان کمینه نرخ بازدهی تعریف می‌کند که با کسب آن ارزش واحد اقتصادی ثابت می‌ماند. به بیان دیگر از نظر مفهومی هزینه سرمایه، هزینه فرصت سرمایه گذاری در شرکت می‌باشد. هزینه سرمایه تلاش در جهت کمی کردن بازده مورد انتظار صاحبان حقوق سهام می باشد.(عثمانی، ۱۳۸۱). استون[1] (۲۰۰۴) بیان می‌کند هزینه سرمایه تعیین‌کننده حداقل بازدهی سرمایه موسسه یا سازمان است؛ و حداقل نرخ بازدهی که تحصیل آن برای حفظ ارزش شرکت ضروری است. مفهوم هزینه سرمایه بر این فرض مبتنی است که هدف شرکت به حداکثر رساندن ثروت سهامداران است. حال با در نظر گرفتن این اصل تعریفی از هزینه سرمایه به شرح زیر ارائه می شود: «هر شرکتی دارای ریسک و بازده مخصوص به خود است. هریک از گروه‌های سرمایه-گذار مانند دارندگان اوراق قرضه، سهام ممتاز و سهام عادی خواهان میزانی از نرخ بازده هستند که در خور ریسک مربوط به آن باشد»(عرب مازار یزدی و طالبیان، ۱۳۸۸). مورن و پولسن[2] هزینه سرمایه را به عنوان نرخ بازده مورد نیاز تعریف کرده‌اند که از لحاظ مالی، سرمایه گذاری را توجیه می‌کند؛ بنابراین هزینه‌ی سرمایه را می‌توان بازده مورد نیاز نیز نامید. در واقع هزینه‌ی سرمایه، هزینه‌ی فرصتی را بیان می کند که سرمایه گذار بابت سرمایه گذاری در یک شرکت یا پروژه متحمل می شود (گلیس و باتر ورث[3]، ۲۰۰۳).

۲-۲- ساختار مالکیت

شرکت‌های سهامی که در عرصه اقتصاد کشورها به کسب‌وکار می‌پردازند زائیده فرایند تکامل مالکیت شخصی هستند. فرایندی که در طی آن‌گونه‌های متفاوتی از الگوهای فعالیت اقتصادی جمعی به بوته آزمایش گذاشته‌شده و درنهایت الگوی شرکت سهامی (عام) که یک قالب حقوقی است به‌عنوان گونه برتر ظهور کرده است. امروزه این شرکت‌ها با جذب منابع بسیار و تبدیل آن‌ها به کالاها و خدمات موردنیاز جامعه نقش مهمی را در اقتصاد بازی می‌کنند.

در این شرکت‌ها دو نکته توجه را به خود جلب می‌کند. نخست آنکه در این الگوها مسئولیت مالکین محدود است ولیکن ریسک پذیرفته‌شده توسط خریداران سهام که مالک شناخته می‌شوند محدود نیست. نکته دیگر آن است که دارنده سهم در این شرکت‌ها از حقوق عرفی و سنتی مترتب بر مالکیت دارایی‌ها برخوردار نیست. آنچه وی مالک آن است یک سهم یا گواهی‌نامه است که نمود بیرونی سهم نسبی او از کل شرکت است؛ بنابراین، وی از حقی که یک مالک برای کنترل دارایی‌اش دارد و در این مورد دارایی‌های شرکت است، برخوردار نیست(نکونام،۱۳۹۰).

در شرکت‌های سهامی عام حقوق شناخته‌شده مالکین برای کنترل و بهره‌مندی اقتصادی در یک قالب قرار نمی‌گیرند؛ به‌عبارت‌دیگر به درجات مختلف شاهد جدا شدن مالکیت از کنترل در این سازمان‌ها هستیم. به‌تدریج باکم رنگ شدن اختیار اعمال حاکمیت مستقیم مالکین بر شرکت، کنترل به گروه‌های دیگری که هیئت‌مدیره‌ها و مدیران را تشکیل می‌دهند سپرده می‌شود. به علت ارتباط درونی و سلسله مراتبی بین این سه گروه تعاملی مابین ایشان شکل می‌گیرد که از دو وجه برخوردار است. نخست تعامل و تعادل قدرت مابین ایشان و شیوه ارتباط اجزاء تشکیل‌دهنده این مجموعه حاکم که در متون مدیریت راهبری شرکتی[4] خوانده می‌شود دارای آثاری است که در سمت‌وسوی حرکت و عملکرد این شرکت‌ها می‌تواند مؤثر واقع شود. دوم آنکه تعامل مورداشاره در قالب یک ساخت حقوقی به نام شرکت سهامی صورت می‌پذیرد که استفاده از آن حسب متون سازمانی و مالی موجود با هزینه‌هایی همراه است که هزینه‌های نمایندگی[5] خوانده می‌شوند(نکونام، ۱۳۹۰).

با توجه به نکات فوق، می‌توان انتظار داشت که هرگونه تغییری در اجزاء ساختار حاکمیت شرکت‌ها به تغییر مسیر حرکت راهبردی و عملکرد آن‌ها و نیز افزایش یا کاهش این هزینه‌های نمایندگی بیانجامد. در سال‌های اخیر حضور سرمایه‌گذاران مختلف در جمع سهامداران شرکت‌های سهامی عام از رشد چشم‌گیری برخوردار بوده است. کمیت و کیفیت حضور این سرمایه‌گذاران در جمع مالکین شرکت‌های صنعتی به لحاظ تأثیری که بر ساختار مالکیت و نیز نحوه حاکمیت بر سازمان برجای می‌گذارد درخور توجه است؛ زیرا حاکمیت ضعیف در شرکت‌ها نه‌تنها باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی نمی‌شود بلکه با افزایش هزینه جذب سرمایه قدرت رقابت شرکت‌ها را نیز کاهش می‌دهد. بدین سبب این اثر سهم مالکانه این سرمایه‌گذاران در شرکت‌های صنعتی نکته‌ای درخور دقت است(نکونام، ۱۳۹۰).

1.Easton
2.Moren and Polson
3.Giles and Butter Worth
4.Corporate Governance
5.Agency Cost

۲-۳- سرمایه‌گذاران نهادی

از مهم‌ترین عوامل بیرونی ساختار مالکیت، سهامداران نهادی هستند. این گروه از سهامداران با توجه به مالکیت بخش قابل‌توجهی از سهام شرکت‌ها، از نفوذ عمده‌ای در این شرکت‌ها برخوردار بوده، می‌توانند رویه‌های آن‌ها (شامل رویه‌های حسابداری و گزارشگری) را تحت تأثیر قرار دهند. همچنین ازآنجاکه مالکان نهادی بزرگ‌ترین گروه سهامداران را تشکیل می‌دهند، نقش آن‌ها در نظارت بر رویه‌های اتخاذشده از سوی مدیران از اهمیت بالایی برخوردار است و انتظار می‌رود حضور این مالکان در ترکیب سهامداران بر رویه‌های شرکت مؤثر باشد(سرهنگی و همکاران،۱۳۹۱). سهامداران نهادی دارای توان بالقوه تأثیرگذاری بر فعالیت‌های مدیران به‌طور مستقیم از طریق مالکیت و به‌طور غیرمستقیم از طریق مبادله سهام خود می‌باشند. تأثیر غیرمستقیم سهامداران نهادی می‌تواند بااهمیت باشد. برای مثال سهامداران نهادی ممکن است در قالب یک گروه، از سرمایه‌گذاری در یک شرکت خاص خودداری نمایند و از این طریق موجب افزایش هزینه سرمایه شرکت شوند زیرا جذب سرمایه برای شرکت‌های مزبور سخت‌تر و درنتیجه گران‌تر خواهد بود. طبق تعریف بوشی[1] (۱۹۹۸) سهامداران نهادی سرمایه‌گذاران بزرگ نظیر بانک‌ها، شرکت-های بیمه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و... هستند. درواقع این تعریف برگرفته از تعریف کمیسیون بورس اوراق بهادار در مورد سرمایه‌گذاران نهادی طبق الزامات گزارشگری بخش (f) ۱۳ قانون بورس اوراق بهادار ۱۹۳۴ است که در سال ۱۹۷۵ به تصویب رسیده است. برای اهداف این بخش از قانون، سرمایه‌گذاران نهادی، شرکت‌هایی از قبیل بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های سرمایه‌گذاری و صندوق‌های بازنشستگی هستند که وجوهی را از طرف دیگران سرمایه‌گذاری کرده و حداقل ۱۰۰ میلیون دلار سرمایه را مدیریت می‌کنند (سرهنگی و همکاران،۱۳۹۱).

حساس یگانه (۱۳۸۹) سرمایه‌گذاران نهادی را مؤسسه‌های بیمه‌ای، اعم از سازمان‌های تأمین، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت‌های بیمه بازرگانی و همچنین شرکت‌های سرمایه‌گذاری و نهادهای بخش عمومی و شبه‌دولتی معرفی می‌کند. همچنین مرادزاده‌فرد و بابایی (۱۳۹۰) اشکال اساسی سرمایه‌گذاران نهادی را، صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشاع، صندوق‌های تحت مدیریت بانک‌ها یا نهادها، صندوق‌های بازنشستگی و شرکت‌های بیمه می‌دانند.

دو مکتب فکری در مورد نقش سرمایه‌گذاران نهادی در شرکت وجود دارد؛ یک مکتب فکری بیان می‌دارد که سهامداران نهادی ذاتاً کوتاه مدت‌گرا هستند. این سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران موقتی هستند که عمدتاً در تعیین قیمت سهام به سود جاری توجه دارند نه سودهای بلندمدت (بوشی، ۱۹۹۸). ارزیابی منظم عملکرد و رتبه‌بندی عملکرد سرمایه‌گذاران نهادی، انگیزه‌هایی را در آن‌ها برای اتخاذ افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت ایجاد می‌کند (استاپدان[2]، ۱۹۹۶). این افق کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاران نهادی را از انجام هزینه‌های نظارت بازمی‌دارد زیرا بعید است که منافع این نظارت در کوتاه‌مدت نصیب آن‌ها شود (پورتر[3]، ۱۹۹۲). علاوه بر این به دلیل نیاز به تغییر در پرتفوی برای بهبود عملکرد، زمان و منابع کافی در اختیار سرمایه‌گذاران نهادی قرار ندارد تا خود را درگیر نظارت شرکت‌های موجود در پرتفوی نمایند (استاپلدان، ۱۹۹۹). همچنین قراردادهای پاداش مدیران عمدتاً به سودهای جاری و قیمت سهام شرکت وابسته است(مورفی[4]، ۱۹۹۹). معاملات سرمایه‌گذاران نهادی بر اخبار سودهای جاری حساس است. ازاین‌رو مدیران انگیزه‌های فراوانی برای جلوگیری از کاهش سود دارند(سرهنگی و همکاران، ۱۳۹۱).

اما مکتب فکری دیگر بیان می‌کند که هنگامی‌که مالکیت سهام شرکت در بین عده کمی سرمایه‌گذار (به‌ویژه سرمایه‌گذاران نهادی) متمرکز باشد، مشکلات جدایی مالکیت از کنترل کاهش می‌یابد. هنگامی‌که سهامی که نهادها مالک آن هستند افزایش یابد، خروج از شرکت هزینه بیشتری دارد زیرا فروش‌های عمده سهام معمولاً مستلزم تخفیفات عمده است(بلک و کافی[5]، ۱۹۹۴) همچنین چون این سهام‌های عمده ارزش پولی زیادی دارند، در صورت غیرفعال ماندن سرمایه‌گذار نهادی و یا آگاه نبودن از عملکرد ضعیف شرکت‌های موجود در پرتفوی وی در معرض زیان بیشتری نسبت به سرمایه‌گذارانی که منابع کمتری در شرکت دارند، قرار می‌گیرد (سرهنگی و همکاران،۱۳۹۱).

علاوه بر این دو مکتب فکری برخی محققان در بررسی رفتار مالکان نهادی تحت تأثیر این دو مکتب یا بعضاً به‌طور مستقل، نهادها را به گروه‌هایی تقسیم نموده‌اند، به‌عنوان‌مثال، بریکلی و همکاران[6] (۱۹۹۸) نهادها را به نهادهای مستقل و غیرمستقل تقسیم کردند و استقلال یک‌نهاد از مدیریت را بر مبنای ارتباطات بالقوه تجاری با شرکت‌های سرمایه‌پذیر سنجیدند. آن‌ها شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مشاوران سرمایه‌گذاری مستقل و صندوق‌های بازنشستگی عمومی را تحت عنوان نهادهای مستقل طبقه‌بندی کردند، چراکه این نوع از نهادها احتمالاً ارتباطات تجاری کمتری با شرکت‌های سرمایه‌پذیرشان دارند. از طرف دیگر، بانک‌ها، شرکت‌های بیمه و سایرین (غیر از صندوق‌های بازنشستگی عمومی) را به دلیل ارتباطات تجاری گذشته یا بالقوه آتی آن‌ها با شرکت‌های سرمایه‌پذیرشان، تحت عنوان نهادهای غیرمستقل تقسیم‌بندی کردند (سرهنگی و همکاران، ۱۳۹۱).

1.Bushee
2.Stapledon
3.Porter
4.Murphy
5.Black and Coffee
6.Brickley et al

۲-٤-کیفیت اطلاعات حسابداری[1]

واژه کیفیت اطلاعات، نخستین بار توسط گراهام و داد (۱۹۳۴) در تحلیل الگوی ارزش‌گذاری سهام وال‌استریت بـه کـار گرفتـه شد. آن‌ها ضریب سود هر سهم را ضریب کیفیت نامیدند که برداشتشان از کیفیت سود را نشـان مـی‌داد. ایـن ضـریب انعکاسـی از سیاست‌های توزیع سود، ویژگی‌های مختص به شرکت(همچون: اندازه، شهرت، عملکرد و افـق مـالی) ماهیـت عملیـات شـرکت و شرایط کلان اقتصادی بود(اثنی عشری و همکاران،۱۳۹۳). به طورکلی، معیار در نظر گرفته شده برای کیفیت اطلاعات حسـابداری، کیفیت سود از طریق اقلام تعهدی واجزای تشکیل دهنده آن است. برای سنجش کیفیت سود از الگوی دچو و دیچو(۲۰۰۲) میـزان تطابق اقلام تعهدی را با جریان های نقدی گذشته، حال و آینده نشان می دهد. خطای اندازه گیری اقـلام تعهـدی مـی توانـد بـه صورت بالقوه توانایی اقلام تعهدی را در پیش بینی جریان های نقدی عملیاتی آتی و یا بالعکس جریان های نقدی عملیاتی گذشته و حال تحریف نماید. در این تحقیق الگوی دچو و دیچو(۲۰۰۲) که توسط مک نیکولاس(۲۰۰۲) تعدیل شده می باشد، برای انـدازه گیری کیفیت گزارشگری مالی از الگوی های مذکور استفاده می شود.

۲-۵- انواع الگوی های کیفیت اطلاعات حسابداری

الگوی کیفیت اقلام تعهدی:

شاخص کیفیت سود یکی از شاخص‌های مربوطط به کیفیت اطلاعات حسابداری است کـه از طریـق کیفیـت اقـلام تعهـدی شرکت اندازه‌گیری می‌شود. این الگو توسط دیچو و دیچف در سال[2] (۲۰۰۲) ارائه‌شده است و معادله خط آن به شرح زیر است:

رابطه (۱): $\Delta WC_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_{t-1} + \beta_2 CFO_t + \beta_3 CFO_{t+1} + \varepsilon$

در این رابطه داریم:

(ΔWC): بیانگر تغییرات خالص سرمایه در گردش غیر نقدی در سال جاری (t) نسبت به سال قبل (t-1) (که همـان اقـلام تعهدی کل هست)، (CFO_{t-1}): جریان نقد عملیاتی در سال قبـل،(CFO_t) : جریـان نقـد عملیـاتی درسـال جـاری و (CFO_{t+1}): جریان نقد عملیاتی در سال آتی هست، (ε_t): نیز نشان‌دهنده‌ی مقادیر خطای الگوی تجربی است.

تطابق هزینه‌ها با درآمدها:

یکی از اصول شناسایی و گزارشگری مالی، تطابق هزینه‌ها با درآمدها اسـت. تطـابق بـه ایـن معنـی اسـت کـه هزینـه‌هـای ایجادشده در هر دوره می‌بایست از درآمدهای شناسایی‌شده در همان دوره کسر شود. به‌بیان‌دیگـر، هزینـه‌هـا بـه‌درسـتی در همـان دوره‌ی ایجادشده شناسایی‌شده و به دوره‌های قبل و بعد منتقل نشوند. میزان تطابق بین هزینه‌ها و درآمدها از طریق الگوی دیچف و تانگ[3] (۲۰۰۸) به شرح زیر تعیین می‌شود:

رابطه (۲): $REV_t = \beta_0 + \beta_1 EXP_{t-1} + \beta_2 EXP_t + \beta_3 EXP_{t-1} + \varepsilon$

در این رابطه داریم: (REV_t) بیانگر کل درآمدهای فروش کالا و خدمات سال جاری، (EXP_{t-1})، (EXP_t) و(EXP_{t+1})، به ترتیب بیانگر هزینه‌های کل در سال قبل، سال جاری و سال آینده می‌باشند.

به‌موقع بودن سود:

یکی از ویژگی‌های بااهمیت برای مربوط بودن سود، به‌موقع بودن گزارش سود هست. سودهایی دارای بار اطلاعـاتی هسـتند که به‌موقع در اختیار سرمایه‌گذاران قرارگرفته باشند. به‌موقع بودن سود از طریق الگوی کوتاری و زیمـرمن[4] (۱۹۹۵) بـه شـرح زیـر تعیین می‌شود:

رابطه (۳): $R_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta NI_t + B_2 NI_t + \varepsilon$

در این رابطه داریم: (R_t): بیانگر بازده سهام و(ΔNI_t) و (NI_t) به ترتیب بیانگر تغییرات سود خالص سال جـاری نسـبت بـه سال قبل و سود خالص سال جاری می‌باشند.

کیفیت اقلام تعهدی:

کیفیت اقلام تعهدی معیار دیگری برای مدیریت سود هست. اندازه‌گیری الگوی مربوط به این معیـار توسـط دیچـو و دیچـف (۲۰۰۲) به شرح زیر ارائه ده است:

رابطه (۴): $TACC_t = \beta_0 + \beta_1 1/Asset_{t-1} + \beta_2 CFO_{t-1} + \beta_3 CFO_t + \beta_4 CFO_{t-1} + \varepsilon$

در این رابطه داریم: ($TACC_t$): اقلام تعهدی کل، (CFO_{t-1}): جریان نقد عملیاتی در سال قبل، (CFO_t): جریان نقد عملیـاتی در سال جاری و(CFO_{t+1}): جریان نقد عملیاتی در سال آتی و(ε_t): نشان‌دهنده‌ی مقادیر خطای الگوی تجربی اسـت. متغیـر($Asset_{t-1}$/1) نیز به‌منظورکنترل اندازه‌ی شرکت و کاهش ناهمسانی واریانس مقادیر خطابه الگوی تجربی اضـافه‌شـده اسـت. از ایـن الگـوی

1.Quality of accounting information
2 .DeChow, P. M. and I. D. Dichev
3 .Dichev, D. and Tang ,W
4 .Kothari, S. and J. Zimmerman.

تجربی به‌عنوان شاخص کیفیت سود و مدیریت سود پرداخته می‌شود. برای محاسبه‌ی مقادیر خطا، رابطه شماره (۴) می‌بایست به تفکیک هر صنعت[1] و هرسال به این معنی است که اگر در پژوهش خود ۱۲ صنعت طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ (۶ سال) داشته باشد، الگوی مزبور را می‌بایست ۷۲ مرتبه (۱۲×۶) برآورد گردد. مکنیکولز[2] (۲۰۰۲) شاخص دیگری از طریق تعدیل الگوی دیچو و دیچف (۲۰۰۲) ارائه نمود که الگوی آن به شرح زیر است:

رابطه (۵): $TACC_t = \beta_0 + \beta_1 1/Asset_{t-1} + \beta_2 CFO_{t-1} + \beta_3 CFO_t + \beta_4 CFO_{t-1} + \beta_5 \Delta Sales_t + \beta_6 PPE_t + \varepsilon$

مک نیکولز دو متغیر کنترلی به الگوی قبل اضافه نمود. لذا در این رابطه داریم:

$\Delta Salas_t$: تغییرات فروش در سال جاری نسبت به سال قبل و PPE_t: بیانگر جمع دارایی‌های ثابت (اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات) هست. همه‌ی متغیرهای موجود در الگوی تجربی بر جمع کل دارایی‌های ابتدای سال تقسیم می‌شوند. مقادیر مدیریت سود برابر با باقی‌مانده‌های حاصل از تخمین الگوی مزبور در سطح مقطعی داده‌ها و به تفکیک هر صنعت و در هرسال خواهد بود (بنی مهد و همکاران،۱۳۹۵).

الگوی جونز:

نخستین الگوی تجربی برآورد اقلام تعهدی اختیاری توسط جونز[3] (۱۹۹۱) ارائه شد. الگوی مزبور به‌صورت زیر مطرح شد:

رابطه (۶): $TACC_t / A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 1/A_{t-1} + \beta_2 \Delta REV_t / A_{t-1} + \beta_3 PPE_t / A_{t-1} + \varepsilon$

در این رابطه داریم:

$(TACC_t)$: بیانگر کل اقلام تعهدی، $(1/A_{t-1})$ بیانگر تقسیم عدد ۱ بر جمع کل دارایی‌های ابتدای سال، (ΔREV_t) تغییرات کل درآمد فروش سال جاری نسبت به سال قبل و (PPE_t) بیانگر جمع دارایی‌های ثابت (اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات) به‌صورت ناخالص (قبل از کسر استهلاک انباشته) هست. ε_t: نیز نشان‌دهنده‌ی مقادیر خطای الگوی تجربی است. البته جونز معتقد بود که اقلام تعهدی غیر اختیاری(NDA_t) را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

رابطه (۷): $NDA_t = \beta_1 1/TA_{t-1} = \beta_2 \Delta REV_t + \beta_3 PPE_t$

از سوی دیگر، اقلام تعهدی اختیاری (DA_t) برابر است با:

رابطه (۸): $DA_t = TACC_t - NDA_t = \varepsilon$

بنابراین، (DA_t): اقلام تعهدی اختیاری، (E_t): همان مقادیر خطای الگوی است. مقادیر خطا یا باقی‌مانده‌های حاصل از تخمین الگوی تجربی بیانگر اقلام تعهدی غیرعادی بوده که همان اقلام تعهدی اختیاری می‌باشند. جونز اقلام تعهدی کل را به روش ترازنامه‌ای از طریق رابطه‌ی شماره‌ی (۶-۳) محاسبه کرده است.

رابطه (۹): $TACC = (\Delta CA - \Delta Cash) - (\Delta CL - \Delta STD)$

در این رابطه داریم: $(TACC_t)$ بیانگر کل اقلام تعهدی، (ΔCA_t) بیانگر تغییرات دارایی‌های جاری در سال جاری نسبت به سال قبل $(CA_t - CA_{t-1})$,$\Delta Cash$: بیانگر تغییرات مانده‌ی وجه نقد در سال جاری نسبت به سال قبل، ΔCL: بیانگر تغییرات بدهی‌های جاری در سال جاری نسبت به سال قبل وΔSTD: بیانگر تغییرات حصه‌ی (بخش) جاری بدهی‌های بلندمدت در سال جاری نسبت به سال قبل است (بنی مهد و همکاران،۱۳۹۵).

الگوی تعدیل‌شده‌ی جونز:

الگوی جونز توسط دچو، اسلون و سوئینی[4] (۱۹۹۵) با اضافه شدن یک متغیر اصلاح و به‌صورت زیر ارائه شد:

رابطه (۱۰): $TACC_t = \beta_0 + \beta_1 1/TA_{t-1} + \beta_2 (\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \beta_3 PPE_t + \varepsilon$

در این رابطه داریم:

(ΔREC_t): نشان دهنده‌ی تغییرات حساب‌ها و اسناد دریافتی سال جاری نسبت به سال قبل هست. با کسر نمودن تغییرات حساب‌های دریافتی از تغییرات درآمد فروش$(\Delta REV_t - \Delta REC_t)$، متغیر جدید حاصل‌شده معادل تغییرات در درآمدهای فروش نقدی است. براساس مبانی نظری در الگوی دچو و همکاران (۱۹۹۵) بیان شد الگوی تجربی که جونز متغیرکل درآمدها (REV_t) غیر اختیاری فرض شده است؛ زیرا بخش غیر اختیاری اقلام تعهدی را با تغییرات درآمدها و دارایی‌های ثابت$(\Delta REV_t - PPE_t)$ نشان داده است. درحالی‌که بخش زیادی از درآمدهای غیر نقدی اختیاری می‌باشند. لذا، از عبارات$(\Delta REV_t - \Delta REC_t)$

1 .Industry
2.McNichols, M. F
3.Jones
4.Dechow P.M. R.G.Sloan, A.P.Sweeney

به‌جای(ΔREV_t) استفاده کردند تا بخش غیر اختیاری اقلام تعهدی به شکل دقیق‌تری محاسبه شود. با این کار، مقادیر خطای الگوی تجربی به‌صورت بهتری اقلام تعهدی اختیاری را نشان خواهد داد(بنی مهد و همکاران،۱۳۹۵).

الگوی کازینک:

الگوی کازینک[1] (۱۹۹۹) بر مبنای الگوی جونز، به‌صورت زیر ارائه‌شده است:

رابطه (۱۱): $$TACC_t = \beta_0 + \beta_1 1/TA_{t-1} + \beta_2(\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \beta_3 PPE_t + \beta_4 \Delta CFO_t + \varepsilon$$

در این رابطه داریم:

ΔCFO_t نشان‌دهنده‌ی تغییرات در جریان نقد عملیاتی نقد عملیاتی در سال جاری نسبت به سال قبل هست. کازینک متغیر جریان نقد عملیاتی را به‌عنوان متغیر کنترلی به الگوی تجربی اضافه نمود. دچو و همکاران (۱۹۹۵) همانند سایر پژوهش گران، به رابطه‌ای منفی میان جریان نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی دست یافتند. کانزیک به‌منظور توضیح رابطه‌ی منفی اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی، متغیر تغییرات جریان نقد عملیاتی را به‌عنوان یک متغیر کنترلی به الگوی جونز تعدیل‌شده اضافه نمود (بنی مهد و همکاران،۱۳۹۵).

الگوی کوتاری و همکاران:

الگوی دیگری توسط کوتاری، لیون و ویزلی[2] (۲۰۰۵) معروف به الگوی عملکرد به‌صورت زیر ارائه‌شده است:

رابطه (۱۲): $$TACC_t = \beta_0 + \beta_1 1/TA_{t-1} + \beta_2(\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \beta_3 PPE_t + \beta_4 RoA_t + \varepsilon$$

در این رابطه داریم:

(ΔROA_t): نشان‌دهنده‌ی نرخ بازده دارایی‌ها (نسبت سود خالص به جمع کل دارایی‌ها) هست. برای هماهنگ شدن با سایر متغیرهای الگوی، سود خالص(NI_t) بر جمع کل دارایی‌های ابتدای سال تقسیم می‌شود.

الگوی اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی یا اختیاری (DA) در غالب الگوی تورم‌زدایی شده:

نیکو مرام و همکاران (۱۳۸۸) به ترتیب برای الگوی جامع و ساده دی چاو و دیگران (۲۰۰۲) الگوی زیر را ارائه نمودند:

رابطه (۱۳): $$NDA = a + \beta_1(1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2 PPE + \beta_3 LagTA + \beta_4 GRSales + \beta_5 InfIndex + \varepsilon$$

رابطه (۱۴): $$NDA = a + \beta_1(1+k)(\Delta Sales - \Delta REC) + \beta_2 PPE + + \beta_3 InfIndex + \varepsilon$$

در این رابطه داریم: (ΔREC_t) : نشان دهنده‌ی تغییرات حساب‌ها و اسناد دریافتی سال جاری نسبت به سال قبل است. با کسر نمودن تغییرات حساب‌های دریافتی از تغییرات درآمد فروش(ΔREV_t - ΔREC_t)، متغیر جدیدحاصل‌شده معادل تغییرات در درآمدهای فروش نقدی است. کل درآمدهای(ΔREV_t) غیر اختیاری، تغییرات درآمدها و دارایی‌های ثابت(ΔREV_t - ΔPPE_t) و($INFIndex_t$): شاخص نرخ تورم است.

الگوی اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری کوتاری۳ (۲۰۰۵):

به‌منظور محاسبه اقلام تعهدی اختیاری وغیر اختیاری، از الگوی تجربی کوتاری استفاده‌شده است. اندازه‌گیری از الگوی کوتاری (۲۰۰۵) به‌منظور اقلام تعهدی اختیاری، منظور DA_2، به شرح زیر محاسبه می‌شود (کوتاری و همکاران ۲۰۰۵):

رابطه (۱۵): $$ACCR_{jt}/A_{jt-1} = \beta_1[1/A_{jt-1}] + \beta_2[(\Delta REV_{jt} + \Delta REC_{jt})/A_{jt-1}] + \beta_3[PPE_{jt}/A_{jt-1}] + \varepsilon_{jt}$$

باقیمانده از معادله (۱-۱۲)، DA_2 قبل از تعدیل برای عملکرد شرکت است. کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که اقلام تعهدی غیرعادی تعدیل نشده به میزان قابل‌توجهی در ارتباط با عملکرد شرکت است.

رابطه (۱۶): $$\frac{Acc_{it}}{A_{it-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{1}{A_{it-1}} + \beta_2 \frac{(\Delta Rev_{it} - \Delta Rec_{it})}{A_{it-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

الگویی کنترلی برای اندازه‌گیری دقت نامتقارن بودن اقلام تعهدی در شناخت سود و زیان اقتصادی بال و شیواکمار[4](۲۰۰۶):

الگویی که کنترلی است برای دقت نامتقارن بودن اقلام تعهدی در شناخت سود و زیان اقتصادی است. DA_1 بر اساس الگوی زیر برآورد می‌شود (بال و شیواکمار ۲۰۰۶):

1.Kasznik, R
2.Kothari, Leone and Wasley
3.Kothari, S.P, Loutskina Elena, and Valeri, Nikolaev
4.Ball, R. and L. Shivakumar

رابطه (۱۷):

$$ACCR_{jt}/A_{jt-1} = \beta_1[1/A_{jt-1}] + \beta_2[(\Delta REV_{jt} + \Delta REC_{jt})/A_{jt-1}] + \beta_3[PPE_{jt}/A_{jt-1}] + \beta_4[CFO_{jt}/A_{jt-1}] + \beta_5 DCFO_{jt}\beta_6[(CFO_{jt}/A_{jt-1}) * DCFO_{jt}] + \varepsilon_{jt}$$

$ACCR_{jt}$=کل اقلام تعهدی شرکت j، سال t، از تفاوت سود قبل از اقلام غیرمترقبه و جریان نقدی حاصل از عملیات به دست می‌آید. A_{jt1}= کل دارایی شرکت j، سال t-1، ΔREV_{jt}= تغییر درفروش خالص شرکت j، سال t، ΔREC_{jt} =تغییرات در مطالبات شرکت j، سال t، PPE_{jt}= ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت j، سال t، CFO_t =جریان‌های نقدی حاصل از عملیات شرکت j، سال t، $DCFO_{jt}$= یک متغیر دامی است، اگر CFO_t منفی باشد متغیر برابر ۱ است، در غیر این صورت برابر صفر است؛ و ε عبارت خطا است. اولین اندازه ما از اقلام تعهدی غیرعادی یا اختیاری، DA_1، تفاوت بین اقلام تعهدی واقعی و ارزش‌های اختیار شده اقلام تعهدی از روی معادله است.

الگوی‌های مبتنی بر کیفیت گزارشگری مالی:

این شاخص بر اساس الگوی‌های ژانگ و همکاران[1] (۲۰۱۵)، مدرس و همکاران (۱۳۸۷) به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

رابطه (۱۸): $TCA= a + B_1\ CFO_{t-1} + B_2\ CFO_t + B_3\ CFO_{t+1} + B_4\ REV_{i,t} + B_5\ PPE_{i,t} + E$

TCA:کل اقلام تعهدی شرکت در دوره جاری که برابر است با سود عملیاتی منهای جریان نقدی عملیاتی؛

CFO_{t-1} جریان نقد عملیاتی در دوره قبل؛

CFO_tجریان نقد عملیاتی در دوره جاری؛

CFO_{t+1} جریان نقد عملیاتی در دوره بعد؛

$REV_{i,t}$ تغییر در درآمد شرکت نسبت به دوره قبل؛

$PPE_{i,t}$ اموال و ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت در دوره جاری؛

E اقلام تعهدی غیرعادی یا اختیاری که معیاری بر کیفیت گزارشگری مالی است. بدین‌صورت که هر چه مقدار باقیمانده الگوی تجربی کمتر باشد کیفیت گزارشگری مالی بیشتر خواهد بود. به‌عبارت‌دیگر باقیمانده الگوی‌بالا نشان‌دهنده آن بخش از اقلام تعهدی (متغیر وابسته الگوی تجربی) است که تابعی از جریان نقد سه دوره شرکت و تغییرات درآمد، اموال و ماشین‌آلات و تجهیزات نیست.

F.R.Q.: عبارت است از کیفیت گزارشگری مالی که از حاصل‌ضرب قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری (باقیمانده الگوی ۲) در عدد منفی یک به دست می‌آید. باقیمانده‌های الگوی‌بالا نشان‌دهنده اقلام تعهدی غیرعادی یا اقلام تعهدی غیرمنتظره می‌باشند و ازآنجاکه اقلام تعهدی غیرعادی باکیفیت گزارشگری مالی رابطه معکوس دارند ازاین‌رو به پیروی از ژانگ و همکاران (۲۰۱۵)، مدرس و همکاران (۱۳۸۷) متغیر کیفیت گزارشگری مالی از حاصل‌ضرب قدر مطلق باقیمانده‌های الگوی مذکور (یعنی اقلام تعهدی غیرعادی) در عدد منفی یک به دست می‌آید.

۲-۶- پیشینه پژوهش

ستایش و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی، تأثیر کیفیت افشا بر نقدشوندگی و هزینه سرمایه سهام عادی جاری و آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌شود.یافته‌های بررسی ۱۰۵ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۷ بیانگر آن است که بین اندازه شرکت و نقدشوندگی جاری و آتی آن رابطه مثبت و معناداری وجود دارد، اما رابطه معناداری بین کیفیت افشا و نقدشوندگی جاری و آتی شرکت وجود ندارد. افزون بر این، رابطه منفی و معناداری بین کیفیت افشا و هزینه سرمایه سهام عادی جاری و آتی شرکت وجود دارد. با این وصف، شواهدی دال بر وجود رابطه معنادار بین اندازه شرکت و هزینه سرمایه سهام عادی جاری و آتی آن مشاهده نشد.

پورحیدری و باقری (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی اثر کیفیت اطلاعات مالی افشا شده توسط واحد تجاری بر هزینه سرمایه سهام عادی است. در راستای دستیابی به این هدف، معنادار بودن ارتباط بین کیفیت اطلاعات و هزینه سرمایه سهام عادی آزمون شده است. کیفیت اطلاعات مالی در این پژوهش شامل ویژگی‌های قابلیت اتکا، مربوط بودن و پایداری سودهای گزارش شده توسط شرکت و صحت، دقت و فراوانی پیش‌بینی‌های سود انجام شده توسط مدیریت می‌باشد. یافته‌های پژوهش نشان داده است که رابطه مثبت و معناداری بین کیفیت اطلاعات مالی افشا شده توسط واحد تجاری و هزینه سرمایه سهام عادی وجود دارد.

معرز قرباغ و دیدار (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی اثر مستقیم وغیر مستقیم (با حضور متغیر میانجی عدم تقارن اطلاعاتی) کیفیت سود برهزینه سرمایه پرداخته است. تحقیق حاضر از لحاظ هدف کاربردی بوده واز بعد روش شناسی از نوع تحقیقات همبستگی می باشد. یافته هایی تحقیق نشان می دهد که کیفیت سود برهزینه سرمایه تأثیر منفی دارد ولی تأثیر معنی دار کیفیت

I.Wang and et al

سود بر عدم تقارن اطلاعاتی تاکید نگردید از طرف دیگر معنی دار عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینه سرمایه نیز تایید نشد ضمنا نقش عدم تقارن اطلاعاتی به عنوان متغیر میانجی در رابطه بین کیفیت سود و هزینه سرمایه مورد تایید قرار نگرفت.

حاجیها و سبحانی (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و هزینه سرمایه در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. اطلاعات مورد نیاز برای این پژوهش از صورت های مالی ۹۱ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۹ جمع آوری شده است. بنابراین، می توانیم نتیجه بگیریم که کیفیت حسابرسی، باعث کاهش هزینه سرمایه شرکت های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می شود.

جوانی (۱۳۹۵) به بررسی ارتباط بین اجتناب مالیاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام پرداخت. برای این منظور اطلاعات مالی ۸۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ بررسی گردید. اجتناب مالیاتی با استفاده از سه متغیر نرخ مؤثر هزینه مالیات، نرخ مؤثر مالیات نقدی پرداختی و تفاوت دفتری مالیات اندازه‌گیری گردید. برای محاسبه هزینه حقوق صاحبان سهام نیز از الگوی تنزیل سود تقسیمی استفاده شد. نتایج تحقیق حاکی از آن بود که بین نرخ مؤثر هزینه مالیات و تفاوت دفتری مالیات با هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه معنادار و مثبتی وجود دارد و بین نرخ مؤثر مالیات نقدی پرداختی و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه معنادار و منفی وجود دارد.

بابایی و دیگران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر چرخه عمر شرکت بر هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته اند. برای سنجش هزینه حقوق صاحبان سهام از الگوی گوردون استفاده شد. برای بررسی تجربی این موضوع دادههای ۵۲۵ سال – شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سالهای ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ بررسی شد. یافته ها نشان داد که بین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری ، ریسک سیستماتیک و اهرم مالی با هزینه حقوق صاحبان سهام در مراحل چرخه عمر شرکت)رشد، بلوغ، افول(رابطه معناداری وجود ندارد اما بین احتمال ورشکستگی با هزینه حقوق صاحبان سهام در مراحل چرخه عمر شرکت(رشد، بلوغ، افول) رابطه معنادار وجود دارد.

ملکیان و دیگران (۱۳۹۵) تحقیقی با عنوان مطالعه رابطه بین مالکیت دولتی و نهادی با مسئولیت پذیری اجتماعی شرکت ها (شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران) انجام دادند. به منظور اندازه گیری شاخص مسئولیت پذیری اجتماعی آنان از روش پرسشنامه ای استفاده کرده اند. نتایج حاصل از پژوهش بیانگر آن بود که مالکیت دولتی رابطه مثبت معناداری با مسئولیت پذیری اجتماعی دارد. همچنین تمرکز مالکیت دولتی نقش مثبتی در افشای مسئولیت اجتماعی شرکت ها ایفا می کند. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی رابطه معناداری با مسئولیت اجتماعی ندارند.

پرنده (۱۳۹۵) در پایان نامه خود به بررسی نقش میانجی قدرت دولت بر رابطه بین رقابت در بازار محصول و هزینه حقوق صاحبان سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. جامعه آماری در پژوهش وی شرکت های بورس اوراق بهادار تهران بوده اند که اطلاعات ۱۴۰ شرکت در سال های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ به عنوان نمونه آماری استخراج و با کمک الگوی های رگرسیونی به روش پانل دیتا نشان داده شده که تأثیر رقابت بازار محصول بر هزینه حقوق صاحبان سهام با اطمینان ۰/۹۵ معنادار است و همچنین کاهش قدرت دولت باعث بهبود رقابت بازار محصول و در نتیجه کاهش هزینه حقوق صاحبان سهام می‌گردد.

رضایی و محمدپور (۱۳۹۶) تحقیقی با عنوان بررسی رابطه‌ی بین مسئولیت اجتماعی شرکت و هزینه سرمایه ضمنی انجام دادند. نمونه آماری شامل ۶۰ شرکت، در بازه زمانی ۹۴-۸۴ بود. نتایج حاکی از رابطه‌ی منفی و معناداری بین مسئولیت اجتماعی شرکت ها و هزینه سرمایه ضمنی آن‌ها بوده است.

هوگس و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی رابطه بین مفهوم هزینه حقوق صاحبان سهام و بازده مورد انتظار را بررسی کردند.آنها نشان دادند که مفهوم هزینه حقوق صاحبان سهام با بازده مورد انتظار تفاوت داشته و بطور متوسط بین بازده مورد انتظار و جریان وجوه نقد، رشد جریان وجوه نقد و اهرم مالی همبستگی وجود دارد. نتایج حاکی از وجود رابطه بین هزینه حقوق صاحبان سهام و میزان صرف ریسک بازار، رابطه بین هزینه سرمایه، رشد، اهرم مالی و ریسک ، پیش بینی بازده آتی و خصوصیات محیط اطلاعاتی شرکت‌ها بود

نازلی و غزالی (۲۰۱۶) در تحقیقی به بررسی رابطه بین هزینه حقوق صاحبان سهام و مسئولیت پذیری اجتماعی در شرکت های مالزی پرداختند. دوره زمانی تحقیق آنان از سال ۲۰۰۱ الی ۲۰۱۱ و تعداد نمونه آنان ۸۷ شرکت غیر مالی بوده است. نتایج تحقیق با استفاده از داده های پانل نشان داد, هزینه حقوق صاحبان سهام با مسئولیت پذیری اجتماعی رابطه معنادار دارد.

فریس و دیگران (۲۰۱۶) به بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی مدیریت بر هزینه حقوق صاحبان سهام پرداختند. برای آزمون فرضیه ها از اطلاعات شرکت های ۵۲ کشور در دوره زمانی ۱۹۹۹ الی ۲۰۱۲ استفاده کردند. نتایج آنان نشان داد که بین سرمایه اجتماعی و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه منفی معناداری وجود داشته و همچنین رابطه بین سرمایه اجتماعی مدیریت و هزینه حقوق صاحبان سهام در شرکت های با محدودیت های مالی و فرصت های رشد قوی‌تر می باشد.

گیتزمن (۲۰۱۶) با بررسی رابطه بین افشا و هزینه سرمایه شرکت‌های بورس اوراق بهادار لندن به این نتیجه رسیدند که بین

افشا و هزینه سرمایه رابطه‌ای منفی وجود دارد. البته، این رابطه فقط برای شرکت‌هایی معنادار است که سیاست‌های جسورانه حسابداری را اتخاذ می‌کنند.

ژانگ (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بین افشا و هزینه سرمایه شرکت‌های بازار سرمایه چین پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن است که بین افشا و هزینه سرمایه رابطه‌ای معکوس وجود دارد.

مصطفی و دیگران (۲۰۱۶) تحقیقی با عنوان چرخه عمر شرکت و هزینه حقوق صاحبان سهام انجام دادند. با استفاده از تعداد مشاهدات ۸۰۲۰ در دوره زمانی ۱۹۹۰ الی ۲۰۱۲ و استفاده از داده های پانل برای آزمون فرضیه ها، نتایج نشان داد که چرخه عمر شرکت در مراحل (افول، رشد و بلوغ) با هزینه حقوق صاحبان سهام ارتباط معنی دار دارد.

الیوا و دیگران (۲۰۱۷) تحقیقی با عنوان بررسی رابطه بین کیفیت سود و هزینه حقوق صاحبان سهام انجام دادند. برای اندازه گیری کیفیت سود از معیارهای اقلام تعهدی اختیاری سود، پایداری سود، پیش بینی پذیری سود و هموارسازی سود و برای اندازه گیری هزینه حقوق صاحبان سهام از مدل سه عاملی فاما فرنچ استفاده کردند. با استفاده از تعداد مشاهدات ۴۲۱۴ در دوره زمانی ۲۰۰۵ الی ۲۰۱۲ نشان دادند که معیارهای کفیت سود با هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه معناداری دارند.

ژو (۲۰۱۷) رابطه بین مسئولیت اجتماعی شرکت و هزینه حقوق صاحبان سهام، در شرکتهای دارای دعاوی مالیاتی را در بازه زمانی ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۴ مورد بررسی قرار داد. نتایج تحقیق حاکی از آن است که مسائل مالیاتی اظهار شده به وسیله شاخص نظارت اجتماعی با هزینه سهام عادی بالا ارتباط دارد. شرکت‌ها با افزایش امتیاز عملکرد اجتماعی خود از طریق کاهش دعاوی مالیاتی با دولت، میتوانند هزینه سهام عادی خود را کاهش دهند.

سنگوپتا (۲۰۱۷) به بررسی تأثیر کیفیت افشا بر هزینه بدهی در شرکت‌های آمریکایی پرداخت. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که شرکت‌های با کیفیت افشای بالا، هزینه بدهی پایین‌تری دارند. افزون بر این، در موقعیت‌هایی که عدم قطعیت بازار راجع به شرکت بیشتر است، اهمیت نسبی افشا بیشتر است.

باتاسن (۲۰۱۷) به بررسی رابطه بین میزان افشا و هزینه سرمایه شرکت‌های آمریکایی پرداخت. نتایج حاکی از آن است که برای شرکت‌هایی که پی‌گیری تحلیلگران در آن‌ها پایین است، افزایش افشا باعث کاهش هزینه سرمایه می‌شود، اما برای شرکت‌هایی که پی‌گیری تحلیلگران در آن‌ها بالاست، شواهدی مبنی بر وجود رابطه بین میزان افشا و هزینه سرمایه یافت نشد.

دیاموند و ورچیا (۲۰۱۸) به بررسی رابطه بین افشا، نقدشوندگی و هزینه سرمایه شرکت‌های آمریکایی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که افشای اطلاعات عمومی برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، می‌تواند از طریق جذب تقاضای فزاینده سرمایه‌گذاران بزرگ برای افزایش نقدشوندگی سهام، هزینه سرمایه شرکت را کاهش دهد.

تی سانگ هسیه و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکتهای پذیرفته شده در تایوان در سال های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷ برای ۶۴ شرکت، انجام گرفته است. تجزیه و تحلیل به روش اقتصادسنجی انجام گرفت نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که مالکیت نهادی اثر معناداری بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در تایوان وجود دارد.

۳-روش شناسی پژوهش

از منظر هدف کاربردی بشمار می‌آید و همچنین از منظر روش توصیفی- همبستگی و از منظر شیوه‌های گردآوری اطلاعات شبه تجربی- پس رویدادی است. جامعه آماری پژوهش حاضر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهاداز تهران بوده که به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند. به طوریکه که تعداد آنها ۸۳۲ مورد بوده است که از این تعداد ۲۵۷ مورد فرابورسی و مابقی بورسی بودند.

جدول (۱): انتخاب نمونه آماری

تعداد شرکت های پذیرفته شده در بورس و فرابورس	۸۳۲
تعداد شرکت های فرابورسی	۲۵۷
تعداد شرکت هایی که در دوره زمانی فعال نبوده اند	۱۴۶
شرکت هایی که پایان سال مالی انتهای اسفند نبوده و تغییر دوره داده اند	۱۳۲
شرکت های واسطه گری مالی	۸۹
توقف عملیاتی بیشتر از شش ماه	۲۴
عدم دسترسی به داده ها	۵۶
باقی مانده	۱۲۸

روش گردآوری اطلاعات و تجزیه و تحلیل داده ها همان روش کتابخانه‌ای و مطالعات اسنادی و جمع آوری داده‌ها هم مراجعه

به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی شرکت‌های منتخب و مراجعه به سایت کدال بوده است. تجزیه و تحلیل نهایی داده ها هم با نرم افزارهای Eviews و Stata انجام شده است.

متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه گیری آنها

متغیر وابسته

هزینه سرمایه از نظر مفهومی در ارتباط با بازده مورد انتظار تعریف می شود؛ به عبارت دیگر، هزینه سرمایه به حداقل نرخ بازده قابل قبول برای سرمایه گذاری جدید گفته می‌شود. اگر نرخ بازده سرمایه گذاری شرکت از هزینه سرمایه آن بیشتر باشد وبدون بالا رفتن در جه ریسک، میزان بازده افزایش یابد ارزش شرکت افزایش خواهد یافت، هزینه سرمایه، میانگین موزون هزینه منابع تامین شده از محل بدهی‌ها وحقوق صاحبان سهام است(استیرر و اسکرودر، ۲۰۱۰). در این پژوهش برای اندازه گیری آن به روش زیر عمل می‌کنیم.

رابطه (۱۹): $K_e = D_1 \div P_0 + G_t$

در رابطه فوق: G_t: نرخ رشد سود تقسیمی، Ke : معرف نرخ بازده مورد انتظار سهامداران، D : سود سهام مورد انتظار سال آتی، P : قیمت سهام در ابتدای سال، نرخ رشد مورد انتظار برای محاسبه سود سهام مورد انتظار، سود پیش بینی شده هر سهم ملاک عمل قرار گرفته و سپس سود سهام مورد انتظار بر اساس میانگین نسبت سود تقسیمی به کل سود در یک دوره سه ساله به شرح زیر اندازه‌گیری می‌شود.

رابطه (۲۰): $PDPS_t = PEPS_t \times D_t$

D_t: مجموع سود خالص سه سال اخیر / مجموع سود تقسیمی سه سال اخیر.

$PDPS_t$: سود سهام مورد انتظار.

$PEPS_t$: سود پیش بینی شده هر سهم.

متغیر مستقل: کیفیت اطلاعات حسابداری[1]

معیار در نظر گرفته شده برای کیفیت اطلاعات حسابداری، کیفیت سود از طریق اقلام تعهدی واجزای تشکیل دهنده آن است. برای سنجش کیفیت سود از الگوی دچو و دیچو(۲۰۰۲) میزان تطابق اقلام تعهدی را با جریان های نقدی گذشته، حال و آینده نشان می دهد. خطای اندازه گیری اقلام تعهدی می تواند به صورت بالقوه توانایی اقلام تعهدی را در پیش بینی جریان های نقدی عملیاتی آتی و یا بالعکس جریان های نقدی عملیاتی گذشته و حال تحریف نماید. در این تحقیق الگوی دچو و دیچو(۲۰۰۲) که توسط مک نیکولاس(۲۰۰۲) تعدیل شده می باشد، برای اندازه گیری کیفیت گزارشگری مالی از رابطه (۲۱) استفاده خواهد شد.

$$CACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta SALE_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه (۲۱):

که در آن:**CACC** : اقلام تعهدی جاری، **CFO**: جریان نقدی عملیاتی، **SALE**Δ : تغییرات فروش، **PPE** : بهای تمام شده دارایی های ثابت مشهود و **ε** : خطای برآورد الگوی تجربی است.

باقیمانده معادله بیانگر اشتباهات برآوردی در اقلام تعهدی جاری است که هیچ رابطه ایی با جریان نقد عملیاتی ندارد ونمی توان از طریق تغییر در درآمد وسطح**PPE** تعریف کرد. براساس کار چن وهمکاران(۲۰۱۱) از قدر مطلق باقیمانده به عنوان نماینده کیفیت سود استفاده می شود. ارزش مطلق دچو ودیچو(۲۰۰۲) در منفی یک ضرب می شود وبنابراین، ارزش بالاتر **DD** بیانگر کیفیت سود بالاتر است.

متغیر تعدیل گر: مالکیت سرمایه گذاران نهادی[2] (INST)

یکی از ساز و کارهای موثر حاکمیت شرکتی که دارای اهمیت فزاینده‌ای است، ظهور سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان مالکان شرکت‌ها بوده است. طبق نظر گیلان و استارکس (۲۰۰۳)، مالکان نهادی در شکل‌گیری بسیاری از تغییرات در سیستم‌های حاکمیت شرکتی نقشی اساسی دارند. همچنین، بر اساس نظر ولوری[3] و جنکینز[4](۲۰۰۶)، این امر از فعالیت‌های نظارتی سرچشمه می‌گیرد؛ فعالیت‌هایی که مالکان با توجه به تئوری نمایندگی[4] برای نظارت بر مدیریت انجام می‌دهند؛ که مالکیت نهادی از طریق رابطه ذیل بدست خواهد آمد. تعداد سهام در دست سهامداران نهادی تقسیم بر تعداد کل سهام شرکت، برای استخراج این متغیر از

1. Quality of accounting information
2 .Ownership of institutional investors
3. Velury
4. Jenkins

یادداشت‌های پیوست صورت‌های مالی استفاده می شود.

رابطه (۲۲): $\text{مالکیت نهادی} = \frac{\text{تعداد سهام در دست سهامداران نهادی}}{\text{تعداد کل سهام شرکت}}$

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی که می توانند به صورت بالقوه، بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را تحت تأثیر قرار دهند، به شرح زیر می باشند:

اندازه شرکت[1]

هر چه اندازه شرکت بزرگ تر باشد، شرکت از اعتبار بیشتری برخوردار خواهد بود.(ثقفی و بولو، ۱۳۸۸).در این پژوهش ازلگاریتم طبیعی فروش خالص شرکت برای سنجش اندازه شرکت استفاده می گردد:

رابطه (۲۳): $Size_{i,t} = \text{Log } S_{i,t}$

که در آن: $Size_{i,t}$ **:** اندازه شرکت i در سال t و $S_{i,t}$: خالص فروش شرکت i در سال t می باشد(تی سانگ[2]،۲۰۱۹).

اهرم مالی

در این تحقیق، اهرم مالی از طریق تقسیم مجموع بدهی به مجموع دارایی های شرکت و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۲۴): $LEV_{i,t} = \frac{TD_{i,t}}{TA_{i,t}}$

به طوری که در آن: $LEV_{i,t}$:اهرم مالی شرکت i در سال t ؛ $T_{,t}$: مجموع بدهی های شرکت iدر سال t و $TA_{i,t}$: جمع دارایی های شرکت i در سال t می باشد(تی سانگ[3]،۲۰۱۹).

فرصت های رشد[4]

فرناندو و همکاران(۲۰۱۰) بر این باورند که شرکت های با فرصت های رشد بالاتر، ریسک بیشتری نیز دارند.در این مطالعه از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، برای سنجش فرصت های رشد شرکت استفاده می گردد که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۲۵): $GWTH_{i,t} = \frac{MV_{i,t}}{BV_{i,t}}$

که در آن: $GWTH_{i,t}$: بی گر، فرصت‌های رشد شرکت i در سال t ؛ $MV_{i,t}$: بیانگر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در س t و همچنین، $BV_{i,t}$: بیانگر، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t م باشد(تی سانگ[5]،۲۰۱۹).

الگوی مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌ها

در این پژوهش به منظور آزمون فرضیه‌های تحقیق از الگوی تسانگ وهمکاران (۲۰۱۹) استفاده شده است. مشخصات الگوی مزبور به شرح رابطه (۲۶) می باشد:

رابطه (۲۶):

$$Ke_{it} = \beta_0 + \beta_1 CACC_{it} + \beta_2 INST_{it} + \beta_3 (CACC_{it} * INST_{it}) + \beta_4 GWTH_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در الگوی فوق: Ke : هزینه سرمایه ، $CACC$: اقلام تعهدی(کیفیت اطلاعات حسابداری)، $INST$ **:** مالکیت نهادی ، $GWTH$**:** صت رشد، LEV**:** اهرم مالی، $SIZE$**:** اندازه شرکت، $\varepsilon_{i,t}$: جزء خطای وی رگ یون می‌باشد.

روش آماری

در مرحله نخست در بخش آمار توصیفی پارامترهای شرکت‌های نمونه شامل شاخص‌های مرکزی و پراکندگی ارائه شد. سپس ماتریس همبستگی به منظور بیان روابط بین متغیرهای پژوهش ارائه شد؛سپس از آزمون آزمون ایم پساران شین به منظور بررسی پایایی متغیرهای پژوهش استفاده شد؛ در مرحله بعدی از آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) برای بررسی ناهمسانی واریانس استفاده شد؛ سپس از آزمون جارک- برا جهت بررسی نومال بودن توزیع اجزای اخلال الگوی بهره گرفته شد؛ در مرحله بعد از آزمون Xtserial به منظور آزمون خودهبستگی بین اجزای اخلال الگوی استفاده گردیدو در بخش نهایی برای انتخاب روش ترکیبی[6] یا

1 .size of the company
2.Tsung
3.Tsung
4 .Growth opportunities
5.Tsung
6.Pooling

تلفیقی[1] از آزمون F (لیمر) استفاده شده است. همچین، برای انتخاب بین الگوی اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن نیز در مرحله بعدی مورد استفاده قرار گرفته سات و در نهایت آنالیز نهایی الگوی تجربی انجام گرفت.

۴- تجزیه وتحلیل داده ها

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل‌های انجام شده بر مبنای طرح پژوهش در این قسمت ارائه می‌شود. با بهره‌گیری از تکنیک-های آماری مناسب که با روش تحقیق و نوع متغیرها سازگاری دارند، داده‌های جمع‌آوری شده دسته‌بندی، تجزیه و تحلیل و در نهایت فرضیه تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرد.

۴-۱- آمار توصیفی

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها، همچنین برآورد الگوی تجربی و تجزیه و تحلیل دقیق آنها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. آمار توصیفی به محاسبه پارامترهای جامعه می‌پردازد و شامل شاخص‌های مرکزی وپراکندگی جامعه و غیره می‌باشد. در جدول شماره (۲) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش شامل میانگین، بیشینه، کمینه، انحراف معیار آورده شده است. میانگین کیفیت اطلاعات حسابداری ۱۲ درصد می‌باشد. برای اندازه گیری کیفیت اطلاعات حسابداری از الگوی دیچو وهمکاران (۱۹۹۵) استفاده شد که بر مجموع دارایی ها تقسیم شده است. در نتیجه می‌توان بیان داشت که کیفیت اطلاعات حسابداری ۱۲ درصد از مجموع دارایی های اول سال می باشد. هزینه سرمایه دارای مقدار میانگین ۶ درصد بوده است. همچنین مالکیت نهادی ۵۹ درصد می باشد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرها

شرح	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
هزینه سرمایه	./۰۶۱	./۰۵۶	./۲۲۴	۰,۰۱۲	./۰۴۱
کیفیت اطلاعات حسابداری	./۱۲۷	./۰۹۷	./۴۵۱	./۰۰۰۳	./۱۰۵
مالکیت نهادی	./۵۹۵	./۷۰۴	۱,۰۰۰	۰,۰۰۰	./۳۱۴
اندازه شرکت	۱۳/۷۹۲	۱۳/۷۱۹	۱۹/۳۶۷	۹/۸۰۳	۱/۴۰۶
اهرم مالی	./۶۴۲	./۶۴۱	۲/۲۲۴	./۱۴۶	./۲۱۹
فرصت رشد	۲/۳۴۳	۱/۹۷۷	۴۰/۴۲۱	-۵۳/۲۱۷	۴/۳۳۱
تعداد مشاهدات	۷۶۸	۷۶۸	۷۶۸	۷۶۸	۷۶۸

۴-۲- ماتریس همبستگی پیرسون

جدول (۳) ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می دهد. نتایج نشان می‌دهد که بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه همبستگی حدود ۲ درصد وجود دارد و با توجه به ضریب منفی می‌توان بیان داشت که افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری منجر به کاهش هزینه سرمایه می‌شود.

جدول (۳): ضریب همبستگی بین متغیرها

شرح	هزینه سرمایه	کیفیت اطلاعات حسابداری	مالکیت نهادی	اندازه شرکت	اهرم مالی	فرصت رشد
هزینه سرمایه	۱					
کیفیت اطلاعات حسابداری	-./۰۲۵*	۱				
مالکیت نهادی	-./۰۹۵*	./۰۱۹	۱			
اندازه شرکت	./۰۰۴	./۰۰۵	*./۲۴۴	۱		
اهرم مالی	./۰۳۸	./۰۶۲	*./۱۷۸	*./۱۴۶	۱	
فرصت رشد	*./۰۹۰	./۰۴۷	./۰۰۶	-./۰۶۵	-./۰۷۹*	۱

* معنادار در سطح خطای ۵ درصد مأخذ: محاسبات محقق

1.Panel

٤-٣- آزمون پایایی متغیرها

قبل از تجزیه‌وتحلیل و آزمون فرضیه‌ها پایایی متغیرهای پژوهش موردبررسی قرارگرفته است. پایایی متغیرهای پژوهش به این معنا است که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. درنتیجه استفاده از این متغیرها در الگو، باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. بدین منظور از آزمون ایم پساران شین استفاده‌شده است که نتایج آن در نگاره زیر ارائه‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که سطح احتمال تمامی متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده و بنابراین تمامی متغیرهای پژوهش در دوره مورد بررسی در سطح پایا هستند.

جدول ٤- آزمون پایایی متغیرها

شرح	ایم پساران شین	
	آماره	احتمال
هزینه سرمایه	-۱۱/۴۵۴	./۰۰۰
کیفیت اطلاعات حسابداری	-۲۶/۱۷۳	./۰۰۰
مالکیت نهادی	-۷/۵۹۹	./۰۰۰
اندازه شرکت	-۸/۸۲۱	./۰۰۰
اهرم مالی	-۱۳/۱۷۱	./۰۰۰
فرصت رشد	-۲۴/۲۵۲	./۰۰۰

مأخذ: محاسبات محقق

۴-۴- آزمون ناهمسانی واریانس

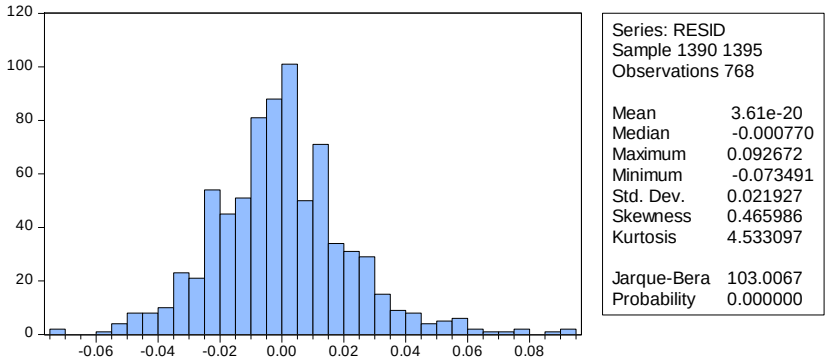
به منظور بررسی ناهمسانی واریانس در این پژوهش از آزمون نسبت درستنمایی (LR) استفاده شده است. بنابر نتایج حاصل از این آزمون که در جدول شماره (۵) آورده شده است، در الگوی پژوهش مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد (زیرا احتمال یا p-value محاسبه شده کمتر از ۰,۰۵ است). به منظور رفع این مشکل، از روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) استفاده شد.

جدول (۵): آزمون ناهمسانی واریانس

فرضیه صفر (H_0)	آماره خی دو	p-value	نتیجه آزمون
واریانس‌ها همسانند	۳/۵۲۵	۰,۰۰۱۹	H_0 رد می‌شود (همسانی واریانس وجود ندارد)

۴-۵- آزمون نرمال بودن توزیع اجزای اخلال

فرض بر این است که جمله اخلال به نحوی است که پراکندگی آن در مجاورت میانگین حداکثر است و هرچه از میانگین دورتر شویم پراکندگی در سمت راست و چپ آن به یک نسبت کاهش می یابد. این فرض به خصوص وقتی که حجم نمونه بزرگ باشد، معقول است. در صورت نقض این فرض، آزمون فرضیه و ساختن فاصله اطمینان در مورد پارامترهای رگرسیون به شیوه متداول از درجه اعتبار ساقط است. تعیین نرمالیتی توزیع اجزای اخلال الگوی تجربی با استفاده از شیوه‌های متعددی امکان پذیر است. در این مطالعه از آزمون جارک- برا استفاده شده که فرضیه صفر این آزمون، بر نرمال بودن توزیع خطاها دلالت دارد. همان‌گونه که در نمودار (۱) ملاحظه می‌شود، از آنجا که مقدار احتمال آماره مزبور برای الگوی پژوهش (۰/۰۰۰) کمتر از ۵ درصد است، لذا فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع جزء اخلال رد شده و می‌توان بیان نمود که اجزای اخلال الگوی تجربی از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند. با این وجود، بر اساس قضیه حد مرکزی زمانی که اندازه نمونه به میزان کافی بزرگ باشد (بیشتر از۳۰ مشاهده)، انحراف از فرض نرمال بودن بی اهمیت و پیامدهای آن ناچیز بوده و آماره‌های آزمون از توزیع مناسبی پیروی خواهند نمود(افلاطونی و نیکبخت،۱۳۸۹).



نمودار(۱):-نتایج آزمون نرمال بودن توزیع اجزای اخلال در الگوی پژوهش

۴-۶- آزمون خودهبستگی بین اجزای اخلال الگوی تجربی پژوهش

فرض مهم در الگوی رگرسیون خطی کلاسیک این است که متغیر وابسته یا جملات خطا، به طور نرمال توزیع شده باشند . با در نظر گرفتن این فرض، برآوردکننده ها نیز به طور نرمال توزیع می شوند . با توجه به نقش قطعی آزمون های تشخیص در تجزیه و تحلیل نتایج، انجام آزمون هایی به منظور تائید فرض نرمال بودن از اهمیت زیادی برخوردار است. برای کشف خودهمبستگی یکی از آزمون های موجود، آزمون Xtserial می باشد. این آزمون توسط ولدریج ارائه شده و مزیت آن در مقایسه با آزمون دوربین واتسون این است که در آن علاوه بر خودهمبستگی مرتبه اول، انواع دیگر خودهمبستگی قابل تشخیص است و در مواقعی که داده ها از نوع ترکیبی باشند، این آزمون نیز قابل استفاده است. در جدول (۶) نتایج آزمون خودهمبستگی برای آزمون الگوی تجربی در هر فرضیه آمده است. با توجه به اینکه P-Value مندرج در جدول (۶)، برای فرضیه پژوهش، کمتر از سطح معنی دار ۵٪ است، الگوی تجربی در این فرضیه‌ها دارای خودهمبستگی می باشد. به منظور رفع این مشکل، از روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) استفاده شد.

جدول (٦): نتایج آزمون نرمال بودن توزیع اجزای اخلال در الگوی تجربی پژوهش

الگوی تجربی پژوهش	Wooldridge Test		
	آمارهF	احتمال آماره	نتیجه
اول	۱۸/۸۵۱	۰,۰۰۰۰	خودهمبستگی

مأخذ: محاسبات محقق

۴-۷- تعیین داده های ترکیبی

در پژوهش حاضر، الگوی‌های همانطور که در بخش روش‌شناسی پژوهش به آن اشاره شده است با استفاده از داده‌های ترکیبی (سال – شرکت) مربوط به ۱۲۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تخمین زده می‌شود. بنابراین، مطابق آنچه در بخش روش‌شناسی پژوهش بیان شد، پیش از تخمین مدل با استفاده از داده‌های ترکیبی، باید در مورد روش مناسب به‌کارگیری این گونه داده‌ها در تخمین، تصمیم‌گیری نمود. ابتدا باید مشخص شود که اصولاً نیازی به در نظر گرفتن ساختار پانل داده‌ها (تفاوت‌ها یا اثرات خاص شرکت) وجود دارد یا اینکه می‌توان داده‌های مربوط به شرکت‌های مختلف را ادغام کرد و از آن در تخمین مدل استفاده نمود. در تخمین‌های تک معادله‌ای، برای اخذ تصمیم اخیر از آماره آزمون F (لیمر) استفاده می‌شود.

بنابراین، براساس نتایج این آزمون، درباره رد یا پذیرش فرضیه برابری آثار ثابت خاص شرکت‌ها و در نهایت درباره انتخاب روش کلاسیک یا روش داده‌های پانل تصمیم‌گیری می‌شود. به طور کلی، در جدول(۷) نتایج آزمون چاو (آماره F) که مربوط به فرضیه و مدل پژوهش یاد شده بوده ارایه شده است. نتایج نشان می‌دهد که باید از روش داده هایی پانل استفاده گردد. لذا ، برای تعیین و انتخاب مدل از بین الگوهای اثرات ثابت و تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

جدول (۷): نتایج آزمون F (لیمر) برای انتخاب روش ترکیبی (Pooling) یا تلفیقی (Panel)

فرضیه صفر (H_0)	آماره	درجه آزادی	p-value	نتیجه آزمون
اثرات خاص شرکت معنی‌دار نیستند (روش Pooling مناسب است)	۱۲/۶۰۷	۱۲۷	۰,۰۰۰۰	H_0 رد می‌شود (روش داده‌های پانل انتخاب می‌شود)

مأخذ: محاسبات محقق

۴-۸- آزمون هاسمن

همان‌طور که در قسمت بالا اشاره شد، با ستفاده از نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب الگوی اثرات تصادفی یا الگوی اثرات ثابت استفاده می‌شود. به طور کلی، نتایج آزمون هاسمن در جدول (۸) ارایه شده است؛ بنابراین، این آزمون نتایج نشان می‌دهد که باید از روش اثرات ثابت برای برآورد الگوی تجربی نهایی پژوهش استفاده گردد.

جدول (۸): نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

آماره	درجه آزادی	*p-value*	نتیجه آزمون
۲۳/۷۶۴	۸	./۰۰۰۶	H_0 رد می‌شود

۴-۹- آزمون مدل و فرضیه پژوهش

۴-۹-۱- آزمون دوربین واتسون

یکی از مشکلات معمول در یک الگوی رگرسیون، وجود همبستگی بین جملات پسماند است. خودهمبستگی نقض یکی از فرض‌های استاندارد الگوی رگرسیون می‌باشد. به این ترتیب ویژگی‌های بهترین برآوردکننده خطی بدون تورش خدشه‌دار می‌شود و در نتیجه استنباط آماری قابل اعتماد نخواهد بود. آماره دوربین واتسون برای بررسی خطای تصریح در مدل استفاده می‌شود؛ به عبارت دیگر، اگر باقیمانده‌های رگرسیون، الگوی سیستماتیک و قابل توجهی از خود نشان دهند، خطای تصریح وجود خواهد داشت. به طور ساده، این همبستگی منعکس کننده این واقعیت است که بعضی از متغیرها که متعلق به مدل واقعی هستند، در اخلال قرار گرفته‌اند که باید از آن خارج شده و به عنوان یک متغیر توضیحی صحیح وارد مدل شوند. بطور کلی اگر این آماره در بازده ۱٫۵- ۲٫۵ قرار داشته باشد می‌توان گفت مشکل خودهمبستگی بین جملات خطا مشاهده نمی‌شود. آماره دوربین واتسون پس از برآورد ضرایب، مقدار ۱٫۶۴۱ را نشان می‌دهد که به معنی عدم وجود همبستگی پیاپی در جزء اخلال می‌باشد. نتیجتاً مشکل خودهمبستگی سریالی در این فرضیه مشاهده نمی‌شود.

۴-۹-۲- آماره F فیشر

قبل از آزمون فرضیه پژوهش براساس نتایج به دست آمده، باید از صحت نتایج اطمینان حاصل نمود. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردید. با توجه به مقدار سطح معنی‌داری بدست آمده برای آماره F به میزان (۰٫۰۰۰۰) می‌توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است.

۴-۹-۳- ضریب تعیین (R^2)

با توجه به ضرایب تعیین مدل‌های برازش شده می‌توان ادعا نمود، حدود ۸۷ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

۴-۹-۴- تعیین وجود چند هم خطی

هم‌خطی وضعیتی است که نشان می‌دهد یک متغیر مستقل تابعی خطی از سایر متغیرهای مستقل است. اگر هم‌خطی در یک معادله رگرسیون بالا باشد بدین معنی است که بین متغیرهای مستقل همبستگی بالایی وجود دارد و این موضوع ممکن است با وجود بالا بودن R^2، مدل دارای اعتبار بالایی برخوردار نباشد؛ بنابراین، با توجه به نتایج مربوط به این آزمون که در ستون آخر جدول (۹) گزارش شده است، می توان گفت که مقدار VIF برای کلیه متغیرهای مستقل کمتر از ۱۰ (VIF<۱۰) می‌باشد. ازاین‌رو، بین متغیرهای مستقل رابطه هم‌خطی وجود ندارد و الگوی تجربی برازش شده نیز دارای اعتبار می‌باشد.

جدول (۹): خلاصه نتایج آماری آزمون الگوی تجربی و فرضیه پژوهش

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آزمون تی	سطح معناداری	VIF
عرض از مبدا	-./۰۹۲	./۰۲۲	-۴/۰۲۱	/۰۰۰۱	-
کیفیت اطلاعات حسابداری	-./۰۳۲	./۰۱۱	-۲/۸۵۹	./۰۰۴۴	۴/۹۴۴
مالکیت نهادی	-./۰۰۴	./۰۰۶	-./۸۱۳	./۴۱۶۰	۲/۵۴۶
کیفیت اطلاعات حسابداری*مالکیت نهادی	./۰۴۲	./۰۱۶	۲/۶۵۲	./۰۰۸۲	۶/۵۰۲
اندازه شرکت	./۰۱۱	./۰۰۱	۷/۳۳۱	./۰۰۰۰	۱/۰۸۰
اهرم مالی	./۰۰۸	./۰۰۴	۱/۹۱۵	./۰۵۵۹	۱/۰۵۶
فرصت رشد	-۳/۹۷	./۰۰۰۱	-./۲۴۵	./۸۰۶۰	۱/۰۱۳
آماره اف فیشر	۴۱/۴۹۱		آزمون دوربین واتسون		۱/۶۴۱
سطح معناداری F فیشر	./۰۰۰۰		ضریب تعیین تعدیل شده		./۸۷۵۳

٤-۹-۵- نتیجه آزمون فرضیه های پژوهش

فرضیه اول: کیفیت اطلاعات حسابداری برهزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

ضریب برآوردی متغیر کیفیت اطلاعات حسابداری در جدول نشان‌دهنده وجود تأثیر معنادار بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار در سطح خطای ۰,۰۵ است. زیرا میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر مستقل تحقیق، کمتر از ۰,۰۵ بدست آمده است. بنابراین می‌توان گفت کیفیت اطلاعات حسابداری برهزینه سرمایه در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. در نتیجه فرضیه اول پژوهش در سطح خطای ۵ درصد تایید می شود.

فرضیه دوم: مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد.

ضریب برآوردی متغیر مالکیت نهادی در جدول نشان‌دهنده عدم وجود تأثیر معنادار بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار در سطح خطای ۰,۰۵ است. زیرا میزان (p-value) محاسبه شده برای ضریب این متغیر تحقیق، بیشتر از ۰,۰۵ بدست آمده است. آزمون فرضیه دوم با استفاده از ضریب (مالکیت نهادی*کیفیت اطلاعات حسابداری) انجام شده است، نتایج نشانم می دهد ضریب متغیر فوق در جدول نشان‌دهنده وجود تأثیر معنادار بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار در سطح خطای ۰,۰۵ است. زیرا میزان (p-value) محاسبه شده برای ضریب این متغیر تحقیق، کمتر از ۰,۰۵ بدست آمده است. بنابراین می‌توان گفت مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. در نتیجه فرضیه دوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد تایید می شود.

۴-۹-۶- نتایج متغیرهای کنترلی

ضریب برآوردی متغیر اندازه شرکت در جدول نشان‌دهنده وجود تأثیر معنادار بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار در سطح خطای ۰,۰۵ است. زیرا میزان(p-value) محاسبه شده برای ضریب این متغیر تحقیق، کمتر از ۰,۰۵ بدست آمده است.

ضریب برآوردی متغیر اهرم مالی در جدول نشان‌دهنده عدم وجود تأثیر معنادار بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار در سطح خطای ۰,۰۵ است. زیرا میزان p-value محاسبه شده برای ضریب این متغیر تحقیق، بیشتر از ۰,۰۵ بدست آمده است.

ضریب برآوردی متغیر فرصت رشد در جدول نشان‌دهنده عدم وجود تأثیر معنادار بر هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار در سطح خطای ۰,۰۵ است. زیرا میزان(p-value) محاسبه شده برای ضریب این متغیر تحقیق، بیشتر از ۰,۰۵ بدست آمده است.

۵- نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف تأثیر مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. روش پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی، از نظر روش استنتاج استقرایی و از لحاظ طرح تحقیق نیز پس رویدادی است. جامعه آماری پژوهش نیز شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار می‌باشد، برای نمونه‌گیری از روش حذف سیستماتیک استفاده گردید ؛ پس از اعمال محدودیت‌های مورد نظر در این تحقیق نمونه نهایی ۱۲۸ شرکت بود؛ داده ها قلمرو زمانی این پژوهش طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ بود؛ در این پژوهش، برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات موردنیاز، ابتدا از روش کتابخانه‌ای و مطالعات اسنادی استفاده‌شده که براین اساس، مبانی نظری وادبیات پژوهش از کتب ومجلات تخصصی لاتین و فارسی گردآوری گردید. سپس داده‌های لازم برای آزمون فرضیه‌های تحقیق از طریق مراجعه به صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی شرکت‌های منتخب، لوح‌های فشرده آرشیو تصویری و آماری سازمان بورس اوراق بهادار تهران، پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار و دیگر پایگاه‌های مرتبط ونیز، از نرم‌افزار تدبیر پرداز و ره‌آورد نوین استخراج شد. در محله بعد، پس از گردآوری و انتقال داده ها به صفحه گسترده نرم‌افزار Excel و اعمال محاسبات لازم برای تجزیه‌وتحلیل نهایی آماده گردید. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی Eviews استفاده شد.

بنابراین، نتایج حاصل از برازش الگوی تجربی نشان داد که کیفیت اطلاعات حسابداری برهزینه سرمایه در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. همچنین مشخص شد که مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. به طورکلی، نتایج حاصل از فرضیه اول پژوهش حاضر نشان داد که کیفیت اطلاعات حسابداری برهزینه سرمایه تأثیر معناداری دارد. به بیان دیگر، نتیجه حاصل از برازش الگوی رگرسیونی مربوط به فرضیه اول پژوهش نشان داد که در سطح خطای ۵ درصد نشان داد که کیفیت اطلاعات حسابداری بر هزینه سرمایه در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری دارد. در نتیجه فرضیه اول پژوهش در سطح خطای ۵ درصد تایید می شود. شایان ذکر است نتیجه به دست آمده با نتایج پژوهش‌های سنگوپتا (۲۰۱۷)، رضایی ومحمدپور (۱۳۹۶) هم‌خوانی دارد. همچنین، در فرضیه دوم پژوهش حاضر به بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه پرداختیم. به طوری‌که نتیجه حاصل از برازش الگوی رگرسیونی نشان داد که مالکیت نهادی ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه را تعدیل می‌کند. شایان ذکر است نتیجه به دست آمده در این تحقیق، با یافته های سنگوپتا (۲۰۱۷)، رضایی ومحمدپور (۱۳۹۶) همخوانی دارد. با توجه به اینکه نتایج پژوهش حاضر با یافته‌های پیشینه پژوهش هم خوانی دارد، می‌توان گفت که از پشتوانه تئوری قوی ومحکمی برخوردار بوده و فرضیه‌های آن بر اساس مبانی نظری قابل اتکایی استوار است؛ بنابراین، بر اساس یافته های پژوهش حاضر، به سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌گردد در هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری به مالکیت نهادی و کیفیت اطلاعات حسابداری توجه نموده و آن را به عنوان عاملی موثر بر الگوی‌های تصمیم‌گیری خود لحاظ نمایند. پیشنهاد می‌شود که سازمان‌های نظارت کننده مانند سازمان حسابرسی و سازمان بورس اوراق بهادار اهمیت بیشتری برای موضوع کیفیت اطلاعات حسابداری قائل شوند. همچنین، با توجه به نتایج تحقیق و سوالاتی که طی انجام آن برای محقق مطرح گردید، جهت تکمیل این تحقیق و انجام تحقیقات بیشتر در حوزه‌های مرتبط با این پژوهش پیشنهادات زیر ارائه می‌شود:

- تأثیر مالکیت نهادی بر رابطهٔ بین کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
- تأثیر انواع مالکیت بر رابطهٔ بین کیفیت اطلاعات حسابداری و هزینه سرمایه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران
- این پژوهش در سطح کل صنایع انجام شده و اجرای آن در سطح هر صنعت ممکن است به نتایج متفاوتی برای هر صنعت منجر شود.

منابع

- ابراهیمی کردلر، علی و حسنی آذر داریانی، الهام. (۱۳۸۵). بررسی مدیریت سود در زمان عرضه اولیه سهام به عموم در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی های حسابداری و حسابرسی. شماره ۴۵. صص ۲۳-۳.
- احمد زاده، دیار.، باور نهندی، یونس.، برادران حسن زده، رسول. (۱۳۹۲). ارتباط بین ویژگی های کیفی حسابرسی و هزینه حقوق صاحبان سهام"، اولین کنفرانس ملی حسابداری و مدیریت.
- اسدی، غلامحسین و متنی مجق تپه، وحید. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر تغییر مدیریت بر مدیریت سود/ چشم اندازه مدیریت مالی و حسابداری. شماره ۱. صص:۱۱۴-۹۸.

- اصغری، زهرا. (۱۳۹۲). مطالعه رابطه بین ویژگیهای پیش‌بینی سود مدیریت و هزینه حقوق صاحبان سهام (شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران). پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری. دانشگاه مازندران.
- اعتمادی، حسین.، شفاخیبری، نصیبه. (۱۳۹۰). تاثیر جریان های نقد آزاد بر مدیریت سود و نقش کمیته ی حسابرسی درآن. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، تابستان۱۳۹۰، دوره۳ ، شماره۱۰، صص:۴۲-۱۸.
- کریس بروکس (۱۳۸۹).کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی/ ترجمه و تالیف عباس افلاطونی، لیلی نیکبخت. تهران: انتشارات ترمه.
- امیری، محمدرضا. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی، محافظه کاری و هزینه حقوق صاحبان سهام. پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری. دانشگاه علامه طباطبایی. دانشکده مدیریت و حسابداری، تهران، ایران.
- آذر، عادل و مؤمنی، منصور (۱۳۷۷). آمار و کاربرد آن در مدیریت. جلد دوم، تهران، انتشارات سمت.
- بابایی، نعمت، جعفری، محبوبه و عسگری، محمدرضا. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر چرخه عمر شرکت بر هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. سومین کنفرانس بین المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.
- بنی مهد، بهمن، یعقوب نژاد، احمد و وحیدی کیا، الهام. (۱۳۹۴). توان رقابتی محصول و هزینه حقوق صاحبان سهام. پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی. شماره ۲۶. صص: ۱۱۸-۱۰۷
- بولو، قاسم و رحمانی فر، مسعود. رابطه میان شفافیت سود و هزینه حقوق صاحبان سهام. پژهش های تجربی حسابداری مالی. شماره ۸. صص:۸۰-۵۹.
- پرنده، عالیه. (۱۳۹۵). بررسی نقش میانجی قدرت دولت بر رابطه بین رقابت در بازار محصول و هزینه حقوق صاحبان سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری. دانشگاه آزاد اسلامی واحد شاهرود.
- پورحیدری, امید, باقری, ندا. (۱۳۹۲). ارتباط بین کیفیت اطلاعات مالی و هزینه سرمایه سهام عادی. راهبرد مدیریت مالی, ۱(۱)، صص: ۳۵-۵۳.
- پورزمانی، زهرا، منصوری، فرناز. (۱۳۹۴). بررسی تأثیرکیفیت افشاء، محافظه کاری ورابطه متقابل آنها برهزینه سرمایه سهام عادی. پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی. شماره ۲۵. صص:۱۰۲-۸۵.
- جوانی، قاسم . (۱۳۹۵). بررسی ارتباط بین اجتناب مالیاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام. پنجمین کنفرانس بین المللی حسابداری و مدیریت و دومین کنفرانس کارآفرینی و نوآوری های باز، تهران، همایشگران مهر اشراق.
- حاجیها، زهره و سرفراز، بهمن. (۱۳۹۳). رابطه بین مسئولیت پذیری اجتماعی و هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش های تجربی حسابداری مالی. دوره ۴. شماره۲. صص: ۱۲۳-۱۰۵.
- حاجیها، زهره, سبحانی. ندا (۱۳۹۲). بررسی تاثیر کیفیت حسابرسی بر هزینه سرمایه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، دوره ۴ ، شماره ۱۴، صص:۱۴۶-۱۲۹.
- خواست خدائی، زهرا (۱۳۹۰) . تأثیر ویژگی‌های پیش بینی سود توسط مدیران بر هزینه حقوق صاحبان سهام، پایانامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.
- دستگیر، محسن؛ حسینی، احسان. (۱۳۹۲). مروری جامع بر مدیریت سود (بخش اول). مطالعات حسابداری و حسابرسی. سال دوم پاییز ۱۳۹۲، شماره ۷، صص:۲۵-۱.
- رضایی، فرزین و محمدپور، مهدیه. (۱۳۹۶). بررسی رابطه‌ی بین مسئولیت اجتماعی شرکت و هزینه سرمایه ضمنی. پژوهش های نوین در حسابداری و حسابرسی. شماره ۱. صص: ۱۳۸-۱۱۷.
- ستایش، محمدحسین؛کاظم‌نژاد، مصطفی؛ ذوالفقاری، مهدی. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر کیفیت افشا بر نقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی،۳(۳)، صص: ۵۵-۷۴.
- فخاری، قاسم؛(۱۳۹۴). هزینه حقوق صاحبان سهام و ویژگیهای سود؛ پایان نامه دکتری حسابداری؛ دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبایی.
- ثقفی، دکتر علی.، کردستانی، غلامرضا. (۱۳۸۳). بررسی و تبیین رابطه بین کیفیت سود و واکنش بازار به تغییرات سود نقدی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، پاییز ۱۳۸۳، دوره۱۱، شماره۳۷، شماره پیاپی ۴۳۸، صص:۷۲-۵۱.
- کرمی، غلامرضا، حسینی، علی .، رضوانی فرد، سعید. (۱۳۹۲). بررسی رابطهٔ بین سطح افشاء و هزینهٔ حقوق صاحبان سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال ششم بهار۱۳۹۲، سال ششم ، شمارهٔ ۲۱، صص: ۹۲-۴۷.
- معرز قره باغ, سید امیر و حمزه دیدار، (۱۳۹۲)، بررسی رابطه بین کیفیت سود و هزینه سرمایه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تاکید برعدم تقارن اطلاعاتی، کنفرانس ملی حسابداری و مدیریت، تهران، مرکز همایشهای پژوهشگاه نیرو.
- Bassen, Alexander. , Hölz, Hanns. -Michael Holz. , Schlange, Joachim. (2006). The influence of corporate responsibility on the cost of capital: An empirical analysis. Available at: http: //ssrn. com/abstract=984406.

- Behnam and Worcesha. (1996). Monitoring: Which institutions matter? Journal–of Financial Economics, 86(2), 279-305
- Botosan, C. A. (2017). Disclosure Level and the Cost of Equity Capital. The Accounting Review, Vol. 22, No. 3, pp. 323-349.
- Diamond, D. W. and Verrecchia, R. E. (2018). Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. The Journal of Finance, Vol. 46, No. 4, pp.1325-1359.
- Espinosa, M.; Tapia, M. and Trombetta, M. (2008). Disclosure and Liquidity in a Driven By Orders Market: Empirical Evidence from Panel Data. Investigaciones Economicas, Vol. 32, No. 3, pp. 339-370.
- Ferris.S.P, Javakhadze.D, Rajkovic.T. (2016). The International Effect of Managerial Social Capital on the Cost of Equity. Journal of Banking and Finance.
- Gietzman, M. and Ireland, J. (2016). Cost of Capital, Strategic Disclosures and Accounting Choice. Journal of Business, Financial & Accounting, Vol. 23, No. 3&4, pp. 599-634.
- Hail, L., Leuz, C., (2006), International differences in the cost of equity capital: Do legal institutions and securities regulation matter? Journal of Accounting Research, 44, 485–531.
- Hor, F.C. (2010). Establishing talent management for company's succession planning through analytic network process: Application to an MNC semiconductor company in Taiwan, Computers and Mathematics with Applications60.Available from URL: www. Metana.ir/ userfiles //TMSMissing.
- Iles, P., Chuai, X. and Preece, D. (2010).Talent Management andHRM in Multinational companies in Beijing: Definitions, differences anddrivers', Journal of World Business,Vol. 45,No. 2. pp.179-189.
- Jon Ingham,Closing the talent management gap, Strategic HR Review, MelcrumPublishig Ltd, 2006.
- Khurana, Inder K., Martin, Xiumin, Pereira, Raynolde, (2006), Financial development and the cash flow sensitivity of cash, Journal of Financial Quantitative Analysis, 41, 787–807.
- Lewis and Heckman, (2006). R.E. Lewis and R.J. Heckman, Talent management : A critical review. Human Resource Management Review,Vol.16.pp. 139–154.
- Matoussi, H.; Karaa, A. and Maghraoui, R. (2004). Information Asymmetry, Disclosure Level and Securities Liquidity in the BVMT. Finance India, Vol. 18, pp. 547-557.
- Mishra, Dev R,. Sadok El Ghoul. , Omran Guedhami. , Chuk C. Y. Kwok. , (2011). Does Corporate Social Responsibility Affect the Cost of Capital?. Journal of Banking & Finance , Vol. 35, Issue 9, pp. 2388-2406.
- Nazli A. Ghazali M. (2016), Capital cost and corporate social responsibility disclosure: some Malaysian evidence. The international journal of business in society, Vol. 7 Iss 3 pp. 251 – 266
- Nonaka, I. and konno, N.(1998).The concept of "Ba" : Building a foundation for knowledge creation.California Management Review, Vol.40,No.3, pp.40 – 54.
- Opergis, R., Robin, A., & Sadka, G. (2012). Is financial reporting shaped by equity markets or debt markets? An international study of timeliness and conservatism. Review of Accounting Studies, 13(2-3), 168-205.
- Sengupta, P. (2017). Corporate Disclosure Quality and Cost of Debt. The AccountingReview, Vol. 73, No. 4, pp. 459-474.
- Shaw, K. W. (2003). Corporate disclosure quality, earnings smoothing and earnings timeliness. Journal of Business Research, (December), 56(12),
- Sloan, R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows.about future earnings? The Accounting Review, 71(3), 289-315. July.
- Tsung(2019).Investigating the Effect of Institutional Ownership on the Relationship Between Accounting Information Quality and Cost of Capital in Companies Accepted in Taiwa.
- Zhang, L, Ding, S. (2016). The Effect of Increased Disclosure on Cost of Capital:Evidence from China. Review of Quantitative Financial Accounting, Vol. 27, pp. 383-401.

Institutional ownership effect on the relationship between accounting quality and cost of capital In Companies Listed in Tehran Stock Exchange

Fatemeh. Khatiri1 Yanesari

M.Sc. Student of Accounting, Lamei Gorgani Institute of Higher Education, Accounting Department, Gorgan, Iran,

Hossein Eslami Mofid Abadi (PhD)

Assistant Professor, Department of Accounting & Management, Shahriyar Branch, Islamic Azad University, Shahriyar, Iran (Corresponding Author)

E.mail: (hosseineslami62@gmail.com)

Seyed Mohammad Reza Khalilzade (PhD)

Assistant Professor, Lamei Gorgani Institute of Higher Education, Accounting Department, Gorgan, Iran,

Abstract

The purpose of this study was to investigate the impact of institutional ownership on the relationship between accounting information quality (AIQ) and cost of capital (CC) in listed companies in Tehran Stock Exchange (TSE). The study is descriptive-applied. The statistical population of the study is all companies listed in the stock exchange. The systematic elimination method was used for sampling. Hence, after applying the limitations in this study, the final sample was 128 companies. The data were collected during 2011-2018. Also, in this research, in first, the required information was collected through library and documentary studies. Then, the data needed to test the research hypotheses were extracted from the Tadbir Pardaz software and the Rahavard Novin software. Moreover, Eviews econometric software was also used to analyze the data. In generaly, the results of the model fit showed that there is a significant effect on the quality of accounting information on cost of capital in listed companies in Tehran Stock Exchange. It was also found that institutional ownership had a significant effect on the relationship between the quality of accounting information and the cost of capital in companies listed on the Tehran Stock Exchange.

Keywords: Institutional ownership, Quality of accounting information, Cost of capital