فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۳، شماره ۳۳، زمستان ۱۳۹۹ (جلد اول)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره سوم)
شماره ۳۳ / زمستان ۱۳۹۹ (جلد اول)/ صص ۱-۱۷

تأثیر ریسک اطلاعات بر عملکرد مالی شرکت با تاکید بر نقش نظارت بیرونی

آیسا دبیری نیا
دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی دانشوران تبریز، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)
dabiriniya@gmail.com
دکتر محمد پورکریم
استادیار گروه حسابداری، واحد هریس، دانشگاه آزاد اسلامی، هریس، ایران.
pourkarimv@yahoo.com
شهلا عباس زاده
مربی گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی دانشوران تبریز، تبریز، ایران.
Abbaszadeh65@gmail.com

چکیده
افزایش ریسک در شرکتها منجر به افزایش بازدهی می‌شود و ریسک اطلاعات شرکتها عملکرد مالی را تحت تاثیر قرار می دهد و وجود نظارت بیرونی می تواند بر عملکرد شرکت اثر بگذارد. پژوهش حاضر به بررسی تأثیر ریسک اطلاعات بر عملکرد مالی شرکت با تاکید بر نقش نظارت بیرونی می‌پردازد. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش‌شناسی همبستگی از نوع علی (پس رویدادی) هست. نمونه پژوهش حاضر شامل ۱۲۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ است و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم‌افزار Stata استفاده شده است. نتایج حاصل از فرضیه های پژوهش نشان می دهد که ریسک اطلاعات بر بازده دارایی ها تاثیر مستقیم دارد. ریسک اطلاعات بر بازده حقوق صاحبان سهام تاثیر مستقیم دارد. مالکیت نهادی بر بازده دارایی ها تاثیر مستقیم دارد. مالکیت نهادی بر بازده حقوق صاحبان سهام تاثیر مستقیم دارد. استقلال هیئت مدیره بر بازده دارایی ها تاثیر ندارد. استقلال هیئت مدیره بر بازده حقوق صاحبان سهام تاثیر ندارد. مالکیت نهادی بر ارتباط بین ریسک اطلاعات و بازده دارایی ها تاثیر مستقیم دارد. مالکیت نهادی بر ارتباط بین ریسک اطلاعات و بازده حقوق صاحبان سهام تاثیر مستقیم دارد. استقلال هیئت مدیره بر ارتباط بین ریسک اطلاعات و بازده دارایی ها تاثیر ندارد. استقلال هیئت مدیره بر ارتباط بین ریسک اطلاعات و بازده حقوق صاحبان سهام تاثیر ندارد. از نتایج پژوهش می توان نتیجه گرفت که در شرکتها هر چقدر ریسک اطلاعات افزایش یابد بازده دارایی ها و بازده حقوق صاحبان سهام افزایش می یابد و در شرکت‌هایی که درصد مالکیت نهادی بالایی دارند عملکرد مالی شرکت بهبود می یابد.

واژگان کلیدی: ریسک اطلاعات، عملکرد مالی، نظارت بیرونی.

مقدمه
ارایه اطلاعات با کیفیت از اهمیت فراوان برخوردار است چرا که اطلاعات با کیفیت اثر مساعدی بر تصمیمات مربوط به تامین مالی، انجام سرمایه گذاری، اعطای تسهیلات، سایر تصمیمات مرتبط با تخصیص منابع و در مجموع کارایی بازار و اقتصاد خواهد داشت (هیئت تدوین استانداردهای بین المللی حسابداری، ۲۰۰۸). سرمایه گذاران برای رسیدن به برآوردی

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

از بازده مورد انتظار می‌کوشند اطلاعات لازم را از منابع مختلفی فراهم کنند و سود حسابداری نیز یکی از اطلاعات مهم است. سود حسابداری بر مبنای فرض تعهدی و در چارچوب اصول حسابداری اندازه گیری می‌شود و بر قابلیت اتکای اقلام گزارش شده تاکید دارد. کیفیت اقلام تعهدی به علت تأثیری که بر برداشت سرمایه‌گذاران از کیفیت سود شرکت دارد، همواره مورد توجه مدیریت است تا از طریق بهبود آن، هزینه سرمایه شرکت کاهش یابد (فرانسیس و همکاران[۱]، ۲۰۰۵). از سوی دیگر، با توجه به توسعه کسب و کار و نیاز مالکان به منابع متنوع تامین مالی، شرکت‌های سهامی ایجاد شدند. در اقتصادهای در حال توسعه مانند ایران، اکثر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا حدودی خصوصی شده، و مالکیت شرکت تا درجه بالایی در دست سرمایه‌گذاران نهادی است که به دولت یا شرکت‌هایی که توسط دولت کنترل می شوند، وابسته هستند. قدرت کنترلی سهامدار عمده باعث می‌شود نفوذ بیشتری بر شرکت داشته و معاملاتی را انجام دهد که در ارتباط با منافع و حقوق آن‌ها بوده و کنترل منافع را برای خود، در دست بگیرد (شلیفر و ویشنی[۲]، ۱۹۹۴). سهامداران نهادی به دلیل نفوذی که بر هیئت مدیره دارند، می‌توانند با نظارت موثر بر مدیریت، علاوه بر منافع خود، منافع عموم سهامداران را تامین کنند. از طرفی، اعضای هیئت‌مدیره که به‌صورت غیرموظف هستند و مسئولیت اجرایی در شرکت ندارند، به‌طور مؤثرتری به وظایف کنترلی و نظارتی خود می‌پردازند و از ابزارهای لازم استفاده می‌نمایند. ارگان و همکاران[۳] (۲۰۰۵) به بررسی نقش اعضای غیرموظف در فرآیند تصمیم‌گیری پرداختند و به این نتیجه رسیدند که از دیدگاه مدیران مالی، اعضای غیرموظف در حاکمیت شرکتی خوب، نقش مهمی را ایفا می‌کنند. استقلال هیئت‌مدیره نشان‌دهنده نسبت اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره به‌کل اعضای هیئت‌مدیره می‌باشد. طبق دیدگاه تئوری نمایندگی، مدیران غیرموظف وظیفه نظارت بر سایر اعضای هیئت‌مدیره را بر عهده دارند و حقوق آنان بر اساس ساعات حضور آن‌ها در جلسات پرداخت خواهد شد (بنجامین و اهیکیو[۴]، ۲۰۰۹). عضو غیرموظف (مستقل) حضور فیزیکی در شرکت ندارند و فقط در تصمیم سازی ها و تصمیم گیری ها شرکت می کند. اعضای مذکور سهامداران شرکت بوده و بجز رابطه مدیریت، ارتباط کاری دیگری با شرکت ندارند. اعضای هیأت‌مدیره عناصر اصلی حاکمیت شرکتی هستند که مسئول نظارت بر کیفیت، یکپارچگی گزارشات مالی و کنترل مدیران ارشد به عنوان نماینده سهامداران، هستند و هیات‌مدیره مهم ترین عامل در کنترل و نظارت بر مدیریت شـرکت و محافظـت از منابع سهام‌داران قلمداد می‌شود (فاما و جنسن[۵]، ۱۹۸۳). هیأت‌مدیره برای نظارت بر مدیران و مشارکت در تصمیم‌گیری، نیازمند مهارت‌های متنوع از قبیل حسابداری، بانکداری، قوانین و مقررات و همچنین ویژگی‌های خاصی از قبیل استقلال، اندازه و غیره می‌باشد (سابلی و نور[۶]، ۲۰۱۲). ویژگی‌های هیئت‌مدیره مانند استقلال، به عنوان تعیین کننده‌های اصلی کارایی هیئت تلقی می‌شوند. بنابراین، شرکتی که می خواهد برنامه های حاکمیت شرکتی خوبی داشته باشد باید تضمین کند که هیئت‌اش این ویژگی‌ها را دارد (اسماعیل زاده و همکاران، ۱۳۸۹). بنابراین، با توجه به مطالب فوق در پژوهش حاضر به این سوال پاسخ داده می شود که تأثیر ریسک اطلاعات بر عملکرد مالی شرکت با تاکید بر نقش نظارت بیرونی چگونه است؟

پیشینهٔ پژوهش

بر مبنای تئوری مالی سنتی می توان با کمک اطلاعات حسابداری، کیفیت دارایی ها و سود آوری هر بنگاه را مشخص نمود؛ بنابراین با استفاده از این اطلاعات می توان ارزش سهام را برآورد نمود و ارتباط بین صورت های مالی و قیمت

[1] Francis
[2] Shleifer & Vishny
[3] Oregan et al
[4] Benjamin & Ehikioya
[5] Fama & Jensen
[6] Sabli & Noor

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

سهام را تحلیل کرد (بال و براون[۷]، ۱۹۶۸). یکی از مهم ترین سؤالات اساسی ادبیات موضوعی، ارتباط بین کیفیت اطلاعات مالی و ارزش شرکت می باشد (واتز و زیمرمن[۸]، ۱۹۸۶، لئوز و وای سوکی[۹]، ۲۰۱۶). پژوهش‌های انجام شده در خصوص کیفیت گزارشگری مالی (سود و اقلام تعهدی از مهم ترین و گسترده ترین حوزه های پژوهش شده در متون تخصصی است ولی در سال های اخیر پیشرفت کمی در مدل های ارزیابی کیفیت گزارشگری مالی و اقلام تعهدی حاصل شده است. در بیشتر پژوهش های انجام شده از مدل های مرسوم جونز[۱۰] (۱۹۹۱) و دیچو و دیچاو[۱۱] (۲۰۰۲) استفاده شده است. اکثر پژوهش های انجام شده پر تجزیه اقلام تعهدی صورت های مالی به اختیاری در مقابل غیر اختیاری تأکید داشته اند (هیلی[۱۲]، ۱۹۸۵) یا از واریانس باقی مانده مدل های رگرسیون جونز و دیجو و دایچو به عنوان معیارهای کیفیت گزارشگری مالی استفاده نموده اند. بررسی ادبیات موضوعی نشان می دهد که مدل های موجود در تخمین خطای برآورد اقلام تعهدی از دقت کافی برخوردار نبوده و اقدامی به منظور برآورد مستقیم خطای موجود در صورتهای مالی (سود و اقلام تعهدی) صورت نپذیرفته است و به همین دلیل تاکنون ارتباط بین خطای موجود در اقلام تعهدی با ارزش شرکت بررسی نشده است.

کیفیت اطلاعات از طریق کانال های متفاوتی می تواند بر ارزش شرکت اثرگذار باشد به عنوان مثال، کیفیت اطلاعات مالی می تواند موجب بهبود نقد شوندگی (دایاموند و ورچیان[۱۳]، ۱۹۹۱)، هزینه سرمایه پایین تر (لامبرت و همکاران[۱۴]، ۲۰۰۷) و بهبود نظارت، کاهش مسائل نمایندگی و اطلاعاتی گردد (واتز و زیمرمن، ۱۹۸۶) و در نهایت می تواند موجب تصمیم گیری های واقعی و بهتری شود (چوی[۱۵]، ۲۰۱۶)، از طرف دیگر کیفیت بالای اطلاعات مالی هزینه هایی از قبیل هزینه مالکانه (برگر[۱۶]، ۲۰۱۱)، هزینه سیاسی (واتز و زیمرمن، ۱۹۷۸) و هزینه نگهداری سیستم های کنترل داخلی (بیر و همکاران[۱۷]، ۲۰۱۰) دارد؛ بنابراین تأثیر کلی و مستقیم کیفیت اطلاعات مالی بر ارزش شرکت ناشناخته بوده و مطالعات پیشین کمی نیز به این موضوع پرداخته اند. در این پژوهش بررسی می شود که آیا قیمت های سهام منعکس کننده ویژگی های کیفی اطلاعات مالی می باشد و به طور مشخص بر کیفیت اقلام تعهدی که یکی از ابعاد اصلی کیفیت گزارشگری مالی می باشد، تمرکز شده است

مشکل اصلی در ارتباط با فقدان شواهد تجربی اندازه گیری اثر کلی و مستقیم کیفیت اقلام تعهدی بر ارزش شرکت این است که معیارهای اندازه گیری مرسوم کیفیت اقلام تعهدی قادر به تفکیک خطای حسابداری و نوسان پذیری عملیاتی نمی باشند (مک نیکولز[۱۸]، ۲۰۰۲). معیارهای مرسوم کیفیت اقلام تعهدی نه فقط خطای حسابداری را نشان نمی دهند، بلکه عملکرد اقتصادی و ریسک شرکت را نیز نشان نمی دهند (دیچو و همکاران[۱۹]، ۱۹۹۵ و نیکلف[۲۰]، ۲۰۱۸). در نتیجه اثر این معیارها مبهم مانده و تفسیر های مختلفی صورت پذیرفته است؛ بنابراین لازم است نوسان پذیری اقلام تعهدی به مؤلفه های خطای حسابداری و عملکرد تفکیک شود

[7] Ball & Brown
[8] Watts & Zimmerman
[9] Leuz & Wysocki
[10] Jones
[11] Dechow & Dichev
[12] Healy
[13] Diamond &Verreochia
[14] Lambert et al
[15] Choi
[16] Berger
[17] Beyer et al
[18] McNichols
[19] Dechow et al
[20] Nikolaev

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نیکلف (۲۰۱۸) برای جداسازی مستقیم خطای حسابداری از بخشی از اقلام تعهدی که عملکرد اقتصادی را نشان می دهد، مدلی را ارائه نموده است که اجازه تمایز بین خطای حسابداری، نوسان پذیری عملیاتی و نوسان پذیری عملکرد اقتصادی را می دهد. نوسان پذیری اقلام تعهدی شامل مولفه خطای حسابداری و مؤلفه عملکرد اقلام تعهدی می باشد که از نظر ماهیت متفاوت می باشند. این پژوهش از تخمین نوسان خطای حسابداری به منظور اندازه گیری تغییرات مقطعی در کیفیت اطلاعات مالی استفاده می کند. خطای حسابداری سیگال سود درباره عملکرد اقتصادی را کاهش داده و در نتیجه باعث پایین آمدن کیفیت اطلاعات می شود. همچنین این رویکرد اجازه اندازه گیری نوسان پذیری عملیاتی از قبیل نوسان مؤلفه عملکرد اقلام تعهدی و توسان عملکرد اقتصادی را می دهد. این اجزا ارتباط بین نوسان پذیری عملیاتی و ارزش شرکت را به خوبی نشان می دهند. به علاوه این پارامتر ها می توانند به عنوان کنترل های درستی از عملکرد اقتصادی و ریسک عملیاتی شرکت استفاده شوند، زیرا خطای حسابداری را نشان نمی دهند.

به طور خلاصه در این پژوهش ارتباط بین معیار مرسوم کیفیت اطلاعات مالی مدل دیچو و دایچو (۲۰۰۲) و معیار کیفیت اطلاعات مالی مدل نیکلف (۲۰۱۸) در تبیین ارزش شرکت با تأکید بر کنترل نوسان پذیری عملیاتی بررسی شده است.

سرمایه گذاران نهادی، انگیزه و توانایی زیادی برای تأثیر گذاری روی تصمیمات شرکت دارند، توانایی های آنها به طور قابل توجهی بیشتر از دیگر سرمایه گذاران است. وجود انگیزه سرمایه گذاران نهادی برای نظارت مؤثر رفتار مدیریت، ثروت واقعی آنها در شرکت است و این نظارت و کنترل مؤثر باعث صرفه اقتصادی می شود. نظارت بر رفتار مدیران باعث می شود که آنها مسئولیت و نگرانی بیشتری در قبال سهام داران خود احساس کنند. سرمایه گذاران نهادی با بینش های وسیع برای عملکرد بهینه شرکت در انتخاب اهداف سرمایه گذاری در آینده نیز کمک می کنند. بنابراین می توان نتیجه گرفت که حضور این مؤسسه ها در ساختار مالکیت شرکتها و در کنار سایر اشکال مالکیت. حامل پیامدهایی در عملکرد و تولیت سازمانی این شرکت ها خواهد بود (بهنام پور، ۱۳۹۸).

با تغییر ساختار مالکیت شرکت ها و ترکیب مالکانه موجود می توان انتظار داشت که رفتارها و عملکردهای آنها نیز تعدیل شده و تغییر یابد. توجه به این نکته از چند لحاظ حائز اهمیت است؛ نخست آنکه هیئت مالکیت و خصیصه های آن با شکل بخشیدن به افق زمانی و حوزه های تصمیم گیری مدیریت می تواند بر عملکرد مالی شرکت مؤثر واقع شود. تمرکز طولانی مدت بر موضوعات خاص و دوره های طولانی مدت سرمایه گذاری برای پژوهش و توسعه و همچنین توسعه بازار و محصول برای قوام و حیات بنگاه های اقتصادی کشور در حال حاضر امری ضروری است. تا بدین وسیله با کسب صلاحیت و توانمندی محوری لازم، آمادگی کافی را برای حضور در صحنه های شدیداً رقابتی بین المللی به دست آورند. با وجود این واقعیت، کوتاه نظر بودن گروههایی از سرمایه گذاران می تواند به معنای تعقیب هدف های کوتاه مدت از سرمایه گذاری توسط ایشان باشد. مسئله نزدیک بینی و کوتاه نظری به ویژه از لحاظ تأثیری که بر سرمایه گذاری شرکت ها در زمینه پژوهش، توسعه و نوآوری بر جای می گذارد، حائز اهمیت است و بررسی های انجام گرفته تاکنون نتایج متفاوتی را کسب کرده اند.

در خصوص تأثیر سرمایه گذاران نهادی بر شرکت ها دیدگاههای مختلفی وجود دارد. عده ای معتقدند که سرمایه گذاران نهادی با توجه به اینکه آنها از دانش و تخصص کافی و تجربه زیادی برخوردارند و می توانند به عنوان یک نهاد ناظر، عملکرد مدیریت و در نتیجه عملکرد شرکت را کنترل کنند رابطه مثبتی با عملکرد شرکت دارند. از طرف دیگر عده ای بیان کردند که سرمایه گذاران نهادی به علت دید کوتاه مدت و اهداف کوتاه مدت که رسیدن به سود می باشد در عملکرد بلند مدت شرکت تأثیر منفی می گذارند و عده ای دیگر بین این دو رابطه ای مشاهده نکردند (فاکیو و لاسفر[21]، ۲۰۰۰).

[21] Faccio & Lasfer

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پوند[۲۲] بیان کرد که سرمایه گذاران نهادی ممکن است روی عملکرد شرکت تأثیر مثبت یا منفی بگذارند، اثر مثبت هنگامی اتفاق می افتد که سرمایه گذاران نهادی به عنوان ناظران مؤثرتری بر عملکرد مدیران شرکت نسبت به سرمایه گذاران به صورت فردی عمل می کنند. سرمایه گذران نهادی نه تنها انگیزه بیشتری (به علت نفع مالی زیاد با سرمایه گذاری در شرکت) برای نظارت دارند بلکه تخصص بیشتری هم برای نظارت شرکت در جهت کاهش هزینه ها نسبت به سرمایه گذاران دیگر دارند، اثر منفی زمانی اتفاق می افتد که سرمایه گذاران نهادی بر خلاف وظیفه حرفهای خود با مدیران شرکت در جهت رسیدن به منافعشان همکاری می کنند (تسای[۲۳]، ۲۰۰۵).

نویسی و نایکر در تحقیقی با استفاده از نظریه های پوند به بررسی رابطه بین مالکیت نهادی و ارزش شرکت در نیوزلند پرداختند. یافته های آنان نشان می دهد که در سطوح پایین مالکیت، سرمایه گذاران نهادی انگیزه های بیشتری برای نظارت بر مدیریت دارند و بنابراین حضورشان رابطه مثبت بر ارزش شرکت خواهد داشت ولی در سطوح بالای مالکیت، سرمایه گذاران نهادی ممکن است هیئت مدیره را به اخذ تصمیمات غیر بهینه ترغیب کنند. یعنی مالکیت سهام از طریق سرمایه گذاران نهادی در سطوح پایین تر مالکیت رابطه مثبتی با ارزش شرکت دارد و با افزایش مالکیت سهام، تأثیر آن بر ارزش شرکت منفی می شود.

طبق پژوهشی، سرمایه گذاران نهادی که سرمایه گذاران خبره هستند نسبت به سرمایه گذاران غیر نهادی، توانایی بیشتری برای کشف مدیریت سود دارند، زیرا آنها به اطلاعات مربوط و به موقع دسترسی دارند. همچنین آنها استدلال می کنند که سرمایه گذاران حرفه ای به اطلاعات بیشتری برای تجزیه سود به اجزای عادی و غیر عادی نیاز دارند (بالسام و همکاران[۲۴]، ۲۰۰۲). ازطرفی بیان می شود که کوتاه نظر بودن گروه هایی از سرمایه گذاران می تواند به معنای تعقیب هدف های کوتاه مدت از سرمایه گذاری توسط ایشان باشد. مسئله نزدیک بینی و کوتاه نظری به ویژه از لحاظ تأثیری که بر سرمایه گذاری شرکت ها در زمینه پژوهش و توسعه و نوآوری بر جای می گذارد، حائز اهمیت است و بررسی های انجام گرفته تاکنون نتایج متفاوتی کسب کرده اند. دلبستگی به نتایج کوتاه مدت و خصلت ریسک گریزی منتسب به سرمایه گذاران نهادی، ضرورت توجه به نقش آنها را در سوگیری و عملکرد شرکت هایی که در آنها مبادرت به سرمایه گذاری شده است، برجسته می سازد (مظلومی و رحمان سرشت، ۱۳۸۴).

ماگ بیان می کند که استفاده از توانایی های سرمایه گذاران نهادی برای تأثیرگذاری در تصمیمات مدیران تا حدی تابعی از اندازه میزان سرمایه گذاری آنهاست. اگر میزان سهام سرمایه گذاران نهادی زیاد باشد، سهام قابل عرضه در بازار کم است و بنابراین آنها سهامشان را برای دوره بلندمدت تری نگه می دارند. در این مورد انگیزه بیشتری برای نظارت بر مدیریت شرکت وجود دارد. در صورتی که اگر سهام داران نهادی سهم کمی از شرکت را داشته باشند اگر عملکرد شرکت ضعیف باشد به راحتی می توانند سهمشان را در بازار به نقدینگی تبدیل کنند و در این صورت انگیزه کمتری برای نظارت بر عملکرد مدیران وجود دارد. مطالعات متعددی نشان می دهد که هدف سهامداران نهادی کوتاه مدت است و آنها تمایل به نقد کردن سهامشان و به دست آوردن سود در کوتاه مدت دارند تا اینکه به امید به دست آوردن منافع بیشتری در بلندمدت باشند (کورنت و همکاران[۲۵]، ۲۰۰۷).

رابطه عملکرد مدیریتی سرمایه گذاران نهادی با سهم مالکیت این نهادها در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توسط مظلومی و رحمان سرشت (۱۳۸۴) مورد مطالعه قرار گرفته است. در این تحقیق رابطه بین نسبت های مالکانه مدیران، شخصیت های حقیقی و حقوقی صاحب سهام و نهادهای کنترل کننده سهام پرسنلی با عملکرد

[22] Pound
[23] Tsai
[24] Balsam et al
[25] Cornett et al

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مالی شرکت ها در ۱۳۱ شرکت در یک دوره ۵ ساله تحت بررسی قرار گرفت. متغیرهای ساختار مالکیت در این تحقیق، میزان سهم مالکانه سرمایه گذاران نهادی، مدیران، سازمان گسترش مالکیت تولیدی، اشخاص حقیقی و حقوقی بوده است. در این تحقیق تنها در متغیر ساختار سرمایه تفاوت معناداری بین دو گروه شرکت هایی که سرمایه گذاران نهادی در آنها حضور داشتند و گروه دیگر دیده شده است.

در تحقیق حساس یگانه و همکاران (۱۳۸۷) رابطه بین سرمایه گذاران نهادی و ارزش شرکت مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیقات آنها نشان داد که رابطه مثبتی بین سرمایه گذاران نهادی و ارزش شرکت وجود دارد.

کیم و همکاران (۲۰۱۹) تأثیر ریسک اطلاعاتی خاص شرکت را که توسط کیفیت اقلام تعهدی اندازه گیری شده است بر روی هزینه سرمایه با استفاده از رفتار تجاری سرمایه گذاران نهادی تجزیه و تحلیل می‌کند. سرمایه گذاران نهادی در شرکت هایی با کیفیت تعهدی پایین‌تر فروش خالص خود را در سال های بعدی افزایش می دهند. علاوه بر این ، فروش خالص این سرمایه گذاران به عوامل ذاتی و اختیاری کیفیت اقلام تعهدی مربوط است. آنها در مطالعه خود بررسی کردند که آیا ریسک اطلاعات خاص شرکت در سرمایه های نوظهور وجود دارد یا خیر؟ و آیا بازارها، بر ریسک سرمایه گذاری تأثیر می‌گذارد. در مورد هزینه سرمایه و بازده قیمت سهام ، مطالعه آنها بررسی کرد که با توجه به تجارت سرمایه گذاران نهادی است سرمایه و بازده سهام تغییر می کند (کیم و همکاران، ۲۰۱۹).

عابد النصر و همکاران (۲۰۱۷) رابطه شیوه های حاکمیت شرکتی، ساختار مالکیت و عملکرد شرکت را مورد بررسی قرار دادند آنها دریافتند که رابطه مثبت بین کیفیت حاکمیت و عملکرد شرکت در سطوح پایین تمرکز مالکیت قوی تر است. جالب توجه است، که رابطه بین حاکمیت و عملکرد شرکت تابع افزایش مالکیت پراکنده است و این که علاوه بر ارزش حاکمیت خوب لزوما در سطح بالایی از تمرکز مالکیت حفظ نشده است. ضمن اینکه، چنین رابطه به بالاترین سطح خود می رسد زمانی که دولت و یا شرکت های محلی سهامداران عمده این شرکت هستند.

باندیوپادای و باروآ[۲۶] (۲۰۱۶) به بررسی رابطه بین ادوار تجاری، ساختار سرمایه و عملکرد شرکت‌های هندی طی دوره زمانی ۲۰۱۱–۱۹۹۸ پرداختند. نتایج نشان داد ادوار اقتصاد کلان به طور معناداری تصمیمات تامین مالی شرکت و در نتیجه عملکرد شرکت‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

دبسندر (۲۰۱۵) در مقاله ای تحت عنوان، ویژگی های هیأت مدیره و کیفیت سود، نتیجه گرفت که کیفیت سود و نسبت استقلال هیأت مدیره زمانی که مالکیت پراکنده است، مکمل هم هستند. در این مقاله به مالکیت متمرکز و ترکیب هیأت مدیره در نظارت بر مدیریت و جانشین های مناسب آن اشاره دارد. تجزیه و تحلیل اضافی نشان داد که بین ترکیب اعضای هیأت مدیره استقلال و دوگانگی مدیر عامل) و کیفیت سود ارتباط وجود دارد. هم چنین، نتایج تأثیر بیشتر ویژگی های هیأت مدیره بر کیفیت سود را برای شرکتها که از طریق خانوادگی و شرکت های غیر مالی نسبت به شرکت هایی که از طریق بانک، کنترل می شوند، نشان داد.

یوسف زاده و همکاران (۱۳۹۸) در تحقیقی نشان دادند که بین اندازه هیئت‌مدیره و عملکرد مالی (بازده دارایی‌ها و مازاد بازده سهام) شرکت‌ها رابطه معناداری وجود دارد. اما بین استقلال هیئت‌مدیره و عملکرد مالی (بازده دارایی‌ها و مازاد بازده سهام) شرکت‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین بین مالکیت مدیریت و عملکرد مالی (بازده دارایی‌ها) رابطه معناداری وجود دارد اما بین مالکیت مدیریت و عملکرد مالی (مازاد بازده سهام) رابطه معناداری مشاهده نگردید.

صحراکاران و رضائی (۱۳۹۷) در پژوهشی نشان دادند که تأثیر ریسک اطلاعات مالی شرکت ها در رابطهٔ کسری مالی و تغییرات ساختار سرمایه نیز منفی و معنادار است. تأثیر ریسک اطلاعات مالی شرکت ها در رابطهٔ کسری مالی و تغییرات

[26] Bandyopadhyay & Barua

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

ساختار سرمایه با مداخلهٔ عدم تقارن به عنوان عامل نمایندگی اول تأیید شد؛ اما با مداخلهٔ عدم تقارن به عنوان عامل نمایندگی دوم تأیید نشد.

حسنی (۱۳۹۶) در پژوهشی نشان داد که استقلال هیات مدیره بر کیفیت سود تاثیر مثبت دارد. در واقع در شرکتی که شفافیت اطلاعاتی دارند، مکانیسم های شرکتی از قبیل استقلال هیات مدیره باعث افزایش کیفیت سود می شود. همچنین براساس نتایج تحقیق، جریان نقدی و اهرم مالی با کیفیت سود رابطه مستقیم و همچنین اندازه شرکت با کیفیت سود رابطه معنادار و معکوس دارد.

غلامی مقدم (۱۳۹۶) در پژوهشی تحت عنوان استقلال هیئت مدیره، دامنه ی افشاء و عملکرد مالی واقعی در شرکت‌های بورسی ایران که نمونه ی پژوهش شامل ۱۲۳ شرکت بود نشان دادند که استقلال هیئت مدیره بر عملکرد مالی تاثیر معناداری ندارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ روش همبستگی و از لحاظ هدف کاربردی می باشد. از جهت نوع طرح تحقیق، پژوهش حاضر از نوع تحقیقات پس رویدادی است. در این نوع تحقیق‌ها، هدف بررسی روابط موجود بین متغیرها است و داده‌ها از محیطی که به گونه‌ای طبیعی وجود داشته‌اند و یا از وقایع گذشته که بدون دخالت مستقیم پژوهش‌گر رخ داده است، جمع‌آوری و تجزیه و تحلیل می‌شود. در این پژوهش برای آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون خطی چندگانه استفاده شده است. به منظور تحلیل داده‌های بدست آمده از روشهای آمار توصیفی و استنباطی استفاده شده است. بدین ترتیب که برای توصیف داده‌ها از جدول توزیع فراوانی و در سطح استنباطی برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از آزمونهای اف لیمر، هاسمن، والد تعدیل شده و والدریج استفاده می‌شود.

جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره مورد بررسی نیز سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ می‌باشد و از اطلاعات مالی ۳ سال قبل برای اندازه گیری متغیر ریسک اطلاعات استفاده خواهد شد. در این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که دارای ویژگی‌های زیر بوده، به عنوان نمونه انتخاب خواهند شد:

– به دلیل افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد.

– شرکتها نباید سال مالی خود را در طی دوره های مورد نظر تغییر داده باشد.

– اطلاعات مالی شرکتهای مورد بررسی به منظور استخراج داده های مورد نیاز در سایت کدال در دسترس باشد.

– شرکتهای مورد بررسی در بازه زمانی پژوهش یعنی از سال ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۸ از بورس خارج نشده باشد چون برای اندازه گیری ریسک اطلاعات نیاز به اطلاعات ۴ سال قبل می باشد.

– شرکتهای مورد نظر جزء بانکها و واسطه گری مالی، لیزینگ، هلدینگ و سرمایه گذاری به علت ماهیت و نوع فعالیت این گروه از شرکتها متفاوت است، نباشند.

متغیر وابسته: عملکرد مالی

برای اندازه گیری عملکرد مالی در این پژوهش از معیار بازده دارایی ها استفاده می شود.

بازده دارایی ها (**ROA**): از طریق نسبت سود خالص به کل دارایی ها اندازه گیری خواهد شد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

متغیر مستقل: ریسک اطلاعات (IR)

برای محاسبه ریسک اطلاعات به تبعیت از کیم و همکاران (۲۰۱۹) ابتدا بر اساس مدل مک نیکولز[۲۷] (۲۰۰۲)، کیفیت اقلام تعهدی را محاسبه می‌کنیم سپس انحراف معیار باقیمانده مدل طی سه سال را به عنوان ریسک اطلاعات درنظر می‌گیریم. این معیار بر اساس این نظر می‌باشد که افزایش انحراف معیار اقلام تعهدی باعث افزایش ریسک اطلاعات می گردد

کیفیت اقلام تعهدی[۲۸]: کیفیت اقلام تعهدی بر اساس مدل مک نیکولز (۲۰۰۲) محاسبه می شود. مدل مک نیکولز به شرح زیر است: (معادله ۱)

$$\frac{TCA_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}\frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \beta_2\frac{CFO_{i,t-1}}{Assets_{i,t-1}} + \beta_3\frac{CFO_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \beta_4\frac{CFO_{i,t+1}}{Assets_{i,t-1}} + \beta_5\frac{\Delta sales_{i,t}}{Assets_{i,t}} + \beta_6\frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t}} + V_{i,t}$$

در معادله فوق:

$TCA_{i,t}$: برابر با کل اقلام تعهدی

$Assets_{i,t}$: میانگین داراییهای شرکت i در سال t-1

$CFO_{i,t-1}$: وجه نقد حاصل از عملیات شرکت i در سال t-1

$CFO_{i,t}$: وجه نقد حاصل از عملیات شرکت i در سال t

$CFO_{i,t+1}$: وجه نقد حاصل از عملیات شرکت i در سال t +1

$\Delta sales_{i,t}$: تغییر در حساب فروش شرکت i در سال t

$PPE_{i,t}$: اموال ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در سال t

$V_{i,t}$: خطای باقی مانده

β_1 تا β_6 ضرایب متغیر ها (شیب)

$\beta_{0,i}$: مقدار ثابت محاسبه شده توسط مدل رگرسیون

مقدار خطای باقی مانده در معادله شماره (۱) بیانگر این است که خطای برآورد در اقلام تعهدی جاری ارتباطی با جریان وجه نقد عملیاتی ندارد و به وسیله تغییر در درآمد و ماشین آلات و تجهیزات قابل تبیین نیست. در این پژوهش انحراف معیار باقیمانده مدل طی سه سال را به عنوان ریسک اطلاعات درنظر می گیریم. این معیار بر اساس این نظر می‌باشد که افزایش انحراف معیار اقلام تعهدی باعث افزایش ریسک اطلاعات می گردد.

متغیرهای تعدیلگر: برای نظارت بیرونی از معیارهای درصد مالکیت نهادی و استقلال هیئت مدیره به عنوان متغیرهای تعدیلگر استفاده خواهد شد.

۱) مالکیت نهادی (INVS)

طبق موضوع بند ۲۷ ماده ۱ قانون بازار اوراق بهادار ایران سرمایه گذاران نهادی عبارتند از: بانک ها و بیمه ها، هلدینگها، شرکت‌های سرمایه گذاری، صندوق بازنشستگی، شرکت تامین سرمایه، صندوق های سرمایه گذاری ثبت شده نزد سازمان بورس اوراق بهادار است. در این پژوهش میزان مالکیت سهامداران بالا ۵ درصد شرکت به عنوان شاخص سنجش سرمایه گذاران نهادی در نظر گرفته شده است.

[27] Mike Nichols
[28] Accrual Items Quality

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

۲) **استقلال هیئت مدیره (IND):** استقلال هیئت مدیره از طریق نسبت اعضای غیر موظف هیئت مدیره به کل اعضا اندازه گیری خواهد شد که عددی مابین صفر تایک حاصل خواهد شد که اگر صفر باشد یعنی هیئت مدیره هیچ گونه استقلالی ندارد ولی اگر یک باشد یعنی همه اعضای هیئت مدیره مستقل هستند.

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت (SIZE): در این پژوهش، اندازه شرکت از طریق لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی شرکت اندازه‌گیری می‌شود.

سن شرکت (LnAge): از طریق لگاریتم طبیعی عمر شرکت (اختلاف زمانی سال تاسیس با سال مورد نظر) اندازه گیری خواهد شد.

اهرم مالی (Lev): از طریق نسبت کل بدهی ها بر کل دارایی‌ها اندازه‌گیری خواهد شد.

نوسانات نرخ تورم (Infl): در این پژوهش نرخ تورم، از طریق بانک‌های اطلاعاتی بانک مرکزی و مرکز آمار استخراج خواهد شد. لازم به توضیح است برای محاسبه نوسانات نرخ تورم از انحراف معیار ۵ سال قبل نرخ تورم استفاده خواهد شد.

یافته‌های پژوهش

یافته‌های توصیفی

برای بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۱)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در پژوهش را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۲۵ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۶ ساله (۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷) می‌باشد.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
بازده دارایی ها	ROA	۷۵۰	۰/۱۱۲	۰/۱۴۳	-۰/۳۷	۰/۶۲
ریسک اطلاعات	IR	۷۵۰	۰/۱۰۰	۰/۰۶۹۹	۰/۰۰۹	۰/۴۹۲
سرمایه‌گذاران نهادی	INVowner	۷۵۰	۰/۷۳۷	۰/۱۶۰	۰/۲۱۲	۰/۹۴۹۵
استقلال هیئت مدیره	IND	۷۵۰	۰/۶۵۴	۰/۱۷۴	۰/۲	۱
اندازه شرکت	Lnsize	۷۵۰	۱۴/۴۰۳	۱/۵۳۴	۱۰/۵۳۲	۱۹/۷۷۳
سن شرکت	LnAge	۷۵۰	۳/۰۸۴	۰/۵۲۷	۱/۷۹۱	۴/۱۲۷
اهرم مالی	lev	۷۵۰	۰/۵۸۲	۰/۲۱۳	۰/۰۶۱	۱/۳۲۲
نوسانات نرخ تورم	Infl	۷۵۰	۰/۰۸۸	۰/۰۱۲۵	۰/۰۰۲۴	۰/۱۰۳

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر اهرم مالی برابر با (۰/۵۸) می‌باشد که نشان می‌دهد در شرکتهای نمونه به طور میانگین ۵۸ درصد از دارایی های شرکتها را بدهی آنها تشکیل داده است. میانگین استقلال هیئت مدیره برابر با ۶۵ درصد است که نشان می دهد در شرکتهای عضو نمونه به طور میانگین هیئت مدیره ها از ۶۵ درصد استقلال برخوردارند. میانگین بازده دارایی ها برابر با ۱۱ درصد است که نشان می دهد در شرکتهای عضو نمونه به طور میانگین به میزان ۱۱ درصد دارایی ها سود دهی داشته اند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای اندازه شرکت برابر با ۱/۵۳۴و برای نوسانات نرخ تورم برابر است با ۰/۰۱۲ می‌باشد که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد. به‌عنوان‌مثال بزرگ‌ترین مقدار اهرم مالی برابر با ۱/۳۲۲ است که نشان می دهد شرکتی وجود دارد که بدهی آن بیشتر از دارایی بوده و زیان انباشته داشته است. کمترین مقدار بازده دارایی ها برابر با ۰/۳۷- می باشد یعنی شرکتی وجود دارد به میزان ۳۷ دردص دارایی هایش زیانده بوده است.

آزمون تشخیص توزیع نرمال

به‌منظور بررسی نرمال بودن متغیرهای پژوهش از آزمون جارکو-برا استفاده‌شده است. در این آزمون‌ها هرگاه سطح معنی‌داری کمتر از ۵٪ باشد (Sig < ۵٪)، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود.
نتایج آزمون تشخیص توزیع نرمال در جدول (۲) ارائه‌شده است:

جدول (۲): آزمون جارکو-برا

نام متغیر	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
بازده دارایی ها	ROA	۰/۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
ریسک اطلاعات	IR	۰/۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
سرمایه‌گذاران نهادی	INVowner	۰/۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
استقلال هیئت مدیره	IND	۰/۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
اندازه شرکت	size	۰/۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
سن شرکت	Age	۰/۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
اهرم مالی	lev	۰/۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
نوسانات نرخ تورم	Infl	۰/۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۲، سطح معنی‌داری متغیرها طبق آزمون تشخیص توزیع نرمال جارکو- برا کمتر از ۵ درصد می‌باشد. لذا داده‌های متغیرها، از توزیع نرمال برخوردار نیستند. با استفاده از روش حذف داده های پرت اقدام به نرمال سازی متغیرهای پژوهش شده است.

تخمین نهایی فرضیه های پژوهش

۱- فرضیه اول بیان می دارد: ریسک اطلاعات بر بازده دارایی ها تاثیر دارد.

جدول (۳): نتیجه آزمون مدل اول

$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 IR_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 \text{Age}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{Infl}_{it} + \varepsilon$					
متغیر وابسته: بازده دارایی ها					
متغیرها	**نماد**	**ضرایب**	**خطای استاندارد**	**آماره z**	**سطح معناداری**
ریسک اطلاعات	IR	۰/۳۲۶	۰/۰۶۳۴	۵/۱۴	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	size	۰/۰۱۴۱	۰/۰۰۴۷	۳/۰۰	۰/۰۰۳
سن شرکت	Age	-۰/۰۳۰	۰/۰۱۸۷	-۱/۶۴	۰/۱۰۰
اهرم مالی	lev	-۰/۳۵۸	۰/۰۳۹۰	-۹/۱۹	۰/۰۰۰
نوسانات نرخ تورم	Infl	-۰/۱۴۱	۰/۶۵۴	-۰/۲۲	۰/۸۲۹
C		۰/۲۰۳	۰/۱۳۶	۱/۴۹	۰/۱۳۶

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

آماره والد	۱۲۹/۶۶
سطح معناداری والد	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۴۶ درصد
ناهمسانی واریانس	آماره ۳/۳e+۵ ؛ سطح معناداری (۰/۰۰۰۰)
خودهمبستگی سریالی	۲۶/۷۸۱ (۰/۰۰۰۰)

نتایج جدول ۳، نشان می دهد که سطح معناداری والد کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. ضریب تعیین برابر با ۴۶ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۴۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. سطح معنی‌داری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد. که در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در مدل می‌باشد. که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور Auto Correlation رفع شده است. سطح معناداری مربوط به متغیر ریسک اطلاعات کمتر از پنج درصد و ضریب آن مثبت است. بنابراین، ریسک اطلاعات بر بازده دارایی ها تاثیر دارد و فرضیه اول پذیرفته می‌شود.

۲- فرضیه دوم بیان می دارد: مالکیت نهادی بر بازده دارایی ها تاثیر دارد.

جدول (٤): نتیجه آزمون مدل دوم

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 INVS_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 \mathrm{Age}_{it} + \beta_4 \mathrm{lev}_{it} + \beta_5 \mathrm{Infl}_{it} + \varepsilon$$

متغیر وابسته: بازده دارایی ها

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
مالکیت نهادی	INVowner	۰/۱۰۸	۰/۰۳۵۲	۳/۰۹	۰/۰۰۲
اندازه شرکت	size	۰/۰۱۲۷	۰/۰۰۴۷	۲/۶۸	۰/۰۰۷
سن شرکت	Age	-۰/۰۲۵۵	۰/۰۱۷۸	-۱/۴۳	۰/۱۵۳
اهرم مالی	lev	-۰/۳۶۰	۰/۰۳۸۷	-۹/۲۸	۰/۰۰۰
نوسانات نرخ تورم	Infl	-۰/۳۰۹	۰/۸۰۰۳	-۰/۳۹	۰/۶۹۹
C		۰/۱۷۶	۰/۱۳۶۱	۱/۳۰	۰/۱۹۵
آماره والد		۱۲۴/۶۹			
سطح معناداری والد		۰/۰۰۰۰			
ضریب تعیین		۴۴ درصد			
ناهمسانی واریانس		آماره : ۹۷۷۷۶/۱۰؛ سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰			
خودهمبستگی سریالی		آماره: ۳۱/۹۰۷؛ سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰			

نتایج جدول ۴، نشان می دهد که سطح معناداری والد کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. ضریب تعیین برابر با ۴۴ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۴۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. سطح معنی‌داری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد. که در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در مدل می‌باشد. که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور Auto Correlation رفع

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

شده است. سطح معناداری مربوط به متغیر مالکیت نهادی کمتر از پنج درصد و ضریب آن مثبت است. بنابراین، مالکیت نهادی بر بازده دارایی ها تاثیر دارد و فرضیه دوم پذیرفته می‌شود.

۳- فرضیه سوم بیان می دارد: استقلال هیئت مدیره بر بازده دارایی ها تاثیر دارد.

جدول (۵): نتیجه آزمون مدل سوم

$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 IND_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 \text{Age}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{Infl}_{it} + \varepsilon$					
متغیر وابسته: بازده دارایی ها					
متغیرها	**نماد**	**ضرایب**	**خطای استاندارد**	**آماره z**	**سطح معناداری**
استقلال هیئت مدیره	IND	-۰/۰۰۵۷	۰/۰۲۹۸	-۰/۱۹	۰/۸۴۸
اندازه شرکت	size	۰/۰۱۲۹	۰/۰۰۵۲	۲/۴۸	۰/۰۱۳
سن شرکت	Age	-۰/۰۲۹۲	۰/۰۱۹۳	-۱/۵۱	۰/۱۳۰
اهرم مالی	lev	-۰/۳۵۳	۰/۰۳۸۱	-۹/۲۵	۰/۰۰۰
نوسانات نرخ تورم	Infl	-۰/۳۱۰	۰/۷۹۳	-۰/۳۹	۰/۶۹۶
C		۰/۲۶۶	۰/۱۴۵۴	۱/۸۳	۰/۰۶۷
آماره والد		۱۱۹/۸۵			
سطح معناداری والد		۰/۰۰۰۰			
ضریب تعیین		۴۳ درصد			
ناهمسانی واریانس		آماره: ۴۳۴۴۴/۰۸؛ سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰			
خودهمبستگی سریالی		آماره: ۳۰/۴۱۱؛ سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰			

نتایج جدول ۵، نشان می دهد که سطح معناداری والد کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. ضریب تعیین برابر با ۴۳ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۴۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. سطح معنی‌داری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد. که در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در مدل می‌باشد. که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور Auto Correlation رفع شده است. سطح معناداری مربوط به متغیر استقلال هیئت مدیره بیشتر از پنج درصد است. بنابراین، استقلال هیئت مدیره بر بازده دارایی ها تاثیر معنادار ندارد و فرضیه سوم رد می‌شود.

۴- فرضیه چهارم بیان می دارد: مالکیت نهادی بر ارتباط بین ریسک اطلاعات و بازده دارایی ها تاثیر دارد.

جدول (٦): نتیجه آزمون مدل چهارم

$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 IR_{it} + \beta_2 INVS_{it} + \beta_3 (IR_{it} * INVS_{it}) + \beta_4 size_{it} + \beta_5 \text{Age}_{it} + \beta_6 \text{lev}_{it} + \beta_7 \text{Infl}_{it} + \varepsilon$					
متغیر وابسته: بازده دارایی ها					
متغیرها	**نماد**	**ضرایب**	**خطای استاندارد**	**آماره z**	**سطح معناداری**
ریسک اطلاعات	IR	۰/۹۱۱	۰/۱۶۹	۵/۳۸	۰/۰۰۰
مالکیت نهادی	INVowner	۰/۱۶۹	۰/۰۳۰۹	۵/۴۹	۰/۰۰۰
ریسک اطلاعات * مالکیت نهادی	IR * INVowner	۰/۷۸۶	۰/۲۰۹	۳/۷۵	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	size	۰/۰۱۴۶	۰/۰۰۴۶	۳/۱۶	۰/۰۰۲

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

سن شرکت	Age	-۰/۰۱۸۸	۰/۰۱۴۲	-۱/۳۲	۰/۱۸۶
اهرم مالی	lev	-۰/۳۸۱	۰/۰۳۲۷	-۱۱/۶۵	۰/۰۰۰
نوسانات نرخ تورم	Infl	-۰/۲۶۶	۰/۶۳۷۳	-۰/۴۲	۰/۶۷۵
C		۰/۰۴۷۷	۰/۱۲۴۶	۰/۳۸	۰/۷۰۲
آماره والد		۲۰۱/۹۷			
سطح معناداری والد		۰/۰۰۰۰			
ضریب تعیین		۵۷ درصد			
ناهمسانی		آماره: ۲/۶e+۵؛ سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰			
خودهمبستگی		آماره: ۲۵/۰۸۳؛ سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰			

نتایج جدول ۶، نشان می دهد که سطح معناداری والد کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. ضریب تعیین برابر با ۵۷ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۵۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. سطح معنی‌داری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد. که در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در مدل می‌باشد. که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور Auto Correlation رفع شده است. سطح معناداری مربوط به متغیر ریسک اطلاعات * مالکیت نهادی کمتر از پنج درصد و ضریب آن مثبت است. بنابراین، مالکیت نهادی بر ارتباط بین ریسک اطلاعات و بازده دارایی ها تاثیر معنادار دارد. بر طبق نظریه منافع شخصی مالکان نهادی در صدد کسب سود بیشتر و منفعت بیشتر هستند بنابراین با افزایش مالکان نهادی ارتباط مستقیم بین ریسک اطلاعات و بازده دارایی ها تشدید پیدا می کند.

۵- فرضیه پنجم بیان می دارد: استقلال هیئت مدیره بر ارتباط بین ریسک اطلاعات و بازده دارایی ها تاثیر دارد.

جدول (۵): نتیجه آزمون مدل پنجم

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 IR_{it} + \beta_2 IND_{it} + \beta_3 (IR_{it} * IND_{it}) + \beta_4 size_{it} + \beta_5 \text{Age}_{it} + \beta_6 \text{lev}_{it} + \beta_7 \text{Infl}_{it} + \varepsilon$$

متغیر وابسته: بازده دارایی ها

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
ریسک اطلاعات	IR	۰/۱۸۴	۰/۰۹۹	۱/۸۶	۰/۰۶۲
استقلال هیئت مدیره	IND	۰/۰۴۲۷	۰/۰۲۵۲	۱/۷۰	۰/۰۹۰
ریسک اطلاعات * استقلال هیئت مدیره	IR * IND	۰/۲۷۳	۰/۱۷۴	۱/۵۷	۰/۱۱۶
اندازه شرکت	size	۰/۰۱۵	۰/۰۰۵۰	۳/۰۵	۰/۰۰۲
سن شرکت	Age	-۰/۰۲۴	۰/۰۱۵۱	-۱/۶۴	۰/۱۰۱
اهرم مالی	lev	-۰/۳۷۵	۰/۰۳۳۲	-۱۱/۲۹	۰/۰۰۰
نوسانات نرخ تورم	Infl	-۰/۲۰۰	۰/۶۳۸	-۰/۳۱	۰/۷۵۶
C		۰/۱۹۹	۰/۱۳۳	۱/۴۹	۰/۱۳۶
آماره والد		۱۷۹/۶۸			
سطح معناداری آماره والد		۰/۰۰۰۰			
ضریب تعیین		۵۵ درصد			
ناهمسانی		آماره: ۹۶۸۷۰/۰۸؛ سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰			
خودهمبستگی		آماره: ۲۵/۷۱۸؛ سطح معناداری: ۰/۰۰۰۰			

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نتایج جدول ۷، نشان می دهد که سطح معناداری والد کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. ضریب تعیین برابر با ۵۵ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۵۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. سطح معنی‌داری آزمون ناهمسانی واریانس کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد. که در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور gls رفع شده است. سطح معناداری آزمون خودهمبستگی سریالی کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در مدل می‌باشد. که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور Auto Correlation رفع شده است. سطح معناداری مربوط به متغیر ریسک اطلاعات * استقلال هیئت مدیره بیشتر از پنج درصد است. بنابراین فرضیه پنجم رد می‌شود.

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش به بررسی تأثیر ریسک اطلاعات بر عملکرد مالی شرکت با تاکید بر نقش نظارت بیرونی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. برای ریسک اطلاعات به تبعیت از کیم و همکاران (۲۰۱۹) ابتدا بر اساس مدل مک نیکولز (۲۰۰۲)، کیفیت اقلام تعهدی را محاسبه شده سپس انحراف معیار باقیمانده مدل طی سه سال به عنوان ریسک اطلاعات درنظر گرفته شد بدین صورت که این معیار بر اساس این نظر می‌باشد که افزایش انحراف معیار اقلام تعهدی باعث افزایش ریسک اطلاعات می گردد و برای سنجش عملکرد مالی شرکت، از بازده دارایی ها و بازده حقوق صاحبان سهام استفاده گردید. ضمن اینکه در معیار سرمایه گذاران نهادی و استقلال هیئت مدیره به عنوان معیارهای نظارت بیرونی در نظر گرفته شدند. در این پژوهش، جامعه مورد بررسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۷ است. درواقع کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس، به‌عنوان جامعه انتخاب و سپس با اعمال شرایط و محدودیت‌هایی، ۱۲۵ شرکت واجد شرایط به‌عنوان نمونه موردبررسی، در نظر گرفته شد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول مشاهده گردید که متغیر ریسک اطلاعات دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد و ضریب مثبت است بنابراین تاثیر مستقیم و معنی‌داری بر بازده دارایی ها دارد. این بدین معنی است که با افزایش ریسک اطلاعات میزان بازده دارایی ها افزایش می یابد. با توجه به نتایج مدل دوم پژوهش می توان گفت که مالکیت نهادی بر بازده دارایی های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر مستقیم و معناداری دارد. یعنی با افزایش مالکیت نهادی در واحد اقتصادی با توجه به اینکه مالکان نهادی نقش نظارتی در شرکت دارند با افزایش میزان سهام در اختیار آنها بازده دارایی های شرکت نیز افزایش می یابد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم مشاهده گردید استقلال هیئت مدیره دارای سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد بوده بنابراین از لحاظ امار تاثیر معناداری بر بازده دارایی ها ندارد. یعنی استقلال هیئت مدیره بر بازده دارایی های شرکت‌ها ی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معناداری ندارد. یعنی افزایش یا کاهش درصد اعضای غیرموظف بر هیئت مدیره تاثیر معناداری بر بازده دارایی ها ندارد. نتایج حاصل از این فرضیه مطابق با پژوهش یوسف زاده و همکاران (۱۳۹۸)، غلامی مقدم (۱۳۹۶)، خدامی پور و همکاران (۱۳۹۳)، نیکبخت و همکاران (۱۳۸۹) و قالیباف اصل و رضایی (۱۳۸۷) است. ولی مخالف با پژوهش موسوی (۱۳۹۶) است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم مشاهده گردید که متغیر حاصلضرب مالکیت نهادی و ریسک اطلاعات دارای سطح معناداری کمتر از ۵ درصد بوده و ضریب آن عددی مثبت است. بنابراین می توان گفت مالکیت نهادی بر ارتباط بین ریسک اطلاعات و بازده دارایی ها تاثیر معناداری به لحاظ آماری دارد. بدین معنی که تعامل مالکیت نهادی و ریسک اطلاعات و افزایش آنها منجر به افزایش بازده دارایی ها می شود. نتایج حاصل از این فرضیه مطابق با عابد النصرو همکاران (۲۰۱۷) و کورنت و همکاران (۲۰۰۷) است. ولی مخالف با پژوهش حساس یگانه و

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

همکاران (۱۳۸۸) است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه پنجم مشاهده گردید که متغیر حاصلضرب استقلال هیئت مدیره و ریسک اطلاعات دارای سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد بوده است. بنابراین می توان گفت استقلال هیئت مدیره بر ارتباط بین ریسک اطلاعات و حقوق صاحبان سهام تاثیر معناداری به لحاظ آماری ندارد. بدین معنی که تعامل استقلال هیئت مدیره و ریسک اطلاعات و افزایش یا کاهش آنها تاثیر معناداری بر حقوق صاحبان سهام ندارد. نتایج حاصل از این فرضیه مطابق با پژوهش یوسف زاده و همکاران (۱۳۹۸)، غلامی مقدم (۱۳۹۶)، خدامی پور و همکاران (۱۳۹۳)، نیکبخت و همکاران (۱۳۸۹) و قالیباف اصل و رضایی (۱۳۸۷) است. ولی مخالف با پژوهش موسوی (۱۳۹۶) است.

نتایج این پژوهش می‌تواند به غنابخشیدن مبانی نظری موضوع در ایران و بازار سرمایه به صورت مستقیم و غیرمستقیم کمک کند. با توجه به آزمون فرضیه ها و بر اساس نتایج حاصل به تحلیلگران مالی پیشنهاد می‌شود تا در تجزیه و تحلیل اطلاعات، مالکیت نهادی را در مدلهای تصمیم‌گیری خود مد نظر قرار دهند و توجه داشته باشند که در شرکت‌هایی مالکیت نهادی بیشتری دارند عملکرد مالی بهتری دارند. به سازمان بورس و اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود که با ایجاد و تقویت راه کارهایی جهتافزایش نظارت بیرونی شرکت‌ها گام بردارند. چون با نظارت بیشتر عملکرد شرکتها بهبود یافته و سهامداران جز زیادی وارد بازار می شوند که این مساله منجر به کارایی بازار سرمایه می شود. به سرمایه گذاران پیشنهاد می شود در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که سهامداران نهادی بیشتری دارند چون سهامداران نهادی با نظارت خود شرایط لازم برای افزایش بازده دارایی ها و بازده حقوق صاحبان سهام فراهم می کنند. با توجه به نتایج این مطالعه، به محققین و پژوهشگران پیشنهاد می‌شود تأثیر ریسک اطلاعات بر عملکرد مالی شرکت با تاکید بر ویژگی های قدرت مدیرعامل از جمله: دوره تصدی، تخصص مالی، نفوذ و قدرت مالکیت مدیرعامل استفاده شود. در مطالعات آتی سایر معیارهای عملکرد مالی شرکت را سنجش و آزمون کنند. پژوهش حاضر به تفکیک صنایع انجام شده و نتایج پژوهش مقایسه گردد.

منابع

- ✓ اسماعیل زاده مقری، علی، جلیلی، محمد، زند عباس آبادی، عباس، (۱۳۸۹)، بررسی تاثیر حاکمیت شرکتی بر کیفیت سود در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۳، صص ۲۳۵-۲۵۲.
- ✓ بهنام پور، محمود، (۱۳۹۸)، تحلیل نقش اقلام تعهدی در اندازه‌گیری عملکرد و کیفیت حسابداری بر اساس مدل نیکلوف، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۶، شماره ۳، صص ۳۲۷-۳۴۷.
- ✓ حساس یگانه، یحیی، رییسی، زهره، حسینی، سیدمجتبی، (۱۳۸۸)، رابطه بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علوم مدیریت ایران، دوره ۴، شماره ۱۳، صص ۷۵-۱۰۰.
- ✓ حساس یگانه، یحیی، مرادی، محمد، اسکندر، هدی، (۱۳۸۷)، بررسی رابطه بین سرمایهگذاران نهادی و ارزش شرکت، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۵، شماره ۵۲، صص ۱۰۷-۱۲۲.
- ✓ حسنی، محسن، (۱۳۹۶)، شناخت تاثیر نسبت استقلال هیات مدیره بر کیفیت سود در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادارتهران، پژوهش حسابداری و حسابرسی، دوره ۷، شماره ۲۳، صص ۱-۲۰.
- ✓ خدامی پور، احمد، قربانی، رامین، نیک کار، جواد، بزرایی، یونس، (۱۳۹۳)، بررسی تاثیر ویژگی های هیأت مدیره بر عملکرد شرکت در سطوح متفاوت رقابت بازار، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، شماره ۲۴، صص ۱-۲۴.
- ✓ رحمان سرشت، حسین، مظلومی، نادر، (۱۳۸۴)، رابطه عملکرد مدیریتی سرمایه گذاران نهادی با سهم مالکیت این نهادها در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات مدیریت، شماره ۴۷، صص ۱۳۵-۱۶۰.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

- ✓ صحراکاران، مینا، رضایی، فرزین، (۱۳۹۷)، تاثیر ریسک اطلاعات مالی بر رابطه نمایندگی با ساختار سرمایه شرکت ها، مدیریت دارایی و تأمین مالی، شماره ۴، صص ۹۳-۱۰۲.
- ✓ غلامی مقدم، حسین، (۱۳۹۶)، استقلال هیئت مدیره، دامنه افشاء و عملکرد مالی واقعی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی سبزوار.
- ✓ قالیباف اصل، حسن، فاطمه رضایی، (۱۳۸۶)، بررسی تأثیر ترکیب هیأت مدیره بر عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، دوره ۹، شماره ۲۳، صص ۳۳-۴۸.
- ✓ نیکبخت، محمدرضا، سیدی، سید عزیز، هاشم الحسینی، روزبه، (۱۳۸۹)، بررسی تاثیر ویژگی های هیات مدیره بر عملکرد شرکت، پیشرفت های حسابداری، دوره ۲، شماره ۵۸، صص ۲۵۱-۲۷۰.
- ✓ یوسف‌زاده، حامد، پاکدلان، سعید، دربان فولادی، جواد، (۱۳۹۸)، بررسی تأثیر ویژگی‌های هیئت‌مدیره و کمیته حسابرسی بر عملکرد مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی شاندیز.
- ✓ Ball, R.J.,P. Brown. ,(1968) ,"An Emperical Evaluation of Accounting Income Number", Journal of Accounting Research, 6.
- ✓ Balsam. , S., Krishnan, J., Yang, J.S., (2003). "Auditor industry specialization and earnings quality". Auditing: A Journal of Practice and Theory 22-2, 71–97.
- ✓ Bandyopadhyay, A. & Barua, N. M. (2016), Factors Determining Capital Structure and Corporate Performance in India: Studying the Business Cycle Effects, Quarterly Review of Economics and Finance, 61: 160-172.
- ✓ Bejamin I. & Ehikioya, (2012), Corporate governance structure and firm performance in developing economies: evidence from Nigeria, Corporate Governance: The international journal of business in society, Vol. 9Iss: 3, pp. 231-243.
- ✓ Beyer, A. , D. A. Cohen, T. Z. Lys, B. R. Walther. (2010) . The financial reporting environment: Review of the recent literature, Journal of Accounting and Economics,50,296–343
- ✓ Cornett, M.M., Marcus, A.J., Saunders, A., and Tehranian, H. (2007). The impact of institutional ownership on corporate operating performance. Journal of Banking & Finance 31, 1771–1794
- ✓ Dechow, P. & Dichev, I. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. the Accounting Review, 77 35-59.
- ✓ Dechow, P. M., R.G. Sloan and A.P. Sweeney.(1995). Detecting earnings management.The Accounting Review 70(2): 193-225.
- ✓ Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. The Journal of Finance, 46, 1325-1360.
- ✓ Faccio, M., and Lasfer, M.A., (2000), Do occupational pension funds monitor companies in which they hold large stakes? Journal of Corporate Finance, Vol.6, pp. 71–110
- ✓ Fama, E. , & Jensen, M. (1983). Separation of ownership and control. Journal of Law and Economics, vol 26,301-325.
- ✓ Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K. (2005)."The market pricing of accruals quality", the journal of Accounting and economics, vol. 39, 295–327.
- ✓ Healy, P. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. Journal of Accounting and Economics, 7, 85-107.
- ✓ Jones, J. (1991), Earnings management during import relief investigations, Journal of Accounting Research, 29(2), 193–228.
- ✓ Lambert, R.A. Leuz, C. and Verrecchia, R.E. (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital, Journal of Accounting Research, Vol. 45 No. 2, pp. 385-420.
- ✓ Leuz, C. Wysocki, P. (2016). "The Economics of Disclosure and Financial Reporting Regulation: Evidence and Suggestions for Future Research". Journal of Accounting Research, 54 (2): 525-622.
- ✓ McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. The Accounting Review, 77(Supplement), 61–69.
- ✓ Nikolaev, V. (2018). "Identifying Accounting Quality". Working paper.

- ✓ Organ, D. W. Podsakoff, P. M. & MacKenzie, S. B. (2006). Organizational citizenship behavior: Its true nature, antecedents and consequences. Beverly Hills, CA: Sage.
- ✓ Sabli, Nurshamimi & Md. Noor, R.(2012). "tax planning and corporate governance". 3rd International Conference on business and economic research (3rd ICBER 2012) Proceeding.
- ✓ Shleifer, A., Vishny, R., (1986)." Large shareholders and corporate control". Journal of Political Econ-omy 94, pp 461–488.
- ✓ Tsai, M. H.,(2005). The impact of institutioanal ownership on firm performance in the hospitality industry, University of Nevada, Las Vegas.
- ✓ Watts Ross & Zimmerman Jerold, (1986) , Positive Accounting Theory, prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersy
- ✓ Watts, R. and J, Zimmerman. (1978). "Towards a Positive Theory of the Determination of Accounting Standards," The Accounting Review(January 1978) pp. 112-134.