فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ٦، شماره ٨٤، پاییز ١٤٠٢(جلد اول)
www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره ششم)
شماره ۸۴ / پاییز ۱۴۰۲ (جلد اول)/ صص ۱۰۸-۱۲۱

بررسی تاثیر استقلال هیات مدیره و مالکیت نهادی بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود

مهدی دیندار یزدی
دانشجوی دکتری حسابداری، واحد دماوند، دانشگاه آزاد اسلامی، دماوند، ایران.
Mehdi.dindar@gmail.com
آریا پاریاد
دانشجوی دکتری حسابداری، واحد دماوند، دانشگاه آزاد اسلامی، دماوند، ایران. (نویسنده مسئول).
Arya.paryad@gmail.com
زهرا مرادی
استادیار گروه حسابداری، واحد دماوند، دانشگاه آزاد اسلامی، دماوند، ایران.
za.moradi5@gmail.com

چکیده
سرمایه‌گذاران و دیگر کاربـران زمانی می‌توانند از سودهای شرکت برای تصمیم‌های سرمایه‌گـذاری و پیش‌بینی جریان-های نقدی و سودهای آینده به طور صحیح بهره بگیرند که سودهای شرکت بر مبنای عملکرد مالی واقعی شرکت و نه بر اساس اعمال نظر مدیریت در استفاده از روش‌های حسابداری، گزارش شده باشد. بر همین اساس هدف تحقیق حاضر بررسی تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود با تاکید بر حاکمیت شرکتی می باشد.. تحقیق حاضر از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ روش از نوع تحقیقات علّی (پس رویدادی) است. جامعه آماری تحقیق، شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد و با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک ۱۴۱ شرکت در فاصله بازده زمانی بین سالهای ۱۳۹۵ الی ۱۴۰۱ بوده است. آزمون فرضیه‌های تحقیق با کمک رگرسیون خطی چند متغیره با نرم افزار ایویوز انجام شد. نتایج نشان داد که عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود تاثیر مثبت معنی داری وجود دارد همچنین مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی و استقلال هیأت مدیره بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود تاثیر معنی داری نشان داد.

واژگان کلیدی: مدیریت سود، عدم تقارن اطلاعاتی، مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، استقلال هیأت مدیره، حاکمیت شرکتی.

مقدمه
تصمیم سرمایه گذاری یک شرکت برای موفقیت آن ضروری است .در امور مالی مدرن، کسب‌وکارها بر اساس معیارهایی تصمیم می‌گیرند که جریان نقدی یک پروژه از هزینه نقدی آن بیشتر باشد .در یک بازار بزرگ، همانطور که توسط مودیلیانی و میلر (۱۹۵۸) به تصویر کشیده شده است، اگر نرخ سود بازده یا سود بازار به حداکثر برسد، یک شرکت باید تصمیم بگیرد که آیا گزینه سرمایه گذاری را بپذیرد یا خیر .با این حال، ادبیات موجود نشان می‌دهد که از نظر تئوری و تجربی، بسیاری از شرکت‌ها به دلیل انواع مقاومت‌ها که به اصطکاک و اعوجاج معروف هستند، از سیاست‌های سرمایه‌گذاری مطلوب منحرف می‌شوند .منبع اصلی تعارض شامل مشکلات بازنمایی و عدم تقارن اطلاعاتی، به ویژه در کشورهایی با بازارهای بالغ است (استاین، ۲۰۰۳). ادبیات اخیر نشان داده است که ارتباطات سیاسی اصطکاک را به ویژه در بازارهای نوظهور افزایش می دهد (چن و همکاران، ۲۰۱۷؛ کول و همکاران، ۲۰۱۵). این اصطکاک ها با ذکر گزینه های سرمایه گذاری مطلوب مانع رشد شرکت ها می شود .چنین انتخاب کمتر واضحی به معنای بازده سرمایه گذاری

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پایین است که در هزینه کمتر سرمایه گذاری برای فرصت سرمایه گذاری منعکس می شود.لیتا[1] و همکاران (۲۰۱۸) بیان کردند عدم تقارن اطلاعاتی تأثیر مثبتی بر درآمد مدیریت دارد. شکست های حاکمیت داخلی انرون منجر به سوء استفاده مدیران از خلاءهای حسابداری برای دستکاری درآمد و پنهان کردن زیان های سنگین آن می شود .چن و همکاران (۲۰۰۷) بر نقش محوری حاکمیت شرکتی در تحریک شفافیت و کارایی، حفاظت از ثروت سهامداران اقلیت، اطمینان از رفتار عادلانه با همه سهامداران، و تسهیل افشای به موقع و دقیق همه موضوعات مهم تاکید می کند .مکانیسم‌های ناقص حاکمیت شرکتی ممکن است منجر به هزینه‌های آژانس و عدم تقارن اطلاعاتی شود که می‌تواند به سوء رفتار مدیریت نسبت داده شود. گارسیا- مکا و سانچز- بالستا (۲۰۰۹) پیشنهاد می کنند که حاکمیت شرکتی به همسو کردن منافع مدیران با منافع سهامداران و افزایش اعتبار اطلاعات حسابداری کمک می کند. قابل توجه است که بائو و لولین (۲۰۱۷) و لل (۲۰۱۹) در مطالعات اخیر چند کشوری خود دریافتند که شرکت ها در بازارهای نوظهور درآمد را تا سطح بسیار بالاتری دستکاری می کنند، زیرا اجرای قانونی آنها در مقایسه با بازارهای توسعه یافته سختگیرانه تر است.

آرون و همکاران (۲۰۱۵). شرکت های فهرست شده در بریتانیا را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که مدیران زن مستقل از دستکاری درآمد جلوگیری می کنند. در همین راستا، دیویدسون و همکاران (۲۰۰۵) دریافتند که شرکت های پذیرفته شده در بورس استرالیا با اکثریت مدیران غیرموظف در هیئت مدیره و کمیته حسابرسی می توانند مدیریت سود را محدود کنند، در حالی که انتخاب حسابرس و تشکیل یک واحد حسابرسی داخلی بر سطح اقلام تعهدی اختیاری تأثیر نمی گذارد .از سوی دیگر، پارک و شین (۲۰۰۴) هیچ شواهدی مبنی بر اینکه مدیران عادی خارجی نقش مهمی در نظارت بر فعالیت های مدیریت سود مدیریتی در کانادا دارند، پیدا نکردند. ایسا و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی ارتباط بین حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در ویتنام، که یافته‌های آن مشمول محدودیت روش‌شناختی است. تنها یک ویژگی حاکمیتی، یعنی اندازه هیئت مدیره، در این مطالعه استفاده شده است که ممکن است معیار جامعی از ساختار حاکمیت یک شرکت ارائه نکند .علاوه بر این، سوگیری انتخاب نمونه و مسائل درون زایی بدون توجه ممکن است به تخمین های بالقوه مغرضانه منجر شود (علی و همکاران، ۲۰۱۸؛ وینتوکی و همکاران، ۲۰۱۲). نقش حاکمیت شرکتی کاهش مشکل نمایندگی و کاهش هزینه های نمایندگی برای به حداکثر رساندن ثروت سهامداران است. مطالعات قبلی نشان می‌دهد که شرکت‌هایی با حاکمیت شرکتی خوب عملکرد بهتری دارند (علی و همکاران، ۲۰۱۷). به طور خاص، حاکمیت شرکتی قوی عدم تقارن اطلاعاتی بین افراد داخلی (مثلاً مدیران) و افراد خارجی (به عنوان مثال، سرمایه گذاران) و همچنین بین افراد خارجی را کاهش می دهد .ز آنجایی که مدیران تمایل به داشتن اطلاعات خصوصی و تجربه خاص شرکت در تمام جنبه‌های کسب‌وکار شرکت دارند، مشکلات اخلاقی شدیدی می‌تواند از عدم تقارن اطلاعاتی بین افراد داخلی و خارجی ایجاد شود .بادولاتو و همکاران (۲۰۱۴)، دیویدسون و همکاران (۲۰۰۵) و کلاین (۲۰۰۲) مزایای مکانیسم های حاکمیت داخلی، مانند کمیته حسابرسی و ویژگی های هیئت مدیره را در کاهش هزینه های آژانس و عدم تقارن اطلاعاتی، که منجر به محدود کردن فرصت برای تحریف سود می شود، مستند کرده اند .مدیران بیرونی بیشتر از مدیران داخلی در جلوگیری از رفتارها و اقدامات منفعت طلبانه مدیران موثر هستند (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶) زیرا آنها تمایل بیشتری به نظارت بر شرکت ها دارند. حاکمیت شرکتی بهتر عملکردهای نظارت و مشاوره هیئت مدیره را افزایش می‌دهد، که به نوبه خود هزینه‌های نمایندگی و عدم تقارن اطلاعات را کاهش می‌دهد و در نتیجه سطح مدیریت سود پایین‌تری را به همراه دارد.

[1] Lit

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

روش پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت و محتوایی از نوع علّی و از نظر هدف کاربردی است. انجام پژوهش در چارچوب استدلال‌های قیاسی- استقرایی صورت می‌پذیرد؛ بدین معنی که مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش از راه کتابخانه‌ای، مجلات و سایر سایت‌های معتبر در قالب قیاسی، و گردآوری داده‌ها برای تأیید و رد فرضیه‌ها از راه استقرایی انجام می‌شود. به‌دلیل نوع داده‌های مورد مطالعه، مقایسهٔ همزمان داده‌های مقطعی و طولی از روش الگوهای داده‌های تابلویی برای برآورد ضرایب و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است.

مدل و متغیرها

متغیر مستقل: عدم تقارن اطلاعات

برای اندازه گیری عدم تقارن اطلاعاتی از دامنه اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش استفاده می شود. برای اندازه گیری دامنه اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش از مدل چیانگ و وینکاش (۱۹۸۶) طبق تحقیقات شینگ یانگ و همکاران (۲۰۱۶) استفاده می شود.برای این منظور:

۱- قیمت پیشنهادی خرید مربوط به لحظه t از قیمت پیشنهادی فروش در همین لحظه کسر می شود.

۲- به منظور قابلیت مقایسه شرکتها، لازم است که مقدار به دست آمده برای شرکت i بر میانگین قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در لحظه t تقسیم گردد.

۳- در نهایت به منظور محاسبه دامنه پیشنهادی خرید و فروش نسبی روزانه سهام لازم است از دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش نسبی مربوط به لحظات مختلف یک روز میانگین گرفته شود.

$$\mathrm{Spreda_{it}} = \frac{1}{n}\sum \frac{\mathrm{AP_{it}} - \mathrm{BA_{it}}}{\frac{\mathrm{AP_{it}} + \mathrm{BA_{it}}}{2}}$$

که در آن SPREDA دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام شرکت i در دوره t می باشد.

N تعداد لحظات معاملاتی در یک روز کاری بورس می باشد.

AP_{it}(ASK PRICE) : میانگین قیمت فروش پیشنهادی سهام شرکت i در دوره t.

BA_{it}(BID PRICE): میانگین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در دوره t.

AP(Ask Price): میانگین قیمت فروش پیشنهادی سهام شرکت i در دوره t.

پس از به دست آوردن اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش روزانه سهام از طریق رابطه فوق، میانگین سالانه اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سالانه محاسبه می گردد. طبق مدل هر چه دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام عدد بزرگتری باشد حاکی از عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است در آزمون فرضیه ها قدر مطلق عدد حاصل از این مدل مورد استفاده قرار می گیرد.

متغیر وابسته: مدیریت سود

در پژوهش حاضر نیز به‌منظور مطالعهٔ سطح هموارسازی فعالیت‌های واقعی سه معیار در نظر گرفته و برآورد شد که شامل سطح غیرعادی جریان وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، سطح غیرعادی هزینه‌های اختیاری و سطح غیرعادی هزینه‌های تولید است. در پژوهش‌های صورت‌گرفته بعد از روی چودهاری (۲۰۰۶)، لین و همکاران (۲۰۰۹) نیز شواهدی

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

در حمایت از اعتبار این معیارها ارائه کرده‌اند. پژوهش حاضر بر سه روش هموارسازی به شرح زیر و تأثیر آنها بر سه متغیر مذکور تمرکز کرده است:

الف- تسریع در زمان‌بندی فروش از طریق اعطای تخفیف بیشتر یا شرایط اعتباری آسان‌تر.

چنین تخفیفات و شرایط اعتباری آسانی به‌طور موقت، مقادیر فروش را افزایش می‌دهد؛ اما این راه‌کارها به احتمال زیاد دوام چندانی ندارد و شرکت به قیمت‌های قبلی خود باز می‌گردد. با فرض اینکه حاشیهٔ فروش مثبت باشد، فروش اضافی منجر به افزایش سود دورهٔ جاری خواهد شد؛ اگرچه هم تخفیفات و هم شرایط اعتباری آسان، کاهش در جریان وجوه نقد را در دورهٔ جاری در پی خواهد داشت.

ب- کاهش بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته از طریق افزایش تولید.

مدیران می‌توانند تولید را به میزانی بیش از حد نیاز افزایش دهند و از این طریق منجر به افزایش سود شوند. زمانی‌که مدیران تعداد واحدهای بیشتری را تولید می‌کنند، قادرند هزینه‌های سربار ثابت را بر روی تعداد بیشتری از واحدهای تولیدی سرشکن کنند و در نتیجه باعث شوند هزینه‌های ثابت هر واحد کاهش یابد. مادامی‌که کاهش در هزینه‌های ثابت هر واحد به‌وسیلهٔ هیچگونه افزایش در هزینهٔ نهایی هر واحد خنثی نشود، کل هزینه به ازای هر واحد کاهش می‌یابد. این امر منجر به کاهش بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته می‌شود و شرکت حاشیهٔ عملیاتی بالاتری را گزارش می‌کند. اگرچه شرکت باز هم تولیدات و هزینه‌های نگهداری دیگری را متحمل می‌شود که منجر به افزایش نسبت هزینه‌های تولید سالیانه به فروش و کاهش جریان وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی در مقایسه با سطح فروش ارائه‌شده می‌شود.

پ- کاهش در هزینه‌های اختیاری مانند هزینهٔ تبلیغات، پژوهش و توسعه و هزینه‌های اداری، عمومی و فروش.

کاهش چنین هزینه‌هایی، سود دورهٔ جاری را افزایش خواهد داد. همچنین، اگر شرکت عموماً چنین هزینه‌هایی را به‌طور نقد پرداخت کند، این روش افزایش جریان وجوه نقد را با ریسک جریان وجوه نقد آتی کمتر نیز در دورهٔ جاری در پی دارد. به این معنی که ممکن است بر اثر کاهش این هزینه‌ها، جریان وجوه نقد آتی شرکت نیز دچار کاهش شود.

در این پژوهش ابتدا سطوح عادی جریان وجوه نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، هزینه‌های اختیاری و هزینه‌های تولید با استفاده از مدل توسعه‌یافتهٔ دچو و همکاران (۱۹۹۸) محاسبه شد، مشابه آنچه در پژوهش روی چودهاری (۲۰۰۶) انجام شده است. در پژوهش فوق، جریان وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، تابعی خطی از فروش و تغییرات آن تعریف می‌شود. برای برآورد این مدل، رگرسیون مقطعی زیر به شرح رابطهٔ (۱) برای سال– شرکت به‌کار گرفته شد:

رابطه (۱):

$$CFO_{it}/A_{it-1} = K_0 + K_1(1/A_{it-1}) + K_2(Sale_{it}/A_{it-1}) + K_3(\Delta Sale_{it}/A_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

جریان غیرعادی وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی برابر است با جریان وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی منهای سطح عادی جریان وجوه نقد عملیاتی که با استفاده از ضرایب رابطهٔ (۱) محاسبه می‌شود.

هزینه‌های تولید به‌عنوان مجموع بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته و تغییر در موجودی مواد و کالا طی سال تعریف می‌شود. در این پژوهش بهای تمام‌شدهٔ کالای فروش‌رفته تابعی خطی از فروش همان دوره در نظر گرفته شد.

رابطه (۲):

$$COGS_{it}/A_{it-1} = K_0 + K_1(1/A_{it-1}) + K_2(Sale_{it}/A_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

همچنین، در پژوهش حاضر رشد موجودی مواد و کالا، تابعی خطی از تغییرات همزمان و همچنین، تغییرات با تأخیر فروش به‌شرح رابطهٔ (۳) در نظر گرفته شد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

رابطهٔ (۳):

$$\Delta INV/A_{it-1} = K_0 + K_1(1/A_{it-1}) + K_2(\Delta Sale_{it}/A_{it-1}) + K_2(\Delta Sale_{it-1}/A_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

با استفاده از رابطه‌های (۲) و (۳) سطح عادی هزینه‌های تولید به‌صورت رابطهٔ (۴) برآورد شد:

رابطهٔ (۴):

$$Prod\ Cost_{it}/A_{it-1} = K_0 + K_1(1/A_{it-1}) + K_2(Sale_{it}/A_{it-1}) + K_2(\Delta Sale_{it}/A_{it-1}) + K_2(\Delta Sale_{it-1}/A_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

سطح عادی هزینه‌های اختیاری نیز به‌صورت یک تابع خطی از فروش به‌صورت رابطهٔ (۵) در نظر گرفته شد:

رابطهٔ (۵):

$$Disc\ Exp_{it}/A_{it-1} = K_0 + K_1(1/A_{it-1}) + K_2(Sale_{it-1}/A_{it-1}) + K_2(\Delta Sale_{it}/A_{it-1}) + K_2(\Delta Sale_{it-1}/A_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$

معیار سنجش مدیریت سود واقعی با توجه به اندازهٔ نهایی میزان اعمال مدیریت سود واقعی از طریق مقادیر خطای هر یک از مدل‌های یادشده محاسبه می‌شود. مقادیر خطا ممکن است مثبت و یا منفی باشند.

متغیر میانجی: ابعاد حاکمیت شرکتی

در این تحقیق سه متغیر زیر به عنوان ابعاد حاکمیت شرکتی در نظر گرفته می شود.

استقلال هیات مدیره

اعضای هیات مدیره که بصورت غیر موظف هستند و مسئولیت اجرایی در شرکت ندارند، بطور موثرتری به وظایف کنترلی و نظارتی خود می‌پردازند و از ابزارهای لازم استفاده می‌نمایند. ارگان و همکاران[1] (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 هیات مدیره نشان دهنده نسبت اعضای غیرموظف هیات مدیره به کل اعضای هیات مدیره می‌باشد. طبق دیدگاه تئوری نمایندگی، مدیران غیرموظف وظیفه نظارت بر سایر اعضای هیات مدیره را بر عهده دارند و حقوق آنان بر اساس ساعات حضور آن‌ها در جلسات پرداخت خواهد شد(بنجامین[2] و اهیکیو[3]، ۲۰۰۹).

مالکیت نهادی

سهامداران نهادی بخاطر تواناییهای فنی و مالی، منابع قابل ملاحظه ای را برای کنترل شرکت تخصیص می دهند و از نظرات کارشناسان خبره مالی برای اداره شرکت استفاده می کنند. بوش (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که مالکیت نهادی یکی از ساز وکارهای کنترل بیرونی موثر بر حاکمیت شرکتی است. سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران بزرگ نظیر بانکها، شرکتهای بیمه، شرکتهای سرمایه گذاری و ... هستند که از طریق جمع‌آوری اطلاعات و ارزیابی تصمیمات مدیریت بطور ضمنی و از طریق اداره نحوه عمل شرکت به طور صریح، بر شرکت نظارت می کنند. مگ (۱۹۹۸) نشان

[1] Oregan & et al
[2] Benjamin
[3] Ehikioya

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

داد که نظارت بر شرکت توسط سرمایه گذاران نهادی می تواند مدیران را وادار به تاکید بیشتر بر عملکرد شرکت و کاهش رفتار فرصت طلبانه یا خویشتن طلبانه کند. طبق بند ۲۱ ماده ۱ قانون بازار اوراق بهادار ایران سرمایه‌گذارن نهادی عبارتند از: بانک‌ها و بیمه‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق بازنشستگی، شرکت تامین‌سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری ثبت شده نزد سازمان بورس اوراق بهادار (مستانه و پاک مرام، ۱۳۹۵).

متغیر های کنترلی

اندازه شرکت

اندازه با استفاده از لگاریتم طبیعی مجموع دارایی اندازه گیری می شود.

اهرم مالی

در این تحقیق، از نسبت کل بدهی به کل دارایی به عنوان شاخص اهرم مالی استفاده می شود.

یافته ها

تحلیل آماری متغیرهای پژوهش به عنوان بخشی از متدلوژی برای اهداف توصیف شواهد تجربی درباره موضوع مورد پژوهش و تفسیر نتایج توصیفی به منظور ارزشیابی فرضیه‌های پژوهش بکار می‌رود. مشخصه‌های توصیفی ویژگی‌های پدیده مورد پژوهش را در گروه مطالعه به صورت دقیق بیان می‌کند که استنباط آماری براساس شاخص‌های این متغیرهای مشاهده شده انجام می‌پذیرد. متغیرهای تحقیق با استفاده از شاخص‌های آماری گرایش مرکزی و پراکندگی توصیف و تحلیل شده است. به‌طور کلی، روش‌هایی را که به‌وسیله آن‌ها می‌توان اطلاعات جمع‌آوری شده را پردازش کرده و خلاصه نمود، آمار توصیفی می‌نامند. لازم به ذکر است که پس از حذف داده‌های پرت و مرتب‌سازی داده‌ها، تعداد شرکت– سال‌های متغیرهای پژوهش با اندکی کاهش مواجه شده است.

جدول آمار توصیفی بیانگر مقدار میانگین، انحراف معیار، حداقل و حداکثر هریک از متغیرهای مستقل، وابسته و کنترل می‌باشد. در این جدول، اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان‌دادن مرکز داده‌ها می‌باشد.

جدول (۱): شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف‌معیار	حداقل	حداکثر
استقلال هیات مدیره	AUDIND	۹۷۸	۰,۳۴۵	۰,۳۳۹	۰	۱
عدم تقارن اطلاعاتی	SPREAD	۹۷۸	۰,۰۰۷	۰,۱۶۳	−۰,۷۱۲	۱,۴۸۰
مدیریت سود	EA	۹۷۸	۰,۰۷۸	۰,۱۰۷	۰,۰۱۹	۰,۵
سهامداران نهادی	NAHADI	۹۷۸	۰,۷۲۱	۰,۱۹۴	۰	۰,۹۸
اندازه شرکت	SIZE	۹۷۸	۱۴,۰۸۹	۱,۵۹۵	۹,۲۶۲	۱۹,۱۰۶
اهرم مالی	LEV	۹۷۸	۰,۶۲۸	۰,۳۴۷	۰,۰۶۴	۰,۸۶۴

همانطور که در جدول شماره ۱ مشاهده می‌شود، میانگین مدیریت سود برابر ۰,۰۷۸ است. به‌طور کلی، معیارهای پراکندگی، معیارهایی هستند که پراکندگی مشاهدات را حول میانگین بررسی و مقایسه می‌نمایند. یکی از مهم‌ترین معیارهای پراکندگی، انحراف معیار می‌باشد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

آزمون ریشه واحد داده‌های پانل

قبل از برآورد و بررسی مدل، ابتدا نسبت به مانایی و نامانایی داده‌های مورد استفاده در مدل اطمینان حاصل می‌شود. اگر در تخمین معادلات اقتصادسنجی از داده‌های نامانا استفاده گردد، به دلیل اینکه داده‌ها در طول زمان دارای واریانس و میانگین ثابت نیستند، لذا آماره‌های t وF معتبر نیستند و مدل تخمین زده شده تورش‌دار و غیرقابل استفاده می‌باشند و با مسأله رگرسیون کاذب مواجه خواهیم شد. در اینگونه رگرسیون‌ها، در عین حال که ممکن است هیچ رابطه معنی‌داری بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، ضریب تعیین به دست آمده آن ممکن است بسیار بالا باشد و موجب شود که محقق به استنباط‌های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانیده شود.

آزمون‌های ریشه واحد داده‌های سری‌زمانی در الگوهایی که از داده‌های تلفیقی استفاده می‌کنند، از اعتبار چندانی برخوردار نیستند، به همین دلیل برای بررسی مانایی داده‌های ترکیبی بایستی از آزمون‌های زیر استفاده نمود:

۱. آزمون لوین لین و چو[1].

۲. آزمون بریتونگ[2].

۳. آزمون ایم، پسران و شین[3].

پایایی متغیرهای پژوهش به این معنا است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کواریانس متغیرها بین سال-های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، استفاده از این متغیرها در مدل، باعث به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

۴. فیشر با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته–فیشر[4].

۵. فیشر با استفاده از آزمون فیلیپس پرون–فیشر[5].

۶. آزمون هادری[6].

H_0: وجود ریشه واحد (نامانا).

H_1: وجود ریشه واحد (مانا) عدم.

البته آزمون‌های لوین، لین و چو، ایم، پسران و شین، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته‌ی فیشر و آزمون فیلیپس– پرون فیشر از مهم‌ترین آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانل می‌باشد که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته‌اند. در تمام این آزمون‌ها فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد می‌باشد. لازم بذکر است که در آزمون مانایی این قابلیت وجود دارد که در صورتی داده‌ها در سطح مانا نباشند، با یک مرتبه و در نهایت با دو مرتبه تفاضل‌گیری، مانایی داده‌ها بررسی شود و چنانچه مانایی داده‌ها در این سه سطح تأئید شوند، داده‌ها جهت تخمین و برآورد مدلها قابل استناد و معتبر می‌باشند. نتایج آزمون‌ها در جدول (۲) برای حالت با عرض از مبدأ برای تمامی متغیرها ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

آزمون‌های مانایی								
متغیرها آزمونها	LLC	Prob	IPS	prob	ADF-Fisher	Prob	pp-Fisher	Prob
اندازه شرکت	-۴۸,۰۱۳	۰/۰۰۰	-۱۱,۸۷۰	۰/۰۰۰	۷۶۹,۸۱۸	۰/۰۰۰	۹۶۷,۵۶۸	۰/۰۰۰
مرتبه مانایی	در سطح		در سطح		در سطح		در سطح	
عدم تقارن اطلاعاتی	-۴۲,۴۱۱	۰/۰۰۰	-۱۰,۰۴۸	۰/۰۰۰	۷۰۱,۳۵۲	۰/۰۰۰	۸۸۱,۸۶۸	۰/۰۰۰

[1] Levin, Lin and Chu (LLC)
[2] Breitung
[3] Im, Pesaran and Shin (IPS)
[4] Fisher – ADF
[5] Fisher – PP
[6] Hadri

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مرتبه مانایی	در سطح		در سطح		در سطح		در سطح	
استقلال هیات مدیره	-۲۴,۴۱۲	۰/۰۰۰	-۳,۳۹۵	۰/۰۰۰	۲۰۸,۱۴۳	۰/۰۰۰	۲۴۱,۰۶۰	۰/۰۰۰
مرتبه مانایی	در سطح		در سطح		در سطح		در سطح	
اهرم مالی	-۵۷,۹۰۸		۰/۰۰۰	-۱۰,۴۲۲	۶۷۶,۵۰۹	۰/۰۰۰	۹۰۹,۸۲۳	۰/۰۰۰
مرتبه مانایی	در سطح		در سطح		در سطح		در سطح	
سهامدار نهادی	-۴۰,۴۰۶	۰/۰۰۰	-۷,۴۹۶	۰/۰۰۰	۶۰۴,۷۱۴	۰/۰۰۰	۷۱۳,۷۱۶	۰/۰۰۰
مرتبه مانایی	در سطح		در سطح		در سطح		در سطح	
مدیریت سود	-۱۸۷,۱۲۹	۰/۰۰۰	-۲۰,۰۹۹	۰/۰۰۰	۵۱۴,۷۸۶	۰/۰۰۰	۶۱۴,۴۶۲	۰/۰۰۰
مرتبه مانایی	در سطح		در سطح		در سطح		در سطح	

براساس نتایج حاصل از آزمون مانایی در جدول (۳)، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تمام متغیرها در آزمون‌های لوین لین و چو، ایم پسران و شین، دیکی فولر تعمیم‌یافته‌ی فیشر و فیلیپس- پرون فیشر در سطح مانا هستند. این نتایج با توجه به مقدار عددی آماره‌های لوین، لین و چو، ایم پسران و شین، دیکی فولر تعمیم‌یافته‌ی فیشر و فیلیپس-پرون فیشر و همچنین سطح احتمال مربوط به این آماره‌ها استخراج شده‌اند. به عنوان نمونه برای متغیر عدم تقارن اطلاعاتی با توجه به اینکه میزان آماره آزمون لوین لین و چو معادل (۴۲/۴۱۱-) شده است و اینکه (سطح بحرانی بین ۲ و ۲- است) و همچنین سطح احتمال برای این متغیر معادل صفر شده است (prob <0.05)، در نتیجه این متغیر در سطح مانا است و نیاز به تفاضلگیری ندارد. همین تحلیل برای سایر متغیرها نیز برقرار است.

با توجه به جدول شماره ۲، مقادیر آزمون ایم، پسران و شین برای متغیرها، مقدار سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است و بنابراین، همگی متغیرهای پژوهش در دوره مورد بررسی در سطح پایا هستند.

تعیین نوع آزمون و روش تجزیه و تحلیل

برای تعیین روش به کارگیری داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده شده است. فرضیه‌های آماری این آزمون به شرح زیر است:

فرض صفر: داده‌های تلفیقی[1].

فرض یک: داده‌های تابلویی[2].

در صورتی‌که نتایج این آزمون، مبنی بر به کارگیری داده‌ها به صورت داده‌های پانلی شود، می‌بایست برای تخمین مدل پژوهش از یکی از مدل‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شود. برای انتخاب یکی از این دو مدل باید آزمون هاسمن اجرا شود.

فرض صفر: اثرات تصادفی[3].

فرض یک: اثرات ثابت[4].

جدول (۳): نتایج آزمون چاو، جهت تشخیص همگن یا ناهمگن بودن مقاطع

الگوی مورد بررسی	F	احتمال آماره F	نتیجه آزمون چاو
مدل اول پژوهش	۷,۹۳۹	۰,۰۰۰	فرض صفر رد می‌شود
مدل دوم پژوهش	۰,۳۴۲	۰,۹۱۴	فرض صفر تایید می‌شود

[1] Pooled Data
[2] Panel Data
[3] Random Effects
[4] Fixed Effects

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

همان‌گونه که در جدول شماره ۳ دیده می‌شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می‌دهد که احتمال به‌دست آمده برای آماره F در مدل پژوهش پژوهش کمتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این فرضیه، داده‌ها در تمام مدل‌ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرند. اما برای مدل دوم بیشنر از ۵ درصد بوده، بنابراین برای آزمون این فرضیه، داده‌ها در تمام مدل‌ها به صورت پولی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

آزمون هاسمن

در این آزمون از آماره چی‌دو با K درجه آزادی استفاده می‌شود اگر چی‌دو بدست آمده از مقدار جدول بیشتر بود، فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن رد می‌شود و فرض آثار ثابت پذیرفته می‌شود

جدول (٤): نتایج آزمون هاسمن، جهت تشخیص استفاده از اثرات ثابت یا تصادفی

الگوی مورد بررسی	مقدار آماره	احتمال آماره	نتیجه آزمون
مدل اول پژوهش	۱۵,۷۳۸	۰,۰۱۵	اثرات ثابت

در این آزمون فرضیه صفر بر مدل پانل دیتا با اثرات تصادفی و فرضیه مقابل بر مدل پانل دیتا با اثرات ثابت دلالت دارد. اگر آماره آزمون هاسمن بزرگتر از مقادیر بحرانی‌اش و یا آماره احتمال آن (prob) کوچکتر از ۵ درصد باشد فرضیه صفر رد و فرضیه یک مبنی بر تایید مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

طبق نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای مدل پژوهش با توجه به اینکه میزان آماره هاسمن برای مدل (۱۵,۷۳۸)شده است و از طرفی میزان P- Value <0.05 است، لذا فرضیه صفر رد می‌شود. رد فرضیه صفر (H_0) نشان می‌دهد که روش اثرات تصادفی ناسازگار می‌باشد و بایستی از روش اثرات ثابت استفاده شود.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

آزمون فرضیه اول: استقلال هیات مدیره بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعات و مدیریت سود تاثیر دارد.

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل در جدول ۵ و ۶ ارائه گردیده است.

جدول (٥): آمار معناداری مدل پژوهش

مدل	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	سطح معنی‌داری	آماره دوربین- واتسون
اول	۰,۳۸	۰,۳۳	۱۳,۹۷۶	۰,۰۰۰	۱,۹۰۷

مهم‌ترین هدف این جدول، ارائه آماره‌ای برای اندازه‌گیری نیکویی برازش است که این کار به‌وسیله ضریب تعیین انجام می‌گردد. ضریب تعیین، معیاری برای سنجش شدت رابطه بین x و y می‌باشد که مقدار آن در اینجا ۰/۳۳ است. یعنی ضریب تعیین قادر است ۳۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته (مدیریت سود) را توضیح دهد. همبستگی متوالی بین باقیمانده‌ها به‌معنای اثرگذاری مشاهدات بر هم است. با توجه به مقدار آماره‌ی دوربین– واتسون[۹] (۱,۹۰۷)، همبستگی متوالی بین داده‌ها وجود ندارد.

حال پس از بررسی اولیه و اینکه معنی‌داری کل مدل با استفاده از آماره F مورد قبول واقع شده، به بررسی معنی‌داربودن ضرایب به‌دست‌آمده از آزمون t می‌پردازیم. جدول معنی‌دار بودن ضرایب مدل رگرسیونی ذکر شده، به‌شرح زیر می‌باشد.

جدول (٦): ضرایب و مقدار آماره t

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	معنی‌داری
متغیر ثابت	۰,۰۱۷	۰,۰۶۹	۰,۲۵۶	۰,۶۲۶
استقلال هیات مدیره	۰,۰۹۳	۰,۰۲۷	۳,۳۵۳	۰,۰۰۱
عدم تقارن اطلاعاتی	۰,۰۲۲	۰,۰۱۷	۱,۳۰۴	۰,۶۸۶

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

استقلال* عدم تقارن	۰,۱۱۶	۰,۱۵۵	۰,۷۵۰	۰,۰۱۰
اندازه شرکت	-۰,۲۲۹	۰,۰۱۵	-۱۴,۵۰۰	۰,۰۰۰
اهرم مالی	۰,۰۱۸	۰,۰۰۴	۳,۸۶۶	۰,۰۰۰

نتیجه آزمون

با توجه به نتایج آزمون مدل پژوهش، سطح معنی‌داری آماره F (۰,۰۰۰) کمتر از سطح خطای مورد پذیرش (۵ درصد) بوده و کل مدل رگرسیونی معنی دار است. آماره دوربین واتسون (۱,۹۰۷) در فاصله بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد بنابراین همبستگی بین اجزای خطای مدل وجود ندارد. با توجه به پایین بودن (P-Value) آماره t از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β۱ نتایج آزمون نشان می‌دهد که استقلال هیات مدیره بر رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود تاثیر دارد. بنابراین فرضیه H_0 پژوهش را می‌توان در سطح خطای ۵ درصد رد کرد. همچنین، نتایج پژوهش نشان می‌دهد متغیرهای کنترلی وارد شده اندازه شرکت، اهرم مالی، در مدل رگرسیون تاثیر معنی‌داری بر مدیریت سود دارد.

فرضیه دوم بیان می دارد:

مالیکت نهادی بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود تاثیر دارد.

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل فرضیه پنجم در جدول ۷ و ۸ ارائه گردیده است.

جدول (۷): آمار معناداری مدل پژوهش

مدل	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	آماره F	سطح معنی‌داری	آماره دوربین- واتسون
دوم	۰,۵۳	۰,۵۲	۸۴,۸۴۴	۰,۰۰۰	۱,۶۰۱

مهم‌ترین هدف این جدول، ارائه آماره‌ای برای اندازه‌گیری نیکویی برازش است که این کار به‌وسیله ضریب تعیین انجام می‌گردد. ضریب تعیین، معیاری برای سنجش شدت رابطه بین x و y می‌باشد که مقدار آن در اینجا ۰/۵۲ است. یعنی ضریب تعیین قادر است ۵۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته (مدیریت سود) را توضیح دهد. همبستگی متوالی بین باقیمانده‌ها به‌معنای اثرگذاری مشاهدات بر هم است. با توجه به مقدار آماره‌ی دوربین– واتسون[۹] (۱,۶۰۱)، همبستگی متوالی بین داده‌ها وجود ندارد.

حال پس از بررسی اولیه و اینکه معنی‌داری کل مدل با استفاده از آماره F مورد قبول واقع شده، به بررسی معنی‌داربودن ضرایب به‌دست‌آمده از آزمون t می‌پردازیم. جدول معنی‌دار بودن ضرایب مدل رگرسیونی ذکر شده، به‌شرح زیر می‌باشد.

جدول (۸): ضرایب و مقدار آماره t

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	معنی‌داری
متغیر ثابت	۰,۰۴۹	۰,۰۱۵	۳,۱۵۸	۰,۰۰۱
مالکیت نهادی	-۰,۰۰۱	۰,۰۰۹	-۰,۱۹۹	۰,۸۴۲
عدم تقارن اطلاعاتی	۰,۰۰۰۵	۰,۰۰۱	۰,۴۱۶	۰,۶۷۷
مالکیت نهادی* عدم تقارن اطلاعاتی	۰,۰۰۴	۰,۰۰۱	۳,۰۱۴	۰,۰۰۲
اندازه شرکت	۰,۰۰۰۸	۰,۰۰۲۴	۰,۳۳۶	۰,۷۳۶
اهرم مالی	۰,۰۵۱	۰,۰۰۵	۹,۴۷۰	۰,۰۰۰

نتیجه آزمون

با توجه به نتایج آزمون مدل پژوهش، سطح معنی‌داری آماره F (۰,۰۰۰) کمتر از سطح خطای مورد پذیرش (۵ درصد) بوده و کل مدل رگرسیونی معنی دار است. آماره دوربین واتسون (۱,۶۰۱) در فاصله بین ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد بنابراین

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

همبستگی بین اجزای خطای مدل وجود ندارد. با توجه به پایین بودن (P-Value) آماره t از سطح خطای مورد پذیرش برای ضریب β۱ نتایج آزمون نشان می‌دهد که مالکیت نهادی بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعات و مدیریت سود تاثیر معنی داری دارد. بنابراین فرضیه H_0 پژوهش را می‌توان در سطح خطای ۵ درصد رد کرد. همچنین، نتایج پژوهش نشان می‌دهد متغیرهای کنترلی وارد شده، اهرم مالی، در مدل رگرسیون تاثیر معنی‌داری بر مدیریت سود دارد.

بحث و نتیجه گیری

با توجه به اینکه مدیران شرکت ها در حال تلاش هستند تا اینکه نشان دهند که منابع نقدی شرکت در حالت مطلوب است بنابراین احتمالاً مدیران از اقلام تعهدی برای نشان دادن وضعیت شرکت سوء استفاده می کنند. با توجه به نیاز واحدهای تجاری، توسعه فعالیت های اقتصادی و انجام سرمایه گذاری های جدید، ضروری است نحوۀ تأمین منابع مالی برای اجرای پروژه های سرمایه گذاری نیز مشخص شود. در یک بازار کامل سرمایه، انتظار می رود شرکت ها برای تأمین مالی به راحتی به منابع مالی خارجی دسترسی داشته و تصمیمات سرمایه گذاری منحصراً مبتنی بر سودآوری مورد انتظار آینده باشد و تأمین مالی داخلی تأثیری بر تصمیمات سرمایه گذاری نداشته باشد. اما در دنیای واقعی، هزینه تأمین مالی با استفاده از منابع داخلی و خارجی متفاوت است و به دلیل مسأله نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی، هزینه تأمین مالی خارجی (انتشار سهام یا اوراق قرضه) بیشتر است و به همین دلیل شرکت ها تمایل به استفاده از منابع داخل شرکت دارند. بنابراین در شرکت های فاقد محدودیت مالی، زمانی که تأمین مالی خارجی گران کاهش یابد، حساسیت سرمایه گذاری به جریان نقدی افزایش می یابد، اما در شرکت های دارای محدودیت مالی هنگامی که تأمین مالی خارجی گران کاهش یابد، استفاده از منابع داخلی به عنوان منابع سرمایه گذاری کاهش می یابد (حقیقت و زرگر فیوجی، ۱۳۹۲). مشکلات نمایندگی در نتیجۀ تضاد منافعی که میان مدیران و سهامداران وجود دارد، ایجاد می شود. هم چنین، همین تضاد منافع به نحو دیگری میان سهامداران کنترل کنندۀ شرکت (سهامداران عمده) و سهامداران اقلیت وجود دارد. وجود چنین تضاد منافعی باعث ایجاد مسائل و مشکلات نمایندگی و در نتیجه منجر به هزینه های نمایندگی شده که به شرکت و ذینفعان آن منتقل می شود. در همین راستا هزینه های نمایندگی ناشی از تلاش های مالکان برای کنترل مدیران، اغلب قابل توجه و با اهمیت است. از سوی دیگر نیز مدیران مایلند ثابت کنند که آنها نسبت به منافع سهامداران مسئول بوده و به دنبال افزایش ثروت سهامداران هستند (جنسن[1]، ۱۹۸۶). بنابراین هر دو گروه (مالکان و مدیران) مایل به استفاده از خدمات حسابرسی مستقل هستند. بدین ترتیب حسابرسی به عنوان راهکاری کارآمد برای محدود کردن اختیارات مدیران در روابط قراردادی محسوب می شود. حسابرسی صورت های مالی امری ضروری است، زیرا صورت های مالی حسابرسی شده می تواند این اطمینان را برای سرمایه گذاران و اعتباردهندگان فراهم کند که اطلاعاتی معتبر و قابل اتکاء در اختیار آنها قرار می گیرد بنابراین حسابرسی صورت های مالی می تواند ارزش افزوده اقتصادی را برای یک شرکت به وجود بیاورد. با در نظر گرفتن اهمیت خدمات حسابرسی و عدم امکان مشاهده مستقیم کیفیت حسابرسی، پیدا کردن روشی اثر بخش برای کنترل کیفیت حسابرسی امری ضروری است (بنی مهد، ۱۳۹۰). بحران های گزارشگری مالی سال های اخیر که موجب فروپاشی شرکت های بزرگی گردید، توجه محققان و مجامع حرفه ای را به افزایش قابلیت اعتماد گزارش های حسابرسی و کاهش قصور، معطوف ساخت. با عنایت به موارد فوق ضروری است در بازار سرمایه ایران نیز کیفیت حسابرسی و متغیرهای مؤثر آن شناسایی شود. این موضوع می تواند موجب درک واقعی استفاده کنندگان از صورت های مالی کیفیت واقعی گزارش های مالی شده و در نهایت ایجاد زبان مشترک در خصوص کیفیت حسابرسی نتیجه نهایی آن خواهد بود. از آنجا که ایجاد و بکارگیری کمیته حسابرسی

[1] Jensen.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

درکشورهای توسعه یافتـه در پیشگیری از وقوع اعمال خلاف قانون و اخلاق، بهبود فرایند گزارشگری مالی و ارائه اطلاعات و گزارشهای مالی شفاف و قابل اتکاء مؤثر بوده است، انتظار می‌رود وجود کمیته حسابرسی در واحدهای اقتصادی در ایران نیز، در بهبود فرآیند گزارشگری مالی و شفافیت و قابل اتکاء بودن اطلاعات مالی مؤثر باشد کمیته حسابرسی اثـربخش نقش کلیدی در پر کردن خلأ اعتباردهی ایفـا خواهد کرد. کمیته حسابرسی برای اینکه بتواند اثربخش عمل کند، باید مستقل از واحد اقتصادی باشد. همچنین اعضای کمیته حسابرسی باید از دانش و تخصص حسابداری و مالی لازم برخوردار باشند. وجود حاکمیت شرکتی در واحدهای اقتصادی ایران ما را به سوی پژوهش در رابطه با تأثیر این کمیته در اعتباردهی واحدهای اقتصادی و اعتماد سرمایه گذاران در سرمایه گذاری و افزایش سوددهی این گونه واحدها و نیز برتعداد معاملات و حجم معاملات و همچنین بازده سهام شرکت هایی که از حاکمیت شرکتی برخوردار می باشند سوق داده است.

منابع

- ✓ حساس یگانه، یحیی، آذین‌فر، کاوه، (۱۳۹۱)، رابطه‌ی بین کیفیت حسابرسی و اندازه مؤسسه حسابرسی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره هفده، شماره ۶۱، صص ۸۳-۹۶.
- ✓ حساس یگانه، یحیی، قنبریان، رضا، (۱۳۸۹)، کیفیت حسابرسی از دیدگاه نظری و تحقیقات تجربی، نشریه حسابدار رسمی، شماره ۸ و ۹، صص ۴-۳۹.
- ✓ حساس یگانه، یحیی، باغومیان، رافیک، (۱۳۸۵)، نقش هیئت مدیره در حاکمیت شرکتی. ماهنامه حسابدار، شماره ۱۷۳، صص ۳۳-۳۰ و ۶۵-۶۰.
- ✓ حساس‌یگانه، یحیی، جعفری، ولی‌اله، (۱۳۸۹)، بررسی تأثیر چرخش مؤسسات حسابرسی بر کیفیت گزارش حسابرسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۹، صص ۲۵-۴۲.
- ✓ حسنی، حسن، پارک‌مرام، عسگر، (۱۳۹۶)، عوامل مؤثر بر ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها با تأکید بر چرخه‌های تجاری، فصلنامهٔ راهبرد مدیریت مالی، دوره ۵، شماره ۱۶، صص ۷۷-۹۷.
- ✓ حسینی، سید علی، رهبری خرازی، مهسا، (۱۳۸۷)، حاکمیت شرکتی، حمایت از سهامداران، مجموعه مقالات همایش راهبری شرکتی، انتشارات شرکت بورس اوراق بهادار تهران، صص ۸۳-۹۶.
- ✓ حیدرپور، فرزانه، مستوفی، حمید، (۱۳۸۸)، بررسی رابطه بین نسبت Q توبین و ارزش افزوده اقتصادی پالایش شده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه حسابداری مالی، شماره ۱، صص ۲۵.
- ✓ خاکی، غلامرضا، (۱۳۸۲)، روش تحقیق با رویکردی بر پایان نامه نویسی، تهران: نشر بازتاب، چاپ اول.
- ✓ خدادادی، ولی، ویسی، سجاد، چراغی‌نیا، علی، (۱۳۹۵)، بررسی رابطهٔ بین کیفیت حسابرسی و ساختار سرمایه، فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری، دوره ۳، شماره ۱۱، صص ۴۵-۶۴.
- ✓ دارابی، رؤیا، (۱۳۹۲)، رابطهٔ انعطاف‌پذیری مالی و تصمیمات ساختار سرمایه، فصلنامهٔ راهبرد مدیریت مالی، دوره ۱، شماره ۱، صص ۱-۳۱.
- ✓ دارابی، رؤیا، (۱۳۹۵)، بررسی رابطهٔ میان ساختار سرمایه و بازده غیرعادی (شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران)، فصلنامهٔ راهبرد مدیریت مالی، دوره ۴، شماره ۱، صص ۷۷-۱۰۲.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

- ✓ داروغه حضرتی، فاطمه، پهلوان، زهرا، (۱۳۹۱)، رابطه بین کیفیت گزارش حسابرسی و حق الزحمه حسابرسی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، سال ۵، شماره ۱۴، صص ۱۳-۲۴.
- ✓ دهداری، مرجان، (۱۳۹۲)، تأثیر کیفیت حسابرسی بر عدم تقارن اطلاعاتی با درنظرگرفتن ویژگی اندازهٔ شرکت‌ها، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، واحد مرودشت، دانشگاه آزاد اسلامی.
- ✓ دیلمی‌پور، مصطفی، (۱۳۹۱)، چرخش اجباری مؤسسات حسابرسی، دنیای اقتصاد ، ۲۴ تیر.
- ✓ رحمانی، علی، سیدعلی حسینی، رضاپور، نرگس، (۱۳۸۹)، رابطه مالکیت نهادی و نقد شوندگی سهام در ایران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۷، شماره ۶۱ ، صص ۳۹-۵۴.
- ✓ Azeez, A.A. (2015), Corporate governance and firm performance:Evidence from Sri Lanka. Journal of Finance, 3(1), 180-189.
- ✓ Balachandram, B., Jahangir Ali, M., Bhatia, A., & Doureige, D. (2015). "Audit fee & capital structure decision". Available online at www.ssrn.com.
- ✓ Bansal. N, A,& Sharma. K.. (2016). Audit committee, corporate governance and firm performance. International Journal of Economics and Finance; Vol. No. 3.
- ✓ Bhardwaj, M. N, & Rao. (2015). Role of audit committee in corporate governance. International Jornal of Management and Social Science Researh Review, I (10): 61-67.
- ✓ Boone, Audra. L; Field, Laura. C; Karpoff, janathan. m; Raheja, Charu. G. (2007). The Determination of Corporate Board Size and Composition: An Empirical Analysis. Journal of Financial Economics, Forthcoming, P 1- 62.
- ✓ Butler, A. W., Grullon, G. & Weston, J. P. ,(2002),"Stock Market Liquidity and The Cost of Raising Capital".Working paper series. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=354720.
- ✓ Cai, Jie; Liu, Yixin; Qian, Yiming. (2009). Information Asymmetry and Corporate Governance, P 1 - 35. available at: http: //www. ssrn. com
- ✓ Cameran, M., Di Vincenzo, D., & Merlotti, E. (2005). "The audit firm rotation rule: A review of the literature". Working paper. Bocconi University.
- ✓ Chang, X., Dasgupta, S., & Hilary, G. (2009). "The effect of audit quality on financing decisions". The Accounting Review. 84(4), pp.1085-11117.
- ✓ Clarkson, G., Jacobsen, T. E., & Batcheller, A. L. (2007). "Information asymmetry & information sharing". Government Information Quarterly. 24(4), pp.827-39.
- ✓ Clinch, G., D. Stokes, & T. Zhu. (2012). "Audit quality & information asymmetry between traders". Journal of Accounting & Finance. 52(3), pp.743-765.
- ✓ Conheady, B, McIlkenny, P, O, Kwaku K & Pignatel, I. (2015). Board effectiveness and firm performance of Canadian listed firms. The British Accounting Review: 1–14
- ✓ Cormier, D., Ledoux, M. J. e., Magnan, M., & Aerts, W. (2010). "Corporate governance & information asymmetry between managers & investors". Journal of Corporate Governance. 10(5), pp.574-89.
- ✓ Darabi, R. (2013). Financial flexibility and decisions on capital structure studying the relationship. Journal of Financial Management Sterategy, 1(1), pp.1-31 (In Persian).
- ✓ Darabi, R. (2016). "The investigation of the relationship between capital structure & abnormal returns (evidence from Tehran Stock Exchange)". Journal of Financial Management Sterategy. 4(1), pp.77-102 (In Persian).
- ✓ DeAngelo, L.E. ,(1981), "Auditor Independence, low Balling, and Disclosure Regulation", Journal of Accounting and Economics, Vol. 3 No. 2, PP. 113-27.
- ✓ DeAngelo, L.E. ,(1981), "Auditor Size and Audit Quality", Journal of Accounting and Economics,Vol. 3, pp. 183-99.

- ✓ Dehdari, M. (2013). "The effect of audit quality on information asymmetry with emphasis on firm size. Master Dissertation. Islamic Azad University. Marvdasht Branch. (In Persian).
- ✓ Demsetz, Harold; Lehn, Kenneth. (1985). The structure of corporate Governance: Causes and Consequences. The Journal of Political Economy, Vol 93, No6, P 1155-1177.
- ✓ Denis, Diane. k; McConnell, John. (2003). International Corporate Governance, European Corporate Governance Institute (ECGI). Financial Working Paper, No 05/2003, P 2-15.