فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ٦، شماره ۸۳، تابستان ۱٤۰۲(جلد سوم)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره ششم)
شماره ۸۳ / تابستان ۱۴۰۲ (جلد سوم)/ صص۳۱۴-۳۲۵

بررسی تاثیر تاخیر در گزارش حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود

علیرضا خیراللهی
کارشناسی ارشد حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران. (نویسنده مسئول).
Alireza.kh76@yahoo.com
دکتر رسول عبدی
دانشیار گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران.
abdi_rasool@yahoo.com

چکیده
هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر تاخیر در گزارش حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود است. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش شناسی همبستگی از نوع علّی (پس رویدادی) میباشد. جامعه آماری پژوهش شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه گیری حذف سیستماتیک، ۱۲۵ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده در دوره‌ی زمانی ۵ ساله بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار گرفتند. روش مورد استفاده جهت جمع آوری اطلاعات، کتابخانه‌ای بوده و داده‌های مربوط برای اندازه‌گیری متغیرها از سایت کدال و صورتهای مالی شرکت‌ها جمع آوری شده و در اکسل محاسبات اولیه صورت گرفته سپس برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم افزار استاتا استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که تاخیر در گزارش حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر معکوس دارد. همچنین، تاخیر در گزارش حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر معکوس دارد.

واژگان کلیدی: تاخیر در گزارش حسابرسی، بی قاعدگی پایداری سود، بورس اوراق بهادار تهران.

مقدمه
بی‌قاعدگی (خلاف قاعده) چیزی است که از حالت استاندارد، نرمال یا مورد انتظار، منحرف می‌شود. پیدایش پدیده‌هایی مانند حبابهای قیمتی در بازار سهام، نوسانهای بیش‌ازحد در قیمت سهام، واکنش بیشتر (کمتر) از اندازه سرمایه‌گذاران به اطلاعات جدید، در تقابل با نظریه بازار کارا قرار گرفته است. بنابراین، با توجه به نتیجه بسیاری از پژوهش‌های داخلی و خارجی که نشان داده‌اند متغیرهای حسابداری توانایی پیش‌بینی بازده سهام را دارند، متغیرهای یادشده قاعده بازار کارا را برهم زده و به کسب بازده غیرعادی منجر می‌شوند. بر همین اساس، سایر متغیرهای بازار حاوی خبرهای بد و خوب، مثل روزهای معاملاتی هفته که در اطلاعات حسابداری منعکس نمی‌شوند نیز، نوعی بی‌قاعدگی هستند. بی‌قاعدگی‌های سودآوری یکی از انواع بی‌قاعدگی‌های حسابداری است که در سالهای اخیر در کانون توجه قرار گرفته و چندین محقق مانند فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، چن و همکاران (۲۰۱۱)، هو و همکاران (۲۰۱۵) استفاده از این شاخص را به جای معیارهای سنتی اندازه و ارزش واحد تجاری پیشنهاد کرده اند (بارینو، ۲۰۱۵).

از طرفی، تأخیر در گزارش حسابرسی عبارت است از تعداد روزهای بین پایان سال مالی شرکت و تاریخ ارائه گزارش حسابرسی (اشتون و همکاران، ۱۹۸۷). تأخیرهای بیش از حد باعث می‌شود تا استفاده‌کنندگان دسترسی یکسانی به

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

اطلاعات شرکت نداشته و محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی کاهش یابد. تأخیر در گزارشگری مالی، باعث کاهش کیفیت سود، افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و عدم قطعیت در مورد ارزیابی سرمایه گذاریها می‌گردد (باشمن و اسمیت، ۲۰۰۱). با توجه به مطابق فوق پژوهش حاضر درصدد پاسخ گویی به این سوال است که تاثیر تاخیر در گزارش حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود چگونه است؟

تعریف واژگان کلیدی تحقیق

تاخیر در گزارش حسابرسی: اشتون[1]و همکاران (۱۹۸۷) فاصله زمانی بین پایان سال مالی تا تاریخ گزارش حسابرسی را به عنوان تاخیر در زمان صدور گزارش حسابرسی بیان می‌کنند. این تاخیر سبب خواهد شد که سهامداران فعلی و آینده شرکت انجام معاملات خود را تا زمان انتشار صورت‌های مالی به تاخیر بیاندازند (ان جی و تای[2]، ۱۹۹۴). که این عمل نیز روی قیمت سهام شرکت اثر منفی خواهد گذاشت. ایشان به موقع بودن فرایند حسابرسی را به عنوان یکی از معیارهای به موقع بودن صورت‌های مالی بیان می‌کند. بنابراین مهم است که شرکت‌ها برای به موقع بودن صورت-های مالی خود به فرایند حسابرسی نیز توجه داشته باشند.

پایداری سود: پایداری سود از جمله ویژگی های کیفیت سود مبتنی بر اطلاعات حسابداری است و شاخصی به شمار می رود که به سرمایه گذاران در پیش بینی سودهای آتی و جریان های نقدی شرکت کمک می کند. پایداری سود به معنای تکرارپذیری سود جاری است. هر چه پایداری سود بیشتر باشد، یعنی شرکت توان بیشتری برای حفظ سودهای جاری دارد و فرض می شود کیفیت سود شرکت بیشتر است (بیات و همکاران، ۱۳۹۴).

پیشینهٔ پژوهش

تنانی و نصرتی (۱۴۰۲) به بررسی تاثیر نوسانات سود بر تاخیر در گزارش حسابرسی پرداختند. به منظور نیل به این هدف، (۱۶۵۰ سال– شرکت، ۱۶۵ شرکت برای ۱۰ سال) مشاهده جمع آوری شده به روش کتابخانه ای از گزارشات مالی سالیانه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۹۰–۱۳۹۹ مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج برآورد رگرسیون های چندگانه حاکی از این است که بین نوسان سود و تاخیر در گزارش حسابرسی رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. همچنین به دلیل اهمیت جزء تعهدی سود حسابداری، اقالم تعهدی سود حسابداری به سه قسمت تغییر در سرمایه در گردش غیرنقدی (اقلام تعهدی با قابلیت اتکای پایین)، تغییر در دارایی های عملیاتی غیرجاری (اقلام تعهدی با قابلیت اتکای متوسط) و تغییر در دارایی های مالی خالص (اقلام تعهدی با قابلیت اتکای بالا) تفکیک گردیده و تاثیر هریک بطور جداگانه بر تاخیر گزارش حسابرسی بررسی شده است. نتایج حاصل از بررسی، حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین هر سه متغیر فوق و تاخیر در گزارش حسابرسی می باشد که نشان می دهد با افزایش نوسان اقلام تعهدی (فارغ از قابلیت اتکای آنها)، تاخیر گزارش حسابرسی افزایش می یابد.

صادقی و عبدلی (۱۳۹۸) به بررسی تاثیر پایداری سود شرکت‌ها بر نقدینگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ پرداختند. نتایج پژوهش حاضر نشان دهنده رابطه مثبت و معنادار بین پایداری سود و مازاد نقدینگی پایدار و رابطه مثبت بین پایداری سود و نقدینگی به روش اپلر است.

شیری و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر چسبندگی انتظارات مدیران بر رابطه بین بی قاعدگی پایداری سود پرداختند. بر اساس یافته های پژوهش آنها، بین پایداری بازده سرمایه، بازده داراییها و جریانهای نقدی با همزمانی قیمت سهام، رابطه

[1] Ashton
[2] Ng & Tai

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

منفی و معناداری برقرار است؛ بین پایداری سود ناخالص و همزمانی قیمت سهام نیز، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، متغیر تعدیلگر چسبندگی انتظارات مدیران، رابطه پایداری بازده سرمایه، بازده داراییها، جریانهای نقدی و سود ناخالص را با همزمانی قیمت سهام، تقویت میکند.

برایان و ماسون (۲۰۲۰) یک رابطه منفی بین نوسانات سود و تاخیر گزارش حسابرسی یافتند، که واکنش حسابرسان به سود کم نوسان با افزایش تالش آنها سازگاری دارد. عالوه بر این آنها متوجه شدند که نوسان کم سود، تاثیری قوی بر افزایش تاخیر گزارش حسابرسی دارد زمانی که سطح باالیی از هموارسازی سود وجود داشته باشد. همچنین نتایج پژوهش آنها نشان داد که ارتباط بین نوسانات سود و تاخیر گزارش حسابرسی توسط عواملی چون حسابرسان غیر متخصص در صنعت، حسابرسان با تصدی کوتاه مدت و موسسات حسابرسی کوچک و متوسط هدایت می شود.

بوچاود و همکاران (۲۰۱۷) در تحقیقی با عنوان چسبندگی انتظارات و بی قاعدگی سودآوری با استفاده از داده های پیش‌بینی تحلیلگران، نشان دادند تحلیلگران به‌طور متوسط نسبت به واحدهای تجاری با سود زیاد بدبین هستند. همچنین، بی‌قاعدگی سودآوری برای سهامی که به وسیله تحلیلگران چسبنده حمایت می‌شوند، قویتر است. افزون بر این، بی‌قاعدگی سودآوری برای سهام با سودهای پایدارتر، قویتر است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف بنیادی تجربی واز لحاظ ماهیت توصیفی همبستگی است؛ زیرا در این پژوهش محقق به ارزیابی اثر یک متغیر بر متغیر دیگر پرداخته است. از سوی دیگر پژوهش حاضر از نوع پس رویدادی (نیمه تجربی) است،یعنی بر مبنای تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته و تاریخی (صورت های مالی شرکت ها) انجام گرفته است.

در این پژوهش برای جمع های میانی نظری و ادبیات موضوع پژوهش از روش کتابخانه ای استفاده خواهد شد. بدین منظور از طریق مطالعه کتاب‌ها و نشریه های مربوطه و مراجعه به سایت‌های تخصصی، اطلاعات لازم جمع آوری می‌شود. همچنین برای گردآوری داده های مورد نیاز از روش اسناد کاوی استفاده خواهد شد. داده های مورد نیاز و اطلاعات مالی، از صورت های مالی شرکت ها، پایگاه اینترنتی سازمان بورس اوراق بهادار (کدال)، پایگاه اینترنتی مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار و بانک‌های اطلاعاتی نظیر ره‌آوردنوین جمع‌آوری و مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

فرضیه های تحقیق

فرضیه ۱: تاخیر در گزارش حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد.
فرضیه ۲: تاخیر در گزارش حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد.
فرضیه ۳: تاخیر در گزارش حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد.
فرضیه ۴: تاخیر در گزارش حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد.

مدل رگرسیون چندمتغیره جهت آزمون فرضیه

فرضیه ۱: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد.

$$\rho Cash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\, Delay_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 OWN_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه ۲: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

$$\rho Roe_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Delay_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 OWN_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه ۳: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد.

$$\rho Roa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Delay_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 OWN_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه ۳: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد.

$$\rho Income_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\, Delay_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 OWN_{i,t} + \beta_4 Type_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نحوه اندازه گیری متغیرها

متغیر وابسته: بی قاعدگی سود (lrEarn)

معیار بی‌قاعدگی سودآوری که در رابطه ۱ تا ۴ استفاده خواهد شد، بر گرفته از تحقیق هو و همکاران (۲۰۱۵) است. سایر معیارهای پایداری سودآوری در رابطه های ۲، ۳ و ۴ نیز بر اساس مدل های یاد شده محاسبه می شوند.

$\rho Income_{f,t}$؛ پایداری سود ناخالص واحد تجاری f در سال t است که از رابطه زیر و بر مبنای مدل پنمن و ژانگ (۲۰۰۲) و فرانسیس، لافوند، اولسون و اسچیپر (۲۰۰۲) به دست می‌آید.

$$Income_{f,t} = \alpha + \rho Income_{f,t} \times Income_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$ رابطه ۱

$Income_{f,t}$، سود ناخالص (تفاوت بین درآمدها و بهای تمام شده فروش) در پایان سال t؛ $Income_{f,t-1}$، سود ناخالص در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیون است.

$\rho Roe_{f,t}$، پایداری بازده سرمایه واحد تجاری در سال است که از رابطه ۲ به دست می آید.

$$Roe_{f,t} = \alpha + \rho Roe_{f,t} \times Roe_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$ رابطه ۲

$Roe_{f,t}$، بازده سرمایه (سود قبل بهره و مالیات تقسیم بر سرمایه سهام عادی دفتری) در پایان سال t، $Roe_{f,t-1}$، بازده سرمایه در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیونی است.

$\rho Roa_{f,t}$، پایداری بازده دارایی های واحد تجاری f در سال t است که از رابطه ۳ به دست می آید.

$$Roa_{f,t} = \alpha + \rho Roa_{f,t} \times Roa_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$ رابطه ۳

$Roa_{f,t}$، بازده دارایی ها (سود قبل بهره و مالیات تقسیم بر کل داراییها) در پایان سال t، $Roa_{f,t-1}$ بازده دارایی ها در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیونی است.

$\rho Cash_{f,t}$: پایداری جریان نقد عملیاتی واحد تجاری f در سال t است که از رابطه ۴ به دست می آید.

$$Cash_{f,t} = \alpha + \rho Cash_{f,t} \times Cash_{f,t-1} + \varepsilon_{f,t}$$ رابطه ۴

$Cash_{f,t}$ خالص جریان های نقدی عملیاتی در پایان سال t، (مجموع خالص جریان های نقدی عملیاتی، خالص جریان نقدی فعالیت های بازده سرمایه گذاری ها و سود تأمین مالی و خالص جریان های نقدی مالیات طبق استاندارد حسابداری شماره ۲ ایران)؛ $Cash_{f,t-1}$، خالص جریان های نقدی عملیاتی در پایان سال t-1 و $\varepsilon_{f,t}$ نیز خطای باقی مانده مدل رگرسیونی است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

متغیر مستقل: تاخیرگزارش حسابرسی (Audit Report Delay): برابر است با تقسیم تعداد روزهای بین پایان سال مالی شرکت تا روزی که حسابرس مستقل، گزارش حسابرسی را امضا می کند بر ۳۶۵.

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت با نماد (SIZE): برابر با لگاریتم طبیعی دارایی های شرکت (خداداده شاملو و نهندی، ۱۳۹۶) .

سرمایه گذاران نهادی (OWN): مطابق با تعریف بوش (۱۹۹۸)، سرمایه گذاران نهادی، سرمایه گذاران بزرگ نظیر بانک ها، شرکت های بیمه، شرکتهای سرمایه گذاری هستند که حجم بزرگی از عملیات آنها به معامله سهامشان بر میگردد. علاوه بر این مطابق با تعریف بند ۲۷ ماده یک قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران، از سرمایه گذاران نهادی، هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد و یا بیش از ۵ میلیارد ریال از ارزش اسمی اوراق بهادار در دست انتشار را خریداری کند نیز جزو این گروه از سرمایه گذاران محسوب میشوند. با بررسی یادداشتهای همراه صورتهای مالی، درصد مالکیت این سرمایه گذاران از سهام شرکت مشخص می‌گردد (علی نژاد و بحرینی، ۱۳۹۲؛ کامیابی و پرهیزگار، ۱۳۹۵). در این پژوهش از مجموع درصد سهام شرکت‌ها و اشخاصی که درصد سهام آنها بیش از پنج درصد بوده به عنوان مالکیت نهادی استفاده شده است.

نوع حسابرس (Type): اگر حسابرسی صورتهای مالی توسط سازمان حسابرسی و مفید راهبر حسابرسی شده باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر خواهد بود (نهندی و تقی زاده، ۱۳۹۲).

اهرم مالی (Lev): از طریق نسبت کل بدهی ها بر کل دارایی ها اندازه گیری خواهد شد (خداداده شاملو و نهندی، ۱۳۹۶).

جامعه آماری

برای اجرای هر پژوهش لازم است جامعه آماری مشخص و معین شود. برای انتخاب جامعه آماری به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رجوع شده است، چراکه؛ اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توسط حسابداران رسمی، حسابرسی می‌شود، لذا نسبت به اطلاعات سایر شرکت‌ها از قابلیت اتکاء بالاتری برخوردار است. و دسترسی به این اطلاعات نسبت به سایر شرکت‌ها راحت‌تر است. به منظور انجام تحقیق، در هر سال از سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷، اطلاعات شرکتهای پذیرفته شده دربورس اوراق بهادار، که دارای ویژگیهای زیر می‌باشند جمع-آوری می‌گردد:

جدول (۱): انتخاب نمونه آماری با اعمال محدودیت ها و شرایط جامعه

محدودیت ها و شرایط	شرکت
کل شرکتهای موجود در پایان سال ۱۳۹۷	۵۳۰
حذف شرکتهای قبل از سال ۱۳۹۲	۱۲۷
حذف شرکتهای غیر از دوره منتهی به تاریخ ۲۹ اسفند ماه و خارج شده از بورس، شرکتهایی که دوره مالی خود را تغییر داده‌اند	۸۶
حذف شرکتهای هلدینگ، بانکها، بیمه ها و سرمایه‌گذاری	۱۱۴
حذف شرکتهایی که اطلاعات مالی آنها قابل دسترس نیست.	۷۸
تعداد شرکت های موجود در جامعه آماری بعد از اعمال محدودیت ها و شرایط	۱۲۵

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

لذا شرکت‌هایی که حائز شرایط فوق نباشند از نمونه آماری بشمار نیامدندکه با توجه به شرایط بـالا از بـین ۵۳۰ شـرکت عضو بورس اوراق بهادار تهران، تعداد اعضای نمونه آماری تعریف می‌شود. با توجه به رعایت شرایط یاد شده بـالا، و بـا استفاده از روش حذف سیستماتیک از بین شرکتهای واجد شرایط تعداد ۱۲۵ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند.

یافته‌های توصیفی

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۲)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۲۵ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۵ ساله (۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷) می‌باشد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
پایداری سود ناخالص	pIncime	۶۲۵	۰,۰۶۴	۰,۴۱۶	-۰,۹۷	۰,۸۹۱
پایداری بازده سرمایه	pRoe	۶۲۵	۰,۰۷۷	۰,۴۷۶	-۰,۹۳	۰,۸۸۲
پایداری بازده دارایی ها	pRoa	۶۲۵	۰,۰۳۳	۰,۴۹۲	-۰,۹۸۲	۰,۷۵۱
پایداری جریان نقد عملیاتی	pCash	۶۲۵	۰,۱۹۴	۰,۴۶۵	-۰,۹۲۲	۰,۹۳۲
تاخیر در گزارش حسابرسی	Delay	۶۲۵	۰,۲۰۳	۰,۰۶۹	۰,۰۴۹۲	۰,۳۶۹
اندازه شرکت	size	۶۲۵	۱۴,۴۷۱	۱,۵۲۷	۱۱,۱۱۶	۱۹,۷۷۳
اهرم مالی	Lev	۶۲۵	۰,۵۹۵	۰,۲۷۵	۰,۰۶۱	۴,۰۰۲
سرمایه گذاران نهادی	Own	۶۲۵	۰,۷۳۴	۰,۱۵۹	۰,۲۱	۰,۹۴

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 (۰,۵۹) می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین 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 ۱,۵۲۷ و برای تاخیر گزارش حسابرسی برابر است با ۰,۰۶۹ 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 ۴,۰۰۲ است. که مربوط به شرکت پتروشیمی فارابی در سال ۱۳۹۶ می باشد که میزان بدهی های آن ۴ برابر دارایی بوده و شرکت زیان انباشته دارد. بیشترین مقدار سرمایه گذاران نهادی برابر با ۹۴ درصد است که مربوط به شرکت خدمات انفورماتیک در سال ۱۳۹۵ می باشد.

جدول (۳): توزیع فراوانی متغیر نوع حسابرس

شرح	فراوانی	درصد فراوانی
شرکت هایی که توسط سازمان حسابرسی و مفید راهبر حسابرسی شده اند.	۱۵۸	۲۵,۲۸
شرکت هایی که توسط سایر موسسات حسابرسی شده اند.	۴۶۷	۷۴,۷۲
جمع کل	۶۲۵	۱۰۰

همان‌طور که در جدول (۳) قابل مشاهده است، جمع کل شرکت- سال‌های مورد بررسی برابر با ۶۲۵ می‌باشد که از بین آن‌ها تعداد ۱۵۸ شرکت- سال یعنی ۲۵,۲۸ درصد شرکت‌ها توسط سازمان حسابرسی و مفید راهبر حسابرسی شده اند و ۴۶۷ شرکت - سال معادل ۷۴,۷۲ درصد شرکت‌ها توسط سایر موسسات.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

آمار استنباطی

در این قسمت به تحلیل داده ها با استفاده از آمار استنباطی پرداخته می شود. در این قسمت تحلیل داده ها با استفاده از روش داده های ترکیبی و با رویکرد پنل دیتا صورت می‌گیرد. در این قسمت تحلیل داده‌ها با استفاده از روش داده‌های ترکیبی و با رویکرد رگرسیون لجستیک صورت می‌گیرد.

آزمون نرمال بودن

نرمال بودن متغیرها (به خصوص متغیر وابسته در مدل‌های رگرسیونی)، شرط اولیه انجام کلیه آزمون‌های پارامتریک می‌باشد. به‌منظور بررسی نرمال بودن متغیرهای پژوهش از آزمون شاپیرو فرانسیا استفاده‌شده است. در این آزمون‌ها هرگاه سطح معنی‌داری کمتر از ۵٪ باشد (Sig < ۵٪)، فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود.

مفروضات آزمون به‌قرار زیر می‌باشد:

H0: توزیع داده‌ها نرمال است.

H1: توزیع داده‌ها نرمال نیست.

نتایج آزمون تشخیص توزیع نرمال در جدول (۴) ارائه‌شده است:

جدول (٤): آزمون شاپیرو فرانسیا

متغیر	نماد	سطح معناداری	نتیجه
پایداری سود ناخالص	pIncime	۰,۰۰۰۰۱	توزیع نرمال ندارد
پایداری بازده سرمایه	pRoe	۰,۰۰۰۰۱	توزیع نرمال ندارد
پایداری بازده دارایی ها	pRoa	۰,۰۰۰۰۱	توزیع نرمال ندارد
پایداری جریان نقد عملیاتی	pCash	۰,۰۰۰۰۱	توزیع نرمال ندارد
تاخیر در گزارش حسابرسی	Delay	۰,۰۰۰۰۱	توزیع نرمال ندارد
اندازه شرکت	size	۰,۰۰۰۰۱	توزیع نرمال ندارد
اهرم مالی	Lev	۰,۰۰۰۰۱	توزیع نرمال ندارد
سرمایه گذاران نهادی	Own	۰,۰۰۰۰۱	توزیع نرمال ندارد

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۴ سطح معنی‌داری طبق آزمون تشخیص توزیع نرمال شاپیرو فرانسیا برای متغیرها کمتر از ۵ درصد می‌باشند. لذا داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار نیستند. از آنجایی که نرمال بودن خطاهای مدلها نشان دهنده ی نرمال بودن ترکیب متغیرها می باشد آزمون نرمال بودن خطاهای مدل‌ها بررسی گردید و مشخص شد که خطاها از توزیع نرمال برخوردارند.

نتیجه آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می‌دارد: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر ندارد.

فرضیه مقابل: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (٥): نتیجه آزمون فرضیه اول

$\rho Cash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Delay_{i,t} + \beta_2 Type_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Own_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$						
متغیر وابسته: پایداری جریان های نقدی عملیاتی						
متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
تاخیرگزارش حسابرسی	Delay	−۲,۰۵۵	۰,۸۱۶	−۲,۵۲	۰,۰۱۲	۱,۱۳
نوع حسابرس	Type	−۰,۰۸۴	۰,۱۳۵	−۰,۶۲	۰,۵۳۴	۱,۱۰
اندازه شرکت	size	۰,۰۱۹۵	۰,۰۱۵۸	۱,۲۳	۰,۲۱۸	۱,۱۰
اهرم مالی	Lev	۰,۴۱۱	۰,۲۶۶	۱,۵۴	۰,۱۲۳	۱,۰۴
سرمایه گذاران نهادی	Own	−۱,۳۴۴	۰,۵۵۰	−۲,۴۴	۰,۰۱۵	۱,۱۶
C		۰,۶۱۶	۰,۴۸۴	۱,۲۷	۰,۲۰۳	---
ضریب تعیین	۳۲ درصد					
آماره والد	۶۶,۹۹					
سطح معناداری	۰,۰۰۰۰					

نتایج جدول ۵، نشان می‌دهد که متغیر تاخیرگزارش حسابرسی با ضریب منفی (۲,۰۵۵−) و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد (۰,۰۱۲) تاثیر معکوس و معناداری بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی دارد و فرضیه اول پذیرفته می‌شود. متغیر کنترلی سرمایه گذاران نهادی دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو رابطه معکوس و معناداری با متغیر وابسته دارد ولی سایر متغیرهای کنترلی رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۳۲ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۳۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۶۶,۹۹ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می‌باشد.

نتیجه آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می‌دارد: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد.

فرضیه مقابل: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر ندارد.

جدول (٦): نتیجه آزمون فرضیه دوم

$\rho Roe_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Delay_{i,t} + \beta_2 Type_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Own_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$						
متغیر وابسته: پایداری بازده سرمایه						
متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
تاخیرگزارش حسابرسی	Delay	−۳,۴۵۴	۱,۰۶۷	−۳,۲۴	۰,۰۰۱	۱,۱۳
نوع حسابرس	Type	۰,۱۶۹	۰,۱۴۷	۱,۱۵	۰,۲۴۹	۱,۱۰
اندازه شرکت	size	۰,۰۸۸۱	۰,۰۴۱۹	۲,۱۰	۰,۰۳۶	۱,۱۰
اهرم مالی	Lev	−۰,۵۳۲	۰,۳۳۱	−۱,۶۱	۰,۱۰۸	۱,۰۴
سرمایه گذاران نهادی	Own	−۰,۱۶۰	۰,۴۰۴	−۰,۴۰	۰,۶۹۲	۱,۱۶
C		−۰,۲۴۹	۰,۷۲۹	−۰,۳۴	۰,۷۳۳	---
ضریب تعیین	۳۱ درصد					
آماره والد	۱۱۵,۹۳					

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

سطح معناداری	۰,۰۰۰۰

نتایج جدول ۶، نشان می‌دهد که متغیر تاخیرگزارش حسابرسی با ضریب منفی (۳,۴۵۴-) و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد (۰,۰۰۱) تاثیر معکوس و معناداری بر پایداری بازده سرمایه دارد و فرضیه دوم پذیرفته می‌شود. متغیر کنترلی اندازه شرکت دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو رابطه مستقیم و معناداری با متغیر وابسته دارد ولی سایر متغیرهای کنترلی رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۳۱ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۳۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۱۱۵,۹۳ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می‌باشد.

نتیجه آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم بیان می‌دارد: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد.

فرضیه مقابل: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر ندارد.

جدول (۷): نتیجه آزمون فرضیه سوم

$$\rho Roa_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Delay_{i,t} + \beta_2 Type_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Own_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری بازده دارایی ها

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
تاخیرگزارش حسابرسی	Delay	۳,۳۲۳	۲,۴۴۳	۱,۳۶	۰,۱۷۳	۱,۱۳
نوع حسابرس	Type	۰,۴۷۱	۰,۳۴۵	۱,۳۷	۰,۱۷۲	۱,۱۰
اندازه شرکت	size	۰,۰۲۹۸	۰,۵۲۵	۰,۵۷	۰,۵۷۱	۱,۱۰
اهرم مالی	Lev	۰,۲۶۶	۰,۴۲۶	۰,۶۳	۰,۵۳۲	۱,۰۴
سرمایه گذاران نهادی	Own	۰,۶۹۹	۰,۷۳۶	۰,۹۵	۰,۳۴۲	۱,۱۶
C		-۱,۶۸۰	۱,۰۷۲	-۱,۵۷	۰,۱۱۷	---
ضریب تعیین		۳۱ درصد				
آماره والد		۸۶,۲۰				
سطح معناداری		۰,۰۰۰۰				

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که متغیر تاخیرگزارش حسابرسی با سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد تاثیر معناداری بر پایداری بازده دارایی ها ندارد و فرضیه سوم پذیرفته نمی‌شود. متغیرهای کنترلی نیز رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۳۱ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۳۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۸۶,۲۰ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می‌باشد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نتیجه آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم بیان می‌دارد: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد. از این رو فرضیه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

فرضیه صفر: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد.

فرضیه مقابل: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر ندارد.

جدول (۸): نتیجه آزمون فرضیه چهارم

$$\rho Income_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Delay_{i,t} + \beta_2 Type_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Own_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته: پایداری سودآوری ناخالص

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
تاخیرگزارش حسابرسی	Delay	-۰,۲۹۸	۰,۳۲۷	-۰,۹۱	۰,۳۶۲	۱,۱۳
نوع حسابرس	Type	-۰,۱۲۰	۰,۱۴۰	-۰,۸۶	۰,۳۹۲	۱,۱۰
اندازه شرکت	size	۰,۰۷۱۳	۰,۰۴۰	۱,۷۶	۰,۰۷۹	۱,۱۰
اهرم مالی	Lev	-۰,۱۶۷	۰,۱۴۵	-۱,۱۶	۰,۲۴۸	۱,۰۴
سرمایه گذاران نهادی	Own	۰,۰۱۶۶	۰,۲۳۸	۰,۰۷	۰,۹۴۴	۱,۱۶
C		-۰,۶۲۵	۰,۵۰۱	-۱,۲۵	۰,۲۱۲	---
ضریب تعیین	۳۱ درصد					
آماره والد	۱۱۲,۸۱					
سطح معناداری	۰,۰۰۰۰					

نتایج جدول ۸ نشان می‌دهد که متغیر تاخیرگزارش حسابرسی با سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد تاثیر معناداری بر پایداری سودآوری ناخالص ندارد و فرضیه چهارم پذیرفته نمی‌شود. متغیرهای کنترلی نیز رابطه معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۳۱ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۳۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۱۱۲,۸۱ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می‌باشد.

خلاصه نتایج حاصل از آزمون فرضیات

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می دارد: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد.

با توجه به نتایج تخمن نهایی مدل اول مشاهده گردید که متغیر تاخیرگزارش حسابرسی دارای سطح معناداری کمتر از پنج درصد و ضریب منفی بوده بنابراین می‌توان گفت که تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد و این تاثیر معکوس و معنادار است. بدین معنی که در شرکتهای عضو نمونه هر چقدر گزاش حسابرسی با تاخیر ارائه گردد منجر به عدم پایداری جریان نهای نقد عملیاتی می شود.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می‌دارد: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد.

با توجه به نتایج تخمن نهایی مدل دوم مشاهده گردید که متغیر تاخیرگزارش حسابرسی دارای سطح معناداری کمتر از پنج درصد و ضریب منفی بوده بنابراین می‌توان گفت که تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد و این

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

تاثیر معکوس و معنادار است. بدین معنی که در شرکتهای عضو نمونه هر چقدر گزاش حسابرسی با تاخیر ارائه گردد منجر به عدم پایداری بازده سرمایه شده و بازده سرمایه نوسانات بیشتری خواهد داشت.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم بیان می‌دارد: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر دارد.
با توجه به نتایج تخمن نهایی مدل سوم مشاهده گردید که متغیر تاخیرگزارش حسابرسی دارای سطح معناداری بیشتر از پنج درصد بوده بنابراین می‌توان گفت که تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر معنادار ندارد. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران، تاخیر یا به موقع ارائه نمودن گزارش حسابرسی منجر به افزایش یا کاهش معنادار بازده دارایی ها نمی شود و بازده دارایی ها اثرپذیری معناداری از زمان ارائه گزاشات حسابرسی ندارد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم بیان می‌دارد: تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر دارد.
با توجه به نتایج تخمن نهایی مدل چهارم مشاهده گردید که متغیر تاخیرگزارش حسابرسی دارای سطح معناداری بیشتر از پنج درصد بوده بنابراین می‌توان گفت که تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر معنادار ندارد. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران، تاخیر یا به موقع ارائه نمودن گزارش حسابرسی منجر به نوسانات معنادار سودآوری ناخالص نمی شود و پایداری سودآوری ناخالص اثرپذیری معناداری از زمان ارائه گزاشات حسابرسی ندارد.

نتیجه گیری کلی

هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر تاخیر در گزارش حسابرسی بر بی قاعدگی پایداری سود بود. در این راستا تاخیر گزارش حسابرسی به عنوان متغیر مستقل و بی قاعدگی پایداری سود متغیر وابسته پژوهش بودند. برای متغیر وابسته معیارهای پایداری جریان های نقدی عملیاتی، پایداری بازده سرمایه، پایداری بازده دارایی ها، پایداری سودآوری ناخالص تعریف شدند. جامعه آماری پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود که تعداد ۱۲۵ شرکت به عنوان نمونه پژوهش در بازه زمانی ۵ ساله بین سالهای ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ مورد تحقیق قرار گرفتند. چهار فرضیه در این پژوهش مطرح گردید که پس از بررسی و آزمونهای مربوطه با توجه نتایج فرضیه اول مشخص گردید که تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری جریان های نقدی عملیاتی تاثیر دارد و این تاثیر معکوس و معنادار است. بدین معنی که در شرکتهای عضو نمونه هر چقدر گزاش حسابرسی با تاخیر ارائه گردد منجر به عدم پایداری جریان نهای نقد عملیاتی می شود و طبق فرضیه دوم مشخص شد که تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده سرمایه تاثیر دارد و این تاثیر معکوس و معنادار است. بدین معنی که در شرکتهای عضو نمونه هر چقدر گزاش حسابرسی با تاخیر ارائه گردد منجر به عدم پایداری بازده سرمایه شده و بازده سرمایه نوسانات بیشتری خواهد داشت. طبق نتایج فرضیه سوم می توان گفت که تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری بازده دارایی ها تاثیر معنادار ندارد. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران، تاخیر یا به موقع ارائه نمودن گزارش حسابرسی منجر به افزایش یا کاهش معنادار بازده دارایی ها نمی شود و بازده دارایی ها اثرپذیری معناداری از زمان ارائه گزاشات حسابرسی ندارد. نتایج فرضیه چهارم بیانگر این است که تاخیرگزارش حسابرسی بر پایداری سودآوری ناخالص تاثیر معنادار ندارد. بدین معنی که در شرکتهای بازار سرمایه ایران، تاخیر یا به موقع ارائه نمودن گزارش حسابرسی منجر به نوسانات معنادار سودآوری ناخالص نمی شود و پایداری سودآوری ناخالص اثرپذیری معناداری از زمان ارائه گزاشات حسابرسی ندارد

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پیشنهادات کاربردی

با توجه به نتایج پژوهش و تأثیر معکوس تاخیر گزارش حسابرسی بر پایداری جریان نقد عملیاتی، به تحلیلگران توصیه می‌شود در تحلیلهای خود به تاخیر گزارش حسابرسی شرکتها توجه ویژه نمایند چون شناخت این خصوصیات عاملی مهم پایداری جریان نقد عملیاتی و در نتیجه در سرمایه گذاری شرکت شده و می تواند تاثیر مهم و حیاتی در جهت سرمایه گذاریها و اهداف شرکت داشته باشد.

به شرکتها پیشنهاد می شود از حسابرسان متخصص بهره ببرند تا هم گزارشات مالی با زمان کمتری حسابرسی شود پون در اینصورت پایداری بازده سرمایه بیشتر می شود.

منابع

- ✓ بیات، مرتضی، زلقی، حسن، میرحسینی، ایرج، (۱۳۹۴)، بررسی تاثیر پایداری سود بر ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری، بررسی های حسابداری و حسابرسی، سال ۲۲، شماره ۱، صص ۴۱-۵۸.
- ✓ بادآورنهندی، یونس، تقی زاده خانقاه، وحید، (۱۳۹۳)، بررسی رابطه بین دوره تصدی حسابرس و مدیریت فعالیتهای واقعی در شرکتهای دارویی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، حسابداری سلامت، دوره ۳، شماره ۲۱، صص ۲۰-۴۱.
- ✓ تنانی، محسن، نصرتی، سعید، (۱۴۰۲)، نوسانات سود و تاخیر در گزارش حسابرسی، مطالعات حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۵، صص ۱۰۵-۱۲۴.
- ✓ کامیابی، یحیی، پرهیزگار، بتول، (۱۳۹۵)، بررسی رابطهٔ بین سرمایه گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش سرمایه‌گذاری، دوره ۵، شماره ۱۷، صص ۱۶۵-۱۸۶.
- ✓ شیری، یحیی، سجادی، سیدحسین، واعظ، سیدعلی، (۱۳۹۷)، تأثیر چسبندگی انتظارات مدیران بر رابطه بین بی قاعدگی پایداری سودآوری و هم زمانی قیمت سهام، بررسیهای حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۵، شماره ۳، صص ۳۶۷-۳۸۶.
- ✓ Bryan, D., & Mason, T. (2020)."Earnings Volatility and Audit Rport Lag". Advances in Accounting. 51, 100496.
- ✓ Ashton, Willingham,(1987)," An Empirical Analysis of Audit Delay", Journal of Accounting Research. , 25(2),PP. 275-292.
- ✓ Barinov, A. (2015). Profitability Anomaly and Aggregate Volatility Risk. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2696195.
- ✓ Bouchaud, J.P., Krueger, P., Landier, Thesmar, D. (2017). Sticky Expectations and the Profitability Anomaly. Available in: file:///C:/Users/q/Downloads/StickyExpectations AndTheProfitabilit _preview.pdf.
- ✓ Bushman,R.M., Smith,A.J.(2001) Financial Accounting Information and corporate governance. Journal of Accounting Economics 31,237 -333.
- ✓ Hou, K., Xue, C. & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: an investment approach. Review of Financial Studies, 28, 650-705.
- ✓ Ng, P.P.H. & Tai, B.Y.K. (1994). An empirical examination of the determinants of audit delay in Hong Kong, British Accounting Review, Vol 26,No.1, pp. 43−59.
- ✓ Penman, S. & Zhang, X. (2002). Accounting conservatism, the Quality of Earnings and Stock Returns. The Accounting Review, 77(2), 237-264.