فصلنامه علمی پژوهشی
دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت
دوره ۱۵/ شماره ۱ (پیاپی ۵۷)/ بهار ۱۴۰۵
صفحه ۲۷۵ تا ۲۸۹

تاثیر مدیریت سود از طریق اقلام واقعی و تعهدی بر اطمینان بازار

محمد هاشمی خواه
دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بناب، بناب، ایران
m.hashemikhah@gmail.com

عسگر پاک مرام
دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بناب، بناب، ایران(نویسنده مسئول)
Pakmaram@bonabiau.ac.ir

نادر رضایی
استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بناب، بناب، ایران
naderrezaeimiyandoab@gmail.com

احمد محمدی
استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، تبریز، ایران
Ahmad.mohammady@iaut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۲۴

چکیده

هدف اصلی پژوهش تجربی حاضر تعیین تأثیر مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و واقعی بر شاخص های اطمینان بازار می‌باشد. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و داده‌های مورد مطالعه این پژوهش شامل ۱۵۰شرکت از سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ می‌باشد. روش پژوهش از نوع همبستگی و علی پس‌رویدادی و روش آزمون فرضیه‌ها، آزمون همبستگی و رگرسیون است. نتایج حاصل از آزمون فرضیه ها نشان داد که مدیریت سود از طریق اقلام واقعی بر ریسک آربیتراژ تاثیر معنی داری دارد. همچنین، ریسک نوسان پذیری سهام تحت تأثیر پدیده مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و واقعی قرار می‌گیرد.

واژه‌های کلیدی: مدیریت سود، اطمینان بازار، بازار سرمایه.

۱- مقدمه

امروزه یکی از مباحث چالش‌برانگیز و قابل‌تأمل در جوامع مختلف، بحث توسعه اقتصادی است. به‌گونه‌ای که تحقق آن به یکی از اهداف اصلی سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان اقتصادی تبدیل‌شده است. در این میان یکی از راهکارهای اساسی رشد و توسعه اقتصادی توجه به تجهیز منابع سرمایه‌ای از طریق بازارهای مالی و بورس اوراق بهادار است. از طرفی تخصیص منابع در بازار سرمایه مستلزم وجود اطلاعات به‌موقع و قابل‌اتکا می‌باشد. انتخاب الگویی مؤثر برای ارائه هرچه بهتر اطلاعات و اعمال این اطلاعات در مدل تصمیم‌گیری فعالان بازار موضوعی است که در چندساله اخیر توجه بسیاری را در کشورهای پیشرفته به خود جلب کرده است و موجب ارائه مقالات بسیاری در این زمینه شده است. درعین‌حال مدیران برای جلب سرمایه‌گذاران سعی در بالا بردن ارزش شرکت و پایین آوردن ریسک شرکت دارند و در جهت دستیابی به اعتماد سرمایه‌گذاران به دنبال ارائه اطلاعاتی هستند که بتوانند به‌وسیله آن‌ها به این مهم دست یابند. با عنایت به اینکه اغلب تصمیم‌گیری‌های بازیگران عرصه بازار سرمایه در شرایط عدم اطمینان اقتصادی انجام می‌شود، آن‌ها نیازمند اطلاعاتی هستند که بتوانند مخاطره تصمیم‌گیری در شرایط عدم اطمینان را به حداقل برسانند. باوجود اطلاعات قابل‌اتکا سرمایه‌گذاران تصمیمات بهتری اتخاذ کرده و به‌این‌ترتیب منابع به نحو احسن تخصیص پیدا خواهند کرد. بدین لحاظ بسیاری از شرکت‌ها به‌طور اختیاری و یا اجباری اطلاعات مختلفی را به بازار سرمایه ارائه می‌دهند. بعضی از طریق روش‌های مختلف مورد تأیید قرارگرفته و سپس مبنای تصمیم‌گیری فعالان بازار قرار می‌گیرد. ولی برای برخی از اطلاعات دیگر هم‌چنین پیش‌بینی سود که به‌طور ادواری از طریق مدیران شرکت‌ها به بازار سرمایه ارائه می‌گردد مکانیزمی برای تأیید آن وجود ندارد. به همین دلیل قابلیت اتکا و باور این پیش‌بینی‌ها همیشه موردتردید است (لی، ۲۰۱۰).

منابع مربوط به مدیریت سود حول آستانه‌ها حاکی از آن است که شرکت‌ها سود خود را مطابق با سه معیار و استاندارد مدیریت می‌کنند: سود صفر، سود سال قبل و پیش‌بینی‌های تحلیل‌گر (بارگستلهر و دیکف، ۱۹۹۷، دگورج و همکاران ۱۹۹۹). اگرچه منابع مربوط به مدیریت سود حول آستانه ها صریحاً پیش‌بینی‌های مدیریت را در نظر نمی‌گیرد، ترومن (۱۹۸۶) و کاسنیک (۱۹۹۹) نشان داده‌اند که عدم پیش‌بینی، به دلیل از دست دادن اعتبار، تهدید به اقامه دعوی یا نوسانات منفی قیمت برای مدیران و شرکت‌ها هزینه بالایی را خواهد داشت. کاسنیک (۱۹۹۹) نشان داده است که شرکت‌ها تلاش می‌کنند تا پیش‌بینی‌های خود را از طریق استفاده از درآمدی که افزایش‌دهنده اقلام غیر اختیاری است انجام دهند و این‌که سطح مدیریت سود با افزایش هزینه عدم پیش بینی، افزایش می‌یابد. بنابراین، استدلال ما این است که پیش‌بینی مدیران به‌عنوان معیار عمل می‌کنند و مدیران محرک‌هایی را پیش ینی سود خوددارند. هریبار و یانگ (۲۰۱۱) نشان دادند که پیش‌بینی‌های مدیران بیش‌ازحد خوش‌بین، خوش‌بینانه‌تر از پیش‌بینی‌های مدیران معمولی است. با توجه به این‌که پیش‌بینی‌های مدیران به‌عنوان یک آستانه سودی عمل می‌کند که مدیران تلاش می‌کنند تا بر اساس آن عمل کنند (ترومن، ۱۹۸۶، کاسنیک، ۱۹۹۹)، انجام پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه‌تر سخت است که موجب محرک‌های بیشتر برای مدیریت سود بر اساس پیش‌بینی می‌شود (شراند و زکمن، ۲۰۱۱). درصورتی‌که سرمایه‌گذاران، خوش‌بینی بیش‌ازحد و پیامدهای آن را تشخیص دهند، یعنی افزایش محرک‌های مدیریت سود، آن‌ها به‌طور منطقی، این محرک‌ها را در قیمت سهم در تاریخ پیش‌بینی لحاظ می‌کنند.

مطالعات نشان داده‌اند که سرمایه‌گذاران مدیریت سود را حول آستانه‌ها تشخیص می‌دهند (برای مثال، بار توف و همکاران، ۲۰۰۲، کازنیک و مک نیکولز، ۲۰۰۲، اسکینر و اسلوان، ۲۰۰۲، کانگ و همکاران ۲۰۱۰): سرمایه‌گذاران به سود پایین‌تر یا بالاتر از آستانه در تاریخ اعلان سود، واکنش متفاوتی نشان می‌دهند. قبل از ۲۰۰۱، شرکت‌ها محرک‌هایی را برای مدیریت سود منطبق با آستانه‌های سود داشتند زیرا شرکت‌هایی که منطبق با این استانه ها و یا فراتر از آن عمل می‌کردند پاداش می‌گرفتند، و شرکت‌هایی که قادر به مدیریت سود منطبق با معیار نبودند، توسط بازار مجازات میشوند (بارتوف و همکاران ۲۰۰۲، کازنیک و مک نیکولز، ۲۰۰۲، اسکینر و اسلوان، ۲۰۰۲). با این حال، پس از ۲۰۰۱، نگرش سرمایه‌گذاران به مدیریت سود ادراک‌شده تغییر کرده است: شرکت‌ها به دلیل بازی اعداد حول آستانه‌های سود، متحمل هزینه می‌شوند. سرمایه‌گذاران، شگفتی‌های سود مثبت کوچک را به‌صورت شواهد ضمنی مدیریت سود حتی پس از کنترل (ثابت فرض کردن) اقلام تعهدی اختیاری برآورد شده در نظر می‌گیرند و همه شرکت‌هایی که منطبق با استانه های سود عمل می‌کنند، صرف‌نظر از این‌که آیا مدیریت واقعی سود اتفاق افتاده است یا خیر، جریمه می‌شوند (کانگ و همکاران، ۲۰۱۰).

عدم تقارن اطلاعات زمانی ایجاد می‌شود که سهامداران به اطلاعات محرمانه‌ای که مدیران شرکت در اختیاردارند، دسترسی نداشته باشند و وجود اطلاعات کافی در بازار و انعکاس به‌موقع و سریع اطلاعات بر روی قیمت اوراق بهادار ارتباط تنگاتنگی با

کارایی بازار دارد. با توجه به ناکارا بودن اکثر بازارهای سرمایه ازجمله بورس اوراق بهادار تهران و عدم وجود اطمینان بازار، مسئله این پژوهش چگونگی درک میزان اطمینان بازار در قبال مدیریت سود هست و همچنین با توجه به تحقیقات انجام‌شده در ایران درزمینه مدیریت سود، اطمینان بازار، پژوهش حاضر مؤلفه‌هایی را مورد آزمون قرار داده که در تحقیقات قبلی آزمون نشده است و موارد مشابهی برای آن وجود ندارد. لذا، در این پژوهش تأثیر مدیریت سود بر اطمینان بازار آشکار می‌شود؛ بنابراین به توجه به مطالب فوق، این پژوهش در پی پاسخ به این سؤال است که مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و واقعی چه تاثیری بر اطمینان بازار دارد؟ به‌منظور پاسخ به این سؤال، ازیک‌طرف اثر مدیریت سود تعهدی بر شاخص های اطمینان بازار مطالعه می‌شود و از طرف دیگر نقش مدیریت سود واقعی بر اطمینان بازار مطالعه می‌شود. ازاین‌رو، انتظار می‌رود نتایج پژوهش حاضر بتواند به مدیران، تحلیل گران مالی، سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی در درک بهتر درک میزان اطمینان بازار در قبال مدیریت سود، کمک کرده و آن‌ها را در اتخاذ تصمیم‌های صحیح مالی و سرمایه‌گذاری کمک نماید.

مبانی نظری، ادبیات و فرضیه‌ها

برای طرح مبانی نظری این پژوهش از نظریه نمایندگی و نظریه بازار کارا استفاده شده است. نخستین فرض نظریه نمایندگی این است که اشخاص، همسو با منافع شخصی خود رفتار می‌نمایند، درحالی‌که این منافع لزوماً در تمامی دوره‌ها با منافع شرکت‌ها همسو و همسان نیست. فرض مهم دیگر این نظریه، قرار داشتن شرکت در تقاطع ارتباطات قراردادی است که میان مدیریت، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و دولت وجود دارد. بسیاری از این ارتباطات موجود بین گروه‌های فوق، توسط ارقام حسابداری تعریف و کنترل می‌گردند. طبق نظریه بازار کارا، در یک بازار کارا اطلاعات مالی به‌سرعت در بازارهای مالی انتشار می‌یابد و فوراً بر قیمت اوراق بهادار تأثیر می‌گذارد. عدم تقارن اطلاعات زمانی ایجاد می‌شود که سهامداران به اطلاعات محرمانه‌ای که مدیران شرکت در اختیاردارند، دسترسی نداشته باشند. وجود اطلاعات کافی در بازار و انعکاس به‌موقع و سریع اطلاعات بر روی قیمت اوراق بهادار ارتباط تنگاتنگی با کارایی بازار دارد. در بازار کارا، اطلاعاتی که در بازار پخش می‌شود به‌سرعت بر قیمت تأثیر می‌گذارد. در چنین بازاری، قیمت اوراق بهادار به ارزش ذاتی آن نزدیک است. به‌عبارت‌دیگر ویژگی مهم بازار کارا این است که قیمت تعیین‌شده در بازار، شاخص مناسبی از ارزش واقعی اوراق بهادار است. بازار کارا باید نسبت به اطلاعات جدید حساس باشد. اگر اطلاعات تازه‌ای به اطلاعات عموم می‌رسد، قیمت سهام عادی شرکت متناسب با جهت اطلاعات یادشده تغییر خواهد کرد. اگر بازار نسبت به اطلاعات جدید بی‌تفاوت باشد و عکس‌العمل لازم را نشان ندهد، یعنی تحلیل کننده‌ای در بازار برای ارزیابی و بررسی اثر اطلاعات جدید برقیمت نباشد، طبعاً آن بازار کارایی نخواهد داشت (جهانخانی و عبده تبریزی، ۱۳۷۲).

جیانگ و کیم(۲۰۲۰)، بیان داشتند که در شرکت‌هایی که سهامداران آن‌ها را نهادها و شرکت‌های دیگر تشکیل می‌دهند، اطلاعات داخلی باارزش درباره چشم اندازه‌ای تجاری آتی شرکت و همچنین استراتژی‌های تجاری آن، از طریق ارتباط مستقیم بین مدیران و شرکت‌های مالک عمده سهام به‌طور انحصاری در اختیار قرار می‌گیرد. این انتقال اطلاعات اغلب از طریق کانال‌هایی همانند اعضای مشترک هیئت‌مدیره در اختیار شرکت‌های سهامدار قرار می‌گیرد و از این طریق اکثر شرکت‌های سرمایه‌گذار به این اطلاعات دسترسی پیدا می‌کنند. لذا رواج مالکیت شرکت‌ها توسط شرکت‌های دیگرمی تواند نقش اساسی در کاهش میزان عدم تقارن اطلاعات بین مدیران و سرمایه‌گذاران برون شرکتی و درنتیجه کارایی بازار سرمایه در مورد اطلاعات آن‌ها داشته باشد. اثرگذاری اطلاعات بر قیمت‌ها هسته اصلی بازار محسوب می‌شود. بدین معنی که به‌محض انتشار اطلاعات جدید واکنش فوری و بلادرنگی پدید می‌آید و به این طریق قیمت‌ها تغییر می‌کنند. تحقیق در مورد چگونگی واکنش قیمت سهام به اطلاعات موجود در سطح بازار و اطلاعات خاص شرکت در ادبیات مالی توجهات ویژه‌ای را به خود اختصاص داده است. علاوه بر «جهت» و «میزان تغییر قیمت سهام» بُعد دیگری در فرضیه کارایی بازار شکل‌گرفته است که سرعت تعدیل قیمت به انعکاس اطلاعات جدید است. درواقع سرعت انعکاس، اثرات شتاب را اندازه‌گیری می‌کند (لیم[1] و همکاران،۲۰۱۰). اگر سرعت موجب کاهش هزینه معامله شود منجر به تخصیص کارای اوراق بهادار بین سرمایه‌گذاران نامتجانس می‌شود و تسهیم ریسک را بهینه می‌سازد. از طرفی سرعت انعکاس موجب کارایی کشف قیمت می‌شود و کارایی بیشتر در کشف قیمت‌ها باعث بهبود تأمین مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌شود (رول[2] ،۱۹۸۸). تعدیل قیمت، فرآیند انعکاس اطلاعات در قیمت سهام است. فرآیندی که موجب می‌شود، قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی آن نزدیک و

[1] Lim

[2] Roll

درنهایت با آن مساوی گردد (آمیهود و مندلسون[1]، ۱۹۸۷). کارایی بازار با انعکاس سریع و کامل اطلاعات در قیمت‌ها مرتبط بوده، ازاین‌رو، تعدیل قیمت سریع‌تر و کامل‌تر، نمایانگر بازار کاراتر خواهد بود (دامودارن[2]، ۱۹۹۳). سرعت تعدیل قیمت سهام، مدت‌زمانی است که طول می‌کشد تا اطلاعات در قیمت سهام منعکس می‌گردد و قیمت معاملاتی سهام به ارزش واقعی خود برسد(قمری، ۱۳۹۰). سرعت تعدیل قیمت دارایی‌ها به‌سوی ارزش ذاتی‌شان، معیارهای مستقیم درجه بیش واکنشی و کم واکنشی در بازارهای مالی را ارائه می‌کند (تئوبالد و یالوپ ،۲۰۰۴). از زمان پژوهش لو[3] و مک کینلی (۱۹۹۰) که دریافتند، بازده سهام بزرگ، پیشرو سهام کوچک است(نه برعکس)، منشأ اثرات پیش‌رو و پس‌رو موضوع پژوهش‌های زیادی بوده است. از این‌رو استنتاج شده برخی سهام نسبت به دیگر سهام، به اطلاعات عمومی بازار با تأخیر واکنش می‌دهند.

موضوعی در ادبیات مالی بحث بر انگیزتر از این سوال نیست که آیا سرمایه گذاران در تعیین قیمت سهام، منطقی عمل می کنند یا خیر؟ یکی از مهمترین مفروضات این نظریه بازار کارای سرمایه و مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای وجود سرمایه گذاران منطقی و عقلایی است. سرمایه گذار منطقی دو ویژگی مهم دارد. اولا هنگامی که وی اطلاعات جدیدیدریافت می کند عقاید خود را به درستی براساس قانون بیز به روز میکند. ثانیا چنین سرمایه گذاری با توجه به عقایدش دست به انتخاب هایی می زند که با مفهوم مطلوبیت مورد انتظار سازگار است، یعنی همواره به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت مورد تصمیمات انتظار خود است(باربریز و تالر[4] ،۲۰۰۲). کاهنمن و تیورسکی بیان میکند که افراد به اطلاعات جاری وزن بیشتری می دهند بدون اینکه اطلاعات قبلی را مورد بررسی قرار دهند و یا اینکه مبنای تهیه اطلاعات را مورد توجه قرار دهند(کاهنمن و تیورسکی[5]،۱۹۷۳). برخی اعتقاد دارند که وضعیت بازارها بسیار پیچیده تراز تعاریفی است که درنظریه های موجود در بازار های مالی وجود دارد(نیکولاس[6]،۱۹۹۳). برخی دیگر معتقدند که فرض منطقی بودن سرمایه گذاران واقعی به نظر نمی رسد، چرا که همه سرمایه گذاران از اطلاعات دریافت شده برداشت یکسانی ندارند و نسبت به روندها واکنش یکسانی نشان نمی دهند. آنها بیشتر بر اساس اطلاعات گذشته تصمیم گیری می کنند. نظریه های موجود در بازار های مالی بر مبنای روابط خطی بنا نهاده شده اند، در حالی تصمیمات افراد، ماهیتی غیرخطی دارند (پیترز[7]،۱۹۹۱).

کیفیت گزارشگری مالی را می‌توان میزان دقت گزارشگری مالی در انعکاس اطلاعات مربوط به عملیات و جریان‌های نقدی واحد انتفاعی تعریف نمود (لی[23]، ۲۰۱۰). در ارزیابی کیفیت گزارشگری مالی دو رویکرد وجود دارد؛ رویکرد نیازهای استفاده‌کنندگان و رویکرد حمایت از سرمایه‌گذاران. در رویکرد نیازهای استفاده‌کنندگان کیفیت گزارشگری مالی بر مبنای سودمندی اطلاعات مالی «مربوط بودن و قابل‌اتکا بودن» تعیین و تعریف می‌شود. اما در رویکرد حمایت از سرمایه‌گذاران و سهامداران کیفیت گزارشگری مالی به‌طور عمده برحسب «افشای کامل و منصفانه» برای سهامداران تعریف می‌شود. در این زمینه کیفیت گزارشگری مالی عبارت است از اطلاعات مالی کامل و شفاف که مانع گمراهی یا ایجاد ابهام برای استفاده‌کنندگان می‌شود (رحمانی،۱۳۸۱). اطلاعات فراهم‌شده توسط سیستم اطلاعاتی حسابداری بخشی از اطلاعاتی است که سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی به کار می‌برند؛ تجدیدنظر در پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی بر مبنای اطلاعات بی‌کیفیت در مقایسه با تجدیدنظر مبتنی بر اطلاعات باکیفیت، منجر به برآوردهای نامشخصی از قیمت سهام می‌شود. با توجه به عدم اطمینان حاصل از کیفیت نامطلوب اطلاعات در برآورد قیمت سهام، با گذر زمان، درک بهتری از محتوای اطلاعات منتشره فراهم می‌شود و نیز یادگیری از ارزیابی‌های سایر سرمایه‌گذاران منجر به بهبود در برآوردها شده و درنهایت تعدیل قیمت سهام با تأخیر روی خواهد داد. تأخیر در تعدیل قیمت برای خریدار و فروشنده مخاطره‌آمیز است و این مخاطره ناشی از عدم انعکاس کامل اطلاعات در قیمت است. انعکاس کامل و بلادرنگ اطلاعات ممکن است اثرات منفی و یا مثبت بر قیمت سهام داشته باشد (کالن و همکاران،۲۰۱۲).

در نظریهٔ اقتصادی، ریسک به شرایطی اشاره می کند که در آن تصمیم گیرنده، احتمالات را به نتایج و عملکردهای ممکن مختلفی می تواند اختصاص دهد. کاهش شدت ریسک ها و پیامدهای آنها، نیازمند تدوین برنامه های جامع در سطح بنگاه های اقتصادی است، به گونه ای که به تأمین امنیت فعالیت های اقتصادی منتهی شد و روش های تدارک منابع مالی کافی برای مقابله با خسارات را نیز ارائه دهد؛ بنابراین برای مقابله با انواع ریسک ها ناگزیر باید تهنیت را با آنها منطبق کرد و با کسب

[1] Amihoud & Mendelson
[2] Damodaran
[3] Lo
[4] Barberis &Thaler
[5] Kahnmn &Teuroske
[6] Nicholas
[7] Peters

اطلاعات کافی و شناخت دقیق از ماهیت آنها، پوشش های متنوع مبتنی بر شناخت به دست آمده را ارائه کرد(کارملی و تیشلر،۲۰۰۶). مدیریت اثربخش ریسک، فرایندی است که هیأت مدیره، مدیریت و سایر کارکنان یک واحد اقتصادی انجام می دهند؛ در فرایند سیاست گذاری و در کل بنگاه به کار بسته می شود. برای شناسایی رویدادهای بالقوه ای طراحی شده است که ممکن است بر واحد اقتصادی تأثیر بگذارند و ریسک را با توجه به نیاز واحد اقتصادی مدیریت می کند تا اطمینان معقول دربارهٔ دستیابی به اهداف واحد اقتصادی به دست آید. به طور معمول در شرکتها از مدیریت ریسک برای کاهش آثار مربوط به پیدایش شرایط نامساعد و در نتیجه کاهش تأثیر رفتاری این شرایط بر عملکرد و کارکرد شرکتها استفاده می شود. هدف از مدیریت اثربخش ریسک، مدیریت نااطمینانی است و شامل فعالیت های شناسایی، ارزیابی، پایش و کاهش تأثیر ریسک ها بر یک کسب وکار می شود. یک برنامهٔ مدیریت اثربخش ریسک صحیح با استراتژی های مدیریت اثربخش ریسک مناسب، مشکلات هزینه بر و استرس زا را می تواند به حداقل برساند و ادعای خسارت و حق بیمه را کاهش دهد. با توجه به سیستم اقتصادی و تغییرات مداوم در عوامل محیطی، موضوع مدیریت اثربخش ریسک در نحوهٔ ادارهٔ سازمان های مالی و خدماتی، اهمیتی ویژه دارد(پترسون، ۲۰۰۴). مدیریت اثربخش ریسک، رویکردی ساختاریافته برای مدیریت عدم قطعیت با انجام مجموعه ای از فعالیت ها شامل شناسایی خطر، ارزیابی ریسک، برنامه ریزی پاسخ ریسک و نظارت بر ریسک و کنترل است. مدیریت اثربخش ریسک، رویکردی برای شناسایی، ارزیابی و اولویت بندی خطرات و پس از آن برنامه ریزی مناسب برای به حداقل رساندن نظارت و کنترل و احتمال تأثیر وقایع نامطلوب است. مدیریت اثربخش ریسک به طور گسترده ای در بسیاری از رشته ها مانند مدیریت، مهندسی، بیمه، مالی، محیط زیست، سیاست و غیره اعمال می شود (عسگرنژاد نوری و امکانی، ۱۳۹۶).

عطار و همکاران (۲۰۰۸) نتایج تحقیق خود را اینگونه بیان کردند که جریان‌های نقدی عملیاتی جاری، اقلام تعهدی عادی و غیرعادی توان توضیحی قوی برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی‌آتی دارند. همچنین آن ها دریافتند که ریسک ورشکستگی توان توضیحی قوی را بطور غیر مستقیم در پیش بینی جریان‌های نقدی عملیاتی‌آتی دارند. گوردون و وو (۲۰۱۴)، نیز به این نتیجه دست یافتند زمانی که بین مدیریت و سهامدار نهادی عدم تقارن اطلاعاتی وجود داشته باشد، قیمت سهام با تأخیر بیشتری به اطلاعات موجود عکس‌العمل نشان می‌دهد و دیرتر تعدیل می‌شود. همچنین، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که کیفیت بالاتر افشای اطلاعات شرکت‌ها موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی شده و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام را افزایش می‌دهد. آسپریس و فرینو(۲۰۱۵)، در پژوهشی با عنوان استقلال هیئت مدیره، نقدشوندگی سهام و کارایی اطلاعاتی قیمت به این نتیجه دست یافتند که استقلال هیئن مدیره تاثیر معنی داری بر سرعت تعدیل قیمت سهام دارد. همچنین، استقلال هیئت مدیره تاثیر معنی دار و مثبتی بر نقدشوندگی سهام نیز دارد. سا و یو(۲۰۱۶)، در پژوهشی با عنوان ساختار مالکیت و سرعت انعکاس اطلاعات در قیمت سهام به بررسی تاثیر سهامداران نهادی و تمرکز مالکیت بر سرعت تعدیل قیمت سهام از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۴ در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار چین پرداخته اند و به این نتیجه دست یافته اند که سهاماران نهادی بر سرعت تعدیل قیمت سهام شرکت ها تاثیر معنی داری دارد. کرونل و همکاران(۲۰۱۷) نشان دادند زمانی که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین‌تر است، رابطه بین تمایلات سرمایه‌گذاران و نرخ بازده سهام قوی‌تر است. آناگنوستوپلو و همکاران(۲۰۱۷)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین عدم اطمینان اطلاعات و نوسان ضمنی آپشن ها پیرامون اعلام سود پرداختند. آن ها دریافتند که کیفیت کمتر اطاعات، با تغییرات بیشتر در نوسان ضمنی آپشن ها همراه است و شرکت هایی که عملکرد آتی اقتصادی ضعیف تری دارند، عدم اطمینان بیشتری خواهند داشت. کرونل و همکاران(۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان تاثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر تمایلات سرمایه گذاران و نرخ بازده سهام نشان دادند، زمانی که کیفیت اطلاعات حسابداری پایین تر است، رابطه بین تمایلات سرمایه گذاران و نرخ بازده سهام قوی تر است. چن و همکاران(۲۰۱۸) به این نتیجه دست یافتند که کیفیت حسابرسی موجب کاهش تاخیر در تعدیل قیمت سهام می شود و ساختار مالکیت تاثیری بر تاخیر در تعدیل قیمت سهام ندارد. تام و همکاران(۲۰۱۹) طی پژوهشی به مقایسه کیفیت سود و گزارشگری مالی توسط شرکتهای موجود در بخش دولتی و خصوصی موجود در بورس ویتنام پرداختند. نتایج در این تحقیق تصویری جالب از کیفیت سود در بازار مالی ویتنام را نشان داد. به طور خاص، با استفاده از یک نمونه همسان از شرکت های دولتی و شرکت های خصوصی، یافته های آنان نشان داد که شرکت های خصوصی احتمالاً سود گزارش شده خود را نسبت به بنگاه های دولتی در بازار مالی ویتنامی «دستکاری» می کنند. به استناد آنان شرکت های دولتی دارای کیفیت سود بالاتری نسبت به شرکتهای خصوصی در بازار مالی ویتنام هستند. از نظر این محققین این امر به این دلیل است که بنگاههای خصوصی با مدیریت سود می توانند از مزایای مالی زیادی برای مدیران خود بهره مند شوند. پیوسیک و گنج (۲۰۲۰) طی تحقیقی به بررسی تاثیر ساختار

مالکیت یک شرکت (تمرکز مالکیت، مالکیت مدیریتی و حضور سرمایه گذاران نهادی) بر شیوه های مدیریت سود واقعی در شرکتهای بورس اوراق بهادار ورشو در لهستان پرداختند. آنها نشان دادند که یک سطح بهینه از تمرکز مالکیت وجود دارد ، که مدیریت سود را به حداقل می رساند و در نتیجه آن شفافیت مالی به حداکثر می رسد. آنان همچنین نتیجه گرفتند که ابزارهای فردی مدیریت سودواقعی با روش های خاصی به تمرکز مالکیت و مالکیت مدیریتی مرتبط هستند و حضور سرمایه گذاران نهادی، میزان بیش نمائی سود را کاهش می دهد. ویبات و همکاران(۲۰۲۱)، در پژوهشی به این نتیجه دس یافتنند که ابهامات جریان های نقدی موجبات تقلیل انعطاف پذیری شرکت در مدیریت منابع خود را کاهش دهد.

نمازی و شکراللهی(۱۳۹۵) دریافتند که اثر متغیر عملکرد بر متغیر جریان نقدی آزاد منفی و معنادار بوده و متقابلاً اثر متغیر جریان نقدی آزاد بر متغیر عملکرد منفی و معنادار است. نتایج پژوهش بهار مقدم و جوکار(۱۳۹۷) نشان داد که کیفیت اطلاعات حسابداری با تمایلات سرمایه‌گذاران دارای رابطه مثبت و معنادار است و افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری و کاهش عدم اطمینان اطلاعاتی، شدت رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری سهام را کاهش می‌دهند. بادآورنهندی و همکاران(۱۳۹۸)، به بررسی تاثیر هزینه های نمانیدگی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام با نقش تعدیلی کیفیت گزارشگری مالی پرداخته و به این نتیجه دست یافته اند که کیفیت گزارشگری مالی بر تعامل بین هزینه های نمایندگی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام تاثیر مثبت و معنی داری دارد. امجدیان و دانشیان(۱۳۹۹)، در پژوهشی به این نتیجه دست یافتند که ن دوره تصدی حسابرسی با متغیرهای پراکندگی پیش‌بینی سود هر سهم و خطای پیش‌بینی سود هر سهم رابطه معنادار و معکوسی وجود دارد، اما متغیر تغییرپذیری بازده سهام با دوره تصدی حسابرسی رابطه معناداری ندارد؛ بنابراین افزایش در دوره تصدی حسابرسی، عدم اطمینان نسبت به اطلاعات ارائه‌شده توسط واحد تجاری را کاهش می‌دهد که این یافته، دیدگاه تخصص حسابرس را تائید و نگرانی در خصوص دیدگاه استقلال حسابرس را برطرف می‌نماید. محمدصالحی. مجید و رجایی زاده هرندی. احسان، (۱۴۰۲)، به بررسی رابطه بین مدیریت سود و استراتژی تجاری با ریسک ورشکستگی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده و بر این اساس به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، نمونه‌ای متشکل از ۱۳۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۳ الی ۱۳۹۸ انتخاب شد. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش نیز از مدل رگرسیون چندمتغیره مبتنی بر داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده آن است که مدیریت سود بر ریسک ورشکستگی تأثیر مثبت و معناداری دارد بدین معنی که با افزایش مدیریت سود، ریسک ورشکستگی افزایش خواهد یافت؛ درحالی‌که استراتژی تجاری تأثیر منفی و معناداری بر ریسک ورشکستگی دارد، بدین معنی که با افزایش استراتژی تجاری، ریسک ورشکستگی کاهش می‌یابد.

فرضیه‌های پژوهش

پژوهشگران زیادی ازجمله فاما، دیکسون[1] (۱۹۹۲)، جنسون[2] (۱۹۸۷) و بی ور (۱۹۸۱) در خصوص فرضیه بازار کارا نظریه‌پردازی کرده و تحقیقاتی انجام داده‌اند. جیانگ و کیم،۲۰۰۰، بیان داشتند که در شرکت هایی که سهامداران آنها را نهادها و شرکت‌های دیگر تشکیل می‌دهند، اطلاعات داخلی با ارزش درباره چشم‌اندازهای تجاری آتی شرکت و همچنین استراتژی‌های تجاری آن و در نهایت اطمینان بازار آنها در سطح مطلوبی قرار دارد. یکی از عواملی که ارزیابی اطمینان بازار را تحت تاثیر قرار می دهد، پدیده مدیریت سود است. مدیریت سود زمانی اتفاق می افتد که مدیریت تاثیر خود را برای تغییر در وضعیت واقعی اقتصادی یا دستیابی به منافع شخصی، اعمال می کند(کواگ و استفنن، ۲۰۰۹). بنابراین، به استناد به موارد مطروحه فرضیه های ذیل تدوین می گردد:

فرضیه۱: مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی بر ریسک آربیتراژ تاثیر دارد.

فرضیه۲: مدیریت سود از طریق اقلام واقعی بر ریسک آربیتراژ تاثیر دارد.

فرضیه۳: مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی بر ریسک نوسان پذیری سهام تاثیر دارد.

فرضیه۴: مدیریت سود از طریق اقلام واقعی بر ریسک نوسان پذیری سهام تاثیر دارد.

روش‌شناسی

این پژوهش از لحاظ هدف، از نوع کاربردی و از نظر ماهیت و روش، از نوع همبستگی است. برای گردآوری داده‌های پژوهش، از پایگاه رسمی بورس اوراق بهادار تهران و سایر پایگاه‌های اینترنتی رسمی مرتبط، اطلاعات حسابداری شرکت‌های بورسی،

[1] Dixon
[2] JENSON
[3] beaver

نرم‌افزار ره‌آورد نوین و دیگر منابع اطلاعاتی استفاده‌شده است. نوع داده‌ها ترکیبی بوده و جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ (۱۶۵۰ سال- شرکت) است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش داده‌های تعداد ۱۵۰ شرکت با اعمال محدودیت‌های زیر انتخاب شده‌اند؛ پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد و شرکت‌های نمونه، سال مالی‌شان تغییر نکرده باشد. شرکت‌های نمونه از شرکت‌های سرمایه‌گذاری و مالی (بانک‌ها) نباشند. شرکت‌های نمونه دچار توقف معاملاتی بیش از چهار ماه نشده باشد تا قیمت سهام متعارف تلقی گردد. اطلاعات شرکت‌های نمونه در دسترس باشد. جزئیات مربوط به روند انتخاب نمونه بشرح ذیل می باشد:

تعداد کل شرکت های پذیرفته شده در بورس در پایان سال ۹۷	۵۰۵
معیارها:	
تعداد شرکت هایی که در قلمرو زمانی ۹۸-۸۸ در بورس فعال نبوده اند	(۱۷۱)
تعداد شرکت هایی بعد از سال ۸۷ در بورس پذیرفته شده اند	(۶۱)
تعداد شرکت هایی که جز هلدینگ، سرمایه گذاری ها، واسطه گری های مالی، بانک‌ها و یا لیزینگ ها بوده اند	(۵۳)
تعداد شرکت هایی که در قلمرو زمانی تحقیق تغییر سال مالی داده و یا سال مالی آن منتهی به پایان اسفند نمی باشد	(۶۳)
تعداد شرکت هایی که در قلمرو زمانی تحقیق اطلاعات مورد آن ها در دسترس نمی باشد	(۷)
تعداد شرکت های نمونه	**۱۵۰**

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش با پیروی از پژوهش کرونل و همکاران(۲۰۱۷) به ترتیب از معادله (۱) و (۲) استفاده شده است:

معادله (۱):

$$ARBL_{it} = \alpha_0 + \beta_1 EM_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$

معادله (۲):

$$SIGMA_{it} = \alpha_0 + \beta_1 EM_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it}$$

براساس مدل‌های (۱) و (۲)، متغیر وابسته این پژوهش شاخص های اطمینان بازار می‌باشد. در این پژوهش برای محاسبه اطمینان بازار از دو متغیر معکوس متغیرهای ریسک آربیتراژ و ریسک نوسان پذیری سهام استفاده شده است.

ریسک آربیتراژ(ARBI): مندن هال(۲۰۰۴) برای اندازه گیری مدیریت ریسک بازار از معیار ریسک آربیتراژ یا ریسک نگهداری استفاده نموده است. بر اساس این معیار در مدل قیمت گذاری آربیترآژ، چنانچه قیمت کشف شده بر اساس اطلاعات با قیمت واقعی اختلاف چندانی نداشته باشد، صحت اطلاعات و مربوط بودن آنها را نشان می دهد و هر چه خطای مدل بیشتر باشد، گویای ریسکی بودن اطلاعات است.

در این مدل، مدل بازار که در آن متغیر وابسته، بازده شرکت پس از کسر بازده بدون ریسک است، از ۵ روز قبل از اعلان سود تا ۲۵۲ روز قبل از آن برآورد می شود. ریسک آربیتراژ، واریانس باقی مانده های مدل ۳ است.

$$Ri_t - Rf_t = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} \times Rm_t + e_i$$

$$var(e_i) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^{N} (e_i - \bar{e}_i)^2$$

نتایج برای انجام آزمون های رگرسیون در ۱۰۰ ضرب خواهد شد.

ریسک نوسان پذیری سهام(SIGMA): ژانگ(۲۰۰۶) برای اندازه گیری مدیریت ریسک بازار از معیار ریسک نوسان پذیری سهام یا عدم اطمینان بازار استفاده کرده است. در این مدل تغییرات قیمتی در بازار به دنبال ارائه اطلاعات جدید به وقوع می پیوندد. چنانچه تغییرات قیمت سهمی در بازار زیاد باشد، به دلیل ارائه زیاد اطلاعات تصحیحی یا نبود اطلاعات قابل اتکا به عنوان مبنای قیمت گذاری صحیح است. بنابراین نوسان قیمت سهام در محدوده ای خارج از تغییرات بازار را می توان معیاری برای عدم اطمینان بازار در نظر گرفت. در این شاخص میزان نوسان هفتگی قیمت سهام یا همان بازده هفتگی سهام نسبت به بازار، نماینده عدم قابلیت اتکای اطلاعات در نظر گرفته می شود و از انحراف معیار بازده تعدیل شده هفتگی سهام شرکت برای اندازه گیری آن طبق مدل ۴ استفاده می شود.

$$Var(Ri) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^{N=52} \left(R_{i,t} - Rm,t\right)^2$$

پس از محاسبه واریانس بازده هفتگی تعدیل شده، از طریق رابطه ۲، انحراف معیار آن برای دوره یک ساله منتهی به تاریخ اعلان سود(۵۲ هفته) محاسبه می شود(از یک اعلان سود تا اعلان سود بعدی).

متغیر مستقل این پژوهش مدیریت سود می باشد. به منظور اندازه گیری مدیریت سود از دو شاخص مدیریت سود ار طریق اقلام تعهدی و اقلام واقعی استفاده می شود.

برای اندازه گیری مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی از مدل مک نیکولز و استوبن[1] (۲۰۰۸) نیز استفاده می‌شود که به شرح زیر است:

رابطه (۵):

$$\frac{\Delta AR_{it}}{Assets_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\Delta Sales_{it}}{Assets_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

ΔAR_{it}: تغییر در حساب های دریافتنی در سال t ؛

$\Delta Sales_{it}$: تغییر در فروش در سال t ؛ و

$Assets_{it-1}$: مجموع دارایی ها در ابتدای سال مالی.

باقی مانده و یا به عبارتی پسماند این معادله، نشانگر تغییر در حساب های دریافتنی است که توسط تغییر در فروش، توضیح‌دادنی نیست. بنابراین، شاخص مدیریت سود، قدر مطلق این مقدار ضربدر منفی یک است.

برای اندازه گیری مدیریت سود واقعی با الهام از مدل روی‌چاوداری[2] (۲۰۰۶) مدیریت سود از طریق دستکاری فعالیت های واقعی، از دو منظر در این پژوهش مورد بررسی قرار خواهد گرفت:

۱- جریانات نقدی عملیاتی اختیاری غیرعادی ۲- هزینه‌های اختیاری غیرعادی

الف) برآورد مدل جریانات نقدی عملیاتی اختیاری غیرعادی (ACF)

در اولین قدم، سطح نرمال (عادی) جریانات نقد عملیاتی با استفاده از رابطه زیر برآورد می‌گردد:

رابطه (۶):

$$\frac{CFO_{it}}{Assets_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1(\frac{1}{Assets_{it-1}}) + \alpha_2(\frac{Sales_{it}}{Assets_{it-1}}) + \alpha_3(\frac{\Delta Sales_{it}}{Assets_{it-1}}) + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه CFO_{it} جریان نقد عملیاتی هست.

سپس برای برآورد جریانات نقدی عملیاتی اختیاری غیرعادی، جریان نقد عملیاتی واقعی شرکت از سطح عادی جریانات نقد عملیاتی که از مدل فوق محاسبه شده است کسر خواهد شد.

ب) برآورد مدل هزینه‌های اختیاری غیرعادی (ADE)

در اولین قدم، سطح نرمال (عادی) هزینه‌های اختیاری عملیاتی با استفاده از رابطه زیر برآورد می‌گردد:

رابطه (۷):

$$\frac{DISX_{it}}{Assets_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1(\frac{1}{Assets_{it-1}}) + \alpha_2(\frac{Sales_{it-1}}{Assets_{it-1}}) + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه $DISX_{it}$ هزینه‌های اختیاری عملیاتی و $Sales_{it-1}$ بیانگر فروش دوره قبل هست.

سپس برای برآورد هزینه‌های عملیاتی اختیاری غیرعادی، هزینه‌های عملیاتی واقعی شرکت از سطح عادی هزینه‌های عملیاتی که از رابطه فوق محاسبه شده است کسر خواهد شد.

با بررسی و تأیید تأثیر متغیرهای کنترلی بر اطمینان بازار در پژوهش‌های پیشین، متغیرهای زیر در قالب متغیرهای کنترلی تعریف و در پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد:

بازده دارایی ها: این متغیر، از نسبت سود خالص به کل دارایی ها بدست می آید(افلاطونی،۱۳۹۴). زیانده بودن شرکت: گوردون(۲۰۱۶)، تاثیر زیانده بودن شرکت را بر سرعت تعدیل قیمت سهام تائید نموده است. برای موارد گزارش زیان مقدار ۱ و در غیر اینصورت مقدار صفر اختصاص می یابد (افلاطونی، ۱۳۹۵). اهرم مالی(Lev): آسپریس و فرینو(۲۰۱۳)، تاثیر اهرم مالی بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام را تائید نمودند. اهرم مالی از تقسیم کل بدهی ها بر کل دارایی ها بدست می آید. اندازه جریان های نقدی(OCF): با محاسبه جریان های نقدی عملیاتی از طریق تقسیم خالص جریان نقدی عملیاتی بر مجموع دارایی ها اندازه گیری می شود.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی

نتایج آمار توصیفی حاصل از پژوهش در سطح کل شرکت‌ها در جدول نگاره ۱ نشان داده شده است.

مقدار این پارامتر برای متغیر ریسک نوسان پذی برابر ۰/۰۹۰ و برای اندازه جریان های نقدی برابر ۲۷۵۴۳۵ است که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش، ریسک نوسان پذیری و اندازه جریان های نقدی به ترتیب دارای کم‌ترین و بیشترین میزان پراکندگی هستند.

[1] McNichols and Stubben

[2] Roychowdhary

جدول ۱. آمار توصیفی

شاخص/ متغیر	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
ریسک آربیتراژ	۰/۰۲۰	۲/۰۷۸	۰/۰۰۰	۰/۰۸۹
ریسک نوسان پذیری سهام	۰/۱۲۴	۱/۴۵۰	۰/۰۱۶	۰/۰۹۰
مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی	-۰/۰۸۳	۰/۴۲۳	-۰/۵۸۹	۰/۰۸۵
مدیریت سود از طریق اقلام واقعی	۰/۰۶۶	۰/۴۲۳	-۰/۴۲۵	-۰/۱۶۳
زیانده بودن شرکت	۰/۱۴۴	۱	۰	۰/۰۱۴
کیفیت عملکرد مدیریت	۰/۰۰۶	۰/۴۸۱	-۰/۴۲۵	۰/۱۲۷
بازده دارایی ها	۰/۰۹۳	۰/۶۲۱	-۱/۰۶۳	۰/۱۴۵
اهرم مالی	۰/۶۵۴	۴/۰۰۲	۰/۱۰۸	۰/۲۶۵
اندازه جریان های نقدی	۶۰۶۵۵۳	۲۷۳۲۳۷۱	-۲۴۸۹۳	۲۷۵۴۳۵

آزمون نرمال بودن متغیرهای پژوهش

در این پژوهش قبل از آزمون فرضیه‌ها، نرمال بودن متغیر وابسته پژوهش بررسی می‌شود. به این منظور از آماره جارک- برا استفاده‌شده است.

جدول۲. نتایج آزمون جارک-برا

متغیرها	آماره آزمون	اعتبار آزمون
ریسک آربیتراژ	۵۴۰/۳۷۵	۰/۰۰۰
ریسک نوسان پذیری سهام	۱۶۱/۹۴۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، سطح معناداری برای متغیر وابسته کمتر از ۰/۰۵ است. پس فرض صفر رد می‌شود یعنی داده‌ها برای متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. اگر نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد (بسیاری از منابع تعداد ۳۰ مشاهده به بالا را بزرگ دانسته اند)، حتی اگر توزیع جملات اخلال مدل برآورد شده نرمال نباشند، باز هم ضرایب برآورد شده دارای حداقل واریانس بوده، کارا هستند و جهت آزمون فرضیه هاپژوهش قابل اتکاء هستند (افلاطونی، ۱۳۹۲). بنابراین، با استناد به این موضوع و با توجه به حجم نمونه بالای این پژوهش، فرض بر این است که متغیر وابسته پژوهش از تابع توزیع نرمال پیروی می کنند.

آزمون ریشه واحد(مانایی)

به‌منظور اطمینان از ساختگی نبودن مدل و نتایج نامطمئن؛ ابتدا ایستایی متغیر وابسته با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته در داده‌های سطح استفاده‌شده است.

همان‌طوری که در جدول۳ مشاهده می‌شود؛ فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها در سطح معناداری ۵٪ رد شده است. بنابراین؛ نتایج در سطح اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد که متغیر وابسته برای داده‌ها؛ پایا بوده و ریشه واحدی ندارد.

فرضیه۱: مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی بر ریسک آربیتراژ تاثیر دارد.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون مفروضات آماری رگرسیون، مدل فوق با استفاده از روش رگرسیون چندمتغیره برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر

متغیرها	آماره آزمون	معناداری آزمون
ریسک آربیتراژ	-۱۷/۵۰۳	۰/۰۰۰
ریسک نوسان پذیری سهام	-۱۲/۰۴۹	۰/۰۰۰

جدول۴. نتایج آزمون فرضیه ۱

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۰۰۸	-۱/۱۳۴	۰/۲۵۶
مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی	-۰/۰۰۵	-۱/۵۰۳	۰/۱۳۳
اندازه شرکت	۰/۰۰۱	۱/۸۵۰	۰/۰۶۴
بازده دارایی ها	۰/۰۱۷	۳/۱۱۴	۰/۰۰۱
زیانده بودن	۰/۰۰۱	۱/۱۷۰	۰/۲۴۲
اهرم مالی	۰/۰۰۵	۳/۳۶۰	۰/۰۰۰
فرصت رشد	۷/۷۰۳	۱/۰۸۹	۰/۲۷۶
اندازه جریان های نقدی	-۵/۴۴۰	-۲/۶۶۷	۰/۰۰۷
آماره- F لیمر آماره- هاسمن	۰/۱۵۸ (Pooled) (-)		
آماره D-W	۱/۸۸۸		
ضریب تعیین	۰/۱۱۷		
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۱۱		
آماره F	۳/۰۰۶		
معناداری مدل	۰/۰۰۳		

در بررسی معنی‌دار بودن مدل با توجه به این‌که مقدار احتمال آماره F در مدل از ۵٪ کوچک‌تر می‌باشد (۰.۰۰۳)، با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تائید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۱۱/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته ریسک آربیتراژ توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. در این پژوهش، برای انتخاب مدل تحلیل داده‌ها و استفاده از داده‌های ترکیبی یا تلفیقی، آزمون F لیمر اجرا شده است. درواقع آزمون F لیمر مشخص می‌کند که مدل مورد استفاده تلفیقی ($Panel$) است یا ترکیبی ($Pooled$). چنانچه آماره $Cross-Section\ F$ کمتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، نوع مدل انتخابی تلفیقی (Panel) و بیشتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، نوع مدل انتخابی ترکیبی ($Pooled$) خواهد بود. در صورتی که مدل ترکیبی ($Pooled$) انتخاب گردد، کار تمام است و با آن ادامه می‌دهیم ولی اگر مدل تلفیقی ($Panel$) انتخاب گردد، بایستی در مرحله بعد، از طریق آزمون هاسمن، الگوی مناسب یعنی اثرات ثابت (FEM) یا اثرات تصادفی (REM) انتخاب گردد؛ بنابراین، در مرحله قبل، اگر نتایج آزمون F لیمر نشان‌دهنده استفاده از مدل تلفیقی ($Panel$) باشد، بایستی از طریق آزمون هاسمن الگوی مناسب انتخاب گردد. چنانچه آماره $Cross\ Section\ Random$ کمتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، الگوی اثرات ثابت (FEM) و بیشتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، الگوی اثرات تصادفی (REM) انتخاب می‌گردد. لذا، برای آزمون مدل این فرضیه از اثرات مقید استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد.

همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج جدول (۴)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل مدیریت سود اقلام تعهدی بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته ریسک آربیتراژ در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار نمی‌گیرد؛ بنابراین با توجه به تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با مدل فرضیه اول پژوهش می‌توان به این نتیجه رسید که مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی بر شاخص اول اطمینان اقتصادی (ریسک آربیتراژ) تأثیر معنی‌داری ندارد.

فرضیه۲: مدیریت سود از طریق اقلام واقعی بر ریسک آربیتراژ تاثیر دارد.

جدول۵. نتایج آمون فرضیه ۲

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۰۷۳	-۱/۸۸۲	۰/۰۶۰
مدیریت سود از طریق اقلام واقعی	-۰/۰۲۰	-۲/۷۲۰	۰/۰۰۶
اندازه شرکت	۰/۰۱۴	۵/۰۰۷	۰/۰۰۰
بازده دارایی ها	۰/۰۲۴	۱/۰۹۲	۰/۲۷۵
زیانده بودن	-۰/۰۰۶	-۰/۹۷۶	۰/۳۲۹
اهرم مالی	۰/۰۰۶	۰/۶۰۵	۰/۵۴۵
فرصت رشد	۰/۰۰۱	۰/۵۲۷	۰/۵۹۷
اندازه جریان های نقدی	-۱/۷۸۰	-۲/۷۲۶	۰/۰۰۶
آماره- F لیمر	۰/۰۰۴ (Panel)		
آماره- هاسمن	۰/۰۰۰ (FEM)		
آماره D-W	۲/۰۳۳		
ضریب تعیین	۰/۱۷۵		
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۴۷		
آماره F	۲/۰۰۲		
معناداری مدل	۰/۰۰۰		

در بررسی معنی‌دار بودن مدل با توجه به این‌که مقدار احتمال آماره F در مدل از ۵٪ کوچک‌تر می‌باشد (۰.۰۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تائید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۱۷/۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته ریسک آربیتراژ توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. در این پژوهش، برای انتخاب مدل تحلیل داده‌ها و استفاده از داده‌های ترکیبی یا تلفیقی، آزمون F لیمر اجرا شده است. برای آزمون مدل این فرضیه از اثرات ثابت استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد.

همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج جدول (۵)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل مدیریت سود اقلام واقعی کوچک‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته ریسک آربیتراژ در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار می‌گیرد؛ بنابراین با توجه به تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با مدل فرضیه ۲ پژوهش می‌توان به این نتیجه رسید که مدیریت سود از طریق اقلام واقعی بر شاخص اول اطمینان اقتصادی (ریسک آربیتراژ) تأثیر معنی‌داری دارد.

فرضیه۳: مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی بر ریسک نوسان پذیری سهام تاثیر دارد.

جدول۶. نتایج آزمون فرضیه ۳

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	۰/۰۲۴	۰/۸۵۴	۰/۳۹۳
مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی	۰/۰۵۸	۲/۰۴۷	۰/۰۴۰
اندازه شرکت	۰/۰۰۵	۲/۹۸۰	۰/۰۰۲
بازده دارایی ها	۰/۰۵۸	۱/۷۷۴	۰/۰۷۶
زیانده بودن	۰/۰۱۱	۱/۱۷۴	۰/۲۴۰
اهرم مالی	۰/۰۱۳	۰/۹۲۱	۰/۳۵۷
فرصت رشد	۰/۰۰۶	۱/۸۷۲	۰/۰۶۱
اندازه جریان های نقدی	-۱/۷۷۰	-۱/۲۹۴	۰/۱۹۵
آماره- F لیمر	۰/۰۰۱ (Panel)		
آماره- هاسمن	۰/۰۰۰ (FEM)		
آماره D-W	۲/۲۰۱		
ضریب تعیین	۰/۱۴۳		
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۲۱		
آماره F	۱/۵۶۹		
معناداری مدل	۰/۰۰۰		

در بررسی معنی‌دار بودن مدل با توجه به این‌که مقدار احتمال آماره F در مدل از ۵٪ کوچک‌تر می‌باشد (۰.۰۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تائید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۱۴/۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته ریسک نوسان پذیری سهام توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. در این پژوهش، برای انتخاب مدل تحلیل داده‌ها و استفاده از داده‌های ترکیبی یا تلفیقی، آزمون F لیمر اجرا شده است. برای آزمون مدل این فرضیه از اثرات ثابت استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد. همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج جدول (۶)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل مدیریت سود اقلام تعهدی کوچک‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته ریسک نوسان پذیری سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار می‌گیرد؛ بنابراین با توجه به تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با مدل فرضیه سوم پژوهش می‌توان به این نتیجه رسید که مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی بر شاخص دوم اطمینان اقتصادی (ریسک نوسان پذیری سهام) تأثیر معنی‌داری ندارد.

فرضیه۵: مدیریت سود از طریق اقلام واقعی بر ریسک نوسان پذیری سهام تاثیر دارد.

جدول ۷. نتایج آزمون فرضیه ۴

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۰۷۳	-۱/۸۸۲	۰/۰۶۰
مدیریت سود از طریق اقلام واقعی	-۰/۰۲۰	-۲/۷۲۰	۰/۰۰۶
اندازه شرکت	۰/۰۱۴	۵/۰۰۷	۰/۰۰۰
بازده دارایی ها	۰/۰۲۴	۱/۰۹۲	۰/۲۷۵
زیانده بودن	-۰/۰۰۶	-۰/۹۷۶	۰/۳۲۹
اهرم مالی	۰/۰۰۶	۰/۶۰۵	۰/۵۴۵
فرصت رشد	۰/۰۰۱	۰/۵۲۷	۰/۵۹۷
اندازه جریان های نقدی	-۱/۷۸۰	-۲/۷۲۶	۰/۰۰۶
آماره- F لیمر	۰/۱۵۶ (Pooled)		
آماره- هاسمن	- (-)		
آماره D-W	۲/۱۸۵		
ضریب تعیین	۰/۱۱۶		
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۱۱۰		
آماره F	۲/۷۶۹		
معناداری مدل	۰/۰۰۷		

در بررسی معنی‌دار بودن مدل با توجه به این‌که مقدار احتمال آماره F در مدل از ۵٪ کوچک‌تر می‌باشد (۰.۰۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تائید می‌شود. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۱۱/۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته ریسک نوسان پذیری سهام توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. در این پژوهش، برای انتخاب مدل تحلیل داده‌ها و استفاده از داده‌های ترکیبی یا تلفیقی، آزمون F لیمر اجرا شده است. برای آزمون مدل این فرضیه از اثرات مقید استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد. همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج جدول (۷)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل مدیریت سود اقلام واقعی کوچک‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته ریسک نوسان پذیری سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار می‌گیرد؛ بنابراین با توجه به تحلیل‌های صورت گرفته در ارتباط با مدل فرضیه چهارم پژوهش می‌توان به این نتیجه رسید که مدیریت سود از طریق اقلام واقعی بر شاخص دوم اطمینان اقتصادی (ریسک نوسان پذیری سهام) تأثیر معنی‌داری دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

اطلاعات فراهم شده توسط سیستم اطلاعاتی حسابداری بخشی از اطلاعاتی است که سرمایه گذاران برای پیش بینی جریانهای نقدی آتی به کار می برند؛ تجدیدنظر در پیش بینی جریان های نقد آتی بر مبنای اطلاعات بی کیفیت در مقایسه با تجدید نظر مبتنی بر اطلاعات با کیفیت مطلوب، منجر به برآوردهای نامشخصی از قیمت سهم می شود. با توجه به عدم اطمینان حاصل از کیفیت نامطلوب اطلاعات در برآورد قیمت سهام، با کذر زمان، درک بهتری از محتوای اطلاعات منتشره فراهم می شود و نیز یادگیری از ارزیابی های سایر سرمایه گذاران منجر به بهبود در برآوردها شده و در نهایت تعدیل قیمت سهم با تاخیر روی خواهد داد. تاخیر در تعدیل قیمت برای خریدار و فروشنده مخاطره آمیز است و این مخاطره ناشی از عدم انعکاس کامل اطلاعات در قیمت است. انعکاس کامل و بلادرنگ اطلاعات ممکن است اثرات منفی و یا مثبت بر قیمت سهم داشته باشد(کالن و همکاران،۲۰۱۰). نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد که مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی بر شاخص اول اطمینان بازار(ریسک آربیتراژ) تأثیر معنی‌داری ندارد. با نگاهی گذرا به مبانی نظری پژوهش و با استناد به نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط استون(۲۰۰۹)،کارلسون (۲۰۱۱)، عبدالدایم(۲۰۱۵)، دنج و مورتال(۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) می‌توان چنین استنباط نمود شرکت‌هایی که از کیفیت سود بالایی برخوردارند، از اطمینان بازار بیشتری برخوردار هستند. لذا، نتایج پژوهش حاکی از این است که تغییرات مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی موجب ایجاد تاثیر در اطمینان بازار نمی شود. نتایج این فرضیه با یافته‌های استون(۲۰۰۹)،کارلسون (۲۰۱۱)، عبدالدایم(۲۰۱۵)، دنج و مورتال(۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) همخوانی ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نشان داد که مدیریت سود از طریق اقلام واقعی بر شاخص اول اطمینان بازار(ریسک نوسان آربیتراژ) تأثیر معنی‌داری دارد. با نگاهی گذرا به مبانی نظری پژوهش و با استناد به نتایج پژوهش‌های انجام شده عبدالدایم(۲۰۱۵)، دنج و مورتال(۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) می‌توان چنین استنباط نمود شرکت‌هایی که از کیفیت سود بالایی برخوردارند، ریسک آربیتراژ پایینی دارند. لذا، نتایج پژوهش حاکی از این است که افزایش کیفیت سود باعث کاهش ریسک آربیتراژ و به عبارتی دیگر باعث افزایش اطمینان بازار می شود. نتایج این فرضیه با یافته‌های عبدالدایم(۲۰۱۵)، دنج و مورتال(۲۰۱۶) و کرونل و همکاران(۲۰۱۷) مطابقت دارد.

طبق نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم و چهارم ریسک نوسان پذیری سهام تحت تأثیر پدیده مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و مدیریت سود از طریق اقلام واقعی قرار می‌گیرد. به عبارتی، می‌توان مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و مدیریت سود از طریق اقلام واقعی را عامل فزاینده ریسک نوسان پذیری سهام دانست. لذا به سرمایه‌گذاران بالفعل، بالقوه و سایر ذینفعان پیشنهاد می‌شود که توجه بیشتری به بحث اقلام تعهدی داشته باشند و آن را در مدل‌های تصمیم‌گیری خود لحاظ نمایند زیرا مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی و مدیریت سود از طریق اقلام واقعی می‌تواند مبنایی برای تصمیم‌گیری آن‌ها در سرمایه‌گذاری باشد. با توجه به نتایج این دو فرضیه، می‌توان چنین استنباط نمود شرکت‌هایی که از مشکل پدیده مدیریت سود و به دنبال آن از اطمینان بازار کمتری برخوردارند، از ریسک نوسان پذیری بیشتری برخوردارند و از اینرو اطلاعات با سرعت کمتری در بازار منعکس‌شده و سهام آن‌ها در بازار به نحو صحیح ارزشیابی نمی‌شود.

فهرست منابع

افلاطونی، عباس. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و متقارن نبودن اطلاعات بر واکنش تأخیری قیمت سهام. پیشرفت‌های حسابداری، ۹ (۱۱)، ۱-۲۴.

بهارمقدم. مهدی و جوکار. حسین. (۱۳۹۷). بررسی تاثیر کیفیت اطلاعات حسابداری و عدم اطمینان اطلاعاتی بر تمایلات سرمایه گذاران، بررسی های حسابداری و حسابرسی، ۲۵(۱)، ۲۱-۵۰.

زمانی، علی اصغر؛ انوری رستمی؛ علی اصغر، بادآورنهندی، یونس و سعیدی، علی. (۱۳۹۶). بررسی تاثیر هزینه های نمایندگی بر سرعت تعدیل قیمت سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالی، ۵ (۴)، ۴۴-۲۵.

عطا فر،علی وکریم آذربایجانی.(۱۳۸۰). بررسی میزان شایسته سالاری درانتخاب مدیران دولتی و خصوصی،فصلنامه دانش مدیریت، شماره۵۴.

فرهی،برزو. (۱۳۸۴). معرفی الگوی توسعه تواناییهای مدیریتی مورد نیاز مدیران،فصلنامه دانش مدیریت،شماره ۶۸،(۷۰-۸۶).

فرهی،برزو.(۱۳۸۱). طراحی و تبیین الگوی توسعه مدیران (نظام اداری کشور) با رویکرد منابع انسانی،رساله دکتری مدیریت،دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

محمد صالحی. مجید و رجایی زاده هرندی، (۱۴۰۲)، بررسی تاثیر مدیریت سود و استراتژی تجاری بر ریسک

ورشکستگی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، سال ششم، شماره ۸۴، ۱۸۸۰-۱۸۹۴.

نمازی، محمد و شکراللهی، احمد. (۱۳۹۵). بررسی تعامل بین جریان نقدی آزاد و عملکرد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از سیستم معادلات همزمان سه مرحله ای. پیشرفت های حسابداری، ۸ (۱)، ۱۸۹-۲۲۳.

نمازی، محمد. (۱۳۸۴). بررسی کاربردهای تئوری نمایندگی در حسابداری مدیریت، پیشرفت های حسابداری، ۲۲ (۲)، ۱۴۷-۱۶۴.

Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and bid-ask spread. Journal of Financial Economics, 17(2), 223-249.

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time series effects. Journal of Financial Markets, 5(1), 31-56.

Aspris, A. & Frino, A. (2013). Board Independence, Stock Liquidity and Price Efficiency. Journal of Accounting and Economics, 42(2), 101-154.

Ben-David, I., Graham, J.R., Harvey, C.R., (2013), Managerial Miscalibration, Quarterly Journal of Economics, 128(4): PP. 1547–1584.

Billett, M.T., Qian, Y., (2008), Are Overconfident CEOs Born or Made? Evidence of Self-Attribution Bias from Frequent Acquirers, Management Science, 54(6): PP. 1037–1051

Bloomfield, R.J., (2002), the incomplete revelation hypothesis and financial reporting. Accounting Horizons, Vol. 16, No. 3, PP. 233-243

Callen, J., Khan, M. & Lu, H. (2012). Accounting quality, stock price delay, and future stock returns . Contemporary Accounting Research,(1)30, 295-269.

Callen, Jeffrey L., Khan, Mozaffar and Lu, Hai. (2010). Accounting Quality, Stock Price Delay and Future Stock Returns. Contemporary Accounting Research, Vol 30, Issue 1, pp 269–295.

Cameron, s.kim &Quinn, e.robert. (1999). diagnosing and changing

Chen, C. & Xiaobei, R. S. (2010). Short sales and speed of price adjustment: Evidence from the Hong Kong stock market. Journal of Banking & Finance, 34, 471-483.

Chen, J., Dong, W. & Yu. Sh. (2018). Perceived audit quality, state ownership, and stock price delay: evidence from China. Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, DOI: 10.1080/16081625.2016.1208573.

Chen. R., Ghoul. S, Guedhami. O. (2013). Do state and foreign ownership affect investment efficiency? Evidence from privatizations. JEL: G32, G34, L33.

Choi, J.H., Myers, L.A., Zang, Y., Ziebart, D.A., (2011), Do management EPS forecasts allow returns to reflect future earnings? Implications for the continuation of management's quarterly earnings guidance, Review of Accounting Studies, 16(1), PP. 143-182

Cornell, B., Landsman, W., & Stubben, S. (2017). Accounting information, investor sentiment and market pricing. Journal of Law, Finance, and Accounting , 2(2), 325-345

Cuijpers, R., Peek, E., (2010), Reporting Frequency, Information Precision and Private Information Acquisition, Journal of Business Finance & Accounting, 37(1-2), PP. 27-59.

Dainty, paul & Anderson, moreen .(1996). the capable executive: effective performance in senior management .london:by macmillan bussiness.

Damodaran, A. (1993). A simple measure of price adjustment coefficients. The journal of Finance, 48(1), 387-400.

Degeorge, F., Patel, J., Zeckhauser, R., (1999), Earnings Management to Exceed Thresholds, Journal of Business, 72: PP. 1–33

green burg .j & baron.r. (1997). behavior in organization :understanding and managing the human side of work.

Healy, P., Hutton, A., Palepu, K., (1999), Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure. Contemporary Accounting Research 16(3): PP. 485-520

Healy, P., Palepu, K.G., (1993), the effect of firms' financial disclosure policies on stock prices, Accounting Horizons, Vol. 7, PP. 1−11

Healy, P.M., Wahlen, J., (1999), a Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting, Accounting Horizons 13: PP. 365-383.

Herrmann, D., Inoue, T., Thomas, W. B., (2003), the Sale of Assets to Manage Earnings in Japan, Journal of Accounting Research, Vol. 41, No. 1, PP. 89- 108

Hilary, G. Hsu, C., (2011), Endogenous overconfidence in managerial forecasts, Journal of Accounting and Economics, 51: PP. 300–313

Horton ,sylvian. (1999). Public management in Britain .london:by palgrave macmillan.

Hou, K. Moskowitz, T.J, (2005). Market Friction, "Price delay and the crosssection of expected returns". Review of Financial Studies 18, 981-1020.

Hoy , A.W. (2006). Reconceiving school leadership: Emergent view. journal of the elementary school. Vol. 96 , No1 , pp.9-28.

Hribar, P., Yang, H., (2013), CEO Overconfidence and Management Forecasting, Working Paper, University of Iowa and University of Pennsylvania

Huang, G., Song, F.M., (2006), the determinants of capital structure: Evidence from China, China economic review, 17(1), PP. 14-36

Huang, W., (2016), the Use of management forecasts to dampen analysts' expectations by Chinese listed firms, International Review of Financial Analysis, Vol 45: PP. 263–272

Hunt , W.john & Baruch , Yehuda. (2003). Developing top managers: the impact of interpersonal skills training. Journal of management development . vol. 22, No 8,pp.729-752.

Hutton, A. P., (2005), Determinants of managerial earnings guidance prior to regulation fair disclosure and bias in analysts' earnings forecasts. Contemporary Accounting Research 22 (4): PP. 867-914.

Kasznik, R., (1999), On the relation between earnings management and corporate voluntary disclosure, Journal of Accounting Research, 31(1), PP. 57-81

Kasznik, R., Lev, B., (1995), to warn or not to warn: Management disclosures in the face of an earnings surprise. The Accounting Review 70 (1): PP. 113-34

Keung, E., Xinglin, Z., Shih, M., (2010), Does the Stock Market See a Zero or Small Positive Earnings Surprise as a Red Flag? Journal of Accounting Research, 48(1): PP. 105–135.

Kim, O., Verrecchia, R., (1991b), Market reaction to anticipated announcements, Journal of Financial Economics, 30(2): PP. 273–309

Lim, A. & Sinnakkannu, J. (2008). Empirical Analysis On The Speed Of Stock Price Adjustment To Firm Specific And Market Wide Announcements. http://ssrn.com/abstract=1412231.

Lim, Kian-Ping. (2009).The Speed of Stock Price Adjustment to Market-Wide Information. http://ssrn.com/abstract=1412231.

Lim, Mable; How, Janice and Peter Verhoeven (2014), "corporate ownership, corporate governance reform and timeliness of earnings: Malaysian evidence", Journal of Contemporary Accounting & Economics.

Lo, A. W. & Mackinlay, A. C. (1991). When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?. Review of Financial Studies, 3(2), 175-205.

Malmendier, U. Tate, G., (2005), CEO Overconfidence and Corporate Investment, Journal of Finance, 60: PP. 2661–2700.

Malmendier, U., Tate, G., (2008), who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction, Journal of Financial Economics, 89: PP. 20–43

organizational culture :based on the competing values framework.New york: by mc graw_hill.

-pearson, ceciL. A.L & chatterjee , samir , R. (2003). Managerial work roles in education Asia. Journal of management development . vol 22, No 8,pp.694-707.

Peterson , o.tim & van fleet, d.david. (2004). the on going legacy of r.l.katz:an update typology of management skills.journal of management decision,vol.42, No.10, PP.1297-1308.

Rahimian, N. and N. Zamani Fard (2014). "Applying Internal Controls Framework and Risk Management in Governmental Agencies and Nongovernmental Organization", Journal of Internal Auditors, Vol. 1, No. 3, pp.8-20.

Rehman, Ramiz&Rehman, Muhammad Ateeq&Raoof, Awais, (2010), "Does corporate governance lead to a change in the capital structure?",American Journal of Social and Management Sciences.

Robbins, Stephen & coulter, marry .(2001). organizational behavior .5th ed.mc graw-hill.

Roll, R., (1986), the hubris hypothesis of corporate takeovers, Journal of Business, 59(2): PP. 197–217

Roychowdhury, S., (2006), Earnings management through real activities manipulation, Journal of Accounting and Economics, Vol. 42, No. 3, PP. 335-370.

Sun, P. W. & B, Yu. (2014). Managerial structure and stock price delay in China. http://ssrn.com/abstract=2542534.

Trueman, B., (1986), why do managers voluntarily release earnings forecasts? Journal of Accounting and Economics, 8: PP. 53–72

Vilkinas, tricia & cartan , gurg (1997).How different are the roles displayed by femal and male managers .journal of women in management.vol.12,No 4 pp.129-135.

Accounting Knowledge & Management Auditing
Vol. 15/ No. 57/ Spring 2025

The impact of earnings management through real and accrual items on market confidence

Moammad Hashemikhah
Ph.D. Student of Accounting, Bonab Islamic Azad University

Asgar Pakmaram
Associate Prof., Faculty of Literature and Humanities, Islamic Azad University Bonab Branch, Bonab, Iran.
(Corresponding Author)

Nader Rezaei
Assistant Professor, Department of Accounting, Bonab Islamic Azad University

Ahmad Mohamadi
Assistant Prof., Faculty of Literature and Humanities, Islamic Azad University Tabriz Branch, Tabriz, Iran.

Abstract
The main purpose of this empirical research is to determine the effect of earnings management through accrual and real items on market confidence indicators. The statistical population of this research is the companies listed on the Tehran Stock Exchange and the data studied in this research include 150 companies from 2009 to 2018. The research method is correlational and post-event and the hypothesis testing method is correlation and regression testing. The results of hypothesis testing showed that profit management through real items has a significant effect on arbitrage risk. Also, stock risk volatility is affected by the phenomenon of earnings management through accruals and real items.
Keywords: Earning management, market confidence, capital market