Archive of SID

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و یکم / زمستان ۱۳۹۸

واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری ذهنی و عینی اجزای سود در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی

کاوه پرندین[۱]
بابک جمشیدی نوید[۲]
مهرداد قنبری[۳]
افشین باغفلکی[۴]

تاریخ دریافت مقاله : ۹۸/۰۳/۱۹ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۸/۰۴/۱۸

چکیده

هدف این پژوهش، مطالعه واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری ذهنی و عینی اجزای سود در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی طی یک دوره ۱۱ ساله از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ با ۱۳۲۰ مشاهده در ۱۲۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، است. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از الگوی معادلات هم‌زمان میشکین(۱۹۸۳) و مدل رگرسیون چندمتغیره با استفاده از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۱۰ استفاده‌شده است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی اجزاء نقدی و تعهدی سود را نسبت به پایداری عینی اجزاء نقدی و تعهدی سود را بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند. بنابراین سرمایه‌گذاران پایداری سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات اجزای سود، کارایی ندارد. به‌عبارت‌دیگر، شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، واکنش نادرست سرمایه‌گذاران و قیمت‌گذاری غیر عقلایی و نادرست آن‌ها را به دنبال دارد.

کلمات کلیدی

واکنش سرمایه‌گذاران، پایداری ذهنی اجزای سود، پایداری عینی اجزای سود، شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، سیستم معادلات هم‌زمان، آزمون میشکین.

۱. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم انسانی، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران. kparandin@gmail.com
۲. گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی ، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران.(نویسنده مسئول) jamshidinavid@yahoo.com
۳. گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی ، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران. Mehrdadghanbary@yahoo.com.
۴. گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی ، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران. afshinbaghfalaki@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

اعضای بازار سرمایه هرروز مقادیر زیادی اخبار یا علائم اطلاعاتی، نظیر اعلام سود دریافت می‌کنند. پردازش این اطلاعات مستلزم قضاوت درباره کیفیت آن‌ها است. حال اگر سرمایه‌گذاران درباره وضعیت آتی شرکت‌ها و اقتصاد ابهام داشته باشند یا درباره جریان‌های نقد آتی شرکت‌ها اطلاعات کافی نداشته باشند، پردازش این علائم اطلاعاتی و واکنش به آن‌ها به دلیل وجود عدم اطمینان، با دشواری همراه خواهد بود. پیشینهٔ موجود نشان می‌دهد عدم اطمینان در سطح شرکت یا بازار می‌تواند بر واکنش سرمایه‌گذاران در برابر اخبار و اطلاعات ، تأثیرگذار باشد(چوی، ۲۰۱۵). کورمندی و لیپ (۱۹۸۷)، پایداری سود را بدون توجه به میزان و علامت نوآوری سود بر اساس خودهمبستگی در سود تعریف می‌کند و بیان می‌دارد که پایداری، میزان نوآوری دوره جاری است که بخش دائمی سری‌های سود است. اگر سود حسابداری دارای محتوای اطلاعاتی باشد، بر رفتار استفاده‌کنندگان به‌خصوص سهامداران بالقوه و بالفعل تأثیر می‌گذارد و باعث افزایش و یا کاهش قیمت و حجم معاملات سهام می‌گردد. بنابراین سرمایه‌گذاران در فرآیند معاملات سهام، همواره برداشتی ذهنی از میزان پایداری اجزای سود یک شرکت دارند و این ذهنیت را نیز در تحلیل مبادلات سهام به کار می‌گیرند. به میزان پایداری سود یک شرکت که سرمایه‌گذار در ذهن خود دارد، را پایداری ذهنی سود گفته می‌شود. هنگامی‌که پایداری واقعی با پایداری ذهنی برابر باشد، گفته می‌شود سرمایه‌گذاران پایداری سود شرکت‌ها را درست ارزش‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات سود، کار آیی دارد. واکنش اشتباه سرمایه‌گذاران به این معنی است که میزان پایداری اجزای سود در ذهن سرمایه‌گذاران با پایداری عینی سود، متفاوت است.

همچنین زمانی که پایداری عینی با پایداری ذهنی جزء نقدی و تعهدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی برابر نباشد، گفته می‌شود سرمایه‌گذاران پایداری سود شرکت‌هایی که وضعیت مالی مناسبی ندارند را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات اجزای سود، کارآیی ندارد. به عبارت بهتر استفاده از دستکاری در سود، واکنش نادرست سرمایه‌گذاران را به همراه خواهد داشت (کاپرتینو و همکاران، ۲۰۱۵). یکی از روش‌هایی که مدیران شرکت‌های درمانده مالی و ورشکسته ممکن است برای مخفی کردن عملکرد ضعیف خود به‌قصد کسب فرصت و به تأخیر انداختن ورشکستگی از آن استفاده کنند، دستکاری افزایشی سود حسابداری است. این کار باعث کاهش قابلیت اتکای سود شرکت‌های مذکور می‌گردد. کاهش کیفیت سود موجب می‌شود که سرمایه‌گذاران برداشت‌های نادرستی از سود حسابداری داشته باشند و درنهایت، باعث اتخاذ تصمیم‌های اشتباه آنان می‌گردد. استفاده از اقلام تعهدی یکی از روش‌هایی است که مدیران در سیستم حسابداری تعهدی از آن برای دستکاری سود بهره

www.SID.ir

Archive of SID

می‌گیرند. زمانی که مدیریت شرکت، اقدام به دستکاری سود می‌کند، کیفیت سود حسابداری کاهش می‌یابد. زیرا اقلام تعهدی افزایش‌یافته و سود بر جریان نقدی، فزونی می‌یابد و هرچه فاصله سود و جریان نقدی افزایش یابد، از کیفیت سود کاسته می‌شود (ثقفی و کردستانی،۱۳۸۳). بنابراین، سرمایه‌گذاران ممکن است پایداری سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، را نادرست ارزش‌گذاری کنند. به عبارت دیگر سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی اجزای سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی را بیشتر یا کمتر از پایداری عینی اجزای سود، قیمت‌گذاری می‌کنند و درنهایت منجر به تصمیمات اشتباه در بازار سرمایه می‌شود (لین و همکاران، ۲۰۱۶، کاپرتینو و همکاران، ۲۰۱۵). بنابراین هدف از پژوهش حاضر بررسی واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری ذهنی و عینی اجزای سود در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی و همچنین یافتن پاسخ منطقی این سؤالات است که: آیا سرمایه‌گذاران هنگامی‌که سود آتی را پیش‌بینی می‌کنند، به‌درستی اطلاعات موجود در پایداری اجزای سود شرکت‌هایی که وضعیت درماندگی مالی داشته‌اند، را درک می‌کنند؟ آیا درماندگی مالی بر ادراک سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری اجزای سود تأثیرگذار است؟

پیشینه پژوهش

اسدی و همکاران(۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی شناخت عوامل گمراه‌کننده سرمایه‌گذاران در تعیین سودآوری آتی با تأکید بر اقلام تعهدی خوب و خطای برآورد اقلام تعهدی پرداختند. شواهد نشان داد که جز نقدی سود از تمام سازه‌های تعهدی پایدارتر و اقلام تعهدی مربوط به رشد پایدارترین جز تعهدی هست. همچنین نتایج نشان داد که جریان نقد و اقلام تعهدی مربوط به رشد با بازده آتی رابطه مثبت و اقلام تعهدی مربوط به نوسانات موقت و خطای برآورد با متغیر یادشده رابطه منفی دارند.

فروغی و همکاران(۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی پایداری سود برحسب سود نقدی و تعهدی آن در سطح سود خاص شرکت و سود خاص صنعت پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که پایداری سود خاص صنعت نسبت به سود خاص شرکت بیشتر است؛ همچنین جزء نقدی سود در سود خاص صنعت پایدارتر و جزء تعهدی سود در سطح سود خاص شرکت ناپایدارتر از سایر اجزاست . نتیجهٔ دیگر پژوهش حاکی از این است که سرمایه‌گذاران تفاوت در پایداری اجزای سود را درک نمی‌کنند.

رحیمی دستجردی و همکاران(۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان بررسی قیمت‌گذاری اقلام عادی و غیرعادی اجزای نقدی و تعهدی سود به این نتیجه رسیدند که بازار تغییرات مثبت عادی و غیرعادی وجه نقد را، بیشتر برآورد کرده و درنتیجه بیشتر از واقع قیمت‌گذاری می‌کند؛ اما تغییرات غیرعادی وجه نقد را نسبت به تغییرات عادی وجه نقد، کمتر برآورد کرده و درنتیجه بیشتر قیمت‌گذاری نمی‌کند. اقلام

www.SID.ir

Archive of SID

تعهدی غیرعادی را نسبت به اقلام تعهدی عادی و تغییرات مثبت غیرعادی وجه نقد بیشتر قیمت‌گذاری می‌کند.

نیکبخت و افلاطونی(۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر اخبار خوب و بد بر روی پایداری اجزاء سود و وزن دهی بازار بورس اوراق بهادار تهران به این اجزاء پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که در شرایط وجود اخبار بد ضریب پایداری بخش تعهدی سود به‌صورت معناداری کاهش می‌یابد، اما این کاهش در شرایط وجود اخبار خوب، معنادار نیست. به‌علاوه نتایج آزمون میشکین نشان می‌دهد که بازار در رابطه با پایداری اجزاء سود به‌شدت دچار عدم کارایی است و تمامی ضرایب پایداری اجزاء سود را در شرایط مختلف کم‌تر از حد وزن دهی می‌کند.

کونستانیندی و همکاران(۲۰۱۶)در پژوهشی به بررسی پایداری نامتقارن و قیمت‌گذاری متفاوت اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی شرکت‌های بورس اوراق بهادار انگلستان پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران این عدم تقارن پایداری را تا حدودی درک نموده و اقلام تعهدی غیرعادی بر قیمت‌گذاری اشتباه در بازار تأثیر داشته و سرمایه‌گذاران نسبت به اقلام تعهدی غیرعادی و جریان‌های نقدی واکنش متفاوتی دارند. بنابراین تمرکز سرمایه‌گذاران بر روی سودهای حسابداری از روی سادگی نیست.

نگار و سین[1] (۲۰۱۶) در پژوهشی با عنوان استراتژی‌های مدیریت سود در زمان درماندگی مالی، به بررسی تأثیر و شدت آن بر تصمیم‌گیری مدیران جهت انتخاب نوع استراتژی‌های مدیریت سود پرداختند. نتایج نشان داد که شرکت‌هایی که در مراحل ابتدایی نارضایتی قرار دارند، مدیریت درآمد واقعی را از طریق کاهش هزینه‌های فروش و هزینه‌های عمومی و اداری، و از طریق طبقه‌بندی به افزایش سودآوری و نقدینگی، مرتبط می‌کنند.

کاپرتینو و همکاران۲ (۲۰۱۵)، واکنش سرمایه‌گذاران در رابطه با پایداری اجزای سود در بازار سرمایه برزیل را به روش رگرسیون داده‌های ترکیبی موردبررسی قراردادند. دستکاری سود از طریق مدیریت فعالیت‌های واقعی را با استفاده از پانل دیتا و کارایی بازار (ادراک سرمایه‌گذار از مدیریت سود واقعی) را با استفاده از آزمون میشکین۳ (۱۹۸۳)، بررسی کردند و دریافتند که در بازار سرمایه برزیل دستکاری سود از طریق مدیریت فعالیت‌های واقعی انجام می‌شود و بازار نمی‌تواند آن را درک کند و قیمت‌گذاری نادرست توسط سرمایه‌گذار صورت می‌گیرد. به بیان بهتر بازار نسبت به مدیریت فعالیت‌های واقعی کارایی ندارد.

آلفونس و نگوین (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان درماندگی مالی و نابهنجاری اقلام تعهدی: شواهدی از بازار سهام ویتنام به بررسی تفاوت بین پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی و همچنین نابهنجاری

www.SID.ir

Archive of SID

اقلام تعهدی در شرکت‌های غیر درمانده مالی نسبت به شرکت‌های درمانده مالی پرداختند. نتایج نشان داد که تفاوت بین پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در شرکت‌های غیر درمانده مالی معناداری بزرگ‌تری نسبت به شرکت‌های درمانده مالی دارد. همچنین نابهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های غیر درمانده مالی متمرکزشده است، درحالی‌که در شرکت‌های درمانده مالی مشاهده نشده است.

سیلوا فیلهو و ماچادو۴(۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی پایداری و مربوط بودن اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در توضیح سود آتی و همچنین وجود نظریه سرمایه‌گذار بی‌تجربه در بازار سرمایه برزیل طی دوره ۱۵ ساله پرداختند. نتایج نشان داد که ضریب پایداری اقلام تعهدی نسبت به ضریب پایداری جریان نقدی پایین‌تر است؛ اما بازار به‌درستی جزء اقلام تعهدی سود را قیمت‌گذاری می‌کند به‌نحوی‌که رابطه مثبت و معنی‌دار بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام وجود دارد.

دوکاکیس و پاپاناستاسوپولوس(۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی اثرات اقلام تعهدی حسابداری بر عملکرد آینده شرکت‌ها در بازار سهام پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که اقلام تعهدی با سودآوری آینده و بازده سهام ارتباط منفی قوی دارد. اثر اقلام تعهدی بر عملکرد درآمد آینده تنها توسط جزء مربوط به اقلام تعهدی غیرعادی هدایت می‌شود و اثر اقلام تعهدی بر عملکرد قیمت سهام توسط هر دو جزء مربوط به اقلام تعهدی غیرعادی و اقلام تعهدی عادی هدایت می‌شود. این دو جزء (اقلام تعهدی عادی و غیرعادی) تکمیل‌کننده یکدیگر در هدایت اثر اقلام تعهدی بر بازده سهام می‌باشند.

بوبکری(۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی اثر اقلام تعهدی را که دارای قابلیت اطمینان بالا نیستند، بر ضریب پایداری سود و همچنین درک سرمایه‌گذاران از پایداری اجزای سود باقابلیت اطمینان پایین پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که قابلیت اطمینان پایین تعدادی از اجزای اقلام تعهدی تا حدودی ضریب پایداری سود را توضیح می‌دهد و سرمایه‌گذاران پایداری اجزای اقلام تعهدی باقابلیت اطمینان پایین و برخی از اقلام تعهدی باقابلیت بالا را بیشتر در نظر می‌گیرند.

فرضیه‌ها

فرضیه اول: در شرکت‌های درمانده مالی، سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء نقدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء نقدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند.

فرضیه دوم: در شرکت‌های درمانده مالی، سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء تعهدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء تعهدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

روش پژوهش

این پژوهش ازنظر هدف کاربردی و ازنظر ماهیت همبستگی است و مدل‌های رگرسیون چندگانه بر اساس داده‌های ترکیبی برآورد شده است. طرح پژوهش از نوع پس رویدادی است و برحسب نحوه‌ی گردآوری داده، توصیفی محسوب می‌شود و داده‌های گذشته شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۱۰ تجزیه‌وتحلیل شده است. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از آزمون میشکین استفاده‌شده است.

ابزار گردآوری داده‌ها

روش جمع‌آوری اطلاعات در این پژوهش اسناد کاوی است. برای مطالعه مبانی نظری و بررسی پیشینه پژوهش، از روش کتابخانه‌ای با بهره‌گیری از کتب و مقالات تخصصی فارسی و لاتین و پایان‌نامه‌ها استفاده‌شده است. داده‌های موردنیاز مربوط به متغیرهای پژوهش شامل بسیاری از اقلام حسابداری مندرج در صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌ها، از سراچه‌های مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی وابسته به سازمان بورس و اوراق بهادار، شبکه کدال، مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران و لوح‌های فشرده سازمان بورس و اوراق بهادار و نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج‌شده است.

جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۶ است. نمونه‌ها به روش حذفی و با در نظر گرفتن قلمرو زمانی و مکانی پژوهش بر اساس معیارهای زیر انتخاب‌شده است:

۱. شرکت‌ها باید طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ در بورس حضورداشته و قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس پذیرفته‌شده باشند .

۲. پایان سال مالی شرکت‌ها ۲۹ اسفند باشد.

۳. جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، لیزینگ و بانک‌ها نباشند.

۴. صورت‌های مالی شرکت در دسترس باشند.

از میان شرکت‌های نمونه انتخاب‌شده به‌عنوان شرکت‌های مشکوک به درمانده مالی با استفاده از ماده ۱۴۱ قانون تجارت، انتخاب‌شده‌اند. بر اساس ماده ۱۴۱ قانون تجارت ایران، چنانچه زیان انباشته شرکت معادل ۵۰ درصد سرمایه‌اش شود، شرکت ورشکسته محسوب می‌شود.با توجه به محدودیت‌های مذکور، ۱۲۰ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب‌شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

مدل‌ها و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش برای اندازه‌گیری درماندگی مالی از ماده ۱۴۱ قانون تجارت، استفاده می‌شود. درصورتی‌که زیان انباشته شرکت بیش از نصف سرمایه آن باشد، به‌عنوان درمانده مالی طبقه‌بندی می‌شود. همچنین برای اندازه‌گیری ادراک (واکنش) سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری اجزای سود در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی از آزمون میشکین (۱۹۸۳)، استفاده‌شده است. برای آزمون فرضیه‌ها، از مدل گانی[۵] (۲۰۰۵)، استفاده شد. گانی (۲۰۰۵)، از آزمون میشکین (۱۹۸۳)، برای تأثیر مدیریت سود بر قیمت‌گذاری سود توسط سرمایه‌گذاران، استفاده نمود. آزمون میشکین، سیستم معادلات همزمان[۶] است که برای بررسی قیمت‌گذاری نادرست پایداری اجزای سود مورداستفاده قرار می‌گیرد. در سیستم معادلات هم‌زمان، معادله اول را مدل پیش‌بینی و معادله دوم را مدل قیمت‌گذاری می‌نامند. زمانی که پایداری عینی با پایداری ذهنی جزء نقدی و تعهدی سود، برابر نباشد (یا به‌طور معناداری باهم متفاوت باشند)، گفته می‌شود، سرمایه‌گذاران پایداری سود را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند (یا درک نمی‌کنند) و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات اجزای سود، کار آیی ندارد. بنابراین چنانچه پایداری عینی با پایداری ذهنی تفاوت معناداری داشته باشد (سطح معناداری آماره میشکین، کمتر از ۰/۰۵ باشد) بازار سرمایه نسبت به پایداری همان متغیر، کار آیی ندارد و گفته می‌شود ناهنجاری یا کج قیمت‌گذاری وجود دارد. در این پژوهش برای آزمون فرضیه اول و دوم، از معادله هم‌زمان راست نمایی میشکین(۱) مدل شماره ۱ استفاده‌شده است. معادله هم‌زمان(۱) مدل شماره ۱:

$$\begin{cases} EARN_{t+1}=\gamma_0+\gamma_{1a}CFO_t+\gamma_{1b}ACC_t+\gamma_2FD_t+\gamma_{2a}CFO_t\times FD_t+\gamma_{2b}ACC_t\times FD_t+\nu_{t+1} \\ ABRET_{t+1}=\beta(EARN_{t+1}-\gamma_0-\gamma^*_{1a}CFO_t-\gamma^*_{1b}ACC_t-\gamma_2FD_t-\gamma^*_{2a}CFO_t\times FD_t-\gamma^*_{2b}ACC_t\times FD_t)+\varepsilon_{t+1} \end{cases}$$

معادله اول را مدل پیش‌بینی و معادله دوم را مدل قیمت‌گذاری می‌نامند. مدل پیش‌بینی، ضرایب واقعی (عینی) را و مدل قیمت‌گذاری، ضرایب ذهنی را برآورد می‌کند. هنگامی‌که ضریب پایداری واقعی با ضریب پایداری ذهنی برابر باشد، گفته می‌شود در مورد پایداری سود شرکت‌ها قیمت‌گذاری نادرست وجود ندارد و سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات سود، واکنش درستی دارند. در این مدل، γ_{1a} و γ_{1b} ، به ترتیب ضریب پایداری عینی جزء نقدی و تعهدی سود γ_{2a} و γ_{2b} پایداری عینی جزء نقدی و تعهدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی را نشان می‌دهد. همچنین γ^*_{1a} و γ^*_{1b} ، به ترتیب ضریب پایداری ذهنی جزء نقدی و تعهدی سود γ^*_{2a} و γ^*_{2b} پایداری ذهنی جزء نقدی و تعهدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی را نشان می‌دهد. بنابراین زمانی که پایداری عینی با پایداری ذهنی جزء نقدی و تعهدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی ($\gamma_{2a} \neq \gamma^*_{2a}$) و ($\gamma_{2b} \neq \gamma^*_{2b}$)، برابر نباشد، گفته

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شود سرمایه‌گذاران پایداری سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات اجزای سود، کار آیی ندارد. به عبارت بهتر درماندگی مالی، واکنش (قیمت‌گذاری) نادرست سرمایه‌گذاران را به همراه خواهد داشت. برای بررسی پایداری عینی سود از رگرسیون زیر(مدل شماره۲) استفاده‌شده است.

مدل‌شماره ۲: $Earnings_{t+1} = \alpha_0 +_1 \alpha_1 Earnings_t + \nu_{t+1}$

که در آن $Earnings_{t+1}$ سود دوره آتی و $Earnings_t$ سود دوره جاری است که هر دو با استفاده از ارزش بازار سهام یا کل دارایی‌ها همگن می‌شوند. α_1 را ضریب پایداری عینی سود می‌نامند. هر چه مقدار آن بیشتر باشد، پایداری سود و به‌تبع کیفیت سود نیز در سطح بالایی قرار دارد. از سوی دیگر سرمایه‌گذاران در فرایند معاملات سهام (بدون استفاده از مدل ۱)، همواره برداشتی ذهنی از میزان پایداری سود یک شرکت دارند و این ذهنیت را نیز در تحلیل مبادلات سهام به کار می‌گیرند. به میزان پایداری سود یک شرکت که سرمایه‌گذار در ذهن خود دارد، را پایداری ذهنی سود گفته می‌شود و برای محاسبه آن از مدل غیرخطی زیر(مدل شماره۳) استفاده‌شده است.

مدل شماره ۳: $Y_{t+1} = \beta\ (Earnings\ t+1 - \alpha\ 0 - \alpha\ *1 Earnings\ t) + e\ t+1$

که در آن Y_{t+1} بازده غیرعادی سهام است و α^*_1 ضریب پایداری ذهنی سود را نشان می‌دهد. ازآنجاکه متغیر وابسته مدل ۱، به‌عنوان متغیر مستقل مدل ۲ در نظر گرفته‌شده است، برای برآورد پارامترهای دو مدل باید از دستگاه معادلات هم‌زمان زیر(مدل شماره ۴) استفاده کرد. مدل شماره ۴:

$$\begin{cases} Earnings_{t+1} = \alpha_0 +_1 \alpha_1 Earnings_t + \nu_{t+1} \\ Y_{t+1} = \beta\ (Earnings_{t+1} - \alpha_0 - \alpha^*_1 Earnings_t) + e_{t+1} \end{cases}$$

معادله اول را مدل پیش‌بینی و معادله دوم را مدل قیمت‌گذاری می‌نامند. هنگامی‌که ضریب پایداری عینی با ضریب پایداری ذهنی برابر باشد ($\alpha_1 = \alpha^*_1$)، گفته می‌شود در مورد پایداری سود شرکت‌ها قیمت‌گذاری نادرست وجود ندارد و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات سود، کارایی دارد. برای به دست آوردن پارامترهای β و α_1 لازم است فرض شود که α_0 در هر دو معادله یکسان است. اگر ($\alpha_1 = \alpha^*_1$) باشد، مجموع مربعات باقیمانده‌های سیستم مقید (SQR^C) نباید از مجموع مربعات باقیمانده‌های سیستم نامقید (SQR^U) تفاوت داشته باشد. میشکین (۱۹۸۳)، نشان داد که این محدودیت می‌تواند با استفاده از نسبت درستنمایی زیر(مدل شماره ۵) آزمون شود: مدل شماره ۵:

$$LR = 2n \times Ln\ (SQR^C / SQR^U)$$

که در آن n تعداد مشاهدات هر معادله و 2n تعداد کل مشاهدات است(افلاطونی، ۹۲).

www.SID.ir

Archive of SID

تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیرهای وابسته:

سود عملیاتی آتی: سود عملیاتی سال آتی از صورت سود و زیان استخراج‌شده و بر مجموع دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم گردیده است.

بازده غیرعادی آتی: تفاضل بازده واقعی شرکت موردنظر و بازده بازار نشانگر بازده غیرعادی سهام است. در این پژوهش بازده بازار بر اساس شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران، در نرم‌افزار ره‌آورد نوین محاسبه‌شده است.

$$Abit = Rit - Rmt$$

$$Rit = \frac{p1 - p0 + Dps + \big((p1 - 1000) \times \alpha\big) + (p1 \times \beta)}{p0}$$

$$r_{mt} = \frac{I_{mt} - I_{m0}}{I_{m0}}$$

$ab_{i.t}$: بازده غیرعادی سهام i در ماه t ، r_{it}: بازده سهام شرکت i در ماه t، p_1 : قیمت سهام در انتهای دوره، p_0 :قیمت سهام در ابتدای دوره، Dps: سود نقدی ناخالص هر سهم، α:درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی، β :افزایش سرمایه از محل سود انباشته اندوخته، r_{mt} :بازده شاخص قیمت سهام و بازده نقدی بورس در ماه t، I_{mt} : شاخص قیمت و بازده نقدی در پایان ماه t ، I_{m0} شاخص قیمت و بازده نقدی در ابتدای ماه t.

متغیرهای مستقل:

جریان نقدی عملیاتی جاری: جریان نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی که از صورت جریان نقدی استخراج می‌شود.

مجموع اقلام تعهدی: اقلام تعهدی برابر است با تفاوت سود عملیاتی و جریان نقد عملیاتی.

درماندگی مالی: در این پژوهش برای شناسایی شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی از ماده ۱۴۱ قانون تجارت استفاده می‌شود. چنانچه زیان انباشته شرکت بیشتر از نصف سرمایه آن باشد، به‌عنوان درمانده مالی طبقه‌بندی می‌شود. بدین‌صورت که برای شرکت‌های درمانده عدد یک و در غیر این صورت صفر جانمایی می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول شماره ۱، ارائه‌شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	سود عملیاتی آتی	بازده غیرعادی آتی	جریان نقدی عملیاتی جاری	مجموع اقلام تعهدی
بیشترین	۰/۶۲۵	۵/۲۲	۰/۸۲۳۴	۰/۴۳۳
کمترین	-۰/۳۰۳	-۱/۴۱۷۵	-۰/۰۹۵	-۰/۰۹۸
میانگین	۵/۹۸	۱/۲۲۸	۰/۲۲۶	۰/۱۱۲
میانه	۵/۹۱	۱/۴۰۵	۰/۲۴۹	۰/۱۹۴
انحراف معیار	۰/۶۲	۵/۱۱۲	۰/۱۵۴	۰/۱۷۸
ضریب چولگی	۰/۶۱	۶/۷۴۲	۰/۳۱۱	۰/۲۵۶
ضریب کشیدگی	۳/۷۹	۲/۹۹۶	۲/۱۲۰	۱/۲۵۰
مشاهدات	۱۳۲۰	۱۳۲۰	۱۳۲۰	۱۳۲۰

مأخذ:محاسبات پژوهش

نرمال بودن توزیع اجزای اخلال

اولین مرحله آغاز فرایند آزمون فرضیه‌ها، بررسی نرمال بودن داده‌ها است. برای بررسی نرمال بودن داده‌ها فرضیاتی به شکل زیر مطرح‌شده است:

H0: توزیع داده‌ها نرمال است.

H1: توزیع داده‌ها نرمال نیست.

تعیین نرمالیتی توزیع اجزای اخلال مدل با استفاده از شیوه‌های متعددی امکان‌پذیر است. در این مطالعه از آزمون جارک- برا استفاده‌شده که فرضیه صفر این آزمون، بر نرمال بودن توزیع خطاها دلالت دارد. اگر سطح اهمیت آماره این آزمون بیشتر از ۰۵/ باشد فرضیه H0 مبنی بر نرمال بودن توزیع متغیر پذیرفته می‌شود. جدول شماره ۲، نتایج آزمون جارک- برا برای متغیرهای وابسته را نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- نتایج آزمون جارک- برا

متغیر	سطح معناداری آزمون جارک-برا
سود عملیاتی آتی	۰/۰۲۵
بازده غیرعادی آتی	۰/۰۴۸

مأخذ:محاسبات پژوهش

با توجه به جدول فوق سطح معنی‌داری متغیرهای پژوهش کمتر از ۵ درصد است. لذا از توزیع نرمال برخوردار نیست. در این پژوهش برای نرمال‌سازی داده‌ها از تابع انتقال جانسون استفاده‌شده است که نتایج آن در جدول شماره ۳ به شرح زیر نشان داده‌شده است.

جدول ۳- نتایج آزمون نرمال بودن توزیع متغیر وابسته بعد از فرآیند نرمال‌سازی (تابع انتقال جانسون)

متغیر	سطح معناداری آزمون جارک-برا
سود عملیاتی آتی	۰/۶۱۲
بازده غیرعادی آتی	۰/۳۳۸

مأخذ:محاسبات پژوهش

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که بعد از نرمال‌سازی داده‌ها سطح اهمیت آماره جارک-برا برای متغیرهای وابسته به بالاتر از ۰/۰۵ افزایش‌یافته است. بنابراین فرضیه H0 در سطح اطمینان ۹۵٪ تأییدشده و بیانگر این است که متغیر وابسته پژوهش بعد از فرآیند نرمال‌سازی(پس از تبدیلات جانسون)، دارای توزیع نرمال می‌باشند.

آزمون ساکن پذیری

در پژوهش حاضر از آزمون‌های ریشه واحد[۷](جهت بررسی رابطه بین متغیرها) از نوع آزمون‌های دیکی فولر، لوین و فلیپس پرون و نیز آزمون ایم، پسران و شین برای بررسی ساکن پذیری تمامی متغیرها استفاده‌شده است. نتایج از آن نشان می‌دهد که مقدار P-Value درباره همه متغیرها از ۵٪ کمتر است؛ بنابراین، همه متغیرها در سطح[۸] پایاست. نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرهای درون‌زا در جدول شمار ه ۴ نشان داده‌شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴- آزمون های دیکی فولر، فلیپس و پرون و ایم، پسران و شین متغیرهای پژوهش

آزمون / متغیرها	دیکی فولر		فلیپس و پرون		ایم، پسران و شین	
	آماره t	سطح معناداری	آماره t	سطح معناداری	آماره t	سطح معناداری
سود عملیاتی آتی	-۱۷/۶۵۳۵	۰/۰۰۰۰	-۱۷/۵۸۱۷	۰/۰۰۰۰	۴۲/۶۷۰۱	۰/۰۰۰۰
بازده غیرعادی آتی	-۱۲/۱۶۱۸	۰/۰۰۰۰	-۴۹/۴۹۴۳	۰/۰۰۰۱	۴/۵۴۸۶	۰/۰۰۰۱
جریان نقدی عملیاتی جاری	-۱۹/۸۰۹۸	۰/۰۰۰۰	-۳۱/۱۴۹۰	۰/۰۰۰۰	۳۸/۳۴۵۱	۰/۰۰۰۰
مجموع اقلام تعهدی	-۲۳/۸۸۲۸	۰/۰۰۰۰	-۳۵/۲۱۰۹	۰/۰۰۰۰	۳/۵۹۰۲	۰/۰۰۰۰
درمانده مالی	-۲۲/۸۴۷۷	۰/۰۰۰۰	-۲۴/۲۰۱۰	۰/۰۰۰۰	۱۱/۳۴۲۳	۰/۰۰۰۰

مأخذ:محاسبات پژوهش

هم خطی[۹] مرکب

در این پژوهش برای بررسی وجود هم خطی بین متغیرهای مدل از آماره عامل تورم واریانس[۱۰] "VIF" استفاده‌شده که نتایج آن در نگاره شماره ۵ ارائه‌شده است. به‌طورمعمول چنانچه مقدار VIF کمتر از ۱۰ باشد، فرض عدم وجود هم خطی بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود(مؤمنی و فعال قیومی، ۱۳۹۱). همان‌گونه که مشاهده می‌گردد، میزان عامل تورم واریانس در کلیه موارد کمتر از ۱۰ است. بنابراین مشکل هم خطی بین متغیرها موجود نیست.

جدول۵- نتایج آزمون بررسی هم خطی بین متغیرها

نماد متغیر	سود عملیاتی آتی	بازده غیرعادی آتی	جریان نقدی عملیاتی جاری	مجموع اقلام تعهدی	درمانده مالی
VIF	۱/۷۱۰	۳/۵۱۳	۲/۸۸۳	۱/۹۱۳	۲/۳۱۰

مأخذ:محاسبات پژوهش

ماتریس ضرایب همبستگی

به‌منظور پی بردن به رابطه بین تغییرات دو یا چند متغیر که هم‌زمان اندازه‌گیری شده‌اند،تحلیل رابطه هم‌زمانی مورداستفاده قرار می‌گیرد. نگاره شماره ۶، ماتریس ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۶- ماتریس ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	سود عملیاتی آتی	بازده غیرعادی آتی	جریان نقدی عملیاتی جاری	درماندگی مالی
سود عملیاتی آتی	۱/۰۰۰ -----			
بازده غیرعادی آتی	۰/۱۷۰۶ (۷/۲۸۲۷)	۱/۰۰۰ -----		
جریان نقدی عملیاتی جاری	۰/۵۷۵۶ (۲۹/۶۱۱)	۰/۰۰۶۰ (۰/۲۵۶۳)	۱/۰۰۰ -----	
درماندگی مالی	-۰/۳۷۰۴ (-۱۶/۷۷۶۰)	-۰/۰۴۱۵۱ (-۱/۷۴۷۵)	-۰/۱۴۵۵ (-۶/۱۸۹۴)	۱/۰۰۰ -----

اعداد خارج از پرانتز، بیانگر ارزش احتمال آزمون‌اند.

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج حاصل از آماره پیرسون، سود عملیاتی آتی همبستگی منفی با درماندگی مالی شرکت و با جریان نقدی عملیاتی جاری همبستگی مثبت دارد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

در این قسمت، نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش ارائه‌شده است.

تخمین مدل معادلات هم‌زمان جهت آزمون فرضیه اول

$[H_0]$: در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء نقدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء نقدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری نمی‌کنند.

$[H_1]$: در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء نقدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء نقدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند.

جدول ۷، نتیجه آزمون مدل اول پژوهش برای فرضیه اول و دوم در خصوص شرکت‌های درماندگی مالی را نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۷- نتایج تجزیه‌وتحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه اول و دوم

$EARN_{t+1}=\gamma_0+\gamma_{1a}CFO_t+\gamma_{1b}ACC_t+\gamma_2FD_t+\gamma_{2a}CFO_t\times FD_t+\gamma_{2b}ACC_t\times FD_t+\nu_{t+1}$

$ABRET_{t+1}=\beta\ (EARN_{t+1}-\gamma_0-\gamma^*_{1a}CFO_t-\gamma^*_{1b}ACC_t-\gamma_2FD_t-\gamma^*_{2a}CFO_t\times FD_t\ \gamma^*_{2b}ACC_t\times FD_t) + \varepsilon_{t+1}$

نام متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری (sig)
ضریب ثابت	γ_0	۰/۴۰۹۴	۰/۳۱۱۳	۱/۳۱۴۹	۰/۱۸۹۳
جریان نقدی عملیاتی جاری	γ_{1a}	۸/۴۵۷۷	۰/۶۸۱۶	۱۲/۴۰۸۴	۰/۰۰۰۰
مجموع اقلام تعهدی	γ_{1b}	۰/۲۶۳۱	۰/۱۱۳۹	۲/۳۱۰۱	۰/۰۴۸۳
درماندگی مالی	γ_2	۰/۰۲۸۸	۰/۰۱۱۷	۲/۴۵۷۱	۰/۰۲۹۴
اثر متقابل جریان نقدی و درماندگی‌مالی	γ_{2a}	۰/۰۶۸۷	۰/۰۲۰۶	۳/۳۳۱۹	۰/۰۱۴۳
اثر متقابل اقلام تعهدی و درماندگی‌مالی	γ_{2b}	۰/۲۴۲۱	۰/۰۶۲۶	۳/۸۶۳۲	۰/۰۱۹۵
ضریب ثابت	γ_0	۰/۶۸۲۹	۰/۱۹۶۲	۳/۴۸۰۴	۰/۰۳۶۴
سود عملیاتی آتی	γ_1	۵/۰۴۳۰	۱/۸۹۴۴	۲/۶۶۲۰	۰/۰۰۷۸
جریان نقدی عملیاتی جاری	γ^*_{1a}	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۳۸	۲/۳۴۵۷	۰/۰۱۹۶
مجموع اقلام تعهدی	γ^*_{1b}	۰/۲۶۳۵	۰/۰۶۲۸	۴/۱۸۹۹	۰/۰۴۹۳
درماندگی مالی	γ_2	۰/۱۹۸۰	۰/۰۸۴۳	۲/۳۴۹۷	۰/۰۳۸۱
اثرمتقابل‌جریان‌نقدی‌ودرماندگی‌مالی	γ^*_{2a}	۰/۹۳۷۶۶	۰/۴۰۹۵	۲/۲۸۹۵	۰/۰۱۸۳
اثرمتقابل‌اقلام‌تعهدی‌ودرماندگی‌مالی	γ^*_{2b}	۰/۶۳۱۱	۰/۱۰۵۳	۵/۹۸۸۳	۰/۰۰۵۳
آماره F فیشر(سطح معنی‌داری)		۷/۳۶۵۷۴ (۰/۰۰۰۰۰۰)	آماره دوربین واتسون		۲/۳۶۱۵۵
ضریب تعیین		۰/۶۲۸۷۰	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۶۱۳۰۶

مأخذ:محاسبات پژوهش

قبل از آزمون فرضیه پژوهش بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، باید از صحت نتایج اطمینان حاصل نمود. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردید. با توجه به‌احتمال آماره F محاسبه‌شده (۰/۰۰۰۰)، می‌توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده در سطح ۹۹ درصد معنادار هست. با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می‌توان ادعا نمود، حدود ۶۲ درصد از تغییرات در متغیر

www.SID.ir

Archive of SID

وابسته مدل (سود عملیاتی آتی)، توسط متغیر مستقل مدل(جریان نقدی عملیاتی جاری و مجموع اقلام تعهدی) توضیح داده می‌شود(قابل تبیین است). در نگاره شماره ۵، مشاهده می‌گردد که:

ضرایب γ_{1a} و γ^*_{1a} که به ترتیب ضریب پایداری عینی جزء نقدی سود و ضریب پایداری ذهنی جزء نقدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی را نشان می‌دهد، ۸/۴۵۷۷ و ۰/۰۰۸۹ است.

ضرایبγ_{2a} و γ^*_{2a} که به ترتیب پایداری عینی جزء نقدی سود و پایداری ذهنی جزء نقدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی را نشان می‌دهد، ۰/۰۶۸۷ و ۰/۹۳۷۶۶ است.

زمانی که پایداری عینی با پایداری ذهنی جزء نقدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی ($\gamma_{2a} \neq \gamma^*_{2a}$) برابر نباشد، گفته می‌شود سرمایه‌گذاران پایداری جزء نقدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات جزء نقدی سود ، کار آیی ندارد. به عبارت بهتر درماندگی مالی، واکنش (قیمت‌گذاری) نادرست سرمایه‌گذاران را به همراه خواهد داشت. با توجه به جدول مذکور می‌توان به این نتیجه رسید که:

$\gamma_{1a}(8/45) > \gamma^*_{1a}(5/04)$ ، یعنی ضریب پایداری عینی جزء نقدی سود بزرگ‌تر از ضریب پایداری ذهنی جزء نقدی سود است که بدان معنا است که سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جزء نقدی سود واکنش درستی از خود نشان نمی‌دهند و قیمت‌گذاری نادرستی نیز انجام می‌دهند. به‌عبارت‌دیگر پایداری سود بر قیمت‌گذاری ناصحیح جریان نقد عملیاتی تأثیر معنی‌داری دارد. همچنین $\gamma_{2a}(0/0687) < \gamma^*_{2a}(0/9376)$ ، یعنی پایداری ضرایب ذهنی جزء نقدی سود بزرگ‌تر از پایداری عینی جزء نقدی سود هست که بدان معنا هست که سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء نقدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء نقدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند. بنابراین سرمایه‌گذاران پایداری سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات اجزای نقدی سود، کارایی ندارد. به عبارت بهتر، شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی واکنش نادرست سرمایه‌گذاران را به همراه خواهد داشت. به‌طورکلی، ازآنجایی‌که سطح معناداری متغیر جریان نقدی عملیاتی جاری در هر دو معادله پیش‌بینی و ارزش‌گذاری ۰/۰۰۰۰ و ۰/۰۱۹۶ هست و این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، این رابطه معنادار بوده و بیانگر رد فرضیه $[\mathbf{H_0}]$ در سطح ۹۹ درصد است. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء نقدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء نقدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون فرضیه اول با استفاده از آماره والد

فرضیه اول پژوهش "عدم درک سرمایه‌گذاران از پایداری ذهنی جزء نقدی سود نسبت به پایداری عینی جزء نقدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی" با شرط $\gamma_{2a} \neq \gamma^*_{2a}$ آزمون گردید که نتایج آن در جدول ۸، نشان داده‌شده است.

جدول ۸- آزمون والد برای آزمون فرضیه اول

احتمال	مقدار	آماره آزمون
۰/۰۰۰۰	۳۴/۶۱۸	کای اسکوئر
فرض صفر: $\gamma_{2a} = \gamma^*_{2a}$		
خطای استاندارد	مقدار	محدودیت نرمال شده (=۰)
۰/۰۳۲	-۰/۳۴۱	$\gamma_{2a} - \gamma^*_{2a}$

مأخذ:محاسبات پژوهش

به منظور بررسی این موضوع که ضرایب پایداری نقدی سود در مدل‌های پیش بینی و ارزشگذاری متفاوت از هم هستند یا خیر، شرط $\gamma_{2a} = \gamma^*_{2a}$ مورد بررسی قرار می گیرد. بدین منظور از آزمون والد استفاده می‌شود.

$[H_0]: \gamma_{2a} = \gamma^*_{2a}$

$[H_1]: \gamma_{2a} \neq \gamma^*_{2a}$

همان‌طور که در جدول فوق ارائه‌شده است فرض $[\mathbf{H_0}]$ رد شده است و بنابراین سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء نقدی سود نسبت به پایداری عینی جزء نقدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی واکنش نشان داده(درک نکرده) و آن را بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند. به عبارت بهتر شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، با واکنش (قیمت‌گذاری) نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری اجزای نقدی سود مواجه خواهند شد.

تخمین مدل معادلات هم‌زمان جهت آزمون فرضیه دوم

$[\mathbf{H_0}]$ در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء تعهدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء تعهدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری نمی‌کنند.

$[\mathbf{H_1}]$: در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی ، سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء تعهدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء تعهدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

قبل از آزمون فرضیه پژوهش بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، باید از صحت نتایج اطمینان حاصل نمود. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردید. با توجه به‌احتمال آماره F محاسبه‌شده (۰/۰۰۰۰)، می‌توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده در سطح ۹۹ درصد معنادار است. در جدول شماره ۵، مشاهده می‌گردد که:

ضرایب γ_{1b} و γ^*_{1b} که به ترتیب ضریب پایداری عینی جزء تعهدی سود و ضریب پایداری ذهنی جزء تعهدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی را نشان می‌دهد، ۰/۲۶۳۱ و ۰/۲۶۳۵ است. ضرایبγ_{2b} و γ^*_{2b} که به ترتیب پایداری عینی جزء تعهدی سود و پایداری ذهنی جزء تعهدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی را نشان می‌دهد، ۰/۲۴۲۱ و ۰/۶۳۱۱ است. زمانی که پایداری عینی با پایداری ذهنی جزء تعهدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی ($\gamma_{2b} \neq \gamma^*_{2b}$)، برابر نباشد، گفته می‌شود سرمایه‌گذاران پایداری سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات اجزای سود، کار آیی ندارد. به عبارت بهتر درماندگی مالی، واکنش (قیمت‌گذاری) نادرست سرمایه‌گذاران را به همراه خواهد داشت. با توجه به نگاره شماره ۵، می‌توان به این نتیجه رسید که: $\gamma_{1b}(0/2631) < \gamma^*_{1a}(0/2635)$، یعنی ضریب پایداری عینی جزء تعهدی سود کوچک‌تر از ضریب پایداری ذهنی جزء تعهدی سود است که بدان معنا است که سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جزءتعهدی سود واکنش درستی از خود نشان نداده و قیمت‌گذاری نادرستی نیز انجام می‌دهند. به‌عبارت‌دیگر پایداری سود بر قیمت‌گذاری ناصحیح اقلام تعهدی سود تأثیر معنی‌داری دارد. همچنین $\gamma_{2b}(0/2421) < \gamma^*_{2b}(0/6311)$، یعنی پایداری ضرایب ذهنی جزء تعهدی سود بزرگ‌تر از پایداری عینی جزء تعهدی سود است که بدان معنا است که سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء تعهدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء تعهدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند. بنابراین سرمایه‌گذاران پایداری سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات اجزای تعهدی سود، کارایی ندارد. به عبارت بهتر، شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی واکنش نادرست سرمایه‌گذاران را به همراه خواهد داشت. به‌طورکلی، ازآنجایی‌که سطح معناداری متغیر مجموع اقلام تعهدی ۰/۰۴۸۳ و ۰/۰۴۹۳ است و این مقدار کمتر از ۰/۰۵ است، این رابطه معنادار بوده و بیانگر رد فرضیه $[\mathbf{H_0}]$ در سطح ۹۹ درصد است. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء تعهدی سود را نسبت به پایداری عینی جزء تعهدی سود بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون فرضیه دوم با استفاده از آماره والد

فرضیه دوم پژوهش "عدم درک سرمایه‌گذاران از پایداری ذهنی جزء تعهدی سود نسبت به پایداری عینی جزء تعهدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی" با شرط $\gamma_{2b} \neq \gamma^*_{2b}$ آزمون گردید که نتایج آن در جدول شماره ۹، نشان داده شده است.

جدول۹ : آزمون والد برای آزمون فرضیه دوم

احتمال	مقدار	آماره آزمون
۰/۰۰۰۰	۳۶/۵۱۴	کای اسکوئر
فرض صفر: $\gamma_{2b} = \gamma^*_{2b}$		
خطای استاندارد	مقدار	(=۰) محدودیت نرمال شده
۰/۰۳۹	-۰/۳۶۴	$\gamma_{2b} - \gamma^*_{2b}$

مأخذ:محاسبات پژوهش

به منظور بررسی این موضوع که ضرایب پایداری نقدی سود در مدل های پیش بینی و ارزش گذاری متفاوت از هم هستند یا خیر، شرط $\gamma_{2b} = \gamma^*_{2b}$ مورد بررسی قرار می گیرد. بدین منظور از آزمون والد استفاده می شود.

$[H_0]: \gamma_{2b} = \gamma^*_{2b}$

$[H_1]: \gamma_{2b} \neq \gamma^*_{2b}$

همان‌طور که در نگاره فوق ارائه‌شده است فرض $[\boldsymbol{H_0}]$ رد شده است و بنابراین سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی جزء تعهدی سود نسبت به پایداری عینی جزء تعهدی سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی واکنش نشان داده(درک نکرده) و آن را بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند. به عبارت بهتر شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، با واکنش (قیمت‌گذاری) نادرست سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری اجزای تعهدی سود مواجه خواهند شد.

نتیجه‌گیری

بر اساس پژوهش‌های پیشین، سود حسابداری دارای محتوای اطلاعاتی هست و بر رفتار استفاده کنندگان به‌خصوص سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد و باعث افزایش و یا کاهش قیمت و حجم معاملات سهام می‌گردد. بنابراین سرمایه‌گذاران در فرآیند معاملات سهام، همواره برداشتی ذهنی از میزان پایداری اجزای سود یک شرکت دارند و این ذهنیت(پایداری ذهنی سود) را نیز در تحلیل مبادلات سهام به کار

www.SID.ir

Archive of SID

می‌گیرند. هنگامی‌که پایداری واقعی با پایداری ذهنی برابر باشد، گفته می‌شود سرمایه‌گذاران پایداری سود شرکت‌ها را درست ارزش‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات سود، کار آیی دارد. در شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی که به علت استمرار در ضعف عملکردی خود دچار وخامت مالی می‌شوند، می‌توانند در پایداری اقلام تعهدی اثرگذار باشند. نتیجه فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران پایداری ذهنی اجزاء نقدی و تعهدی سود را نسبت به پایداری عینی اجزاء نقدی و تعهدی سود را بیشتر از واقع ارزش‌گذاری می‌کنند. بنابراین سرمایه‌گذاران پایداری سود شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، را نادرست قیمت‌گذاری می‌کنند و بازار سرمایه نسبت به اطلاعات اجزای سود، کارایی ندارد. به‌عبارت‌دیگر، شرکت‌های مشکوک به درماندگی مالی، واکنش نادرست سرمایه‌گذاران را به همراه خواهد داشت. به‌طورکلی می‌توان به این نتیجه رسید که بازار سرمایه ایران، کارایی لازم و قابل‌اطمینانی برای انعکاس اطلاعات مربوط به سود و اجزای آن را نداشته و قیمت‌گذاری غیر عقلایی و نادرست سهام را به دنبال دارد. نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش‌های کانستنتینیدی و همکاران(۲۰۱۶)، کاپرتینو و همکاران(۲۰۱۵)، آلفونس و نگوین (۲۰۱۵)، فروغی و همکاران (۱۳۹۶)، رحیمی دستجردی و همکاران(۱۳۹۵) و نیکبخت و افلاطونی(۱۳۹۳) همخوانی دارد و با پژوهش‌های سیلوا فیلهو و ماچادو (۲۰۱۴) مطابقت ندارد.

پیشنهادهای کاربردی

۱. به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد که هنگام پیش‌بینی اطلاعات بازدهی آتی سهام به اجزا نقدی و تعهدی سود حسابداری توجه ویژه داشته و با دقت زیاد آن‌ها را تجزیه‌وتحلیل نموده و علاوه بر پایدار بودن ذهنی اجزاء سود با دقت زیادی به عینی بودن پایداری‌ها نیز توجه داشته باشند تا نهایتاً به یک قیمت‌گذاری درست دست یابند.

۲. به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد برای پیش‌بینی درست پایداری ذهنی و عینی سود و اجزاء آن به شرایط خاص شرکت‌ها توجه ویژه داشته باشند تا از قیمت‌گذاری اشتباه سهام و تصمیم‌های اشتباه جلوگیری شود.

۳. با توجه به پیامدهای بحران‌های مالی شرکت‌ها(درماندگی مالی)، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد که شرکت‌هایی که در حالت درماندگی مالی استمرار دارند به‌عنوان شرکت‌های مناسب برای انتخاب سرمایه‌گذاری حتی به‌عنوان انتخاب‌های آخر در نظر نگیرند.

www.SID.ir

Archive of SID

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

۱. بررسی واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به پایداری ذهنی و عینی اجزای سود در شرکت‌های ورشکسته و غیر ورشکسته(یا وضعیت بحرانی و غیر بحرانی و تحریم های اقتصادی).

۲. بررسی تأثیر عواملی چون کیفیت حسابرسی و افشای اقلام تعهدی در واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اجزای نقدی و تعهدی سود.

۳. بررسی تاثیر متغیرهای(متغیرهای حذف شده نظیر اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، رشد فروش و ...) را بر روی قیمت گذاری ذهنی و عینی اجزاء سود مورد بررسی قرار دهند.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

۱) اسدی،غلامحسین، زندیه، مصطفی، غلامی، حسن، کیاده.فرید (۱۳۹۷).بررسی پایداری سازه‌های اقلام تعهدی و رابطه آن‌ها با بازده‌های آتی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های تجربی حسابداری.سال هشتم.شماره۳۰.زمستان ۱۳۹۷.ص.ص.۲۰-۱.

۲) ثقفی، علی و کردستانی، غلامرضا. (۱۳۸۳). بررسی و تبیین رابطه بین کیفیت سود و واکنش بازار به تغییرات سود نقدی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال یازدهم، شماره ۳۷، ص ۵۱ تا ۷۲.

۳) رحیمی دستجردی، محسن؛ خدامی پور، احمد؛ بهار مقدم، مهدی (۱۳۹۵)" بررسی قیمت‌گذاری اقلام عادی و غیرعادی اجزای نقدی و تعهدی سود" فصلنامه حسابداری مالی، سال هشت، شماره ۳۱، پاییز ۹۵، صفحات۱۶۱-۱۳۳.

۴) سعیدی، علی، آرزو آقایی. (۱۳۸۸). پیش‌بینی درماندگی مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از شبکه‌های بیز، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۶، شماره ۳ - شماره پیاپی ۱۴۹۰۸۸، زمستان ۱۳۸۸.

۵) فروغی، داریوش؛ امیری، هادی؛ الشریف، سید محمد(۱۳۹۶)تأثیر درماندگی مالی بر اثرگذاری اقلام تعهدی بر بازده‌های آتی، فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال ۱۴ ،شماره ۵۵، پائیز ۱۳۹۶، ۹۳-۱۲۳.

۶) نیکبخت، نادر؛ افلاطونی، عباس(۱۳۹۳)؛" بررسی تأثیر اخبار خوب و بد بر درک، سرمایه‌گذاران از میزان پایداری اقلام تعهدی"، بررسی‌های حسابداری، شماره ۳، ص.ص. ۳۹-۱۹.

7) Alphonse, P. Nguyen, T. H. (2015)."Financial Distress and Accrual Anomaly: Evidence from the Vietnamese Stock Market". Available at: http://ssrn.com.

8) Boubakri, F. (2012). The Relationship between Accruals Quality, Earnings Persistence and Accruals Anomaly in the Canadian Context. International Journal of Economics and Finance, 4(6), 51-62.

9) Choi, Hae mi. (2015). A Tale of two uncertainties. Loyola University Chicago. Working paper. Access date 2016.

10) Cupertino, C.M., Martinez, A.L., da Costa Jr, N.C.A.(2015). Earnings Manipulations by Real Activities Management and Investors' Perceptions (2015), Research in International Business and Finance.

11) Doukakis, Leonidas C. Papanastasopoulos, Georgios A, (2014). The accrual anomaly in the U.K. stock market: Implications of growth and accounting distortions, Journal of International Financial Markets Institutions and Money, Volume 32:P.P 256–277.

www.SID.ir

Archive of SID

12) Guny, K.A. (2005) What Are the Consequences of Real Earnings Management. 2005. Tese – Graduate Division, University of California, Berkeley.
13) Konstantinidi, T., A. Kraft, and P.F. Pope. (2016). Asymmetric persistence and the market pricing of accruals and cash flows, Abacus 52(1): 140-165.
14) Kormendi, R., and Lipe, R. (1987). Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns. Journal of Business, 60, 323-345.
15) Lin, H-W, Lo, H-C, Wu, R-S, (2016). Modeling default prediction with earnings management, Pacific-Basin Finance Journal (2016), doi: 10.1016/j.pacfin.2016.01.005.
16) Mishkin, F. (1983),"A Rational Expectations Approach to Macro econometrics: Testing Policy Effectiveness and Efficient Markets Models", Chicago, IL: University of Chicago Press.
17) Nagar, N. Sen, K. (2016). "Earnings Management Strategies during Financial Distress". Working Paper. Indian Institute of Management Ahmedabad.
18) Perols, J. L., & Lougee, B. A, (2011).The relation between earnings management and financial statement fraud. Advances in Accounting, 2011, 27(1), 39 – 53.
19) Silva Filho, A. and Machado, Marcio, M. (2014). Persistence and Relevance of Accruals: Evidences from the Brazilian Capital Market working paper. Available at SSRN: http://ssrn.com/ abstract=2409398.

یادداشت‌ها:

1 . Nagar & Sen
2. Cupertino, 2015
3. Mishkin, F, 1983
4 . Silva Filho and Marcio, 2014
٥. Gunny
٦. Simultaneous-Equation
7 .unit Root Tests
8 .Level
9 .Collinearity
10. Variance Inflation Factor

www.SID.ir