فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال دوم، شماره سوم، شماره پیاپی (ششم) پاییز ۱۳۹۳
تاریخ دریافت: ۹۲/۵/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۱۹
صص: ۱۶ – ۱

بررسی و آزمون قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی غیرعادی در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹

سارا شهریاری[1*]، فرشاد سلیم[2]

۱- دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
sara_shahryary@yahoo.com
۲- عضو هیأت علمی حسابداری دانشگاه پیام‌نور آمل و دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی(ره)، تهران، ایران
mahmoudiazar@ut.ac.ir

چکیده

در این مقاله با استفاده از رویکرد ژی (۲۰۰۱)، به بررسی قیمت‌گذاری عقلایی جریان‌های نقدی ناشی از عملیات، اقلام تعهدی عادی و اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی، توسط بازار پرداختیم تا مشخص شود آیا قیمت سهام، برآورد عایدی‌های سال بعد را با توجه به این اجزای سه‌گانه به درستی نشان می‌دهد یا خیر. پس از انجام برآوردها مشخص گردید، بازار تداوم جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی را کم برآورد کرده و بنابراین آن را پایین قیمت‌گذاری می‌کند. برعکس، بازار تداوم اقلام تعهدی عادی و غیرعادی را بالا برآورد کرده و بنابراین آنها را بالا قیمت‌گذاری می‌کند. اگرچه به نظر می‌رسد بازار، اقلام تعهدی غیرعادی را بیش از اقلام تعهدی عادی، بالا قیمت‌گذاری می‌کند.

واژه‌های کلیدی: عایدی‌های حسابداری، اقلام تعهدی، اقلام تعهدی غیرعادی، جریان‌های نقدی.

*نویسنده مسؤول sara_shahryary@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

بررسی نقش عایدی‌های حسابداری در تعیین قیمت اوراق‌بهادار، در صدر پژوهش‌های حسابداری و مالی جای دارد. چنین پژوهش‌هایی با کارهای بال و براون (۱۹۶۸) و بیور (۱۹۶۸) شروع شد و طی چهار دهۀ اخیر، پژوهش‌های حسابداری به طرح موضوع‌های زیادی از مباحث نظری و کارهای تجربی در خصوص روابط بین عایدی‌های حسابداری و ارزش شرکت منجر شده است [۱۰].

امروزه تحلیل‌گران اوراق‌بهادار، مدیران شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران، همگی به گزارش عایدی‌های شرکت‌ها، بسیار توجه می‌کنند. اخباری که بیان می‌دارد عایدی‌های شرکت کمتر از میزان مورد انتظار است، می‌تواند به سرعت به کاهش قیمت سهام منجر شود. از سوی دیگر، شرکت‌هایی که انتظارات از عایدی‌های را برآورده می‌سازند، از سوی بازار پاداش می‌گیرند[۵].

عایدی‌های حسابداری متشکل از اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی است و به عنوان مهمترین اقلام اطلاعاتی ارایه شده در صورت‌های مالی تلقی می‌شود[۱۳]. هیأت تدوین استانداردهای حسابداری[1] معتقد است که تمرکز اصلی گزارشگری مالی، باید معطوف بر عایدی‌های حسابداری باشد، نه جریان‌های نقدی؛ «زیرا اطلاعات ارایه شده در خصوص عایدی‌های شرکت که بر مبنای حسابداری تعهدی تهیه شده است، در مقایسه با اطلاعات محدود شده به جنبه‌های مالی دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی، اطلاعات بهتری را در رابطه با وضعیت موجود شرکت و توانایی تداوم تولید جریان‌های نقدی مطلوب، فراهم می‌آورد (FASB, 1987). هرچند بنابر اعتقاد برخی از حسابداران، جریان‌های نقدی، اصلی‌ترین منبع اطلاعاتی تأثیرگذار بر قیمت بازار اوراق بهادار است. تقاضای اطلاعاتی سرمایه‌گذاران از طریق تجزیه و تحلیل جریان‌های نقدی بهتر برآورده می‌شود؛ زیرا جریان‌های نقدی، مضاف بر این‌که پیش‌بینی سود نقدی آتی و پرداخت اقساط وام و سایر پرداخت‌ها را تسهیل می‌کند، از توانایی شرکت برای ادامۀ حیات و تداوم فعالیت، تصویر بهتری ارایه می‌دهد و تحت‌تأثیر مسایل اندازه‌گیری قرار نمی‌گیرد[۱۲].

یافته‌های پژوهش‌های قبلی در خصوص محتوای اطلاعاتی حسابداری، اساساً پشتوانۀ فرضیه‌های زیر هستند: ۱- هم جریان‌های نقدی و هم اقلام تعهدی، دارای محتوای اطلاعاتی مازاد در ارتباط با بازده سهام هستند، و ۲- قدرت توضیحی عایدی‌های حسابداری، در مقایسه با جریان‌های‌نقدی، بسیار بیشتر است [۱۶]. تعمیم چنین یافته‌هایی به بورس اوراق‌بهادار تهران، موضوعی برای پژوهش‌های تجربی است، هرچند بورس اوراق‌بهادار تهران و بورس‌های توسعه‌یافته، قوانین و الزام‌های گزارشگری یکسانی ندارند و اغلب تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای به لحاظ ساختار مالکیت در آن‌ها وجود دارد. برخلاف بورس‌های توسعه یافته که دارای ساختار مالکیت گسترده‌ای هستند، در بورس اوراق‌بهادار تهران، اغلب ساختار مالکیت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس، بسیار متمرکز است. چنین محیطی می‌تواند به لحاظ فعالیت‌های سهامداران عمده برای مدیریت عایدی‌ها، ریسک بسیار بالایی داشته باشد. چنین وضعیتی به کاهش کیفیت عایدی‌های حسابداری و در نتیجه، ارتباط ضعیف‌تر آن با بازده سهام در همان زمان منجر می‌شود.

اقلام تعهدی، بیانگر تفاوت میان عایدی‌های حسابداری شرکت و جریان‌های‌نقدی مربوطه است. اقلام تعهدی مثبت و بزرگ، حکایت از آن دارد که

1. FASB

Archive of SID

www.SID.ir

عایدی‌های ایجاد شده توسط شرکت، بیشتر از جریان‌های‌نقدی است. این تفاوت ناشی از به‌کارگیری روش‌های حسابداری در خصوص زمان‌بندی و میزان شناسایی درآمدها و هزینه‌ها است(به اصطلاح، «اصل شناسایی درآمد» و «اصل تطابق»)[۵].

حسابداریِ تعهدی، هستهٔ اصلی اندازه‌گیری عایدی‌های و گزارشگری مالی است. منطق اصلی در حسابداری تعهدی، عبارت است از این‌که، عایدی‌های حاصل از جریان‌های نقدی ناشی از عملیات، به علاوهٔ اقلام تعهدی، در مقایسه با جریان‌های نقدی جاری و گذشته، به تنهایی، شاخص بهتری فراهم می‌کند[۴].

مطالعاتی که پیش‌تر در بازارهای پیشرفته‌ای چون ایالات‌متحده و بریتانیا، صورت گرفته، این موضوع را مورد بررسی قرار داده است که آیا اقلام‌تعهدی، به جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی، اطلاعاتی را اضافه می‌کنند که به موجب آن، توانایی عایدی‌های حسابداری در تبیین بازده سهام افزایش یابد. بارتو و همکارانش(۲۰۰۱)، دریافتند که محتوای اطلاعاتی مازاد و نسبی عایدی‌های حسابداری و جریان‌های نقدی، در ارزشیابی سهام، در ایالات‌متحده، بریتانیا و کانادا (دارای قانون غیرمدون[1])، قدرت توضیحی بالاتری نسب به آلمان و ژاپن(دارای قانون مدون[2]) دارند. مارتینز(۲۰۰۳) به هیچ‌گونه شواهدی دال بر محتوای اطلاعاتی مازاد جریان‌های نقدی در فرانسه دست نیافت. کیو و همکارانش (۲۰۰۱) محتوای اطلاعاتی مازاد و نسبی عایدی‌های حسابداری، جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی و اقلام تعهدی در بازار سرمایهٔ چین را مورد آزمون قرار داده و دریافتند که عایدی‌های حسابداری، هم دارای محتوای اطلاعات مازاد و هم نسبی در مقایسه با جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی است. هادسون و استیونسون (۲۰۰۰) به شواهد مستدلی مبنی بر مربوط بودن ارزش سهام با عایدی‌های حسابداری و جریان‌های نقدی در استرالیا دست یافتند[۱۰].

سابرامنیام (۱۹۹۶) در بررسی‌های خود دریافت که بازار، اقلام تعهدی غیرعادی مدل برآوردی جونز (۱۹۹۱) را قیمت‌گذاری می‌کند و این اقلام رابطهٔ مثبتی با توانایی سودآوری آتی شرکت دارد. البته، مشاهدات سابرامنیام(۱۹۹۶) در خصوص این‌که اقلام تعهدی غیرعادی به طور مثبت با سودآوری آتی در ارتباط است، الزاماً بدین معنی نیست که بازار به طور عقلایی، این اقلام تعهدی را با توجه به ارتباط آن‌ها با سودآوری آتی (مثلاً عایدات)، قیمت‌گذاری می‌کند [۱۸].

ال‌سی‌چان و همکارانش (۲۰۰۹)، به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه کیفیت اطلاعات حسابداری، بر مستند کردن بی‌قاعدگی اقلام تعهدی تأثیر دارد. آن‌ها در پژوهش‌های خود شرکت‌های بریتانیایی با کیفیت پایین اطلاعات حسابداری را مورد مطالعه قرار دادند و پس از معرفی استاندارد گزارشگری مالی شمارهٔ ۳، کاهش معنی‌داری را در قابلیت پیش‌بینی بازده منفی ناشی از اقلام تعهدی گزارش کردند. نتایج پژوهش‌های آن‌ها نشان داد که تغییر قوانین به منظور بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری، می‌تواند قیمت‌گذاری نادرست اوراق‌بهادار در بازار سرمایه را کاهش دهد[۶].

دریک و همکارانش (۲۰۰۹) نیز نقش کیفیت افشا، در ارزش‌گذاری صحیح اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی را بررسی کردند. آن‌ها به بررسی این مسأله پرداختند که آیا قیمت سهام شرکت‌هایی با کیفیت بالای افشا، تداوم جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی را، درست منعکس می‌کند یا خیر؟ نتایج پژوهش‌های آنها

1. Common Law
2. Code Law

Archive of SID

www.SID.ir

نشـان داد کـه کیفیـت بـالاتر افشـا، اثـر کاهشـی بـر قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی دارد[۸].

چنگ و همکارانش(۲۰۱۲) به منظور بـرآورد اقـلام تعهدی غیرعادی، عملکرد سه مدل را مورد بررسی قرار دادند: مدل تعدیل‌شدهٔ جونز، مدل جونز تعـدیل‌شـده بـا جریان‌های نقدی عملیاتی و مـدل جـونز تعـدیل‌شـده بـا بـازده دارایـی‌هـا، در قالـب دو رویکـرد بـرآوردی رگرسیون‌های خاص شرکت و رگرسیون‌هـای صـنعت. آن‌ها به منظور ارزیابی مدل‌ها، از آزمون قیمت‌گـذاری نادرسـت اسـتفاده کردنـد و نشـان دادنـد کـه مـدل تعدیل‌یافته با جریان‌های نقدی عملیاتی، عملکرد بهتری دارد. آنها به نتایجی مبنی بر عملکرد برتـر مـدل خـاص شرکت نسبت به مدل صنعت دست نیافتند[۷].

اسـلوان(۱۹۹۶) قیمـت‌گـذاری کـل اقـلام تعهـدی توسط بازار را بررسـی کـرد. او دریافـت کـه بـازار، در تعیین ارزش بخش تعهدی عایـداتی کـه کمتـر اسـتمرار داشتند، اشتباه می‌کند و در نتیجه، اقلام تعهدی را بـیش از انـــدازه قیمـــت‌گـــذاری مـــی‌کنـــد[۱۷]. چنـــگ و یانگ(۲۰۰۳) دریافتند چنانچه مشاهده‌های جریـان‌هـای نقدی نشأت گرفته از دهک‌ها دائمی باشد، جریان‌هـای نقـدی، دارای محتـوای اطلاعـاتی مـازاد خواهـد بـود. چاریتو، کلاب و اندرو(۲۰۰۱)، با بسـط مـدل چنـگ و یانگ، به دو نکته پی بردنـد: یکـی ایـن کـه در بریتانیـا، هرگاه عایدی‌های غیرمستمر باشـند، بـا دخالـت رشـد و اندازهٔ شرکت، جریـان‌هـای نقـدی، محتـوای اطلاعـاتی مازاد خواهند داشت؛ علاوه بر این، یافته‌هـا حکایـت از آن داشت که هم عایدی‌های و هـم جریـان‌هـای نقـدی بـر ارزشـیابی شـرکت‌هـایی بـا رشـد زیـاد تـأثیر می‌گذارد[۱۰].

ثقفـی و محمـدی(۱۳۹۱)، در خصـوصِ پـیش‌بینـی جریان‌های نقدی آتی، محتوای اطلاعاتی اقلام تعهـدی غیرعادی را بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش آن‌هـا نشـان می‌دهد که بین اقـلام تعهـدی غیرعـادی و جریـان‌هـای نقدی آتی، رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد؛ اما ایـن رابطه، با بالارفتن ریسک ورشکستگی، کاهش می‌یابـد و معناداری خود را از دست می‌دهد. این نکته می‌توانـد نشان‌دهنـدهٔ ایـن باشـد کـه اقـلام تعهـدی غیرعـادی در شـــرکت‌هـــایی بـــا وضـــعیت مناســـب و بـــا ریســـک ورشکسـتگی پـایین، ناشـی از خطـای بـرآورد نبـوده و دربردارندهٔ اطلاعـات سـودمندی در رابطـه بـا عملکـرد آتی این شرکت‌ها است[۱].

مهرانی و زارع زادگان(۱۳۹۲)، در پژوهشـی دیگـر، با در نظر گرفتن شرایط مالی شرکت‌ها، به بررسی رابطهٔ بـین کیفیـت سـود و جریـان‌هـای نقـدی عملیـاتی آتـی پرداخته‌اند. آن‌هـا بـرای انـدازه‌گیـری کیفیـت سـود، از اقلام تعهدی غیرعـادی، بـه عنـوان متغیـر توضـیحی، در مدل‌های رگرسیونی پژوهش استفاده کرده‌اند و شـرایط مالی شرکت‌ها را، یک بار به‌منزلهٔ متغیر تعدیل‌کننده بـا استفاده از مدل احتمال ورشکستگی چاریتو، و بار دیگر از طریق تفکیک شـرکت‌هـای عضـو نمونـهٔ آمـاری بـه ورشکسته و غیر ورشکسته، بـا اسـتفاده از مـدل سیسـتم کلونی مورچگان، در مدل‌های آماری منظور نمودنـد و جریان‌های نقدی عملیاتی را به عنـوان متغیـر وابسـته در نظر گرفتند. نتایج این پژوهش نیز نشان می‌دهد که بـین کیفیت سود و جریان‌های نقـدی عملیـاتی آتـی، رابطـهٔ معناداری وجود دارد و این رابطـه، تحـت تـأثیر شـرایط مالی شرکت‌هاست[۳].

مشـایخی و فـدائی نـژاد(۱۳۸۸)، در پژوهشـی، بـه بررسی قدرت توضیح‌دهندگی اقلام تعهـدی غیرعـادی در رابطه با رفتار بازده سهام پرداختند. شواهد پـژوهش،

Archive of SID

www.SID.ir

حاکی از این است که نسبت جریان‌های نقدی عملیاتی، به قیمت (OCF/P) ، قدرت توضیح دهندگی اقلام تعهدی برای بازده‌های آتی را شامل می‌شود و نتیجه می‌گیرد که نابه‌هنجاری اقلام تعهدی، احتمالاً به قیمت‌گذاری نادرست سود منجر نمی‌شود. در این پژوهش، رابطهٔ بین اقلام تعهدی(غیرعادی) با بازده‌های سالانهٔ آتی و بازده‌ها در بازه‌های زمانی اعلان سودهای آتی، بررسی و همچنین تحلیل پرتفولیوی سرمایه‌گذاری صفر مورد آزمون قرار گرفته است[۲].

حبیب(۲۰۰۸) به طور تجربی، به آزمون محتوای اطلاعاتی نسبی و مازاد عایدی‌ها و جریان‌های نقدی پرداخت و نقش برخی از عوامل خاص شرکت را، در تعدیل محتوای اطلاعاتی در بورس بررسی کرد. نتایج پژوهش او نشان داد که: الف- هرچند تفاوت عایدی‌های با جریان‌های نقدی، به لحاظ آماری معنی‌دار نیست، قدرت توضیحی بالاتری در مقایسه با آن دارد. ب- هم عایدی‌های حسابداری و هم جریان‌های نقدی، در ارتباط با بازده سهام، محتوای اطلاعاتی مازاد دارند[۱۰].

در این مقاله از آزمون میشکین(۱۹۸۳) و روش آزمون سبد مصون شده، استفاده می‌شود تا این مسأله بررسی شود که آیا بازار قیمت اقلام تعهدی غیرعادی را با توجه به برآورد عایدات سال آتی، به طور عقلایی تعیین می‌کند یا خیر؟ آزمون میشکین(۱۹۸۳) دربرگیرندهٔ مقایسه‌ای آماری است میان: ۱)معیار قیمت‌گذاری بازار برای اقلام تعهدی غیرعادی (به عبارتی، *ضریب ارزش‌گذاری* بازار برای اقلام تعهدی غیرعادی) و ۲)معیار توانایی اقلام تعهدی غیرعادی در پیش‌بینی عایدات یک سال بعد(به عبارتی، ضریب پیش‌بینی این اقلام تعهدی). چنانچه ضریب ارزش‌گذاری بازار برای اقلام تعهدی، به طرز معنی‌داری بزرگ‌تر از ضریب پیش‌بینی این اقلام تعهدی برای عایدات یک سال بعد باشد، آزمون میشکین(۱۹۸۳) نشان خواهد داد که بازار، اقلام تعهدی غیرعادی را بیش از اندازه قیمت‌گذاری می‌کند. برعکس، چنانچه ضریب ارزش‌گذاری به طرز معنی‌داری کمتر از ضریب پیش‌بینی باشد، این آزمون بیانگر این خواهد بود که بازار اقلام تعهدی غیرعادی را پایین قیمت‌گذاری[1] می‌کند[۱۸]. ازآنجا که ضریب پیش‌بینی، معیاری برای تداوم اقلام تعهدی غیرعادی است (بر طبق مطالعات فری‌من و همکاران، ۱۹۸۲؛ اسلوان، ۱۹۹۶)، در این مقاله، هرگونه قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی غیرعادی، توسط بازار، به حساب قصور بازار در ارزیابی صحیح تداوم این اقلام تعهدی، گذاشته خواهد شد.

همچنین آزمون سبد مصون شده، در واقع بر حسب اقلام تعهدی غیرعادی جاری، در موقعیت خرید سهام شرکت‌هایی در منفی‌ترین دهک، و فروش سهام شرکت‌هایی در مثبت‌ترین دهک، سبدی را شکل می‌دهد. وجود شواهدی در خصوص این‌که سبد مصون شده، بازده‌های غیرعادی مثبت را در سال‌های آتی به همراه خواهد داشت، بدین معنی خواهد بود که بازار، اقلام تعهدی غیرعادی را، در سال شکل‌گیری سبد بالا، قیمت‌گذاری می‌کند.

این مقاله در خصوص قیمت‌گذاری بالای اقلام تعهدی غیرعادی توسط بازار، شواهدی فراهم کرده است و در کل یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که بازار اطلاعات حسابداری افشا شده به شکل عمومی را، کاملاً درک و تفسیر نمی‌کند. نتایج این پژوهش بیان می‌دارد که بازار اقلام تعهدی غیرعادی را، به این دلیل، بیش از اندازه قیمت‌گذاری می‌کند که سرمایه‌گذاران،

1. Underpriced

Archive of SID

www.SID.ir

استمرار این اقلام تعهدی را بیش از حد برآورد می‌کنند[۱۸].

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب فوق، فرضیه‌های این پژوهش به این شرح است:

H_0^1: بازار هر سه جزء عایدات(جریان‌های نقدی، اقلام تعهدی عادی و اقلام تعهدی غیرعادی) را به طور عقلایی قیمت‌گذاری می‌کند.

$$\gamma_q^* = \gamma_q$$

H_0^2: بازار توانایی جریان‌نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی را در پیش‌بینی عایدات سال بعد، درست قیمت‌گذاری می‌کند.

$$\begin{cases} H_0^2: \gamma_1^* = \gamma_1 \\ H_1^2: \gamma_1^* < \gamma_1 \end{cases}$$

H_0^3: بازار اقلام تعهدی عادی را درست قیمت‌گذاری می‌کند.

$$\begin{cases} H_0^3: \gamma_2^* = \gamma_2 \\ H_1^3: \gamma_2^* > \gamma_2 \end{cases}$$

H_0^4: بازار اقلام تعهدی غیرعادی را درست قیمت‌گذاری می‌کند.

$$\begin{cases} H_0^4: \gamma_3^* = \gamma_3 \\ H_1^4: \gamma_3^* > \gamma_3 \end{cases}$$

ساختار مقاله در ادامه به شرح زیر است: در بخش دوم، نمونهٔ آماری و اندازه‌گیری متغیرها توصیف می‌شود. در بخش سوم، به شواهدی دال بر قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی غیرعادی توسط بازار اشاره می‌شود و در بخش چهارم نتیجه‌گیری مقاله ارایه می‌گردد.

روش پژوهش

انتخاب نمونه

جامعهٔ آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق‌بهادار است. در این مقاله، داده‌های تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق‌بهادار تهران، به جز شرکت‌های فعال در بخش واسطه‌گری و خدمات مالی از قبیل بانک‌ها، شرکت‌های لیزینگ، هلدینگ‌های تخصصی و شرکت‌های سرمایه‌گذاری، از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹(دورهٔ زمانی ۹ ساله) به عنوان نمونه جمع‌آوری، و مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین بازدهی سالانهٔ شرکت‌ها طی سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۹ نیز با استفاده از اطلاعات تاریخی موجود در بورس اوراق‌بهادار تهران، محاسبه و مورد استفاده قرار گرفته است. در مورد آزمون سبد مصون شده، ازآنجا که به داده‌های بازدهی سهام تا سه سال بعد از دورهٔ نمونه نیاز بوده و این داده‌ها به مدت سه سال به طور کامل پس از سال ۱۳۸۹ موجود نبوده‌اند، بنابراین تنها در این مورد، دورهٔ نمونه تا ۶ سال کاهش یافته است. در ضمن، مشاهدات سال/شرکت با ویژگی‌هایی که در ادامه بیان می‌گردند، از مشاهدات نمونه خارج شده‌اند: ۱)مشاهدات سال/شرکتی که داده‌های کافی برای محاسبهٔ اقلام تعهدی نداشته‌اند؛ ۲)مشاهدات سال/شرکتی که به دلیل متوقف بودن نماد معاملاتی، امکان محاسبهٔ بازده سالانه برای آن‌ها وجود نداشته است؛ ۳) هر متغیری در مدل جونز، که مقدار آن بیشتر از سه انحراف‌معیار، از میانگین آن فاصله داشته است. نمونهٔ نهایی شامل ۲۴۱ شرکت و ۱۲۵۶ مشاهدهٔ سال/شرکت، طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ است.

Archive of SID

www.SID.ir

تجزیه و تحلیل اطلاعات

در این مقاله از تعریف سابرامنیام(۱۹۹۶) برای عایدی‌ها، اقلام تعهدی و وجه‌نقد ناشی از عملیات استفاده شده است. عایدی‌ها ($EARN_t$)، در واقع سود قبل از اقلام غیرمترقبه است و وجه‌نقد ناشی از عملیات (CFO_t)، جریان‌نقدی خالص ناشی از فعالیت‌های عملیاتی است که مطابق صورت تطبیق جریان نقدی ناشی از عملیات محاسبه شده است. CFO_t به روش زیر برآورد می‌گردد:

$$CFO_t = EBIT_t + D_t - \Delta CA_t + \Delta CASH_t + \Delta CL_t - \Delta STDEBT_t$$

$EBIT_t$: سود قبل از کسر بهره و مالیات؛ D_t: هزینه استهلاک؛ ΔCA_t: تغییر در دارایی‌های جاری؛ $\Delta CASH_t$: تغییر در وجه‌نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت؛ ΔCL_t: تغییر در بدهی‌های جاری؛ $\Delta STDEBT_t$: تغییر در بدهی‌های کوتاه‌مدت (حصه جاری بدهی‌های بلندمدت).

رقم کل اقلام تعهدی ($ACCR_t$)، از طریق تفاوت میان عایدی‌ها و جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی به دست می‌آید؛ به عبارتی:

$$ACCR_t = EARN_t - CFO_t$$

تمامی متغیرها با استفاده از کل دارایی‌های ابتدای سال(TA_{t-1}) هم‌مقیاس می‌گردند. در این مقاله از مدل جونز به منظور برآورد اقلام تعهدی عادی و غیرعادی استفاده می‌شود:

$$(۱)\ \frac{ACCR_t}{TA_{t-1}} = a_1 + \left[\frac{1}{TA_{t-1}}\right] + a_2\left[\frac{\Delta REV_t}{TA_{t-1}}\right] + a_3\left[\frac{PPE_t}{TA_{t-1}}\right] + e_t,$$

ΔREV_t، تغییر در درآمدهای فروش سال t و PPE_t، خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات در سال t است. مطابق با پژوهش ژی(۲۰۰۱)، در این مقاله نیز مدل جونز به صورت مقطعی برآورد می‌شود و مقدار پیش‌بینی‌شده از مدل جونز، به عنوان اقلام تعهدی عادی (NAC_t)، و جزء اخلال مدل، به عنوان اقلام تعهدی غیرعادی($ABNAC_t$)، در نظر گرفته می‌شوند.

در این مقاله، به منظور در نظر گرفتن الزامات گزارشگری مالی، از بازده سالانهٔ خرید و نگهداری[1]، طی یک دورهٔ یک ساله، که چهار ماه پس از پایان سال مالی شرکت خاتمه می‌یابد، استفاده می‌گردد. مشابه اسلوان(۱۹۹۶)، بازده غیرعادی تعدیل‌شده به ازای اندازه ($SIZEAJR_t$) مورد استفاده قرار می‌گیرد که حاصل تفاوت میان بازده خرید و نگهداری سالانهٔ شرکت و بازده سبد دهکی برحسب اندازهٔ بازار طی همان سالی است که هر شرکت به آن تعلق دارد. در واقع شرکت‌ها، بر اساس ارزش بازار سهام خود، در انتهای هر سال تقویمی، دهک‌بندی می‌شوند.

جدول ۱، آماره‌های توصیفی نمونه را ارایه می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود، متوسط اقلام تعهدی کل (۰/۲۸) منفی و میانهٔ آن (۰/۰۲۶-) منفی است و متوسط اقلام تعهدی غیرعادی، قابل توجه بوده و برخلاف آنچه انتظار می‌رود کوچک و نزدیک به صفر نیست.

1. Buy-and-hold

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۱) آماره‌های توصیفی

متغیرها	میانگین	انحراف‌معیار	میانه	حداقل	حداکثر	مثبت٪	مشاهدات
عایدی‌ها	۰/۱۸۸	۰/۲۱۸	۰/۱۴۳	-۰/۹۶۲	۲/۶۱۸	۷۷/۳	۱۲۵۶
جریان‌های نقدی	۰/۱۷۸	۰/۲۱۷	۰/۱۶۰	-۰/۲۸۶	۱/۸۱۷	۴۰/۶	۱۲۵۶
کل اقلام تعهدی	-۰/۲۸۰	۰/۲۲۶	-۰/۰۲۶	-۱/۴۶۹	۲/۶۳۱	۸۸/۶	۱۲۵۶
اقلام تعهدی غیر عادی	-۰/۱۴۳	۰/۵۱۱	۰/۲۱۶	-۶/۰۷۰	۳/۱۶۴	۱۹/۱	۱۲۵۶
اقلام تعهدی عادی	-۰/۱۳۷	۰/۴۵۲	-۰/۲۵۶	-۱/۵۰۳	۶/۰۲۴	۹۳/۰	۱۲۵۶
بازدهی	۲۴/۱۸۹	۰/۵۱۸	۱۲/۸۱	-۰/۷۱۶	۲/۳۳۰	۶۴/۰	۱۲۵۶
بازدهی تعدیل‌شده	-۱۵/۳۱۶	۰/۳۵۵	-۱۶/۹۲	-۰/۹۹۷	۰/۹۸۱	۳۵/۴	۱۲۵۶

*تمامی متغیرها، به استثنای بازده و بازده غیرعادی(تعدیل شده به ازای اندازه)، با استفاده از رقم کل دارایی‌ها در ابتدای دوره هم‌مقیاس شده‌اند.

جدول ۲، میانگین ضریب همبستگی پیرسون خاص شرکت، میان متغیرهای انتخابی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌گردد، ضریب همبستگی میان اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی، منفی است. ضریب همبستگی بین کل اقلام تعهدی و اقلام تعهدی عادی، در مقالهٔ حاضر، پایین است و همبستگی میان اقلام تعهدی کل و اقلام تعهدی غیرعادی نیز، نسبتاً اندک است (ضریب همبستگی = ۰/۴۷) و این اقلام، تقریباً بخش بزرگ‌تر اقلام تعهدی کل را شامل می‌شود. اقلام تعهدی غیرعادی، نسبتاً بزرگ‌تر و متغیرترین بخش اقلام تعهدی کل است، درحالی‌که اقلام تعهدی عادی، کوچک‌تر و بخش ثابت‌تر اقلام تعهدی کل است.

جدول (۲) ضرایب همبستگی پیرسون

	عایدی‌ها	جریان‌های نقدی	کل اقلام تعهدی	اقلام تعهدی عادی	اقلام تعهدی غیرعادی
عایدی‌ها	۱/۰۰	۰/۰۶	۰/۰۹	-۰/۱۱	۰/۱۳
جریان‌های نقدی	۰/۰۶	۱/۰۰	-۰/۵۷	۰/۰۷	-۰/۳۱
کل اقلام تعهدی	۰/۰۹	-۰/۵۷	۱/۰۰	-۰/۰۳	۰/۴۷
اقلام تعهدی عادی	-۰/۱۱	۰/۰۷	-۰/۰۳	۱/۰۰	-۰/۹۰
اقلام تعهدی غیرعادی	۰/۱۳	-۰/۳۱	۰/۴۷	-۰/۹۰	۱/۰۰

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون قیمت‌گذاری اقلام تعهدی غیرعادی

آزمون میشکین

میشکین (۱۹۸۳)، برای آزمون فرضیهٔ انتظارات عقلایی[1] در اقتصاد کلان، چارچوبی ارایه کرده است[۱۸] که در این مقاله از آن برای آزمون این نکته استفاده می‌شود که آیا بازار اقلام تعهدی غیرعادی را با توجه به برآورد عایدات سال آتی به طور عقلایی قیمت‌گذاری می‌کند یا خیر؟ در واقع رگرسیون زیر، به شکل حداقل مربعات غیرخطی تعمیم‌یافته مکرر[2] به شکل حداقل مربعات وزنی[3] بر روی داده‌های تجمعی (Pooled data) برآورد می‌گردد:

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NAC_t + \gamma_3 \mathrm{ABNAC_t} + \mathrm{v_{t+1}}, \quad (۲)$$

$$SIZEAJR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO_t - \gamma_2^* NAC_t - \gamma_3^* ABNAC_t) + \varepsilon_{t+1}, \quad (۳)$$

متغیرهای رگرسیون به همان ترتیب هستند که پیش‌تر تعریف شد. معادلهٔ (۲)، معادلهٔ پیش‌بینی است که ضرایب پیش‌بینی (γها) اقلام تعهدی غیرعادی و سایر اجزای عایدات یک سال بعد را برآورد می‌کند. معادلهٔ (۳)، معادلهٔ ارزشیابی است که ضرایب ارزشیابی (γ^*ها) بازار برای اقلام تعهدی غیرعادی و سایر اجزای عایدات را برآورد می‌کند. همانند آزمون میشکین(۱۹۸۳)، معادلهٔ (۲) و معادلهٔ (۳) با هم و با استفاده از رویکرد برآورد حداقل مربعات غیرخطی تعمیم‌یافته مکرر به شکل حداقل مربعات وزنی در دو مرحله برآورد می‌شود.

در مرحلهٔ اول، معادلات(۲) و (۳) به طور مشترک و بدون اعمال هیچ محدودیتی بر γها و γ^*ها برآورد می‌شوند. به منظور آزمون این‌که آیا ضرایب ارزشیابی (γ^*ها) به طرز معنی‌داری متفاوت از ضرایب پیش‌بینی (γها) به دست آمده از مرحله اول هستند یا خیر، در مرحلهٔ دوم، معادلات (۲) و (۳) به طور مشترک، پس از اعمال محدودیت‌های قیمت‌گذاری عقلایی، $\gamma_q^* = \gamma_q$ (۳ یا / و ۲، ۱ = q) برآورد می‌شوند. میشکین نشان داد که آمارهٔ نسبت درست‌نمایی[4] $x^2(q)$، مجانبا تحت این فرضیه صفر توزیع می‌شود که بازار یک جزو یا تعداد بیشتری از اجزای عایدی‌ها را با توجه به نقش آن‌ها در عایدی‌های سال بعد به طور عقلایی قیمت‌گذاری می‌کند [۱۸]. اما ازآنجاکه در مقالهٔ حاضر آماره به شدت بزرگ است، نمی‌توان از نسبت درست‌نمایی استفاده کرد و در ضمن باید یادآوری کرد که نمی‌توان برای مدل‌های غیرخطی از نسبت درست‌نمایی استفاده کرد، مگر در مواردی که معادله بر حسب رگرسور نوشته شده باشد. در این مقاله از آزمون والد[5] استفاده می‌شود و یادآوری می‌شود که در مدل‌های غیرخطی، آمارهٔ F و کای دو، هر دو آزمون‌های جانبی هستند.

در این مقاله، چنانچه آمارهٔ والد به اندازه کافی بزرگ باشد، قیمت‌گذاری عقلاییِ یک یا تعداد بیشتری از اجزای عایدی‌ها (به عبارتی، $\gamma_q^* = \gamma_q$، ۳ یا/و ۲، ۱ = q)، رد خواهد شد.

پانل الف جدول ۲، ضرایب برآوردی برای معادلات (۲) و (۳) در مرحلهٔ اول را ارایه می‌کند.[6] ضریب ارزشیابی (۱/۰۵ =γ^*_1) جریان‌نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، کوچکتر از ضریب پیش‌بینی (۲/۰۹ =γ_1) است، که بیان می‌کند بازار توانایی جریان

1. The Rational Expectations Hypothesis
2. Iterative Generalized Nonlinear Least Squares
3. Weighted Least Squares

4. Likelihood Ratio Statistic
5. Wald
۶. ضرایب برآوردی α، β و γ_0 گزارش نشده‌اند، زیرا این ضرایب نقشی در قیمت‌گذاری بازار اجزای عایدات ندارند.

Archive of SID

www.SID.ir

نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی را در پیش‌بینی عایدی‌ها سال بعد، پایین قیمت‌گذاری می‌کند. به منظور آزمون این‌که آیا این قیمت‌گذاری تا چه حد، به لحاظ آماری، معنی‌دار است، معادلات (۲) و (۳) به طور مشترک، در مرحلهٔ دوم، پس از اعمال محدودیت قیمت‌گذاری عقلایی(به عبارتی $\gamma_1 = \gamma^*_1$)، برآورد گردیده‌اند. آمارهٔ والد ۳۵۸/۷۹ گزارش شده در پانل ب جدول ۲، در سطح ۰/۰۰۰۰ معنی‌دار است، که نشان می‌دهد قیمت‌گذاری کم‌تر از حد جریان‌نقدی ناشی از عملیات ($\gamma_1 > \gamma^*_1$)، به لحاظ آماری معنی‌دار است.

پانل الف جدول ۲، نشان می‌دهد ضرایب ارزشیابی که بازار به اقلام تعهدی عادی(γ^*_2) و اقلام تعهدی غیرعادی(γ^*_3) می‌دهد، به ترتیب ۰/۹۶ و ۱/۰۷ هستند. این ضرایب از ضرایب پیش‌بینی همتای خود بزرگ‌تر هستند(۰/۹۲ = γ_3 و ۰/۹۳ = γ_2). به‌ویژه γ^*_3 تقریبا ۱۳ درصد بزرگ‌تر از γ_3 است. پانل ب جدول ۲، گزارش می‌دهد که آماره‌های آزمون والد، فرضیه‌های صفر قیمت‌گذاری عقلایی اقلام تعهدی عادی($p < ۰/۰۰۰۸$) و اقلام تعهدی غیرعادی ($p < ۰/۰۰۰۰$) را رد می‌کند؛ بنابراین، بازار به طرز معنی‌داری هم اقلام تعهدی عادی($\gamma_2 > \gamma^*_2$) و هم غیرعادی($\gamma_3 < \gamma^*_3$) را بالا قیمت‌گذاری می‌کند. قیمت‌گذاری بالا در خصوص اقلام تعهدی غیرعادی شدیدتر است، زیرا آمارهٔ والد(۳۵۸/۸۶)، مورد خاص فرضیهٔ صفر که بیان می‌دارد بازار اقلام تعهدی عادی و غیرعادی را به یک میزان بالا قیمت‌گذاری می‌کند($\gamma_2 = \gamma^*_2$ و $\gamma_3 = \gamma^*_3$)، رد می‌کند. سرانجام، آمارهٔ آزمون والد ۳۷۵/۱۹، فرضیهٔ صفری که بیان می‌داشت بازار هر سه جزو عایدی‌ها را به طور عقلایی قیمت‌گذاری می‌کند نیز، رد می‌کند($p < ۰/۰۰۰۰$).

در کل آزمون میشکین نشان می‌دهدکه بازار تداوم جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی را کم برآورد کرده و بنابراین آن را پایین قیمت‌گذاری می‌کند. اگرچه به نظر می‌رسد بازار اقلام تعهدی غیرعادی را بیشتر از اقلام تعهدی عادی، بالا قیمت‌گذاری می‌کند، این نکته قابل توجه است که بازار تداوم اقلام تعهدی عادی و غیرعادی را نسبتاً بالا برآورد کرده و بنابراین هر دوی آنها را بالا قیمت‌گذاری می‌کند. به عبارتی، با توجه به ضرایب، نمی‌توان گفت که لزوماً اقلام تعهدی عادی بالا قیمت‌گذاری شده‌اند. نتایج این پژوهش، با نتایج ژی (۲۰۰۱) سازگار است.

جدول (۳) برآورد حداقل مربعات غیرخطی تعمیم یافته (آزمون میشکین) قیمت‌گذاری وجه‌نقد ناشی از عملیات، اقلام تعهدی عادی و اقلام تعهدی غیرعادی، توسط بازار، با توجه به عایدی‌های یک سال بعد

پانل الف: قیمت‌گذاری اجزای عایدی‌ها، توسط بازار با توجه به عایدی‌های یک سال بعد:

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NAC_t + \gamma_3 \mathrm{ABNAC_t} + \mathrm{v_{t+1}}, \quad (۲)$$

$$SIZEAJR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO_t - \gamma_2^* NAC_t - \gamma_3^* ABNAC_t) + \varepsilon_{t+1}, \quad (۳)$$

ضرایب پیش بینی			ضرایب ارزش گذاری		
پارامتر	تخمین	خطای استاندارد مجانبی	پارامتر	تخمین	خطای استاندارد مجانبی
جریان‌های نقدی γ_1	۲/۰۹	۰/۰۳۳	جریان‌های نقدی γ_1	۱/۰۵	۰/۰۳۵
اقلام تعهدی عادی γ_2	۰/۹۲	۰/۰۳۴	قلام تعهدی عادی γ_2	۰/۹۶	۰/۰۱۸
اقلام تعهدی غیر عادی γ_3	۰/۹۳	۰/۰۳۱	اقلام تعهدی غیر عادی γ_3	۱/۰۷	۰/۰۲۰

Archive of SID

www.SID.ir

پانل ب: آزمون‌های قیمت‌گذاری عقلایی اجزای عایدی‌ها:

ادامه جدول (۳)

فرضیه صفر	آماره آزمون والد	سطح معنی‌داری حاشیه‌ای
جریان‌های‌نقدی: $\gamma_1 = \gamma_1^*$	۳۵۸/۷۹	۰/۰۰۰
اقلام تعهدی عادی : $\gamma_2 = \gamma_2^*$	۱۱/۳۲	۰/۰۰۰۸
اقلام تعهدی غیرعادی : $\gamma_3 = \gamma_3^*$	۲۴/۲۳	۰/۰۰۰
اقلام تعهدی عادی، اقلام تعهدی غیرعادی: $\gamma_2 = \gamma_2^*$ و $\gamma_3 = \gamma_3^*$	۳۵۸/۸۶	۰/۰۰۰
اقلام تعهدی عادی، اقلام تعهدی غیرعادی: $\gamma_1 = \gamma_1^*$ ، $\gamma_2 = \gamma_2^*$ و $\gamma_3 = \gamma_3^*$	۳۷۵/۱۹	۰/۰۰۰

آزمون سبد مصون شده[1]

آزمون میشکین بیان می‌دارد که بازار به گونه‌ای عمل می‌کند که گویی ضریب ارزشیابی بزرگ‌تری نسبت به ضریب پیش‌بینی به اقلام تعهدی غیرعادی می‌دهد؛ در نتیجه، قیمت سهام شرکت‌هایی با اقلام تعهدی غیرعادی منفی، باید پایین‌تر از ارزش ذاتی[2] آن‌ها و از سوی دیگر قیمت سهام شرکت‌هایی با اقلام تعهدی غیرعادی مثبت، باید بالاتر از ارزش ذاتی[3] آن‌ها باشد. چنانچه استراتژی معاملاتی داشته باشیم که نشان دهد اگر شرکت‌هایی در منفی‌ترین دهک به لحاظ اقلام تعهدی غیرعادی، آن‌هایی که از همه پایین‌تر ارزش‌گذاری شده‌اند را خریده و شرکت‌هایی در مثبت‌ترین دهک به لحاظ اقلام تعهدی غیرعادی، آنهایی که از همه بالاتر ارزش‌گذاری شده‌اند را فروخته‌اند، در سال‌های بعد بازده غیرعادی مثبت خواهیم داشت؛ بنابراین استنباط‌های صورت گرفته از طریق آزمون میشکین مبنی بر این که بازار اقلام تعهدی غیرعادی در سال شکل‌گیری سبد بالا را قیمت‌گذاری می‌کند، بیشتر قابل پشتیبانی هستند[۱۸].

به همین منظور، شرکت‌ها در هر سال، بر اساس رتبهٔ اقلام تعهدی غیرعادی خود، به سبدهای دهکی تقسیم می‌شوند و سپس سبد مصون شده‌ای شکل داده می‌شود که سهام شرکت‌های منفی‌ترین دهک اقلام تعهدی غیرعادی را، خریداری می‌کند و سهام شرکت‌های مثبت‌ترین دهک اقلام تعهدی غیرعادی را، می‌فروشد. پانل الف جدول ۴، متوسط ۹ ساله بازده‌های غیرعادی سالانهٔ تعدیل شده بر اساس اندازه، برای هر یک از دهک‌های اقلام تعهدی، طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ دورهٔ نمونه، و همچنین بازده‌های غیرعادی سبد مصون شده را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز آماره‌های t براساس میانگین و خطای استاندارد سری‌های زمانی ۹ ساله هستند. بازده‌های غیرعادی سالانهٔ تعدیل شده بر اساس اندازه، برای منفی‌ترین دهک اقلام تعهدی غیرعادی، در سال‌های t+1 (۲۳/۹، t=۰/۴۸۹۱)، t+2 (۴/۷، t=۰/۱۲۸۷) و t+3 (۱۲/۰۲، t=۰/۰۳۶) به طرزی بی‌معنی مثبت هستند. برعکس، بازده‌های غیرعادی سالانهٔ تعدیل شده بر اساس اندازه، برای مثبت‌ترین دهک اقلام تعهدی غیرعادی در سال‌های t+1 (t= −۰/۱۴۱۲، −۲۷/۶)، t+2 (t= −۰/۰۸۰۶، −۱۵/۷) t+3 (t= −۰/۰۷۳، −۱۴/۲) به طرزی بی‌معنی منفی اند.

1. The Hedge-Portfolio Test
2. Undervalued
3. Overvalued

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین سبد مصون‌شده، بازده‌های غیرعادی سالانهٔ تعدیل شده را به ترتیب، بر اساس اندازهٔ ۵۱ درصد (t= ۰/۳۰۹۶)، ۲۰ درصد (t=۰/۱۱۶۴) و ۲۶ درصد (t=۰/۰۷۵) در سال‌های t+1، t+2 و t+3 ایجاد می‌کند. بازده‌های غیرعادی مثبت معنی‌دار سبد مصون‌شده در سال‌های t+1 و t+2 و t+3، با این مفهوم که بازار اقلام تعهدی غیرعادی را در سال تشکیل سبد(سال t)، بالا قیمت‌گذاری می‌کند، سازگار است.

زمانی که سبد مصون‌شده را بر اساس اقلام تعهدی عادی شکل می‌دهیم، متوسط بازده‌های غیرعادی سالانه در سال‌های t+1، t+2 و t+3، برای منفی‌ترین دهک منفی و برای مثبت‌ترین دهک اقلام تعهدی عادی، به شکلی بی‌معنی مثبت هستند. متوسط بازده‌های غیرعادی سالانه برای سبد مصون شده، به ترتیب در سال‌های t+1، t+2 و t+3، ۱۸/۳۱- درصد، ۱۶/۰۲- درصد و ۶- درصد بوده است(پانل ب جدول ۴). این حقیقت که بازده‌های غیرعادی سبد مصون‌شده برمبنای اقلام تعهدی عادی برای دهک اول به طرزی بی‌معنی، منفی است، نشان می‌دهد که بازار اقلام تعهدی عادی را در سال t، نادرست قیمت‌گذاری نکرده است. درکل، نتایج آزمون سبد مصون شده، بر روی مثبت‌ترین و منفی‌ترین دهک (به عبارتی ۲۰ درصد از نمونه)، به شکلی بی‌معنا، نشان نمی‌دهد که بازار اقلام تعهدی عادی را بالا قیمت‌گذاری می‌کند. این درحالی است که آزمون میشکین که برای کل نمونه اجرا می‌شود، نشان می‌دهد که بازار اقلام تعهدی عادی را بالا قیمت‌گذاری می‌کند.

نمونهٔ مقالهٔ حاضر هم شامل شرکت‌هایی با سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند و هم شرکت‌هایی با سال مالی منتهی به ماه‌های دیگر است. اطلاعات حسابداری برای هر سال مالی مفروض، در تاریخ‌های تقویمی متفاوت از ماهی که سال مالی شرکت در آن پایان می‌یابد، در اختیار بازار قرار خواهند گرفت. بنابراین، سرمایه‌گذار در عمل نمی‌تواند مستقیماً استراتژی معاملاتی ارایه شده در سبد مصون‌شده جدول۴ را اجرا کند. بازده‌های غیرعادی گزارش شده در جدول ۴ را می‌توان، متوسط بازده‌های غیرعادی پرتفوهای مصون‌شده، در سال‌های مالی منتهی به ماه‌های متفاوت دانست.

به طور خلاصه می‌توان گفت که آزمون سبد مصون شده، یافته‌های آزمون میشکین را که بیان می‌کرد بازار اقلام تعهدی غیرعادی را بالا قیمت‌گذاری می‌کند، تأیید می‌نماید؛ اما قیمت‌گذاری بالای اقلام تعهدی عادی تأیید شده توسط آزمون میشکین را تأیید نمی‌کند. در کل، می‌توان نتیجه گرفت که بازار، اقلام تعهدی غیرعادی را بالا قیمت‌گذاری می‌کند؛ اما لزوماً اقلام تعهدی عادی را نادست قیمت‌گذاری نمی‌کند و یافتهٔ اسلوان(۱۹۹۶) در این خصوص که بازار کل اقلام تعهدی را بالا قیمت‌گذاری می‌کند، عمدتاً به دلیل اقلام تعهدی غیرعادی است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (٤) میانگین سری زمانی بازده‌های غیرعادی سالانه تعدیل‌شده به ازای اندازه برای هر سبد در سه سال پس از شکل‌گیری(ارقام به درصد)

	پانل الف)اقلام تعهدی غیرعادی			پانل ب)اقلام تعهدی عادی		
	t+1سال	t+2سال	t+3سال	t+1سال	t+2سال	t+3سال
پایین‌ترین(-)	۲۳/۹۶۱	۴/۷۷۷	۱۲/۰۲۴	-۱۳/۶۷۹	-۹/۹۲۰	-۰/۲۵۱
	(۰/۴۸۹۱)	(۰/۱۲۷۸)	(۰/۰۳۶۷)	(۰/۰۶۶۴)	(۰/۱۵۲۲)	(۰/۳۸۳۵)
۲	۷۴/۶۹۲	۸۷/۲۴۸	۱۱۳/۲۲۹	-۶/۷۹۹	۱/۷۳۱	۳/۶۰۱
	(۰/۰۳۱۱)	(۰/۰۴۴۰)	(۰/۰۷۰۶)	(-۰/۰۳۱۷)	(۰/۰۸۸۰)	(۰/۱۱۴۳)
۳	۳۶/۳۱۲	۵/۳۹۸	-۱۸/۲۰۹	-۳۳/۲۰۹	۳/۷۱۴	-۸/۰۸۶
	(۰/۰۷۳۰)	(-۰/۰۰۶۳)	(-۰/۰۶۶۹)	(۰/۰۶۶۹)	(۰/۰۱۳۵)	(-۰/۰۹۱۳)
۴	۲۵/۹۳۳	۳۵/۱۰۱	۴۰/۵۲۹	۱/۴۶۵	۱/۹۳۳	-۱/۸۸۶
	(۰/۰۰۷۷)	(۰/۰۴۷۴)	(۰/۰۷۰۹)	(۰/۱۳۱۳)	(۰/۱۳۳۵)	(۰/۱۱۵۸)
۵	-۰/۲۳۵	۳/۱۸۳	۰/۷۳۵	-۱/۲۰۷	۴/۷۴	۲/۱۷۹
	(-۰/۰۳۷۰)	(-۰/۰۲۲۴)	(-۰/۰۳۲۹)	(۰/۰۸۰۹)	(۰/۱۷۵۶)	(۰/۱۳۴۸)
۶	۴/۴۰۴	۱۸/۱۲۹	۱۶/۳۰۸	۲/۸۷۹	۳/۵۴۸	-۰/۸۰۹
	(-۰/۰۰۰۳)	(۰/۰۵۰۴)	(۰/۰۴۳۶)	(-۰/۰۱۱۹)	(-۰/۰۰۹۳)	(-۰/۰۲۶۵)
۷	۳/۵۶۱	۱۰/۸۹۱	۸/۳۵۶	-۴/۲۹۳	۵/۵۲۲	۱۳/۲۲۵
	(-۰/۱۴۱۹)	(-۰/۰۶۱۳)	(-۰/۰۸۹۲)	(-۰/۱۴۴۵)	(-۰/۱۱۶۸)	(-۰/۰۹۵۲)
۸	-۰/۶۳	۲/۸۰۵	۱۱/۴۸۲	۵۲/۵۶۳	۶۷/۵۴۲	۱۳۴/۱۷
	(-۰/۰۲۳۵)	(۰/۰۰۵۱)	(۰/۰۷۷۱)	(۰/۲۸۳۵)	(۰/۳۲۴۹)	(۰/۵۰۸۹)
۹	-۳/۶۱۱	۱/۴۴۵	-۱/۷۵۸	-۴۰/۷۴۱	-۳۳/۴۶۸	-۳۰/۷۳۸
	(-۰/۱۶۷۴)	(-۰/۰۷۷۰)	(-۰/۱۳۴۳)	(-۰/۱۲۸۵)	(-۰/۱۲۱۱)	(-۰/۱۱۸۳)
بالاترین(+)	-۲۷/۶۷۴	-۱۵/۷۷۷	-۱۴/۲۹۴	۴/۶۳۱	۶/۱۰۷	۶/۲۲
	(-۰/۱۴۱۲)	(-۰/۰۸۰۶)	(-۰/۰۷۳۰)	(۰/۰۵۷۵)	(۰/۰۷۴۰)	(۰/۰۷۵۲)
مصون‌شده	۵۱/۶۳۵	۲۰/۵۵۴	۲۶/۹۱۳	-۱۸/۳۱	-۱۶/۰۲۷	-۶/۰۰۵
	(۰/۳۰۹۶)	(۰/۱۱۶۴)	(۰/۰۷۵۰)	(۰/۰۲۳۷)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۱۰۵۳)
تعداد	۱۰۳۸	۸۱۳	۵۵۷	۱۰۳۸	۸۱۳	۵۷۷

*سبد مصون‌شده، هم برای اقلام تعهدی عادی و هم غیرعادی، با اتخاذ موقعیت خرید در سبد دهک اول(منفی‌ترین دهک) و اتخاذ موقعیت فروش در سبد دهک آخر(مثبت‌ترین دهک)، تشکیل می‌شود.

** ارقام داخل پرانتز آماره‌های t هستند.

نتیجه‌گیری

در این مقاله، به بررسی این پرسش پرداختیم که آیا بازار، اقلام تعهدی غیرعادیِ برآورد شده طبق مدل جونز را به طور عقلایی قیمت‌گذاری می‌کند یا خیر؟ نتایج آزمون میشکین نشان داد که بازار، هم اقلام تعهدی عادی و هم غیرعادی را بیش از حد ارزیابی می‌کند و بنابراین آنها را بالا قیمت‌گذاری می‌کند. اگر قیمت‌گذاری بالا برای اقلام تعهدی غیرعادی شدیدتر

Archive of SID

www.SID.ir

است، نتایج آزمون سبد مصون شده، قیمت‌گذاری بالای اقلام تعهدی غیرعادی را تأیید می‌کند، اما قیمت‌گذاری بالای اقلام تعهدی عادی را تأیید نمی‌کند. در کل، نتایج این مقاله نشان می‌دهد که بازار، اقلام تعهدی غیرعادی را بالا قیمت‌گذاری می‌کند؛ درحالی‌که شواهد مربوط به قیمت‌گذاری بالای اقلام تعهدی عادی، ضعیف هستند. مقالهٔ حاضر، یافته‌های سابرامنیام(۱۹۹۶) را مبنی بر این که بازار اقلام تعهدی غیرعادی را قیمت‌گذاری می‌کند، از طریق ارایه شواهد مستقیمی از قیمت‌گذاری بالای اقلام تعهدی غیرعادی، در رابطه با عایدی‌ها یک سال بعدِ آن، بسط می‌دهد. همچنین این مقاله، از طریق ارایه این مطلب که فقدان تداوم عایدی‌ها و قیمت‌گذاری بالای اقلام تعهدی، هر دو، نتیجهٔ اقلام تعهدی غیرعادی هستند، یافته‌های اسلوان(۱۹۹۶) را نیز بسط می‌دهد. همچنین یافته‌های این مقاله با یافته‌های ژی (۲۰۰۱) و چنگ و همکارانش(۲۰۱۲) سازگار است. نتایج این پژوهش با نتایج دریک و همکارانش(۲۰۰۸) هماهنگ است چرا که آن‌ها نیز از آزمون میشکین برای بررسی قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی استفاده کردند و نشان دادند که هرچه کیفیت افشا بالاتر برود، از میزان قیمت‌گذاری نادرست کاسته می‌شود. از سوی دیگر، نتایج این پژوهش، با پژوهش السی چان و همکارانش(۲۰۰۹) درباره بررسی نقش کیفیت اطلاعات حسابداری در کاهش قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی، هم سازگار است. البته لازم به ذکر است که این نتایج با یافته‌های مشایخی و فدایی‌نژاد(۱۳۸۸) سازگاری چندانی ندارد.

این مطالعه، چندین موضوع را برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌کند. اول این که مدل برآورد اقلام تعهدی غیرعادی جونز، اثر اختیارات مدیریت را به درستی در نظر نمی‌گیرد. پژوهش‌های بعدی می‌توانند عواملی را که به طور سیستماتیک، توانایی پسماندهای مدل جونز(۱۹۹۱) را برای درنظرگرفتن اثرِ اختیاراتِ مدیریت، تحت‌تأثیر قرار می‌دهند، شناسایی کنند. دوم این که مقالهٔ حاضر به بررسی این نکته پرداخته است که آیا بازار، اقلام تعهدی غیرعادی را در رابطه با عایدات سال بعد به اشتباه قیمت‌گذاری می‌کند یا خیر؟ این عامل تنها یکی از ابعاد قیمت‌گذاریِ اشتباه توسط بازار است. پژوهش‌های آتی می‌توانند سایر ابعاد یا اشکال قیمت‌گذاریِ اشتباه توسط بازار را ارزیابی کنند.

منابع

[۱] ثقفی، علی و امیر محمدی. (۱۳۹۱). جریان‌های نقدی آتی، اقلام تعهدی غیرعادی و ریسک ورشکستگی. در *پژوهش‌های حسابداری مالی*، دانشگاه اصفهان، ۴ (۳)، صص ۱-۱۲.

[۲] مشایخی، بیتا؛ اسماعیل فدائی‌نژاد و راحله کلاله رحمانی. (۱۳۸۸). قدرت توضیح دهندگی اقلام تعهدی(غیر عادی) در رابطه با رفتار بازده سهام: بررسی تأثیر سود و ریسک سیستماتیک شرکت‌ها. در *تحقیقات حسابداری*، ۱ (۴)، صص ۱۶۴-۱۸۳.

[۳] مهرانی، کاوه و امید زارع زادگان. (۱۳۹۲). کیفیت سود، ریسک ورشکستگی و جریان‌های نقدی آتی، در *بررسی‌های حسابداری وحسابرسی*، ۲۰ (۱)، صص ۹۳-۱۱۲.

[4] Barth, M. E., W. H. Beaver, Hand J. R. M. and W. R. Landsman. (1999). Accruals, Cash flows and Equity Values. *Review of Accounting Studies*, (3), pp. 205-229.

[5] Chan, Konan, Jegadeesh, Narasimhan, Chan, Louis K.C. and Josef Lakonishok. (2006). Earnings Quality and Stock Returns. *Journal of Business*, (July).

[6] Chan, L-C Ann; Edward Lee and Stephen Lin. (2009). The Impact of Accounting

Archive of SID

www.SID.ir

Information Quality on the Mispricing of Accruals: The case of FRS3 in the UK. *Journal of Account*. Public Policy 28, pp. 189–206.

[7] Cheng, AGNES, Cathy Zishang, and Wayne Thomas. (2012). Abnormal Accrual Estimates and Evidence of Mispricing, *Journal of Business Finance & Accounting,* 39(1) & (2), pp. 1–34,.

[8] Drake, Michael; James Myers, and Linda Myers. (2009). Disclosure Quality and the Mispricing of Accruals and Cash Flow. *Journal of Accounting, Auditing & Finance,* July, 24 (3), pp. 357-384.

[9] Freeman, R., J. Ohlson, and S. Penman. (1982). Book Rate-of-Return and Prediction of Earnings Change: An Empirical Investigation. *Journal of Accounting Research*, 20 (autumn), pp. 3 - 42.

[10] Habib, A. (2008). The Role of Accruals and Cash Flows in Explaining Security Returns: Evidence from New Zealand. *Journal of International Accounting, Auditing & Taxation,* 17, pp. 51-66.

[11] Jones, J. (1991). Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research*, 29 (autumn), pp. 193-228.

[12] Lee, T. A. (1974). Enterprise Income: Survival or Decline and Fall?. *Accounting and Business Research*, *40* (summer), pp. 178–192.

[13] Lev, B. (1989). On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from two Decades of Empirical Research. *Journal of Accounting Research*, *27*(Suppl.), pp. 153–201.

[14] Mishkin, F. (1983). A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Effectiveness and Efficient-Markets Models. Chicago, IL: University of Chicago Press.

[15] Ohlson, J. A. (1995). Earnings, Book Values and Dividends in Security Valuation. *Contemporary Accounting Research*, 12 (Spring), pp. 661–687.

[16] Park, Y. W. and H. H. Shin. (2004). Board Composition and Earnings Management in Canada. *Journal of Corporate Finance*, *10*, pp. 431–457.

[17] Sloan, R. G. (1996). Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash flows about Future Earnings?. *The Accounting Review*, 71 (July), pp. 289-315.

[18] Xie, Hong. (2001). The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review*, 76 (3), (July), pp. 357-373.

Archive of SID

www.SID.ir

Archive of SID

www.SID.ir