

بررسی و آزمون قیمت گذاری نادرست ارقام تعهدی غیرعادی در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹

سارا شهرباری^{۱*}، فرشاد سلیم^۲

۱- دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

sara_shahryary@yahoo.com

۲- عضو هیأت علمی حسابداری دانشگاه پیام نور آمل و دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی (ره)، تهران، ایران

mahmoudiazar@ut.ac.ir

چکیده

در این مقاله با استفاده از رویکرد ژئی (۲۰۰۱)، به بررسی قیمت گذاری عقلایی جریان های نقدی ناشی از عملیات، ارقام تعهدی عادی و ارقام تعهدی غیرعادی برآوردی، توسط بازار پرداختیم تا مشخص شود آیا قیمت سهام، برآورد عایدی های سال بعد را با توجه به این اجزای سه گانه به درستی نشان می دهد یا خیر. پس از انجام برآوردها مشخص گردید، بازار تداوم جریان های نقدی ناشی از فعالیت های عملیاتی را کم برآورد کرده و بنابراین آن را پایین قیمت گذاری می کند. برعکس، بازار تداوم ارقام تعهدی عادی و غیرعادی را بالا برآورد کرده و بنابراین آنها را بالا قیمت گذاری می کند. اگرچه به نظر می رسد بازار، ارقام تعهدی غیرعادی را بیش از ارقام تعهدی عادی، بالا قیمت گذاری می کند.

واژه های کلیدی: عایدی های حسابداری، ارقام تعهدی، ارقام تعهدی غیرعادی، جریان های نقدی.

مقدمه

بررسی نقش عایدی‌های حسابداری در تعیین قیمت اوراق بهادار، در صدر پژوهش‌های حسابداری و مالی جای دارد. چنین پژوهش‌هایی با کارهای بال و براون (۱۹۶۸) و بیور (۱۹۶۸) شروع شد و طی چهار دهه 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 اوراق بهادار، 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 ارائه شده در صورت‌های مالی تلقی می‌شود [۱۳]. هیأت تدوین استانداردهای حسابداری^۱ معتقد است که تمرکز اصلی گزارشگری مالی، باید معطوف بر عایدی‌های حسابداری باشد، نه جریان‌های نقدی؛ «زیرا اطلاعات ارائه 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). هر چند بنا بر 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 این که پیش‌بینی سود نقدی آتی و پرداخت اقساط وام و سایر پرداخت‌ها را تسهیل می‌کند، از توانایی شرکت برای ادامه حیات و تداوم فعالیت، تصویر بهتری ارائه می‌دهد و تحت تأثیر مسایل اندازه‌گیری قرار نمی‌گیرد [۱۲].

یافته‌های پژوهش‌های قبلی در خصوص محتوای اطلاعاتی حسابداری، اساساً پشتوانه 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 جریان‌های نقدی، بسیار بیشتر است [۱۶]. تعمیم چنین یافته‌هایی به بورس اوراق بهادار تهران، موضوعی برای پژوهش‌های تجربی است، هر چند بورس اوراق بهادار 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 توسعه‌یافته که دارای ساختار مالکیت گسترده‌ای هستند، در بورس اوراق بهادار 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 جریان‌های نقدی مربوطه است. اقلام تعهدی مثبت و بزرگ، حکایت از آن دارد که

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 رابطه مثبتی با توانایی سودآوری آتی شرکت دارد. البته، مشاهدات سابرامنیام (۱۹۹۶) در خصوص این که 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].

ال‌سی چان 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 شماره 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 اوراق بهادار 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

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

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

مطالعاتی که پیش‌تر در بازارهای پیشرفته‌ای چون ایالات متحده و بریتانیا، صورت گرفته، این موضوع را مورد بررسی قرار داده است که آیا اقلام تعهدی، 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 ایالات متحده، بریتانیا و کانادا (دارای قانون غیرمدون^۱)، قدرت توضیحی بالاتری نسب به آلمان و ژاپن (دارای قانون مدون^۲) 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 سرمایه چین را مورد آزمون قرار داده و دریافتند که عایدی‌های حسابداری، هم دارای محتوای اطلاعات مازاد و هم نسبی در مقایسه با جریان‌های

1. Common Law
2. Code Law

نشان داد که کیفیت بالاتر افشا، اثر کاهشی بر قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی و جریان های نقدی دارد [۸].

چنگ و همکارانش (۲۰۱۲) به منظور برآورد اقلام تعهدی غیرعادی، عملکرد سه مدل را مورد بررسی قرار دادند: مدل تعدیل شده جونز، مدل جونز تعدیل شده با جریان های نقدی عملیاتی و مدل جونز تعدیل شده با بازده دارایی ها، در قالب دو رویکرد برآوردی رگرسیون های خاص شرکت و رگرسیون های صنعت. آن ها به منظور ارزیابی مدل ها، از آزمون قیمت گذاری نادرست استفاده کردند و نشان دادند که مدل تعدیل یافته با جریان های نقدی عملیاتی، عملکرد بهتری دارد. آنها به نتایجی مبنی بر عملکرد برتر مدل خاص شرکت نسبت به مدل صنعت دست نیافتند [۷].

اسلوان (۱۹۹۶) قیمت گذاری کل اقلام تعهدی توسط بازار را بررسی کرد. او دریافت که بازار، در تعیین ارزش بخش تعهدی عایداتی که کمتر استمرار داشتند، اشتباه می کند و در نتیجه، اقلام تعهدی را بیش از اندازه قیمت گذاری می کند [۱۷]. چنگ و یانگ (۲۰۰۳) دریافتند چنانچه مشاهده های جریان های نقدی نشأت گرفته از دهک ها دائمی باشد، جریان های نقدی، دارای محتوای اطلاعاتی مازاد خواهد بود. چاریتو، کلاب و اندرو (۲۰۰۱)، با بسط مدل چنگ و یانگ، به دو نکته پی بردند: یکی این که در بریتانیا، هرگاه عایدی های غیرمستمر باشند، با دخالت رشد و اندازه شرکت، جریان های نقدی، محتوای اطلاعاتی مازاد خواهند داشت؛ علاوه بر این، یافته ها حکایت از آن داشت که هم عایدی های و هم جریان های نقدی بر ارزشیابی شرکت هایی با رشد زیاد تأثیر می گذارد [۱۰].

ثقفی و محمدی (۱۳۹۱)، در خصوص پیش بینی جریان های نقدی آتی، محتوای اطلاعاتی اقلام تعهدی غیرعادی را بررسی کرده اند. نتایج پژوهش آن ها نشان می دهد که بین اقلام تعهدی غیرعادی و جریان های نقدی آتی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ اما این رابطه، با بالا رفتن ریسک ورشکستگی، کاهش می یابد و معناداری خود را از دست می دهد. این نکته می تواند نشان دهنده این باشد که اقلام تعهدی غیرعادی در شرکت هایی با وضعیت مناسب و با ریسک ورشکستگی پایین، ناشی از خطای برآورد نبوده و در بردارنده اطلاعات سودمندی در رابطه با عملکرد آتی این شرکت ها است [۱].

مهرانی و زارع زادگان (۱۳۹۲)، در پژوهشی دیگر، با در نظر گرفتن شرایط مالی شرکت ها، به بررسی رابطه بین کیفیت سود و جریان های نقدی عملیاتی آتی پرداخته اند. آن ها برای اندازه گیری کیفیت سود، از اقلام تعهدی غیرعادی، به عنوان متغیر توضیحی، در مدل های رگرسیونی پژوهش استفاده کرده اند و شرایط مالی شرکت ها را، یک بار به منزله متغیر تعدیل کننده با استفاده از مدل احتمال ورشکستگی چاریتو، و بار دیگر از طریق تفکیک شرکت های عضو نمونه آماری به ورشکسته و غیر ورشکسته، با استفاده از مدل سیستم کلونی مورچگان، در مدل های آماری منظور نمودند و جریان های نقدی عملیاتی را به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفتند. نتایج این پژوهش نیز نشان می دهد که بین کیفیت سود و جریان های نقدی عملیاتی آتی، رابطه معناداری وجود دارد و این رابطه، تحت تأثیر شرایط مالی شرکت ها است [۳].

مشایخی و فدائی نژاد (۱۳۸۸)، در پژوهشی، به بررسی قدرت توضیح دهندگی اقلام تعهدی غیرعادی در رابطه با رفتار بازده سهام پرداختند. شواهد پژوهش،

حاکمی 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 قیمت گذاری نادرست سود منجر نمی‌شود. در این پژوهش، رابطه بین اقلام تعهدی (غیرعادی) با بازده‌های سالانه آتی و بازده‌ها در بازه‌های زمانی اعلان سودهای آتی، بررسی و همچنین تحلیل پرتفولیوی سرمایه گذاری 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 معنی دار 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) دربرگیرنده مقایسه‌ای آماری است میان: (۱) معیار قیمت گذاری 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 قیمت گذاری 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 قیمت گذاری^۱ می‌کند [۱۸]. از آنجا که ضریب پیش‌بینی، معیاری برای تداوم اقلام تعهدی غیرعادی است (بر طبق مطالعات فری‌من و همکاران، ۱۹۸۲؛ اسلوان، ۱۹۹۶)، در این مقاله، هرگونه قیمت گذاری 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 این که 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، قیمت گذاری 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 قیمت گذاری می‌کند که سرمایه‌گذاران،

روش پژوهش انتخاب نمونه

جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است. در این مقاله، داده‌های تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار 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 (دوره زمانی ۹ ساله) به عنوان نمونه جمع‌آوری، و مورد استفاده قرار گرفته است. همچنین بازدهی سالانه شرکت‌ها طی سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۹ نیز با استفاده از اطلاعات تاریخی موجود در بورس اوراق بهادار تهران، محاسبه و مورد استفاده قرار گرفته است. در مورد آزمون سبب مصون شده، از آنجا که به داده‌های بازدهی سهام تا سه سال بعد از دوره نمونه نیاز بوده و این داده‌ها به مدت سه سال به طور کامل پس از سال ۱۳۸۹ موجود نبوده‌اند، بنابراین تنها در این مورد، دوره 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 محاسبه ارقام تعهدی نداشته‌اند؛ (۲) مشاهدات سال/شرکتی که به دلیل متوقف بودن نماد معاملات، امکان محاسبه بازده سالانه برای آن‌ها وجود نداشته است؛ (۳) هر متغیری در مدل جونز، که مقدار آن بیشتر از سه انحراف معیار، از میانگین آن فاصله داشته است. نمونه نهایی شامل ۲۴۱ شرکت و ۱۲۵۶ مشاهده سال/شرکت، طی بازه زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ است.

استمرار این ارقام 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، ارقام تعهدی عادی و ارقام تعهدی غیرعادی) را به طور عقلایی قیمت‌گذاری می‌کند.

$$\gamma_q^* = \gamma_q$$

H_0^2 : بازار توانایی جریان نقدی 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 ارقام 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 ارقام 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، نمونه آماری و اندازه‌گیری متغیرها توصیف می‌شود. در بخش سوم، به شواهدی دال بر قیمت‌گذاری نادرست ارقام تعهدی غیرعادی توسط بازار اشاره می‌شود و در بخش چهارم نتیجه‌گیری مقاله ارایه می‌گردد.

تجزیه و تحلیل اطلاعات

در این مقاله از تعریف سابرامنیام (۱۹۹۶) برای عایدی‌ها، اقلام تعهدی و وجه نقد ناشی از عملیات استفاده شده است. عایدی‌ها ($EARN_t$)، در واقع سود قبل از اقلام غیرمترقبه است و وجه نقد ناشی از عملیات (CFO_t)، جریان نقدی 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:

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

$EARN_t$: سود قبل از کسر بهره و مالیات؛ D_t : هزینه استهلاک؛ ΔCA_t : تغییر در دارایی‌های جاری؛ $\Delta CASH_t$: تغییر در وجه نقد 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:

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

ΔREV_t : تغییر در درآمدهای فروش سال t و PPE_t : خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات در سال t

است. مطابق با پژوهش ژئی (۲۰۰۱)، در این مقاله نیز مدل جونز به صورت مقطعی برآورد می‌شود و مقدار پیش‌بینی شده از مدل جونز، به عنوان اقلام تعهدی عادی (NAC_t)، و جزء اخلاص 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 سالانه خرید و نگهداری^۱ طی یک دوره یک ساله، که چهار ماه پس از پایان سال مالی شرکت خاتمه می‌یابد، استفاده می‌گردد. مشابه اسلوان (۱۹۹۶)، بازده غیرعادی تعدیل شده به ازای اندازه ($SIZEAJR_t$) مورد استفاده قرار می‌گیرد که حاصل تفاوت میان بازده خرید و نگهداری سالانه شرکت و بازده سبد دهکی برحسب اندازه 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 میانه آن (۰/۰۲۶-) منفی است و متوسط اقلام تعهدی غیرعادی، قابل توجه بوده و برخلاف آنچه انتظار می‌رود کوچک و نزدیک به صفر نیست.

جدول (۱) آماره‌های توصیفی

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

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

نسبتاً اندک است (ضریب همبستگی = ۰/۴۷) و این ارقام، تقریباً بخش بزرگ‌تر ارقام تعهدی کل را شامل می‌شود. ارقام تعهدی غیرعادی، نسبتاً بزرگ‌تر و متغیرترین بخش ارقام تعهدی کل است، درحالی‌که ارقام تعهدی عادی، کوچک‌تر و بخش ثابت‌تر ارقام تعهدی کل است.

جدول ۲، میانگین ضریب همبستگی پیرسون خاص شرکت، میان متغیرهای انتخابی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۲ ملاحظه می‌گردد، ضریب همبستگی میان ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی، منفی است. ضریب همبستگی بین کل ارقام تعهدی و ارقام تعهدی عادی، در مقاله حاضر، پایین است و همبستگی میان ارقام تعهدی کل و ارقام تعهدی غیرعادی نیز،

جدول (۲) ضرایب همبستگی پیرسون

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

آزمون قیمت گذاری اقلام تعهدی غیرعادی آزمون میشکین

میشکین (۱۹۸۳)، برای آزمون فرضیه انتظارات عقلایی^۱ در اقتصاد کلان، چارچوبی ارائه 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 قیمت گذاری می‌کند یا خیر؟ در واقع رگرسیون زیر، به شکل حداقل مربعات غیرخطی تعمیم یافته مکرر^۲ به شکل حداقل مربعات وزنی^۳ بر روی داده‌های تجمعی (Pooled data) برآورد می‌گردد:

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

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

متغیرهای رگرسیون به همان ترتیب هستند که پیش‌تر تعریف شد. معادله (۲)، معادله پیش‌بینی است که ضرایب پیش‌بینی (۷ها) اقلام تعهدی غیرعادی و سایر اجزای عایدات یک سال بعد را برآورد می‌کند. معادله (۳)، معادله ارزشیابی است که ضرایب ارزشیابی (۷ها*) بازار برای اقلام تعهدی غیرعادی و سایر اجزای عایدات را برآورد می‌کند. همانند آزمون میشکین (۱۹۸۳)، معادله (۲) و معادله (۳) با هم و با استفاده از رویکرد حداقل مربعات غیرخطی تعمیم یافته مکرر به شکل حداقل مربعات وزنی در دو مرحله برآورد می‌شود.

در مرحله اول، معادلات (۲) و (۳) به طور مشترک و بدون اعمال هیچ محدودیتی بر ۷ها و ۷ها* برآورد

می‌شوند. به منظور آزمون این که آیا ضرایب ارزشیابی (۷ها*) به طرز معنی‌داری متفاوت از ضرایب پیش‌بینی (۷ها) به دست آمده از مرحله اول هستند یا خیر، در مرحله دوم، معادلات (۲) و (۳) به طور مشترک، پس از اعمال محدودیت‌های قیمت گذاری عقلایی، $\gamma_q^* = \gamma_q$ (یا ۱، ۲، و ۳) برآورد می‌شوند. میشکین نشان داد که آماره نسبت درست‌نمایی^۴ $X^2(q)$ ، مجانباً 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 قیمت گذاری می‌کند [۱۸]. اما از آنجا که در مقاله 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 رگرسیون نوشته شده باشد. در این مقاله از آزمون والد^۵ استفاده می‌شود و یادآوری می‌شود که در مدل‌های غیرخطی، آماره F و کای دو، هر دو آزمون‌های جانبی هستند.

در این مقاله، چنانچه آماره والد به اندازه کافی بزرگ باشد، قیمت گذاری عقلایی یک یا تعداد بیشتری از اجزای عایدی‌ها (به عبارتی، $\gamma_q^* = \gamma_q$ ، ۳، یا ۱، ۲، و ۳) رد خواهد شد.

پانل الف جدول ۲، ضرایب برآوردی برای معادلات (۲) و (۳) در مرحله اول را ارائه می‌کند.^۶ ضریب ارزشیابی ($\gamma_1^* = 1/0.5$) جریان نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، کوچکتر از ضریب پیش‌بینی ($\gamma_1 = 2/0.9$) است، که بیان می‌کند بازار توانایی جریان

4. Likelihood Ratio Statistic

5. Wald

۶. ضرایب برآوردی α ، β و γ_0 گزارش نشده‌اند، زیرا این ضرایب نقشی در قیمت گذاری بازار اجزای عایدات ندارند.

1. The Rational Expectations Hypothesis

2. Iterative Generalized Nonlinear Least Squares

3. Weighted Least Squares

نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی را در پیش‌بینی عایدی‌ها سال بعد، پایین قیمت گذاری می‌کند. به منظور آزمون این که آیا این قیمت گذاری تا چه حد، به لحاظ آماری، معنی دار است، معادلات (۲) و (۳) به طور مشترک، در مرحله دوم، پس از اعمال محدودیت قیمت گذاری عقلایی (به عبارتی $\gamma_1 = \gamma_1^*$)، برآورد گردیده‌اند. آماره والد ۳۵۸/۷۹ گزارش شده در پانل ب جدول ۲، در سطح ۰/۰۰۰۰ معنی دار است، که نشان می‌دهد قیمت گذاری کم‌تر از حد جریان نقدی ناشی از عملیات ($\gamma_1 < \gamma_1^*$)، به لحاظ آماری معنی دار است.

پانل الف جدول ۲، نشان می‌دهد ضرایب ارزشیابی که بازار به ارقام تعهدی عادی (γ_2^*) و ارقام 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_2 و ۰/۹۳ = γ_3). به‌ویژه γ_3^* تقریباً ۱۳ درصد بزرگ‌تر از γ_3 است. پانل ب جدول ۲، گزارش می‌دهد که آماره‌های آزمون والد، فرضیه‌های صفر قیمت گذاری عقلایی ارقام تعهدی عادی ($p < 0/0008$) و ارقام تعهدی غیرعادی ($p < 0/0000$) را رد می‌کند؛ بنابراین، بازار به طرز معنی‌داری هم ارقام تعهدی عادی ($\gamma_2 > \gamma_2^*$) و هم غیرعادی ($\gamma_3 > \gamma_3^*$) را بالا در کل آزمون میشکین نشان می‌دهد که بازار تداوم جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی را کم برآورد کرده و بنابراین آن را پایین قیمت گذاری می‌کند. اگرچه به نظر می‌رسد بازار ارقام تعهدی غیرعادی را بیشتر از ارقام تعهدی عادی، بالا قیمت گذاری می‌کند، این نکته قابل توجه است که بازار تداوم ارقام تعهدی عادی و غیرعادی را نسبتاً بالا برآورد کرده و بنابراین هر دوی آنها را بالا قیمت گذاری می‌کند. به عبارتی، با توجه به ضرایب، نمی‌توان گفت که لزوماً ارقام تعهدی عادی بالا قیمت گذاری شده‌اند. نتایج این پژوهش، با نتایج ژی (۲۰۰۱) سازگار است.

جدول (۳) برآورد حداقل مربعات غیرخطی تعمیم یافته (آزمون میشکین) قیمت گذاری وجه نقد ناشی از عملیات، ارقام تعهدی عادی و ارقام تعهدی غیرعادی، توسط بازار، با توجه به عایدی‌های یک سال بعد

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

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO_t + \gamma_2 NAC_t + \gamma_3 ABNAC_t + v_{t+1}, \quad (2)$$

$$SIZEAJR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO_t - \gamma_2^* NAC_t - \gamma_3^* ABNAC_t) + \varepsilon_{t+1}, \quad (3)$$

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

پانل ب: آزمون‌های قیمت‌گذاری عقلایی اجزای عایدی‌ها:

ادامه جدول (۳)

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

آزمون سبد مصون شده^۱

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^۲ آن‌ها و از سوی دیگر قیمت سهام شرکت‌هایی با اقلام تعهدی غیرعادی مثبت، باید بالاتر از ارزش ذاتی^۳ 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 رتبه 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 سالانه تعدیل شده بر اساس اندازه، برای هر یک از دهک‌های اقلام تعهدی، طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ دوره نمونه، و همچنین بازده‌های غیرعادی مصون شده را نشان می‌دهد. اعداد داخل پرانتز آماره‌های t بر اساس میانگین و خطای استاندارد سری‌های زمانی ۹ ساله هستند. بازده‌های غیرعادی سالانه تعدیل شده بر اساس اندازه، برای منفی‌ترین دهک اقلام تعهدی غیرعادی، در سال‌های $t+1$ ($t=0/4891$)، $t+2$ ($t=0/1287$) و $t+3$ ($t=0/036$)، $t+1$ ($t=0/036$)، $t+2$ ($t=0/036$)، $t+3$ ($t=0/036$) به طرز بی‌معنی مثبت هستند. برعکس، بازده‌های غیرعادی سالانه تعدیل شده بر اساس اندازه، برای مثبت‌ترین دهک اقلام تعهدی غیرعادی در سال‌های $t+1$ ($t=-0/1412$)، $t+2$ ($t=-0/0806$)، $t+3$ ($t=-0/073$) به طرز بی‌معنی منفی اند.

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

می‌شود، نشان می‌دهد که بازار اقلام تعهدی عادی را بالا قیمت گذاری می‌کند.

نمونه مقاله 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 جدول ۴ را اجرا کند. بازده‌های غیرعادی گزارش شده در جدول ۴ را می‌توان، متوسط بازده‌های غیرعادی پرتفوی‌های مصون‌شده، در سال‌های مالی منتهی به ماه‌های متفاوت دانست.

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

بنابراین سبد مصون‌شده، بازده‌های غیرعادی سالانه تعدیل شده را به ترتیب، بر اساس اندازه ۵۱ درصد ($t=0/3096$)، ۲۰ درصد ($t=0/1164$) و ۲۶ درصد ($t=0/075$) 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 قیمت گذاری 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 مصون‌شده، 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 بر مبنای اقلام تعهدی عادی برای دهک اول به طرز بی‌معنی، منفی است، نشان می‌دهد که بازار اقلام تعهدی عادی را در سال t ، نادرست قیمت گذاری نکرده است. در کل، نتایج آزمون سبد مصون‌شده، بر روی مثبت‌ترین و منفی‌ترین دهک (به عبارتی ۲۰ درصد از نمونه)، به شکلی بی‌معنا، نشان نمی‌دهد که بازار اقلام تعهدی عادی را بالا قیمت گذاری می‌کند. این در حالی است که آزمون میشکین که برای کل نمونه اجرا

جدول (۴) میانگین سری زمانی بازده‌های غیرعادی سالانه تعدیل شده به ازای اندازه برای هر سبد در سه سال پس از شکل گیری (ارقام به درصد)

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

* سبد مصون شده، هم برای ارقام تعهدی عادی و هم غیرعادی، با اتخاذ موقعیت خرید در سبد دهک اول (منفی ترین دهک) و اتخاذ موقعیت فروش در سبد دهک آخر (مثبت ترین دهک)، تشکیل می شود.

** ارقام داخل پرانتز آماره‌های t هستند.

نتیجه گیری

نتایج آزمون میسکین نشان داد که بازار، هم ارقام تعهدی عادی و هم غیرعادی را بیش از حد ارزیابی می کند و بنابراین آنها را بالا قیمت گذاری می کند. اگر قیمت گذاری بالا برای ارقام تعهدی غیرعادی شدیدتر

در این مقاله، به بررسی این پرسش پرداختیم که آیا بازار، ارقام تعهدی غیرعادی برآورد شده طبق مدل جونز را به طور عقلایی قیمت گذاری می کند یا خیر؟

درستی در نظر نمی‌گیرد. پژوهش‌های بعدی می‌توانند عواملی را که به طور سیستماتیک، توانایی پسماندهای مدل جونز (۱۹۹۱) را برای در نظر گرفتن اثر اختیارات مدیریت، تحت تأثیر قرار می‌دهند، شناسایی کنند. دوم این که مقاله حاضر به بررسی این نکته پرداخته است که آیا بازار، اقلام تعهدی غیرعادی را در رابطه با عایدات سال بعد به اشتباه قیمت گذاری می‌کند یا خیر؟ این عامل تنها یکی از ابعاد قیمت گذاری اشتباه توسط بازار است. پژوهش‌های آتی می‌توانند سایر ابعاد یا اشکال قیمت گذاری 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 کلالة 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 و حسابرسی، 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

است، نتایج آزمون سبب مصون شده، قیمت گذاری بالای اقلام تعهدی غیرعادی را تأیید می‌کند، اما قیمت گذاری بالای اقلام تعهدی عادی را تأیید نمی‌کند. در کل، نتایج این مقاله نشان می‌دهد که بازار، اقلام تعهدی غیرعادی را بالا قیمت گذاری می‌کند؛ در حالی که شواهد مربوط به قیمت گذاری بالای اقلام تعهدی عادی، ضعیف هستند. مقاله حاضر، یافته‌های سابرامنیام (۱۹۹۶) را مبنی بر این که بازار اقلام تعهدی غیرعادی را قیمت گذاری می‌کند، از طریق ارایه شواهد مستقیمی از قیمت گذاری بالای اقلام تعهدی غیرعادی، در رابطه با عایدی‌ها یک سال بعد آن، بسط می‌دهد. همچنین این مقاله، از طریق ارایه این مطلب که فقدان تداوم عایدی‌ها و قیمت گذاری بالای اقلام تعهدی، هر دو، نتیجه اقلام تعهدی غیرعادی هستند، یافته‌های اسلوان (۱۹۹۶) را نیز بسط می‌دهد. همچنین یافته‌های این مقاله با یافته‌های ژئی (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 قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی استفاده کردند و نشان دادند که هرچه کیفیت افشا بالاتر برود، از میزان قیمت گذاری نادرست کاسته می‌شود. از سوی دیگر، نتایج این پژوهش، با پژوهش ال‌سی‌سی چان و همکارانش (۲۰۰۹) درباره بررسی نقش کیفیت اطلاعات حسابداری در کاهش قیمت گذاری 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

- 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.
- 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*

