

تحلیل تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی سهام

داریوش فروغی^۱، هادی امیری^۲، مینا محمدیان^۳

چکیده: یکی از مهم‌ترین عوامل در انتخاب بهترین سرمایه‌گذاری، بازده سهام است. سرمایه‌گذاران با در نظر گرفتن رابطه بین بازده سهام و سایر اطلاعات حسابداری، می‌توانند منابع خود را به بهترین شکل تخصیص دهند. کیفیت اقلام تعهدی، یکی از عوامل تأثیرگذار بر بازده سهام است. هدف این پژوهش بررسی تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی سهام است. برای این کار، نمونه‌ای مشتمل بر ۷۹ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ مورد بررسی قرار گرفت. در این پژوهش با استفاده از روشی ساده مبتنی بر ضریب واکنش سود، بازده‌های تحقق‌یافته سهام به بازده با شوک جریان نقدی و بازده بدون شوک جریان نقدی تجزیه شدند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که سهام با کیفیت بالای (پایین) اقلام تعهدی، بازده بدون شوک جریان نقدی کمتر (بیشتر) دارند. به‌طور کلی این پژوهش اهمیت کنترل شوک جریان نقدی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی را که از بازده‌های تحقق‌یافته سهام استفاده می‌کنند، مشخص می‌کند.

واژه‌های کلیدی: بازده سهام، شوک جریان نقدی، کیفیت اقلام تعهدی.

۱. دانشیار حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۲. استادیار اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۳. کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۰۱/۱۹

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۳/۰۳/۲۸

نویسنده مسئول مقاله: مینا محمدیان

E-mail: Minamohamadian1366@gmail.com

مقدمه

کیفیت گزارشگری مالی، بخش وسیعی از پژوهش‌های مدیریت مالی و حسابداری را به خود اختصاص داده است. در این پژوهش‌ها، اثرات کیفیت گزارشگری مالی با استفاده از معیارهای متفاوت بر ابعاد مختلف شرکت، مانند هزینه سرمایه، هزینه بدهی، کارایی سرمایه‌گذاری، بازده سهام، ارزش بازار سهام و ... مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس پژوهش فخراری و تقوی (۱۳۸۸) کیفیت ارقام تعهدی، عامل مهم و مؤثر در میزان موجودی نقد معرفی شده است. نتایج پژوهش نوروش، ناظمی و حیدری (۱۳۸۵) حاکی از ارتباط معنادار میان کیفیت ارقام تعهدی و قدر مطلق تغییرات سرمایه در گردش شرکت‌ها بود؛ در حالیکه میان کیفیت ارقام تعهدی و سایر متغیرهای شرکت، مانند انحراف معیار فروش، دارایی‌ها، جریان‌های نقدی و سود، رابطه معناداری وجود نداشت. نتایج پژوهش قائمی، جمال لیوانی و ده‌بزرگی (۱۳۸۳) نشان‌دهنده این موضوع بود که ارقام تعهدی شرکت‌ها، بازده سهام (عادی و غیرعادی) را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

در سال‌های اخیر بحث‌های روزافزونی در مورد تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر هزینه سرمایه شرکت یا بازده مورد انتظار سهام مطرح شده است. این بحث‌ها بیشتر بر کیفیت ارقام تعهدی متمرکز شده‌اند. فرانسیس، لافند، اولسن و اسکپیر (۲۰۰۵ و ۲۰۰۴) بیان کردند کیفیت ارقام تعهدی بر هزینه سرمایه تأثیر دارد، اما کر، گای و وردی (۲۰۰۸) نشان دادند عامل کیفیت ارقام تعهدی طراحی شده فرانسیس و همکاران قادر به تبیین نوسان بازده سهام نیست. در نتیجه کیفیت ارقام تعهدی به‌منزله یکی از ویژگی‌های اطلاعات حسابداری، نمی‌تواند بازده آتی سهام را پیش‌بینی کند.

اوگنوا (۲۰۱۲) بیان کرد کر و همکاران در سال ۲۰۰۸ نتوانستند رابطه بین کیفیت ارقام تعهدی و بازده‌های تحقق‌یافته را به درستی درک کنند؛ زیرا اندازه‌گیری آنها از کیفیت ارقام تعهدی با شوک جریان نقدی آتی رابطه منفی دارد. به این معنا که شرکت‌ها با کیفیت پایین (بالا) ارقام تعهدی، در آینده شوک جریان نقدی منفی (مثبت) را تجربه می‌کنند. در نتیجه، بازده مورد انتظار بالا (پایین)، با شوک جریان نقدی منفی (مثبت) متعادل می‌شوند.

بنابراین، در پژوهش پیش رو تعیین تأثیر کیفیت ارقام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی مورد بررسی قرار گرفته است.

پیشینه نظری پژوهش

مبانی نظری برای ارتباط میان کیفیت ارقام تعهدی و هزینه سرمایه، از مدل‌های تجزیه و تحلیل در ادبیات پیش‌بینی ریسک و ادبیات ساختار بازار استفاده می‌کند. ادبیات پیش‌بینی ریسک (بری

و براون، ۱۹۸۵ و کولز، لوونستین و سوا، ۱۹۹۵) بیان می‌کند که سهام با اطلاعات کمتر در مورد بازده‌های تحقق‌یافته قبلی، بازده مورد انتظار بیشتری به دست می‌آورند. در ادبیات پیش‌بینی ریسک، ارتباط بین کیفیت اطلاعات و هزینه سرمایه، یک ارتباط دوجمله‌ای است. ابتدا شرکت‌های با کیفیت اطلاعات بیشتر، بتاهای پیش‌بینی‌شده کمتری دارند و بتاهای پیش‌بینی‌شده کمتر، منجر به هزینه سرمایه کمتر می‌شود.

ادبیات ساختار بازار (امیهود و مندلسون، ۱۹۸۶) بیان می‌کند که بازده مورد انتظار یک سهم با اندازه تفاوت میان قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام - که مقادیر بیشتر هزینه‌های معاملات را تعدیل می‌کند - رابطه مستقیم دارد. کیفیت بالاتر اطلاعات ممکن است که هزینه سرمایه یک شرکت را با کاهش گزینه‌های انتخاب نامطلوب قیمت پیشنهادی خرید و فروش، کاهش دهد. امیهود و مندلسون ابتدا اثرات تفاوت قیمت خرید و فروش سهام را بر بازده دارایی‌ها مشخص کردند و بیان کردند که دارایی‌ها با تفاوت‌های بیشتر میان قیمت خرید و فروش سهام، بازده مورد انتظار بیشتری به دست می‌آورند (اوگنوا، ۲۰۱۲).

بیشتر پژوهش‌های تجربی مانند پژوهش باتاچاریا، دسای و ونکترامن (۲۰۰۳)، برگر، چن و لای (۲۰۰۶)، بارت، کنجتکی و لندسمن (۲۰۱۱) از معیار دیچو و دجو برای استنتاج رابطه میان کیفیت ارقام تعهدی و هزینه سرمایه استفاده کردند. معیار دیچو و دجو به منزله انحراف استاندارد باقی‌مانده‌های رگرسیون ارقام تعهدی سرمایه در گردش، مبنی بر جریان‌های نقد عملیاتی گذشته، حال و آینده، برآورد می‌شود. مقادیر بیشتر معیار دیچو و دجو کیفیت پایین ارقام تعهدی را نشان می‌دهد.

در پژوهش‌هایی که ارتباط میان کیفیت ارقام تعهدی و بازده سهام را بررسی کردند، بیان شده است که شرکت‌ها با کیفیت پایین ارقام تعهدی (مقادیر بیشتر معیار دیچو و دجو) هزینه سرمایه بیشتری دارند. در این پژوهش‌ها اندازه‌های متفاوتی از هزینه سرمایه استفاده شده است. برای مثال فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴) و کر و همکاران (۲۰۰۷) از هزینه سرمایه، فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴) و لیو و وای سوکی (۲۰۰۷) از بتای CAPM و فرانسیس و همکاران (۲۰۰۴) و لیو و وای سوکی (۲۰۰۷) از نسبت سود به قیمت صنایع، استفاده کردند.

معیار دیچو و دجو و شوک جریان نقدی

مدل‌های قیمت‌گذاری که میانگین بازده‌های تحقق‌یافته سهام را به منزله جایگزینی برای بازده‌های مورد انتظار به کار می‌گیرند، فرض می‌کنند که میانگین بازده‌های تحقق‌یافته با بازده‌های مورد انتظار برابر است. برای این فرض باید از داده‌های دوره‌های زمانی محدود استفاده کرد. برای مثال التن در سال ۱۹۹۹ بیان کرد که بازده‌های تحقق‌یافته با بازده‌های مورد انتظار

برای دوره‌های طولانی مدت متفاوت هستند. اگر شرکت با ارقام تعهدی کمتر به‌طور نظام‌مند جریان نقدی منفی بیشتر (کمتر) در بازه زمانی مورد نظر را کسب کند، در این صورت این مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، در یافتن ارتباط میان کیفیت ارقام تعهدی و هزینه سرمایه دارای سوگیری هستند.

فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵ و ۲۰۰۴) و کر و همکاران (۲۰۰۸) از معیار دیچو و دچو در اندازه‌گیری کیفیت ارقام تعهدی استفاده کردند. چندین ویژگی مربوط به معیار دیچو و دچو، با بازده‌های غیر عادی مرتبط هستند که احتمالاً به دلیل شوک جریان نقدی است. برای مثال، دیچو و دچو (۲۰۰۲) بیان کردند که شرکت‌های با کیفیت پایین ارقام تعهدی، تکرار زیان بیشتری تجربه می‌کنند. شرکت‌های زیان دیده به‌طور چشمگیری بازده کمتری در مقایسه با سایر سهام بازار به دست می‌آورند (دیچو، ۱۹۹۸). همچنین شرکت‌های با مقادیر بیشتر معیار دیچو و دچو، تنوع فروش و سود بیشتری دارند (دیچو و دچو، ۲۰۰۲). موهانرام (۲۰۰۵) بیان کرد که شرکت‌های بزرگ (با نسبت پایین ارزش دفتری به بازار) با تنوع بیشتر سود یا رشد فروش، به‌طور چشمگیری بازده آتی کمتری در مقایسه با شرکت‌های صنایع مشابه، به دست می‌آورند. به‌طور مشابه، معیار دیچو و دچو با رشد گذشته فروش رابطه مستقیمی دارد (دویل، وای جی و مکوی، ۲۰۰۷). لاکنیشک، شلیفر و ویشنی (۱۹۹۴) بیان کردند که سهام با رشد گذشته فروش، بازده غیر عادی منفی به دست می‌آورند. در نتیجه کیفیت ارقام تعهدی از طریق ارتباط با زیان‌ها، ممکن است به‌طور مستقیم با عواملی که بازده آتی را پیش‌بینی می‌کنند، ارتباط داشته باشد.

کنترل شوک جریان نقدی

برای حذف اثر شوک جریان نقدی بر بازده‌های تحقق‌یافته سهام، عموماً از مفهوم ضریب واکنش سود (ERC) استفاده می‌شود. شوک جریان نقدی، بازده ناشی از تجدید نظر در برآورد کل جریان‌های نقدی آینده است. به این دلیل که در طول عمر شرکت، جمع کل جریان‌های نقدی باید با جمع کل سودها برابر باشد، شوک جریان نقدی می‌تواند به‌مانند بازده مرتبط با نوسان‌های سود اندازه‌گیری شود. برای مثال، کرمندی و لایپ (۱۹۸۷) بیان کردند کل بازده تحقق‌یافته سهم i از سه جزء تشکیل شده است: بازده مورد انتظار، بازده مربوط به بازنگری در برآورد سودهای آتی (به‌گفته دیگر شوک جریان نقدی) و بازده غیر عادی که با نوسان‌های سود رابطه ندارد.

اگنوا (۲۰۱۲) بازده‌های تحقق‌یافته را به بازده‌های با شوک جریان نقدی و بازده‌های بدون شوک جریان نقدی تجزیه کرد. بازده با شوک جریان نقدی به‌منزله مقادیری از رگرسیون بازده‌های تحقق‌یافته مبتنی بر نوسان‌های سود برآورد می‌شود و بازده بدون شوک جریان نقدی

برابر با مقادیر ثابت و باقی مانده‌ها در رگرسیون مذکور است. آنگوا برای مشخص شدن بازده اضافی مبتنی بر کیفیت اقلام تعهدی، از یک مدل قیمت‌گذاری دارایی استفاده کرد. این مدل قیمت‌گذاری با در نظر گرفتن بازده بدون شوک جریان نقدی و معیار دیچو و دجو، به کار گرفته شده است. سهام با کیفیت پایین اقلام تعهدی، به‌طور میانگین نوسان‌های سود منفی‌تری را تجربه می‌کنند؛ بدین معنا که سهام با کیفیت پایین اقلام تعهدی، شوک جریان نقدی منفی‌تری را تجربه می‌کنند. در نتیجه کیفیت اقلام تعهدی با بازده با شوک جریان نقدی رابطه مستقیم دارد. با حذف بازده با شوک جریان نقدی از بازده تحقق‌یافته، بازده بدون شوک جریان نقدی با کیفیت اقلام تعهدی رابطه عکس دارد.

پیشینه تجربی پژوهش

آگنوا (۲۰۱۲) بیان کرد که سهام با کیفیت پایین (بالا) اقلام تعهدی، دلیلی برای شوک جریان نقدی منفی (مثبت) است. این شوک جریان نقدی منفی (مثبت) بازده مورد انتظار بالا (پایین) شرکت‌ها با کیفیت پایین (بالا) اقلام تعهدی را تعدیل می‌کند. بدون در نظر گرفتن شوک‌های جریان نقدی، بازده‌های تحقق‌یافته با کیفیت اقلام تعهدی رابطه معکوس دارد.

کر و همکاران (۲۰۰۸) بیان کردند که کیفیت اقلام تعهدی، عامل قیمت‌گذاری نیست؛ زیرا صرف ریسک مثبت برای بازده سهام ندارد. آنها همچنین بیان کردند که فقط با استفاده از هزینه سرمایه می‌توان گفت که کیفیت اقلام تعهدی قیمت‌گذاری شده‌اند و همچنین، آزمون‌های مبنی بر هزینه سرمایه، فرضیه‌ای را تأیید کردند که بدین شرح مطرح شده بود: کیفیت اقلام تعهدی با بازده‌های مورد انتظار که جایگزینی برای هزینه سرمایه هستند، ارتباط دارند.

فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) بیان کردند، شرکت‌های با کیفیت پایین‌تر اقلام تعهدی، نسبت هزینه بهره به بدهی بهره‌دار بیشتری داشته و نسبت بدهی پایین‌تری تجربه می‌کنند. در این مطالعه نشان داده شده است که کیفیت پایین اقلام تعهدی، ارتباط معنادار و مثبتی با هزینه سرمایه دارد. کیفیت اقلام تعهدی ناشی از مبانی اقتصادی و محیط عملیاتی (جزء غیر اختیاری) در مقابل انتخاب‌های مدیریتی (جزء اختیاری) به‌صورت مجزا بررسی شد. نتایج نشان داد که هر دو جزء، تأثیر با اهمیتی بر هزینه سرمایه دارند، ولی تأثیر جزء غیر اختیاری اقلام تعهدی بیشتر از جزء اختیاری آن است.

ولتیناهو (۲۰۰۲) نشان داد که بازده سهام شرکت خاص را می‌توان با استفاده از شوک‌های جریان نقدی مورد انتظار (به بیان دیگر، اطلاعات جریان نقدی) و شوک‌های نرخ بهره (به‌گفته دیگر، اطلاعات بازده مورد انتظار) محاسبه کرد. او در مورد اهمیت دو جزء اطلاعات جریان نقدی و اطلاعات بازده مورد انتظار در بازده سهام، بیان کرد که برای مزاد بازده شرکت خاص (لگاریتم

بازده سهام منهای لگاریتم بازده بدون ریسک) واریانس اطلاعات بازده مورد انتظار برابر با نصف واریانس اطلاعات جریان نقدی است. برای بازده‌های بازار، واریانس اطلاعات بازده مورد انتظار برابر با یک‌پنجم واریانس اطلاعات جریان نقدی است. بنابراین اطلاعات در مورد جریان‌های نقدی آتی عامل مؤثرتری در محاسبه بازده‌های سهام شرکت خاص است. این نشان می‌دهد که اگرچه اطلاعات جریان وجه نقد برای شرکت خاص بیشتر است، اما اطلاعات بازده مورد انتظار جزء مؤثرتری در محاسبه بازده شمرده می‌شود.

رضازاده و نیک‌جو (۱۳۹۱) با مطالعه داده‌های مربوط به ۱۸۵ شرکت طی سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۶، بیان کردند شواهدی مبتنی بر رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و بازده مورد انتظار سهام وجود ندارد؛ حتی کنترل تغییرات غیرمنتظره جریان نقدی آتی تأثیری در این نتیجه‌گیری نداشت. رحمانی و فلاح‌نژاد (۱۳۸۹) به بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی با هزینه سرمایه سهام عادی پرداختند. کیفیت اقلام تعهدی که یکی از مهم‌ترین شاخص‌های ریسک اطلاعاتی است، در تعیین هزینه سرمایه سهام عادی نقش مهمی دارد. آنها رابطه کیفیت اقلام تعهدی و اجزای ذاتی و اختیاری آن با هزینه سرمایه سهام عادی را با استفاده از اطلاعات ۱۰۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ بررسی کردند. نتایج گویای وجود رابطه معنادار بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه سرمایه سهام عادی بوده است. رسائیان و حسینی (۱۳۸۷) رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه سرمایه و بدهی را بررسی کردند. نتایج نشان داد، هزینه سرمایه شرکت‌ها تحت تأثیر کیفیت اقلام تعهدی و اجزای مربوط به آن، قرار نمی‌گیرد. به‌گفته دیگر، نمی‌توان پذیرفت که بین هزینه سرمایه شرکت‌ها با کیفیت پایین اقلام تعهدی، در مقایسه با شرکت‌های با کیفیت بالای اقلام تعهدی، اختلاف معناداری وجود دارد. در این پژوهش تعداد ۸۵ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۴-۱۳۷۶ بررسی شد. با توجه به بررسی ادبیات پژوهش، فرضیه این پژوهش بدین شرح مطرح شده است: کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی تأثیر دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش، یک پژوهش توصیفی است و در حوزه پژوهش‌های همبستگی - تحلیل رگرسیون قرار می‌گیرد که بر پایه اطلاعات واقعی صورتهای مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران استوار است. داده‌های مورد نیاز از صورتهای مالی حسابرسی‌شده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، نرم‌افزار تدبیرپرداز و پایگاه اینترنتی «مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار» جمع‌آوری شده است. برای محاسبه

داده‌ها از صفحه گسترده اکسل و برای آزمون فرضیه پژوهش و تجزیه و تحلیل آن، از نرم‌افزار Eviews نسخه ۷ استفاده شده است.

جامعه آماری این پژوهش، شامل تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ است. در این پژوهش، نمونه‌گیری با استفاده از روش حذفی نظام‌مند انجام گرفته است، بنابراین نمونه انتخابی شامل تمام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از شرایط زیر برخوردار باشند:

۱. به‌منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آنها منتهی به اسفند ماه باشد.
۲. شرکت‌ها نباید سال مالی خود را در محدوده زمانی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ تغییر داده باشند.
۳. بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ وقفه عملیاتی نداشته باشند.
۴. به دلیل تفاوت موجود در فعالیت‌ها، از دسته شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی (بانک‌ها و لیزینگ) نباشند.

بر اساس شرایط فوق، ۷۹ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ برای نمونه آماری انتخاب شد. برای محاسبه کیفیت اقلام تعهدی از داده‌های سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۹، برای محاسبه نوسان سود و بازده بدون شوک جریان نقدی از داده‌های سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۹۱ و برای آزمون فرضیه، از داده‌های سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۴ استفاده شده است.

مدل پژوهش

برای آزمون فرضیه پژوهش از مدل رگرسیونی ۱ استفاده شده است. این مدل منطبق با مدل به کار گرفته شده در پژوهش اگنوا (۲۰۱۲) بوده و با استفاده از داده‌های ترکیبی برآورد شد.

$$r_{i,t+1}^{NCF} = Intercept_t + q_t RDD_{it} + b_t BETA_{it} + s_t MKTV_{it} + h_t BMRATIO_{it} + \varepsilon_i \quad \text{رابطه (۱)}$$

متغیرهای رابطه ۱ به شرح زیر تعریف شده‌اند:

$r_{i,t+1}^{NCF}$: بازده بدون شوک جریان نقدی؛

RDD_{it} : دهک‌بندی کیفیت اقلام تعهدی بر مبنای معیار دیچو و دیچف شرکت i ؛

$BETA_{it}$: بتای شرکت i ؛

$MKTV_{it}$: لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال t ؛

$BMRATIO_{it}$: لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال t ؛
 ε_i : مقادیر باقیمانده.

متغیرهای پژوهش

متغیر مستقل

متغیر مستقل دهک‌بندی کیفیت اقلام تعهدی (RDD) است، بنابراین ابتدا کیفیت اقلام تعهدی شرکت‌ها با معیاری که دیجو و دچو (رابطه ۱) تعریف کرده‌اند، برآورد شده است. همه متغیرها بر میانگین کل دارایی‌ها بین سال t و $t-1$ تقسیم شده‌اند.

$$TCA_{it} = \alpha_t + \beta_{1t}CFO_{it-1} + \beta_{2t}CFO_{it} + \beta_{3t}CFO_{it+1} + \beta_{4t}\Delta REV_{it} + \beta_{5t}PPE_{it} + \varepsilon_i \quad \text{(رابطه ۲)}$$

که در این رابطه:

CFO_{it-1} : جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال $t-1$ ؛

CFO_{it} : جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t ؛

CFO_{it+1} : جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال $t+1$ ؛

ΔREV_{it} : تغییر در درآمد فروش شرکت i بین سال t و $t-1$ ؛

PPE_{it} : ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در پایان سال t ؛

ε_i : باقی‌مانده مدل؛

TCA_{it} : کل اقلام تعهدی جاری شرکت i برای سال t ، که با استفاده از رویکرد ترازنامه‌ای و بر مبنای رابطه ۳ محاسبه شده است.

$$TCA_{it} = \Delta CA_{it} - \Delta CL_{it} - \Delta Cash_{it} + \Delta STDEBT_{it} \quad \text{(رابطه ۳)}$$

که در آن:

ΔCA_{it} : تغییر در دارایی‌های جاری شرکت i بین سال t و $t-1$ ؛

ΔCL_{it} : تغییر در بدهی‌های جاری شرکت i بین سال t و $t-1$ ؛

$\Delta Cash_{it}$: تغییر در وجوه نقد شرکت i بین سال t و $t-1$ ؛

$\Delta STDEBT_{it}$: تغییر در حصة جاری بدهی‌های بلند مدت شرکت i بین سال t و $t-1$ است.

معیار دیچو و دچو، برای شرکت i و هر سال t ، انحراف استاندارد باقی مانده‌ها از رگرسیون مقطعی برای دوره $t-1$ و $t-3$ است. چون بازه زمانی پژوهش از سال ۱۳۸۴ تا سال ۱۳۹۰ است، بنابراین مدل رگرسیونی مقطعی ۲ برای سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ تخمین زده شد. از آزمون F برای بررسی معناداری کل مدل استفاده شد. همچنین ناهمسانی واریانس بین جملات خطا، به‌منزله یکی از فروض رگرسیون کلاسیک، با استفاده از آزمون وایت مورد بررسی قرار گرفت. بعد از محاسبه معیار دیچو و دچو، به پیروی از پژوهش اکتوا (۲۰۱۲)، شرکت‌ها بر اساس معیار دیچو و دچو در ده گروه، رتبه‌بندی شدند. رتبه‌بندی شرکت‌ها از بیشترین میزان کیفیت ارقام تعهدی (کمترین نوسان ارقام تعهدی) تا کمترین میزان کیفیت ارقام تعهدی (بیشترین نوسان ارقام تعهدی) است.

متغیر وابسته

متغیر وابسته، بازده بدون شوک جریان نقدی (r^{NCF}) است. برای برآورد بازده بدون شوک جریان نقدی (r^{NCF}) سال آتی با استفاده از رگرسیون بر مبنای نوسان‌های سود، ابتدا نوسان‌های سود سال آتی با استفاده از رابطه ۴ محاسبه شده است. در رابطه ۴، سودها بر ارزش دفتری حقوق صاحبان ابتدای سال t تقسیم شدند.

$$SURP_{it+1} = EARN_{it+1} - E_t(EARN_{it+1}) \quad \text{رابطه ۴}$$

که در این رابطه:

$SURP_{it+1}$: نوسان سود شرکت i در سال $t+1$ ؛

$EARN_{it+1}$: سود قبل از ارقام غیر مترقیه شرکت i در سال $t+1$ ؛

$E(EARN_{it+1})$: سود مورد انتظار شرکت i در سال $t+1$ است.

برای محاسبه سودهای مورد انتظار، ابتدا ضرایب β_0 و β_1 با استفاده از سود سال t و

$t-1$ ، به شرح مدل رگرسیونی مقطعی (رابطه ۵) برآورد شدند.

$$EARN_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it-1} - \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۵}$$

مدل رگرسیونی مقطعی (رابطه ۵)، برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ تخمین زده شد. از آزمون F برای بررسی معناداری کل مدل و آزمون وایت برای بررسی عدم ناهمسانی واریانس بین جملات خطا، به‌منزله یکی از فروض رگرسیون کلاسیک، استفاده شد. سپس با استفاده از ضرایب برآوردی، سود مورد انتظار به شرح رابطه ۶ محاسبه شد.

$$E_t(EARN_{it+1}) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 EARN_{it} \quad \text{رابطه ۶}$$

پس از محاسبه نوسان‌های سود، بازده به دو جزء بازده با شوک جریان نقدی و بازده بدون شوک جریان نقدی تجزیه شد. به استناد پژوهش کرمندی و لایپ (۱۹۸۷) کل بازده تحقق‌یافته سهم i به سه جزء به شرح رابطه ۷ تجزیه شده است.

$$r_{it+1} = E(r_{it+1}) + r_{i,t+1}^{CF} + \varepsilon_{i,t+1} r_{i,t+1}^{CF} = \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\Delta E(X_{t+1+s} | UX_{t+1})}{P_t} \quad \text{رابطه ۷}$$

در این رابطه متغیرها به شرح زیر هستند:

r_{it+1} : بازده تحقق‌یافته سهم i در سال $t+1$ ؛

$E(r_{it+1})$: بازده مورد انتظار سهم i در سال $t+1$ ؛

$r_{i,t+1}^{CF}$: شوک جریان نقدی سهم i در سال $t+1$ ؛

$\varepsilon_{i,t+1}$: بازده غیر عادی سهم i در سال $t+1$ که با نوسان‌های سود رابطه ندارد؛

X_{t+1} : سود؛

UX_{t+1} : نوسان‌های سود؛

$\Delta E(X_{t+1+s} | UX_{t+1})$: بازنگری در برآورد سودهای مورد انتظار بین دوره t و $t+1$ ؛

β : عامل نرخ بهره که برابر است با $1/(r+1)$.

به استناد پژوهش کولین و کوتاری (۱۹۸۹) بازده با شوک جریان نقدی در رابطه ۷ با استفاده از نوسان سود دوره آتی به شرح رابطه ۸ اندازه‌گیری شده است.

$$r_{i,t+1}^{CF} = \varphi UX_{it+1} / P_{it} \quad \text{رابطه ۸}$$

در این رابطه:

φ : ضریب واکنش سود؛

UX_{it+1} : نوسان سود شرکت i در سال $t+1$ ؛

P_{it} : ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در انتهای سال t است.

در این پژوهش به پیروی از پژوهش اگنوا (۲۰۱۲) و با استفاده از روابط ۷ و ۸، بازده به دو جزء بازده با شوک جریان نقدی و بازده بدون شوک جریان نقدی به شرح مدل رگرسیونی مقطعی (رابطه ۹) تجزیه شده است.

$$r_{it+1} = E(r_{it+1}) + \varphi UX_{it+1}/P_{it} + \varepsilon_{i,t+1} \quad \text{رابطه ۹}$$

در این رابطه:

r_{it+1} : بازده تحقق یافته سهم i در سال $t+1$ ؛

$\varphi UX_{it+1}/P_{it}$: بازده باشوک جریان نقدی سهم i ؛

$E(r_{it+1}) + \varepsilon_{i,t+1}$: مجموع عرض از مبدأ و جزء خطای رگرسیون، بازده بدون شوک

جریان نقدی سهم i است.

ضریب متغیر UX_{it+1}/P_{it} در مدل رگرسیونی مقطعی (رابطه ۹) برای هر سهم i ثابت است. مدل رگرسیونی مقطعی (رابطه ۹)، برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۱ تخمین زده شد. از آزمون F برای بررسی معناداری کل مدل و آزمون وایت برای بررسی عدم ناهمسانی واریانس بین جملات خطا، به‌منزله یکی از فروض رگرسیون کلاسیک، استفاده شد.

متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی، شامل بتای شرکت‌ها (BETA)، لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (MKTV) و لگاریتم طبیعی ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (BMRATIO) است. متغیرهای کنترلی با توجه به پژوهش اگنوا (۲۰۱۲) و کر و همکاران (۲۰۰۸) در نظر گرفته شده‌اند.

در این پژوهش به پیروی از پژوهش فاف و بروکس (۱۹۹۹) بتای شرکت با استفاده از مدل رگرسیونی (رابطه ۱۰) محاسبه شد.

$$\beta_i = \frac{cov(R_{i,t}, R_{m,t})}{\delta_{R_{m,t}}^2} \quad \text{رابطه ۱۰}$$

در این رابطه:

β_i : بتای سهام شرکت i ؛

$cov(R_{i,t}, R_{m,t})$: کواریانس بین بازده شرکت i و بازده پرتفوی بازار در زمان t ؛

$\delta_{R_{m,t}}^2$: واریانس بازده پرتفوی بازار در زمان t .

در این پژوهش از داده‌های بتا در پایگاه اینترنتی بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار
بازده بدون شوک جریان نقدی	$r_{i,t+1}^{NCF}$	-۲/۸۴۹۳	۳/۷۳۰۳	-۰/۰۰۲	۰/۶۲۳۳
دهک‌بندی کیفیت اقلام تعهدی	RDD_{it}	۱	۱۰	۴	۲/۳۴۱۹۱۵
بتای شرکت‌ها	$BETA_{it}$	-۲۶/۱۳	۱۶/۶۸۲	-۰/۲۲۳۷	۲/۰۳۲۳۹
لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	$MKTV_{it}$	۹/۴۷۸۰۷	۱۷/۲۰۶	۱۳/۰۹۷	۱/۴۶۶۹۸۴
لگاریتم طبیعی ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	$BMRATIO_{it}$	-۵/۰۳۹۰	۱/۵۲۷۴	-۰/۶۳۱	-۰/۸۸۹۲۲۴

با توجه به نتایج جدول ۱، بیشترین میزان متغیر بازده بدون شوک برابر با ۳/۷۳۰۳، مربوط به شرکت دوده صنعتی در سال ۱۳۹۰ و کمترین میزان بازده بدون شوک برابر با -۲/۸۴۹۳، مربوط به شرکت نورد آلومینیوم در سال ۱۳۸۸ است. بیشترین مقدار دهک‌بندی اقلام تعهدی برابر با ده، و کمترین مقدار دهک‌بندی کیفیت اقلام تعهدی برابر با یک است.

آزمون فرضیه

برای آزمون تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی از رابطه ۱ استفاده شده است. از آنجا که برآورد رابطه ۱، با استفاده از داده‌های ترکیبی صورت گرفت، ابتدا از آزمون اف. لیمر برای تعیین نوع داده‌های ترکیبی استفاده شد. بر اساس نتایج آزمون مذکور، P- Value آماره اف. لیمر ۰/۰۱۰۷ بود. چون این مقدار کمتر از ۵ درصد به‌دست آمد، بنابراین از روش داده‌های تابلویی استفاده شد. آزمون هاسمن نیز، برای تشخیص داده‌های با اثرات ثابت یا اثرات تصادفی به کار گرفته شد. با توجه به اینکه P- Value آماره آزمون هاسمن برابر با ۰/۰۰۰۰ و کمتر از ۵ درصد بود، بنابراین در پژوهش حاضر از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت استفاده شد. خلاصه نتایج برآورد رابطه ۱۰ در سطح اطمینان ۹۵ درصد و خطای قابل پذیرش ۵ درصد در جدول ۲ گردآوری شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل رگرسیونی (رابطه ۱)

نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t	P- Value
عرض از مبدأ	$Intercept_t$	۰/۹۹۸۵۸۱	۴/۱۱۸۹۳۵	۰/۰۰۰۰
دهک‌بندی کیفیت ارقام تعهدی	RDD_{it}	۰/۰۲۳۷۴۰	۲/۱۰۳۵۶۴	۰/۰۳۵۹
بتای شرکت‌ها	$BETA_{it}$	۰/۰۲۰۴۲۴	۱/۵۷۲۱۹۵	۰/۱۱۶۵
لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	$MKTV_{it}$	-۰/۰۷۷۲۲۹	-۴/۰۷۸۶۵	۰/۰۰۰۱
لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام	$BMRATIO_{it}$	-۰/۰۳۰۸۳۱	-۱/۰۰۴۵۴	۰/۳۱۵۶
آماره F			۵/۰۳۷۶۲۲	
معناداری آماره F			۰/۰۰۰۵۴۱	
آماره دوربین - واتسون			۱/۸۱۷۰۳۲	

قبل از آزمون معناداری ضرایب رگرسیون برای آزمون فرضیه پژوهش، بایستی از صحت معناداری کل مدل و عدم نقض فروض رگرسیون کلاسیک، اطمینان یافت. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده شد. اگر احتمال آماره F کمتر از ۵ درصد باشد، بیانگر معنادار بودن مدل است. با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده در جدول ۲ که برابر با ۰/۰۰۰۵۴۱ به دست آمده است، مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است. مقدار آماره دوربین - واتسون در فاصله بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. بنابراین، بین باقی مانده‌ها مشکل خودهمبستگی وجود ندارد. در نهایت برای بررسی تأثیر کیفیت ارقام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی، از آماره t در سطح خطای ۵ درصد استفاده شده است. چنانچه ضریب برآورد شده برای کیفیت ارقام تعهدی معنادار باشد، فرضیه پژوهش رد نمی‌شود. همان‌گونه که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد، سطح معناداری ضریب متغیر مستقل کمتر از ۵ درصد است که از تأثیر کیفیت ارقام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی سهام حکایت دارد، به همین سبب فرضیه پژوهش رد نشد. بازده بدون شوک جریان نقدی با متغیرهای کنترلی، لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، رابطه منفی و با بتای شرکت رابطه مثبت دارد، اما این رابطه فقط برای متغیر لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از نظر آماری معنادار است.

در مقایسه یافته‌های این پژوهش با نتایج پژوهش‌های قبلی، رسائیان و حسینی (۱۳۸۷) بیان کردند، نمی‌توان پذیرفت که هزینه سرمایه شرکت‌ها تحت تأثیر کیفیت اقلام تعهدی قرار می‌گیرد. رحمانی و فلاح نژاد (۱۳۸۹) ثابت کردند کیفیت اقلام تعهدی بر هزینه سرمایه سهام عادی تأثیر دارد. بر اساس پژوهش رضازاده و نیک‌جو (۱۳۹۱) شواهدی مبنی بر وجود رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و بازده مورد انتظار سهام به دست نیامد؛ حتی کنترل تغییرات غیرمنتظره جریان نقدی آتی تأثیری در این نتیجه‌گیری نداشت. در این پژوهش به پیروی از اگنوا (۲۰۱۲) بازده سهام به بازده با شوک جریان نقدی و بازده بدون شوک جریان نقدی، تجزیه شد. نتایج آزمون فرضیه این پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران، مشابه نتایج پژوهش اگنوا (۲۰۱۲) است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج آزمون فرضیه نشان داد کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی سهام تأثیر دارد. با توجه به مثبت بودن ضریب کیفیت اقلام تعهدی، شرکت‌ها با کیفیت اقلام تعهدی بالاتر (پایین‌تر)، بازده بدون شوک جریان نقدی کمتر (بیشتر) دارند. در این پژوهش به پیروی از اگنوا (۲۰۱۲) بازده سهام به بازده با شوک جریان نقدی و بازده بدون شوک جریان نقدی، تجزیه شد. نتایج آزمون فرضیه این پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران، مشابه نتایج پژوهش اگنوا (۲۰۱۲) است.

با توجه به نتایج حاصل از پژوهش، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود برای بررسی ارتباط میان کیفیت اقلام تعهدی (میزان ارتباط اقلام تعهدی سرمایه در گردش با تحقق جریان‌های نقدی عملیاتی) و بازده سهام، نوسان‌های سود را نیز مورد توجه قرار دهند. بدون حذف بازده مرتبط با نوسان‌های سود، کیفیت اقلام تعهدی بر بازده سهام تأثیر ندارد، با حذف بازده مرتبط با نوسان‌های سود، کیفیت اقلام تعهدی بر بازده سهام تأثیرگذار خواهد بود.

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی ترتیبی اتخاذ شود که تأثیر کیفیت سود و کیفیت جریان نقد عملیاتی بر بازده بدون شوک جریان نقدی مورد بررسی قرار گیرد. این پژوهش بدون در نظر گرفتن تأثیر صنایع در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. به همین سبب پیشنهاد می‌شود، تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی با کنترل صنایع موجود در بورس اوراق بهادار نیز، مورد آزمون قرار گیرد. پیشنهاد آخر اینکه نسبت به آزمون تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی، با تفکیک شرکت‌ها بر مبنای بازده بالاتر و پایین‌تر از میانگین (یا چارک اول، دوم و سوم)، اقدام شود.

منابع

- رحمانی، ع. و فلا نژاد، ف. (۱۳۸۹). تأثیر کیفیت ارقام تعهدی بر هزینه سرمایه سهام عادی. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲ (۳): ۱۷-۳۰.
- رسائیان، ا. و حسینی، و. (۱۳۸۷). رابطه کیفیت ارقام تعهدی و هزینه سرمایه در ایران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۵ (۵۳): ۶۷-۸۲.
- رضازاده، ج. و نیک‌جو، م. (۱۳۹۱). کیفیت ارقام تعهدی و بازده مورد انتظار سهام با کنترل تغییرات غیره منتظره جریان‌های نقدی آتی. تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۴ (۱۳): ۱۲۸-۱۴۶.
- فخاری، ح. تقوی، ر. (۱۳۸۸). کیفیت ارقام تعهدی و مانده وجه نقد. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۶ (۵۷): ۶۹-۸۴.
- قائم‌م، م.; جمال لیوانی، ع. و ده بزرگی، س. (۱۳۸۷). کیفیت سود و بازده سهام شرکت‌ها. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۵ (۵۲): ۷۱-۸۸.
- نوروش، ا.; ناظمی، ا. و حیدری، م. (۱۳۸۵). کیفیت ارقام تعهدی و سود با تأکید بر نقش خطای برآورد ارقام تعهدی. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۳ (۴۳): ۱۳۵-۱۶۰.
- Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17 (2): 223-249.
- Barry, C. & Brown, S. (1985). Differential information and security market equilibrium. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20 (4): 407-422.
- Barth, M., Konchitchki, Y. & Landsman, W. (2011). *Cost of Capital and Earnings Transparency*. Working Paper, Stanford University, University of North Carolina, and University of Southern California.
- Berger, P., Chen, H. & Li, F. (2006). *Firm-Specific Information and Cost of Equity Capital*. Working Paper, University of Chicago.
- Bhattacharya, N., Daouk, H. & Welker, M. (2003). The world price of earnings opacity. *The Accounting Review*, 78(3): 641-678.
- Coles, J., Loewenstein, U. & Suay, J. (1995). On equilibrium pricing under parameter uncertainty. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(3): 347-374.
- Collins, D. W. & Kothari, S. P. (1989). An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, 11(2-3):143-181.
- Core, J., Guay, W. & Verdi, R. (2008). Is accruals quality a priced risk factor? *Journal of Accounting and Economics*, 46(1): 2-22.

- Dechow, P. & Dichev, I. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77(1): 35–59.
- Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk? *Journal of Finance*, 53(3): 1131–1147.
- Doyle, J. T., Ge, W. & McVay, S. E. (2007). Accruals quality and internal control over financial reporting. *The Accounting Review*, 82(5): 1141–1170.
- Elton, J. (1999). Expected return, realized return, and asset-pricing tests. *Journal of Finance*, 54(4): 1199–1220.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. & Schipper, K. (2004). Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review*, 79(4): 967–1010.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2): 295–327.
- Kormendi, R. & Lipe, R. (1987). Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns. *Journal of Business*, 60 (3): 323–346.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 49(5): 1541–1578.
- Liu, M. & Wysocki, P. (2007). *Cross-Sectional Determinants of Information Quality Proxies and Cost of Capital Measures*. Working Paper, Massachusetts Institute of Technology and the Pennsylvania State University.
- McInnis, J. & Collins, D. (2011). The effect of cash flow forecasts on accrual quality and benchmark beating. *Journal of Accounting and Economics*, 51(3): 219–239.
- Mohanram, P. (2005). Separating winners from losers among low book-to-market stocks using financial statement analysis. *Review of Accounting Studies*, 10(2-3): 133-170.
- Ogneva, M. (2012). Accrual Quality, Realized Returns, and Expected Returns: The Importance of Controlling for Cash Flow Shocks. *The Accounting Review*, 87(4): 1415-1444.
- Vuolteenaho, T. (2002). What drives firm-level stock returns? *The Journal of Finance*, 57(1): 233-264.