پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۵، پاییز ۱۳۹۶، صص ۱۳۵ - ۱۴۹

بررسی تأثیر جریان وجه نقد آزاد و فرصت‌های رشد بر کیفیت افشا و همزمانی بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

محمدعلی آقایی*، سعید سیرغانی، صالح عرفی زاده*****

تاریخ دریافت:۹۵/۱۰/۰۷

تاریخ پذیرش:۹۶/۰۲/۰۳

چکیده

هدف اصلی مقاله بررسی این موضوع است که آیا مشکل جریان نقدی آزاد جنسن، همزمانی بازده سهام را افزایش می‌دهد یا خیر. بر اساس مطالعات گذشته، انتظار می‌رود شرکت‌های با جریان نقدی آزاد بالا و فرصت‌های رشد کم، از طریق کاهش کیفیت افشاء، همزمانی بازده سهام را افزایش دهند. این پژوهش بوسیله‌ی دو مدل رگرسیون توبیت فرضیه‌ها را مورد آزمون قرار داد. بدین منظور، نمونه‌ای شامل ۱۱۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار برای دوره‌ی ابتدای ۱۳۸۹ تا پایان ۱۳۹۳ انتخاب شدند.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که جریان نقدی آزاد و فرصت‌های رشد، بترتیب، تأثیر منفی و مثبت (معنادار) بر کیفیت افشا و تأثیر مثبت و منفی (معنادار) بر همزمانی بازده سهام دارند. نتیجتاً، در شرکت‌های با جریان نقدی آزاد بالا و فرصت‌های رشد کم، کیفیت افشا پایین‌تر و همزمانی بالاتر است و یافته‌های مطالعات پیشین تأیید می‌شود. بعبارت دیگر، می‌توان نتیجه گرفت که مشکل جریان نقدی آزاد جنسن بر همزمانی بازده سهام می‌افزاید.

واژه‌های کلیدی: مشکل جریان نقد آزاد جنسن، کارآیی اطلاعات، کیفیت افشا

طبقه‌بندی موضوعی: G02، G12، G14

کد DOI: 10.22051/jera.2017.7956.1101

* دانشیار گروه حسابداری دانشگاه تربیت مدرس، (AGHAEIM@modares.ac.ir).

** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت مدرس، نویسنده مسئول، (Saeedsirghani@yahoo.com).

*** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد قائنات، (saleh.orfizadeh2010@gmail.com).

مقدمه

همزمانی بازده سهام حوزه‌ی نسبتاً جدیدی در تحقیقات حسابداری و مالی است که کمتر مورد توجه قرار گرفته است. برای اولین بار پس از مقاله‌ی مورک وهمکاران (۲۰۰۰)، نوسان بازده خاص شرکت (معکوس همزمانی بازده سهام) به عنوان یک معیار مؤثر در اندازه‌گیری میزان آگاهی‌دهندگی قیمت سهام شناخته شد. بازده سهام اطلاعات جدیدی در سطح بازار و شرکت را منعکس می‌کند (مورک و همکاران، ۲۰۰۰).

همزمانی متضمن تمایل سهام برای حرکت در جهت بازار است. بازده سهام می‌تواند هم جهت یا در خلاف جهت بازار تغییر کند (دولو، امامی، ۱۳۹۴). همانطور که رول (۱۹۸۸) خاطرنشان می سازد، میزان هم حرکتی سهام به مقدار نسبی اطلاعات در سطح شرکت و بازار که در قیمت‌های سهام گنجانده شده‌اند بستگی دارد. شاخص همزمانی بازده سهام میزان اطلاعات خاص شرکت که درون قیمت‌های سهام منعکس شده است را تعیین می‌نماید (چان، حمید، ۲۰۰۶). همزمانی به عنوان معیاری برای اندازه گیری کارآیی اطلاعات مورد استفاده قرار می‌گیرد (لین و همکاران، ۲۰۱۵). اقتصاددانان مالی عموماً توافق دارند که در بازارهای کارآ، قیمت‌های سهام برای انعکاس اطلاعات موجود (هم اطلاعات خاص شرکت و هم اطلاعات بازار) تغییر می‌کنند (داسگوپتا و همکاران، ۲۰۱۰). معیاری که عموماً برای تجزیه و تحلیل همزمانی بکار می‌رود آماره‌ی R^2 از مدل بازار است. هر چه R^2 بالاتر باشد، نشان دهنده‌ی همزمانی بالاتر خواهد بود (چان، حمید، ۲۰۰۶).

با این حال، در بسیاری از موارد اطلاعات کافی در مورد شرکت در قیمت‌های سهام گنجانده نمی شود. رابطه‌ی نمایندگی می‌تواند منشأ این مشکل با شد. به عبارت دیگر، مدیران به منظور د ستیابی به منافع شخصی از افشای تمام اطلاعات خودداری می‌کنند. با شکل‌گیری رابطه‌ی نمایندگی، به واسطه‌ی تضاد منافع بین طرفین، هزینه‌ی نمایندگی ایجاد می‌گردد. یکی از معیارهای اندازه گیری هزینه‌های نمایندگی، تعامل بین فرصت‌های رشد شرکت و جریان‌های نقد آزاد شرکت است (نوروش و همکاران، ۱۳۸۸). جنسن (۱۹۸۶) نیز جریان‌های نقد آزاد را یکی از منابع مشکلات نمایندگی معرفی کرد. وی معتقد است که جریان‌های نقدی آزاد به دلیل ایجاد فرصت سوء استفاده برای مدیران، باعث تشدید مشکل نمایندگی می‌شود.

بر اساس نظریه‌ی جریان وجه نقد آزاد جنسن (۱۹۸۶)، مدیران انگیزه دارند که وجه نقد را انباشت کنند تا منابع تحت کنترل خود را افزایش دهند و بتوانند در زمینه‌ی تصمیم‌های سرمایه‌گذاری شرکت از قدرت قضاوت و تشخیص بهره‌مند شوند. به همین دلیل، با وجه نقد شرکت فعالیت می‌کنند تا از این طریق مجبور به ارائه‌ی اطلاعات مشروح به بازار سرمایه نشوند. هر چند مدیران ممکن است سرمایه گذاری‌هایی را انجام دهند که اثر منفی بر ثروت سهامداران داشته باشد (فروغی و همکاران، ۱۳۹۰).

فرضیه‌ی جریان وجه نقد آزاد جنسن (۱۹۸۶) بیان می‌کند که شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا به احتمال زیاد در پروژه‌های بی‌ارزش سرمایه‌گذاری می‌کنند. این شرکت‌ها تمایل به سرمایه گذاری بیش از حد دارند و در خرید به گونه‌ای غیر بهینه عمل می‌کنند. هر چه کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت بالاتر باشد، مسأله‌ی سرمایه‌گذاری بیش از حد کمتر به وجود می‌آید و این رابطه با شرکت‌های دارای جریان وجه نقد آزاد بالا بیشتر رخ می‌دهد (ثقفی و همکاران، ۱۳۹۰). زیرا افشای اطلاعات مالی هزینه‌های نمایندگی را کاهش می‌دهد (مهرانی، پروائی، ۱۳۹۳). کیفیت افشا اطلاعات خصوصی را به اطلاعات عمومی تبدیل می‌کند و عدم تقارن اطلاعات بین مدیران و سهامداران بیرونی را کاهش می‌دهد (دستگیر، شهرزادی، ۱۳۹۲).

دیدگاه جین و مایرس (۲۰۰۶) نیز بر نقش اشخاص درون سازمانی شرکت تأکید می‌کند. آنها اظهار می‌دارند که توانایی اشخاص درون سازمانی شرکت برای سلب مالکیت از سرمایه‌گذاران خارجی وابسته به عدم شفافیت محیط اطلاعاتی شرکت است. بر اساس این دیدگاه (دیدگاه خودداری اشخاص درون سازمانی از ارائه‌ی اطلاعات)، انگیزه‌ی اشخاص درون سازمانی برای کسب مزایای کنترل خصوصی و نفوذ آنها بر کیفیت افشا، به افزایش همزمانی بازده سهام کمک می‌کند.

به بیان دیگر، اگر اشخاص درون سازمانی پیش بینی کنند که جریان وجه نقد مورد انتظار بزرگتر از سطح مورد انتظار اشخاص برون سازمانی است، ایجاد عدم شفافیت بیشتر به افزایش کنترل وجه نقد توسط آنها کمک می‌کند. زیرا هنگامی که اشخاص برون سازمانی جریان وجه نقد مورد انتظار را، بر اساس اطلاعات بازار یا صنعت، کمتر از واقع برآورد می‌کنند، آن‌ها می‌توانند جریان وجه نقد بیشتری را تحت کنترل خود در آورند (چئونگ، جیانگ، ۲۰۱۴).

بر این اساس، در مورد شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد توزیع نشده‌ی بالا، اشخاص درون سازمانی انگیزه‌ی بیشتری برای کاهش شفافیت دارند، بگونه‌ای که انتظار می‌رود شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا، ضمن ایجاد عدم شفافیت، همزمانی بازده سهام بالاتری ایجاد کنند. بنابراین، در این تحقیق، این موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد که چگونه مشکل جریان وجه نقد آزاد جنسن به افزایش همزمانی بازده سهام کمک می‌کند. به عبارت دیگر، سؤال تحقیق این است که آیا مشکل جریان وجه نقد آزاد جنسن به افزایش همزمانی بازده سهام کمک می‌کند یا خیر. در این رابطه، انتظار بر این است که در شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا، به احتمال زیاد از طریق کاهش کیفیت افشا همزمانی بازده سهام افزایش یابد.

پیشینه تحقیق

رول (۱۹۸۸) نخستین کسی بود که دریافت همزمانی بازده سهام رابطه‌ی منفی با میزان اطلاعات خاص شرکت منعکس شده در قیمت سهام دارد. به تعبیر وی، رابطه‌ی ضعیف بازده سهام و بازده صنعت (یا بازار) با تغییرات قیمت سهام، نتیجه‌ی اطلاعات خاص شرکت است که در قیمت‌ها منعکس شده است. وی نشان داد که قیمت سهام بیشتر تحت تأثیر اطلاعات خاص شرکت‌هاست تا اطلاعاتی که به صورت عمومی منتشر می‌شود (دولو و امامی، ۱۳۹۴). از یافته‌های این مطالعه این بود که سهام فردی در ایالات متحده آماره‌ی R^2 را پایین نشان می‌دهد که مبین این است که مقدار زیادی از اطلاعات خاص شرکت درون قیمت‌های سهام گنجانده شده است.

یکی دیگر از اولین مطالعات مربوط به همزمانی در سال ۲۰۰۰ توسط مورک و همکاران انجام شد. نتایج تحقیق آنها نشان داد که قیمت‌های سهام در اقتصادهای ضعیف بیشتر از اقتصادهای ثروتمند با هم حرکت می‌کنند.

جین و مایرس (۲۰۰۶) ارتباط بین معیارهای شفافیت شرکت و همزمانی بازده را بررسی کردند. آنان دریافتند که در یک محیط شفافتر اطلاعات خاص شرکت بیشتری برای سرمایه‌گذاران بیرونی آشکار می‌شود. در نتیجه اطلاعات بازار بخش کوچکتری از تغییر بازده را توضیح می‌دهد و منتج به همزمانی بازده کمتر می‌گردد.

چئونگ و جیانگ (۲۰۱۴) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا مشکل جریان وجه نقد آزاد جنسن به افزایش همزمانی بازده سهام کمک می‌کند. یافته‌های آنها حاکی از این بود که شرکت‌های با رشد پایین و جریان وجه نقد آزاد بالا همزمانی بازده سهام بالاتری دارند. یافته‌های آنها تأیید کننده‌ی پیش بینی جین و مایرس (۲۰۰۶) بود مبنی بر اینکه اشخاص درون سازمانی برای تحت کنترل گرفتن وجوه نقد فراتر از سطح مورد انتظار سرمایه گذاران برون سازمانی، عدم شفافیت را افزایش می‌دهند.

چانگ و همکاران (۲۰۰۵) ارتباط بین جریان وجه نقد آزاد و مدیریت سود را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها حاکی از این بود که شرکت‌های دارای رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا، به منظور تقلیل اثر منفی سرمایه‌گذاری جریان‌های وجه نقد آزاد در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی منفی، مبادرت به استفاده از اقلام تعهدی اختیاری در جهت افزایش سود شرکت می‌نمایند. آنها همچنین دریافتند که نظارت بیرونی، توسط شش مؤسسه‌ی بزرگ حسابرسی و سرمایه‌گذاران نهادی، رابطه‌ی جریان وجه نقد آزاد و استفاده از اقلام تعهدی اختیاری در مدیریت سود را کاهش می‌دهد.

داسگوپتا و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی شفافیت، آگاهی دهندگی قیمت و همزمانی بازده سهام پرداختند. آنان، بر خلاف دیدگاه رایج، به این نتیجه رسیدند که زمانی که شفافیت بهبود می‌یابد، همزمانی بازده سهام نیز افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، قیمت سهام آگاهی بخش‌تر در امروز به معنی همزمانی بیشتر یازده در آینده است. به نظر آنها گنجاندن اطلاعات درون قیمت‌های سهام نوسان بازده خاص را کاهش و R^2 را افزایش می‌دهد. در نتیجه، همزمانی بازده سهام بالاتر منعکس کننده‌ی سطح بالاتر آگاهی دهندگی قیمت است. چان و همکاران (۲۰۱۳) نیز به نتیجه‌ی مشابهی دست یافتند. هاگارد و همکاران (۲۰۰۸) نیز دریافتند که شرکت‌های دارای نمرات کیفیت افشای بالاتر دارای همزمانی قیمت بالاتری هستند.

در ایران، کمتر تحقیقی پیرامون مبحث همزمانی صورت گرفته است. دولو و امامی (۱۳۹۴) رابطه‌ی بین همزمانی قیمت سهام و نقد شوندگی را بررسی کردند. نتایج آنها حاکی از رابطه‌ی مستقیم همزمانی قیمت و نقد شوندگی بود؛ به این معنی که همبستگی بیشتر بازده سهام و بازار موجب بهبود نقد شوندگی سهام می‌شود. به علاوه، پس از تفکیک همزمانی قیمت سهام به مؤلفه‌های تشکیل دهنده‌ی آن شامل نوسان پذیری سیستماتیک و نوسان پذیری غیر

سیستماتیک و آزمون اثرگذاری آنها بر نقد شوندگی مشخص گردید که رابطه‌ی بین متغیرهای اخیر با نقد شوندگی به ترتیب مستقیم و معکوس است و اثر معکوس نقد شوندگی و نوسان پذیری، بیشتر تحت تأثیر نوسانات غیر سیستماتیک بازده قرار دارد.

احمدپور و پیکرنگار (۱۳۹۰) به بررسی رابطه‌ی بین اجزای کیفیت اقلام تعهدی و همزمانی قیمت در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که بین کیفیت اقلام تعهدی غیر اختیاری با همزمانی قیمت رابطه‌ای وجود ندارد، ولی بین کیفیت اقلام تعهدی اختیاری با همزمانی قیمت رابطه‌ای مستقیم و معنی دار وجود دارد.

ثقفی و همکاران (۱۳۹۰) به مطالعه‌ی رابطه‌ی بین کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه گذاری بیش از حد و جریان وجه نقد آزاد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۸۹ پرداختند. نتایج بدست آمده حاکی از آن بود که هر چه کیفیت اطلاعات حسابداری شرکت‌ها بالاتر باشد، مسأله‌ی سرمایه گذاری بیش از حد، کمتر به وجود می‌آید و این رابطه در شرکت‌های با جریان وجه نقد آزاد بالا بیشتر رخ می‌دهد و تأثیر کاهش سرمایه گذاری بیش از حد از طریق کیفیت اطلاعات حسابداری در این شرکت‌ها به مراتب بیشتر است.

فرضیه‌های پژوهش

اشخاص برون سازمانی برای کسب اطلاعات از جریان وجه نقد تنها می‌توانند بر اطلاعاتی که در دسترس است اتکا کنند.

زمانی که اطلاعات افشا نشده (اخبار مخفی خاص شرکت) خوب است، اشخاص درون سازمانی می‌توانند تفاوت بین جریان وجه نقد تحقق یافته و جریان وجه نقد مورد انتظار اشخاص برون سازمانی را تحت کنترل خود درآورند (هاتن و همکاران، ۲۰۰۹).

در مورد شرکت‌های با جریان وجه نقد آزاد بالا، اشخاص درون سازمانی خودخواه اغوا می شوند که عدم شفافیت را افزایش دهند تا اشخاص برون سازمانی مجبور شوند برای تعیین وجوه نقد مورد انتظار شان بر میانگین صنعت اتکا کنند. بدین ترتیب، اشخاص درون سازمانی می‌توانند جریان وجه نقد پیش بینی نشده را کنترل کنند (چئونگ، جیانگ، ۲۰۱۴). از طرفی دیگر، هاتن و همکاران (۲۰۰۹) اظهار می‌دارند که عدم شفافیت موجب افزایش همزمانی بازده

سهام می‌شود. بنابراین، در این تحقیق انتظار می‌رود که در شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزادتوزیع نشده، اشخاص درون سازمانی تمایل به افزایش همزمانی بازده سهام از طریق کاهش شفافیت داشته باشند. براین اساس و با توجه به مبانی نظری و پیشینه تحقیق، فرضیات تحقیق به صورت زیر خواهد بود:

۱) شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا کیفیت افشای پایین‌تری دارند.

۲) شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا همزمانی بازده سهام بالاتری دارند.

روش پژوهش

تحقیق حاضر از نظر روش از نوع همبستگی و از نظر هدف، از نوع کاربردی می‌باشد. قلمرو زمانی این پژوهش شامل دوره‌های زمانی از ابتدای سال مالی ۱۳۸۹ تا پایان سال مالی ۱۳۹۳ می‌باشد که برای آزمون مدل‌های پژوهش حاضر، بازه‌های زمانی مختلفی مورد استفاده قرار می‌گیرد. داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش از صورت‌های مالی شرکت‌های نمونه و از طریق نرم‌افزار ره‌آورد نوین کتابخانه بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شدند. داده‌های جمع آوری شده ابتدا در قالب بانک اطلاعات ذخیره شده و سپس با انتقال این داده ها به نرم افزارهای SPSS و Eviews زمینه تجزیه و تحلیل این داده ها فراهم گردید. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها نیز از روش رگرسیون توبیت استفاده شده است.

جامعه و نمونه آماری

از نظر قلمرو مکانی پژوهش، جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند هر سال باشد. در این پژوهش، با توجه به ماهیت پژوهش و نیز وجود برخی ناهماهنگی‌ها میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرایط زیر به منظور تعیین نمونه پژوهش در نظر گرفته شده‌اند. از این رو نمونه آماری به روش حذف سیستماتیک انتخاب می شود. شرکت‌ها با توجه به ۶ ویژگی زیر انتخاب می‌شوند:

۱) سهام شرکت از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا پایان سال مالی ۱۳۹۳ در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده باشد.

۲) برای رعایت قابلیت مقایسه، سال مالی شرکت ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد.

۳) شرکت طی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۳ تغییر سال مالی نداشته باشد.

۴) شرکت تا پایان ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ از بورس اوراق بهادار تهران نیز خارج نشده باشد.

۵) اطلاعات و صورت‌های مالی در دسترس باشد.

پس از بررسی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و حذف سیستماتیک آنها از طریق شرایط فوق، تعداد ۱۱۲ شرکت به عنوان نمونه‌ی این پژوهش انتخاب گردید.

مدل‌های پژوهش

پژوهش حاضر به آزمون دو فرضیه می‌پردازد. در آزمون فرضیه اول که به بررسی رابطه بین مشکل جریان وجه نقد و کیفیت افشاء می‌پردازد، از اقلام تعهدی اختیاری به عنوان شاخص کیفیت افشاء استفاده شده است. در شرکت‌های با رشد پایین و جریان وجه نقد بالا، تمایل به عدم شفافیت و مدیریت سود وجود دارد. فراگیرترین روش مورد استفاده برای اندازه گیری مدیریت سود، روش اقلام تعهدی اختیاری است که فرض می‌کند مدیران برای مدیریت سود، به اختیارات خود در خصوص اقلام تعهدی حسابداری تکیه می‌کند (جونز، ۱۹۹۱). بنابراین در این فرضیه برای اندازه گیری مدیریت سود به عنوان متغیر وابسته از اقلام تعهدی اختیاری استفاده شده است.

مدل مورد استفاده برای فرضیه‌ی اول به صورت زیر خواهد بود:

$$|DAC_{it}| = \eta_i + \beta_1 FCF_{it-1} + \beta_2 LG_{it-1} + \beta_3 FCF_{it-1} \times LG_{it-1} + \gamma CONTROL_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

متغیر وابسته اقلام تعهدی اختیاری DAC_{it} است. به منظور محاسبه اقلام تعهدی اختیاری شرکت، از مدل تعدیل شده‌ی جونز استفاده شده است:

$$DAC_{it} = \frac{TAC_{it}}{assets_{it-1}} - (\hat{\alpha}_0 \frac{1}{Assets_{it-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Sales_{it} - \Delta AR_{it}}{Assets_{it-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{it}}{Assets_{it-1}})$$

DAC_{it} بیانگر اقلام تعهدی اختیاری سالانه $Assets_{it-1}$ بیانگر کل دارایی‌های شرکت ΔAR_{it} بیانگر تغییر در حساب‌های دریافتنی، $\Delta Sales_{it}$ بیانگر تغییرات در فروش شرکت و PPE_{it} نشان دهنده اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت است. همچنین TAC_{it} بیانگر کل اقلام تعهدی است که از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{TAC_{it}}{Assets_{it-1}} = \alpha_0 \frac{1}{Assets_{it-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Sales_{it}}{Assets_{it-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{it}}{Assets_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

متغیرهای مستقل این مدل نیز عبارتند از:

- جریان وجه نقد آزاد (FCF_{it-1}): در این پژوهش از مدل لن و پلسن (۱۹۸۹) برای اندازه گیری جریان‌های نقدی آزاد شرکت استفاده شده است که از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$FCF_{it} = (INC_{it} - TAX_{it} - INTEP_{it} - CSDIV_{it}) / A_{i,t-1}$$

که در آن FCF جریان‌های نقدی آزاد شرکت، INC سود عملیاتی قبل از استهلاک شرکت، TAX کل مالیات پرداختی شرکت، INTEP هزینه بهره پرداختی شرکت، CSDIV سود سهامداران عادی پرداختی شرکت و A بیانگر ارزش دفتری دارایی شرکت می‌باشند.

- فرصت‌های رشد :(Low Growth Proxies (LG_{it-1} برای محاسبه فرصت‌های رشد از سه معیار درصد دارایی ثابت (TAN)، میزان هزینه‌های تحقیق و توسعه (R&D) و نرخ رشد فروش خالص استفاده شده است.

درصد دارایی‌های ثابت (TAN) برابر است با خالص املاک، ماشین آلات و تجهیزات تقسیم بر کل دارایی‌ها. اسکینر (۱۹۹۳) معتقد است که سرمایه گذاری‌های انجام شده شرکت در املاک، اموال و تجهیزات، رابطه منفی با فرصت‌های رشد شرکت دارد. شاخص دوم برای فرصت‌های رشد، میزان هزینه‌های تحقیق و توسعه (R&D) است که برابر است با جمع هزینه‌های تحقیق و توسعه شرکت. اسکینر (۱۹۹۳) و گاور (۱۹۹۳) بیان می‌کنند که سرمایه گذاری در R&D برای یک شرکت، فرصت‌های سرمایه گذاری بیشتری را ایجاد می‌کند. شاخص سوم برای فرصت‌های رشد، نرخ رشد فروش خالص است که برابر است با لگاریتم نسبت درآمد فروش.

متغیرهای کنترلی نیز این مدل شامل متغیرهای زیر می‌باشد:

DEBT: نسبت بدهی‌های بلند مدت به کل دارایی ها،

VOL: تعداد سهام عادی معامله شده در سال تقسیم بر تعدادکل سهام عادی،

SIZE: نسبت ارزش بازار شرکت به موجودی وجه نقد، و

TAC: کل اقلام تعهدی شرکت تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام.

برای تجزیه و تحلیل فرضیه‌ی دوم که به بررسی تاثیر جریان وجه نقد آزاد بر همزمانی بازده سهام می‌پردازد، از مدل چئونگ و جیانگ (۲۰۱۴) استفاده شده است.

مدل مورد استفاده برای فرضیه‌ی دوم به صورت زیر خواهد بود:

$$P\left(R_{it}^2\right) = \eta_i + \beta_1 FCF_{it-1} + \beta_2 LG_{it-1} + \beta_3 FCF_{it-1} \times LG_{it-1} + \gamma CONTROL_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

متغیر وابسته‌ی این مدل همزمانی بازده سهام $P\left(R_{it}^2\right)$ است. همزمانی بازده سهام برابر است با رتبه صدک R^2 که از رگرسیون بازده روزانه شرکت i در سال t، در بازده بازار و صنعت بدست می‌آید. فرمول رگرسیونی زیر برای هر سال_شرکت محاسبه می‌شود تا مقدار رتبه صدک R^2 به عنوان مقادیر همزمانی بازده سهام بدست آید:

$$R_{it_d} = \alpha_{0i} + \beta_{1i} R_{mt_d} + \beta_{1i} R_{mt_{d-1}} + \gamma_{1i} R_{jt_d} + \gamma_{2i} R_{jt_{d-1}} + \varepsilon_{it_d}$$

که در آن R_{it_d} بیانگر بازده روزانه شرکت i برای روز t_d، R_{jt_d} بیانگر بازده روزانه صنعت j برای روز t_d و R_{mt_d} بیانگر بازده روزانه بازار برای روز t_d می‌باشد.

متغیرهای مستقل این مدل عبارتند از:

-جریان وجه نقد آزاد شرکت FCF_{it-1} که در مدل فرضیه‌ی اول نیز استفاده شده است.

-پروکسی‌های رشد شرکت LG_{it-1} که در مدل فرضیه‌ی اول نیز بکار رفته است.

متغیرهای کنترلی این مدل بصورت زیر تعریف می‌شوند:

σ' (ROA): انحراف معیار بازده دارایی ها برای ۵ سال گذشته؛

ROASYN: یک معیار برای سنجش همزمانی بازده دارایی‌ها در سطح شرکت است که حاصل از تغییرات دو عامل بازده دارایی‌های بازار و صنعت است. انتظار می‌رود که همزمانی بازده سهام مستقیماً به ارتباط بین سودآوری شرکت و زمینه سودآوری صنعت مربوط به آن، مرتبط باشد.

بر اساس پژوهش های مورک و همکاران (۲۰۰۰) و مدل دورنو و همکاران (۲۰۰۴)، همزمانی بازده دارایی‌های شرکت i در سال t از فرمول زیر بدست می‌آید:

$$ROASYN_{it} = log\ (\frac{R^2_{it,ROA}}{1 - R^2_{it,ROA}})$$

در فرمول فوق، R^2_{ROA} برابر ضریب تعیین حاصل از رگرسیون دو عامل ROA بازار و صنعت و تاثیر آن بر ROA شرکت است و به عنوان مقیاسی برای سنجش همزمانی بازده عمل می‌کند که از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$ROA_{it_Q} = \alpha_{0i} + \beta_{1i} ROA_{mt_Q} + \beta_{1i} ROA_{mt_{Q-1}} + \gamma_{1i} ROA_{jt_Q} + \gamma_{2i} ROA_{jt_{Q-1}} + \varepsilon_{it_Q}$$

که در آن ROA_{it} بیانگر بازده دارایی‌های شرکت i در سه ماهه t، ROA_{mt} بیانگر میانگین موزون بازده دارایی‌های بازار m در سه ماهه‌ی t بر اساس وزن ارزش بازار شرکت‌ها و ROA_{it} بیانگر میانگین موزون بازده دارایی‌های صنعت j در سه ماهه t بر اساس وزن ارزش بازار شرکت‌ها می‌باشند.

در خصوص محاسبه این متغیر، در این پژوهش از روش غلتان استفاده شده است به طوریکه هر سال به چهار قسمت (Quarter) سه ماهه تقسیم شده و هر بازه، معادل سه سال (۱۲ قسمت) درنظر گرفته شده است و در هر مرحله یک سال (۴ قسمت) پیش رفته و بازه‌ی جدیدی ایجاد شده است.

DEBT: نسبت بدهی‌های بلند مدت به کل دارایی‌ها؛

VOL: سهام عادی معامله شده در سال مالی تقسیم بر کل سهام عادی؛

NIND: لگاریتم طبیعی از تعداد شرکت‌های موجود در صنعت؛

INDCAP: لگاریتم طبیعی از ارزش بازار شرکت‌های موجود در صنعت؛ و

SIZE: نسبت ارزش بازار شرکت به موجودی وجه نقد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

محاسبات آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش، شامل میانگین، میانه، بیشینه، کمینه و انحراف استاندارد است که اطلاعات مرتبط با آنها به طور خلاصه در نگاره ۱ نشان داده شده است. با توجه به اینکه از روش ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده می‌کنیم، تعداد مشاهدات سال-شرکت بر اساس داده‌های ترکیبی متوازن، ۵۶۰ مشاهده بوده است.

یکی از نشانه های متقارن بودن متغیرها نزدیک به هم بودن مقادیر میانگین و میانه متغیرها است. این ویژگی اهمیت زیادی دارد زیرا تقارن یکی از ویژگیهای توزیع نرمال است. در بین متغیرهای این پژوهش می‌توان به مقادیر میانگین و میانه متغیرهای FCF (۱/۴۱۱۳ و ۰/۷۷۳۶)، RD (۰/۰۰۹۲ و ۰)، TAN (۰/۲۲۸۴ و ۰/۱۹۳۸) و SG (۰/۰۶۳۱ و ۰/۰۶۹۶) اشاره کرد که بیانگر نشانه‌هایی از توزیع نرمال است.

نگاره (۱): آمار توصیفی

متغیرها	تعداد	میانگین	میانه	انحراف استاندارد	بیشترین	کمترین
p (R^2)	۵۶۰	۰/۵۲۲۹	۰/۶۲۸۱	۱/۳۹۲۲	۰/۹۷۹۱	۰/۰۰۳۴
FCF	۵۶۰	۱/۴۱۱۳	۰/۷۷۳۶	۱/۳۵۶۹	۱۷/۱۴۱۱	-۲/۶۶۶۶
RD	۵۶۰	۰/۰۰۹۲	۰	۰/۰۹۷۱	۰/۴۱۸۸	۰
TAN	۵۶۰	۰/۲۲۸۴	۰/۱۹۳۸	۰/۱۷۵۱	۰/۸۵۷۳	۰/۰۰۳۷
SG	۵۶۰	۰/۰۶۳۱	۰/۰۶۹۶	۰/۱۵۵۷	۰/۷۵۲۱	-۱/۴۵۲۷
(ROA)	۵۶۰	۵/۰۴۳۱	۴/۱۲۱۱	۳/۴۴۵۹	۱۹/۴۱۳۷	۰/۸۳۰۱
ROASYN	۵۶۰	۱/۰۸۵۴	۰/۳۱۰۱	۳/۲۲۷۱	۱۴/۷۵۰۴	-۴/۷۸۴۲
DEPT	۵۶۰	۰/۱۳۰۳	۰/۱	۱/۰۴۵۱	۳/۹۴۰۱	-۱۴/۵۷۰۱
VOL	۵۶۰	۰/۲۴۲۱	۰/۱۴۰۳	۰/۲۷۸۳	۲/۲۳۹۹	۰
NIND	۵۶۰	۲/۰۹۷۴	۲/۳۹۷۸	۰/۷۹۵۸	۲/۹۴۴۴	۰
INDCAP	۵۶۰	۱۱/۹۲۸۱	۱۱/۸۷۵۸	۰/۶۴۵۴	۱۴/۰۱۴۱	۱۰/۳۶۸۷
SIZE	۵۶۰	۵/۹۲۸۱	۵/۸۷۵۸	۰/۶۴۵۴	۸/۰۱۴۱	۴/۳۶۸۷
|DAC|	۵۶۰	۵۳۳/۷۶۵۱	۱۶۰/۶۵۷۵	۱/۱۷۳۴	۱۱۲۰/۷۲۰۹	۰/۶۶۱۹
TAC	۵۶۰	۵۰۲/۰۹۵۶	۱۵/۶۰۸۷	۱/۱۹۷۵	۱۱۲۴/۰۸۱۰	-۲۱۳/۱۰۴۵

بررسی نرمال بودن توزیع متغیرها:

نرمال بودن باقیمانده‌های مدل رگرسیونی یکی از فرض‌های رگرسیونی است که نشان دهنده اعتبار آزمونهای رگرسیونی می‌باشد. در ادامه با استفاده از آزمون جارکو-برا، نرمال بودن توزیع متغیرهای وابسته بررسی شده است که آماره‌ی آن از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$jarque_{bera} = \frac{N}{6}\left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4}\right)$$

نگاره (۲): آزمون نرمال بودن جارکو-برا

متغیرها	$P(R^2_{it})$	DEBT	VOL	NIND	INDCAP	SIZE	DAC	TAC
آماره‌ی آزمون	۶/۹۶۸۶ (۰/۱۲۳۵)	۳۲/۳۵۹۱ (۰/۰۵۲۳)	۴۵/۷۵۹۱ (۰/۱۰۳۲)	۷۸/۸۶۹۳ (۰/۰۵۰۲)	۴۴/۲۵۰۷ (۰/۰۸۶۶)	۴۴/۲۵۰۷ (۰/۰۷۸۸)	۶۷/۴۲۷۸ (۰/۰۶۳۳)	۷۴/۱۷۵۳ (۰/۰۶۶۳)
متغیرها	FCF	RD	TAN	SG	(ROA)	ROASYN		
آماره‌ی آزمون	۲۷/۳۶۵۱ (۰/۰۸۲۱)	۴۲/۷۰۸۸ (۰/۱۱۰۲)	۱۵۰/۴۰۷۶ (۰/۰۹۲۸)	۲۳/۵۶۸۱ (۰/۱۲۱۴)	۲۵/۳۳۴۱ (۰/۰۶۵۲)	۱۹/۰۲۹۱ (۰/۰۹۷۱)		

طبق نتایج بدست آمده از آزمون نرمال بودن جارکو-برا که در نگاره ۲ نشان داده شده است مقدار احتمال تمامی متغیرها به ترتیب برابر با ۰/۱۲۳۵، ۰/۰۸۲۱، ۱/۱۱۰۲، ۰/۰۹۲۸، ۰/۱۲۱۴، ۰/۰۶۵۲، ۰/۰۹۷۱، ۰/۰۵۲۳، ۰/۱۰۳۲، ۰/۰۵۰۲، ۰/۰۸۶۶، ۰/۰۷۸۸، ۰/۰۶۳۳ و ۰/۰۶۶۳ است که بیشتر از ۰/۰۵ است یعنی توزیع این متغیرها مطابق پیش بینی (شاخص چولگی نزدیک به صفر) نرمال است.

ضریب همبستگی پیرسون

در بررسی همبستگی دو متغیر اگر هردو متغیر مورد مطالعه در مقیاس نسبی و فاصله‌ای باشند از ضریب همبستگی گشتاوری پیر سون ا ستفاده می شود. اگر ضریب همبستگی جامعه و ضریب همبستگی نمونه‌ای به حجم n از جامعه r باشد، ممکن است r تصادفی و اتفاقی بدست آمده با شد. برای این منظور از آزمون معنی داری ضریب همبستگی ا ستفاده می شود. در این آزمون بررسی می‌شود آیا دو متغیر تصادفی و مستقل هستند یا خیر.

نگاره ۳ نتایج آزمون ضریب همبستگی پیرسون را نشان می‌دهد:

نگاره (۳): آزمون همبستگی پیرسون

	p(R^2it)	FCF	RD	tan	SG	σ(ROA)	ROASYN	DEPT	VOL	NIND	INDCAP	SIZE	DAC	TAC
p(R^2it)	1													
FCF	0.2051**	1.0000												
RD	-0.0259**	-0.0892*	1.0000											
tan	-0.0693**	-0.3686**	0.0261**	1.0000										
SG	-0.0038**	0.0813*	-0.0928*	0.0459	1.0000									
σ(ROA)	-0.0092*	0.0708	-0.0898**	0.0939*	-0.0211**	1.0000								
ROASYN	0.0052**	0.0131	0.0667**	0.0771**	-0.0270**	-0.1120*	1.0000							
DEPT	-0.0037**	0.0202**	0.0164	-0.0010	-0.0015	0.0389	-0.0423	1.0000						
VOL	-0.0377**	0.0124**	0.0075*	-0.0949***	0.0273***	0.1670**	0.0169	-0.0929*	1.0000					
NIND	-0.0470**	-0.0819*	0.0163**	0.1406**	-0.0540**	0.0308	-0.1164*	-0.0651	-0.2179**	1.0000				
INDCAP	0.0493**	0.1362**	-0.0967**	0.0306**	0.0845**	0.0631	0.0805	0.1097*	-0.1669**	-0.0182	1.0000			
SIZE	0.0493*	0.1362**	-0.0967**	0.0306*	0.0845**	0.0631	0.0805	0.1097*	-0.1669**	-0.0182	1.0000**	1.0000		
DAC	-0.0489**	-0.0703**	0.0586	-0.1158	-0.0115**	-0.0129	0.0142	0.1193*	-0.0041	0.1210**	0.2851**	0.2851**	1.0000	
TAC	-0.0489**	-0.0712	0.0579**	-0.1146**	-0.0110	-0.0125	0.0132	0.1196*	-0.0042	0.1221**	0.2861**	0.2861**	0.9999**	1.0000

یکی از مفروضاتی که به مدل رگرسیونی اعتبار می‌بخشد بررسی عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل است. به عبارت دیگر، بین متغیرهای مستقل هیچگونه همبستگی وجود نداشته باشد و از یکدیگر استقلال داشته باشند. همانطور که در نگاره فوق نتایج ماتریس ضریب همبستگی پیرسون متغیرهای پژوهش مشاهده می‌شود، ضریب همبستگی تمامی متغیرها ناچیز است و می‌توان گفت که بین متغیرهای پژوهش، همبستگی بالایی وجود ندارد و متغیرها مستقل از یکدیگر تغییر می‌کنند. نمادهای ***، ** و * به ترتیب آماره‌ی آزمون را در سطح معناداری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ نشان می‌دهند.

تحلیل پانلی

در پژوهش‌هایی که داده ها در آن بصورت مقطعی-زمانی گردآوری می‌شوند، استقلال مشاهدات حفظ نمی‌گردد. زیرا از هر شرکت در سال‌های مختلف چندین مشاهده تکرار شده است که این مشاهدات به هم وابسته‌اند. برای تحلیل این نوع داده ها نیاز است که از تحلیل پانلی برای تعیین نوع مدل پژوهش از جمله، مدل بدون اثرات ثابت، مدل با اثرات ثابت و مدل با اثرات تصادفی استفاده شود. بصورتی که از آزمون لیمر یا چاو برای مشخص کردن وجود اثرات مدل استفاده می شود و از آزمون ها سمن برای تعیین ثابت یا تصادفی بودن اثرات مدل استفاده می‌شود.

نتایج آزمون چاو و ها سمن برای تشخیص مدل مناسب در نگاره شماره ۴ ارائه شده است. مقدار احتمال آزمون چاو در مدل‌ها کمتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین مدل مورد استفاده دارای اثرات جداگانه‌ای برای شرکت‌ها هستند. مقدار احتمال برای آزمون ها سمن نیز کمتر از ۰/۰۵ است (مقدار آن برابر با ۰/۰۰۰ است). بنابراین مدل‌های مورد استفاده مدل با اثرات ثابت است. در ادامه از این مدل‌ها برای بررسی فرضیات استفاده گردیده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نگاره (۴): آزمون چاو و آزمون هاسمن برای تعیین نوع مدل

مدل‌ها		آزمون چاو یا لیمر				آزمون هاسمن			نتیجه
		آزمون اثرات	مقدار	درجه آزادی	مقدار احتمال	مقدار کای-دو	درجه آزادی	مقدار احتمال	
مدل اول پژوهش	TAN بعنوان شاخص رشد	مقدار F	۸/۶۴۵۵	۱۱۱/۳۵ –	۰	۳۱/۲۵۵۸	۹	۰/۰۰۳	مدل با اثرات ثابت
		مقدار کای-دو	۵۴۵/۲۳	۱۱۱	۰				
	RD بعنوان شاخص رشد	مقدار F	۸/۷۷۲۶	۱۱۱/۳۴ –	۰	۲۸/۶۱۲۹	۹	۰/۰۰۸	مدل با اثرات ثابت
		مقدار کای-دو	۵۶۴/۶۹	۱۱۱	۰				
	SG بعنوان شاخص رشد	مقدار F	۸/۶۴۵۵	۱۱۱/۳۵ –	۰	۳۵/۶۲۹۵	۹	۰	مدل با اثرات ثابت
		مقدار کای-دو	۵۴۵/۶۱	۱۱۱	۰				
مدل دوم پژوهش	TAN بعنوان شاخص رشد	مقدار F	۱/۹۳۷۸	-۱۱۱/۳۶	۰	۶۰/۳۹۹۱	۷	۰/۰۰۱	مدل با اثرات ثابت
		مقدار کای-دو	۱۸۲/۹۶	۱۱۱	۰				
	RD بعنوان شاخص رشد	مقدار F	۱/۹۵۱۱	-۱۱۱/۳۵	۰	۵۹/۴۳۰۲	۷	۰	مدل با اثرات ثابت
		مقدار کای-دو	۱۸۲/۱۵	۱۱۱	۰				
	SG بعنوان شاخص رشد	مقدار F	۱/۹۴۵۶	-۱۱۱/۳۶	۰	۵۸/۰۵۲۱	۷	۰	مدل با اثرات ثابت
		مقدار کای-دو	۱۸۳/۵۷	۱۱۱	۰				

آزمون فرضیه اول

در این بخش از پژوهش به برازش مدل فرضیه اول با استفاده از رگرسیون توبیت پرداخته می‌شود. زمانی که در یک مدل، متغیری بر اساس اثر متقابل دو شاخص اندازه‌گیری شده باشد، آن متغیر به عنوان متغیر غیر قابل مشاهده (latent) شناخته می‌شود که برای آزمون این مدل

باید از رگرسیون توبیت استفاده شود تا اثرات تصادفی آن را بهتر برآورد نماید. بنابراین فرضیه‌ی اول پژوهش بدین صورت می‌باشد:

۱) شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا دارای کیفیت افشای پایین هستند.

نگاره شماره ۵ نتایج رگرسیون توبیت تاثیر مشکل جریان وجه نقد آزاد جنسن بر کیفیت افشاء را نشان می‌دهد. ضرایب رگرسیونی در سه حالت مجزا به صورت مقایسه‌ای بدست آمده است به طوریکه در هریک از سه حالت، یکی از سه شاخصه‌ی فرصت‌های رشد، یعنی نسبت

هزینه‌های تحقیق و توسعه به درآمد (RD)، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی ها (TAN)و نرخ رشد فروش شرکت (SG)به عنوان متغیر رشد شرکت در نظر گرفته شده است.

در مدل فرضیه‌ی اول، متغیر رشد کم (LG) می‌تواند هریک از سه شاخصه‌ی نسبت دارایی ثابت (TAN)، شدت R&D (RD)و رشد فروش (SG)باشد که در نگاره شماره ۵ نتایج رگرسیونی این مدل در سه حالت بصورت مقایسه‌ای نشان داده شده است. در این مدل تصور بر این است که شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا، تمایل به غیر شفاف نشان دادن و مدیریت سود دارند. به همین منظور ضرایب رگرسیونی متغیرهای هر سه حالت و همچنین مقادیر آماره آزمون تی-استیودنت در نگاره شماره ۵ محاسبه شده است.

همانطور که در نگاره ۵ مشاهده می شود متغیر جریان وجه نقد آزاد جنسن با اثری منفی در هر سه حالت با ضرایبی به ترتیب معادل ۲/۹۳۵۹-، ۵/۳۲۱۵- و ۲/۶۴۴۷- در سطوح معناداری ٪۵، ٪۱ و ۵٪ معنادار است. متغیر فرصت‌های رشد نیز با اثری منفی در حالتی که نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها (TAN) به عنوان متغیر رشد در نظر گرفته شده است با ضریب ۲/۷۴۹۳- در سطح معناداری ۱٪ معنادار می‌با شد و با اثری مثبت در دو حالت دیگر با ضرایبی به ترتیب معادل ۱/۴۳۳۲ و ۳/۷۵۷۹ در سطوح معناداری ۵٪ معنادار می‌باشد.

نگاره (۵): نتایج حاصل از رگرسیون توبیت برای فرضیه اول

$$|DAC_{it}| = \eta_i + \beta_1 FCF_{it-1} + \beta_2 LG_{it-1} + \beta_3 FCF_{it-1} \times LG_{it-1} + \gamma CONTROL_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

متغیرهای مستقل	علامت پیش بینی	شاخص‌های رشد		
		(1) TAN	(2) RD	(3) SG
FCF	[-]	-۲/۹۳۵۹	-۵/۳۲۱۵	-۲/۶۴۴۷
		(-۲/۵۵) **	(-۶/۳۶) ***	(-۲/۸۳) **
LG	[?]	-۲/۷۴۹۳	۱/۴۳۳۲	۳/۷۵۷۹
		(-۲/۶۶) ***	(۳/۳۶) **	(۳/۳۶) **
FCF*LG	[+]	۲/۱۴۱۱	۲/۰۱۸۵	۱/۲۰۲۲
		(۲/۵۱) **	(۲/۷۴) **	(۲/۵۳) **
DEPT	[+]	۵/۰۰۹۷	۵/۲۹۷۵	۳/۵۴۰۹
		(۳/۳۲) **	(۳/۴۲) ***	(۲/۳۴) **
VOL	[-]	-۱/۲۱۱۳	-۱/۲۱۰۴	-۱/۱۳۹۵
		(-۲/۱۹) **	(-۲/۱۴) ***	(-۲/۰۵) ***
SIZE	[+]	۲/۹۱۸۴	۱/۸۵۰۱	۱/۹۰۴۸
		(۴/۵۵) ***	(۴/۳۳) ***	(۴/۴۷) ***
TAC	[+]	۰/۹۲۵۶	۰/۹۲۹۱	۰/۹۲۸۳
		(۶/۰۵) ***	(۶/۵۴) ***	(۶/۲۴) ***
دوربین واتسون		۱/۹۶۲۴	۱/۹۵۷۲	۱/۹۴۹۴
ضریب تعیین R^2		۰/۹۲۰۶	۰/۹۱۹۷	۰/۹۱۹۸
نماد *** بیانگر سطح معناداری ۱٪				
نماد ** بیانگر سطح معناداری ۵٪				
نماد * بیانگر سطح معناداری ۱۰٪				

همچنین ضریب اثر متقابل بین دو متغیر جریان وجه نقد آزاد و نسبت دارایی ثابت (FCF*TAN)مثبت (۲/۱۴۱۱) و در سطح ۵٪ معنادار است. همچنین برای متغیر شدت R&D (RD)به عنوان یکی از شاخص‌های فرصت‌های رشد، ضریب (FCF*RD)مقداری مثبت (۲/۰۱۸۵) و در سطح ۵٪ معنادار است و برای متغیر رشد فروش خالص (SG)به عنوان شاخص فرصت‌های رشد، ضریبی مثبت (۱/۲۰۲۲) و معنادار در سطح ۵٪ بدست آمده است.

بطور کلی نتایج نشان می‌دهد که مشکل جریان وجه نقد آزاد جنسن (FCF)و شاخص‌های فرصت‌های رشد عواملی مهم برای کیفیت افشاء می‌باشد.

میزان ضریب تعیین حالت های اول و دوم وسوم به ترتیب برابر با ۰/۹۲۰۶، ۰/۹۱۹۷ و ۰/۹۱۹۸ است یعنی در حدود ۹۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته در هر سه حالت توسط متغیرهای مستقل بیان می‌گردد. مقدار آماره‌ی دوربین واتسون در حالت‌های اول دوم و سوم بترتیب برابر با ۱/۹۶۲۴، ۱/۹۵۷۲ و ۱/۹۴۹۴ است. مقادیر نزد یک به ۲ حاکی از عدم خودهمبستگی باقیمانده‌ها که یکی دیگر از فروض رگرسیون است را نشان می‌دهد (بنابراین خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها وجود ندارد).

بنابر نتایج بدست آمده، فرضیه اول پژوهش مورد تأیید واقع می‌شود و می‌توان بیان کرد که شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا، دارای کیفیت افشای پایین هستند.

آزمون فرضیه دوم

در این بخش از پژوهش به برازش مدل فرضیه دوم با استفاده از رگرسیون توبیت پرداخته می‌شود که فرضیه دوم پژوهش بدین صورت می‌باشد:

۲) شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا دارای همزمانی بازده سهام بالا هستند.

در نگاره شماره ۶ نتایج حاصل از رگرسیون توبیت مدل فرضیه دوم نمایش داده شده است.

در این مدل، تصور بر این است که شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا، دارای همزمانی بازده سهام بالاتر هستند. به همین منظور، ضرایب رگرسیونی متغیرهای هر سه حالت و همچنین مقادیر آماره‌ی آزمون تی-استیودنت در نگاره شماره ۶ محاسبه شده است.

به منظور کنترل سایر عوامل در این مدل، طبق پژوهش پیوتروسکی و رولستون (۲۰۰۴) دو متغیر همزمانی بازده دارایی ها (ROASYN)و انحراف معیار بازده دارایی ها (ROA)به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شدند که نتایج نگاره شماره ۶ نشان می‌دهد متغیر همزمانی بازده دارایی‌ها (ROASYN)دارای ضریبی با علامت منفی و معنادار در سطح معناداری ۱٪ و ۵٪ می‌باشد. در حالی که متغیر انحراف معیار بازده دارایی‌ها (ROA)دارای ضریبی مثبت و معنادار در سطح معنا داری ۱٪ می‌باشد.

نگاره (۶): نتایج حاصل از رگرسیون توبیت برای فرضیه دوم

$$P(R_{it}^2) = \eta_i + \beta_1 FCF_{it-1} + \beta_2 LG_{it-1} + \beta_3 FCF_{it-1} \times LG_{it-1} + \gamma CONTROL_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

متغیرهای مستقل	علامت پیش بینی	شاخص‌های رشد کم		
		(1) TAN	(2) RD	(3) SG
FCF	[+]	۱/۹۴۴۴	۰/۶۳۷۵	۰/۷۷۷
		(۶/۴۸) ***	(۲/۹۸) ***	(۳/۲۷) ***
LG	[?]	۱۱/۳۸۰۱	-۳۴/۹۱۰۳	-۱۰/۹۷۴۹
		(۴/۱۷) ***	(-۳/۴۴) **	(-۳/۸۵) ***
FCF*LG	[+]	۸/۶۲۰۵	۹۳/۶۸۵۸	۲/۸۶۵۸
		(۳/۸۲) ***	(۵/۰۱) **	(۲/۱۸) **
(ROA)	[+]	۰/۸۸۱۹	۰/۸۹۰۵	۰/۸۹۷۱
		(۷/۲۰) ***	(۷/۳۰) ***	(۷/۵۱) ***
ROASYN	[-]	-۰/۷۵۷۴	-۰/۵۸۸۷	-۰/۳۰۷۹
		(۶/۶۹) ***	(-۴/۸۹) **	(-۲/۷۷) **
DEPT	[-]	-۲/۵۹۳۶	-۰/۲۰۱۷	-۸/۳۴۸۸
		(-۶/۶۳) **	(-۰/۵۱) *	(-۸/۳۴) ***
VOL	[+]	۱۴/۳۴۱۵	۱۷/۸۵۷	۹/۳۹۳۴
		(۹/۲۴) **	(۱۱/۴۳) **	(۶/۱۵) **
NIND	[-]	-۱/۰۴۵۵	۱/۱۶۴۱-	-۱/۰۴۲۲
		(-۱/۹۷) **	(-۲/۱۷) **	(-۱/۹۹) **
INDCAP	[-]	-۵/۸۴۶۸	-۲/۶۲۷۱	-۱/۳۴۳۱
		(-۸/۴۱) ***	(-۳/۷۲) **	(-۱/۹۷) **
SIZE	[+]	۳/۰۶۲۴	۳/۴۷۲۳	۳/۵۲۸۸
		(۲/۳۰) ***	(۲/۵۷) **	(۲/۷۱) ***
دوربین واتسون		۲/۰۰۸۷	۱/۷۲۲۵	۲/۰۱۱۳
ضریب تعیین R^2		۰/۱۷۷۳	۰/۱۸۵۴	۰/۱۹۸۷

نماد *** بیانگر سطح معناداری ۱٪

نماد ** بیانگر سطح معناداری ۵٪

نماد * بیانگر سطح معناداری ۱۰٪

همچنین به منظور کنترل سایر عوامل، تعداد شرکت‌های موجود در صنعت (NIND)و ارزش بازار شرکت‌های موجود در صنعت (INDCAP)در نظر گرفته شد. همچنین متغیر اندازه شرکت (SIZE)به منظور کنترل اطلاعات محیطی شرکت در این مدل لحاظ گردید که علامت ضریب آن در سطح معناداری ۱٪ و ۵٪ مثبت و معنادار است.

علاوه بر اینها، متغیر نسبت سهام معامله شده عادی در سال به کل سهام عادی (VOL)به عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شد که در سطح معناداری ۵٪ دارای ضریبی با علامت مثبت و معنادار است.

همانطور که در نگاره شماره ۶ مشاهده می‌شود متغیر جریان وجه نقد آزاد جنسن با اثری مثبت در هر سه حالت با ضرایبی به ترتیب معادل ۱/۹۴۴۴، ۰/۶۳۷۵ و ۰/۷۷۷ در سطوح معناداری ۱٪ معنادار است. متغیر فرصت‌های رشد نیز با اثری مثبت در حالتی که نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها (TAN) به عنوان متغیر رشد در نظر گرفته شده است با ضریب ۱۱/۳۸۰۱ در سطح معناداری ۱٪ معنادار می‌باشد و با اثری منفی در دو حالت دیگر با ضرایبی به ترتیب معادل ۳۴/۹۱۰۳- و ۱۰/۹۷۴۷۹- در سطوح معناداری ۵٪ و ۱٪معنادار می‌باشد.

ضریب اثر متقابل بین دو متغیر جریان وجه نقد آزاد و نسبت دارایی ثابت (FCF*TAN) مثبت (۸/۶۲۰۵) و در سطح ۱٪ معنادار است. همچنین برای متغیر شدت R&D (RD)به عنوان یکی از شاخص‌های فرصت‌های رشد، ضریب (FCF*RD)مقداری مثبت (۹۳/۶۸۵۸) و در

سطح ۵٪ معنادار است و برای متغیر رشد فروش خالص (SG)به عنوان شاخص فرصت‌های رشد، ضریبی مثبت (۲/۸۶۵۸) و معنادار در سطح ۵٪ بدست آمده است. بطور کلی یافته‌ها نشان می‌دهد که مشکل جریان وجه نقد آزاد جنسن (FCF)یک عامل مهم برای همزمانی بازده سهام می‌باشد.

میزان ضریب تعیین در حالت اول و دوم وسوم به ترتیب برابر با ۰/۱۷۷۳، ۰/۱۸۵۴ و ۰/۱۹۷۸ ا ست یعنی در حدود ۱۷ در صد، ۱۸ در صد و ۱۹ در صد از تغییرات متغیر وابسته به ترتیب در حالت‌های اول، دوم و سوم توسط متغیرهای مستقل بیان می‌گردد. مقدار آماره دوربین واتسون در حالت‌های اول دوم و سوم به ترتیب برابر با ۲/۰۰۸۷، ۲/۰۱۷۲ و ۲/۰۱۱۳ است. مقادیر

نزدیک به ۲ حاکی از عدم خودهمبستگی باقیمانده ها که یکی دیگر از فروض رگرسیون است را نشان می‌دهد (بنابراین خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها وجود ندارد).

بنابر نتایج بدست آمده، فرضیه دوم پژوهش مورد تأیید واقع می شود و می‌توان بیان کرد که شرکت‌های با رشد کم و جریان وجه نقد آزاد بالا، دارای همزمانی بازده سهام بالاتر هستند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف اصلی این مقاله بررسی این موضوع می‌باشد که آیا مشکل جریان وجه نقد آزاد جنسن به افزایش همزمانی بازده سهام کمک می کند یا خیر.

نتایج تحقیق حاکی از تأیید هر دو فرضیه‌ی پژوهش می‌باشد. یعنی در شرکت‌های با جریان وجه نقد آزاد بالا و فرصت‌های رشد کم هم کیفیت افشا پایین‌تر است و هم همزمانی بازده سهام بالاتر است. به بیان دیگر، دارندگان اطلاعات نهانی با مخدوش کردن زمینه‌ی آگاهی ساختن اشخاص فاقد اطلاعات نهانی، زمینه‌ی سوء استفاده از جریان نقد آزاد به نفع خود را مهیا می‌سازند و با عدم بکارگیری جریانات نقد آزاد در پروژه‌های سودآور، موجب عدم افزایش قیمت سهام با شیبی تندتر از بازار می گردند. بنابراین، مشکل جریان وجه نقد آزاد جنسن از طریق تحریک اشخاص درون سازمانی شرکت به ایجاد عدم شفافیت، به افزایش همزمانی بازده سهام کمک می کند. این نتایج دیدگاه جین و مایرس (۲۰۰۶) مبنی بر خودداری اشخاص درون سازمانی شرکت از ارائه‌ی اطلاعات هنگام بالا بودن جریان وجه نقد و پایین بودن فرصت‌های رشد را تأیید می کند. همچنین نتایج این پژوهش با نتایج تحقیق چئونگ و جیانگ (۲۰۱۴) یکسان است. آنها نیز دیدگاه جین و مایرس (۲۰۰۶) را تأیید نموده و در پژوهش خود بدین نتیجه رسیدند که در شرکت‌های با جریان وجه نقد آزاد بالا و فرصت‌های رشد پایین کیفیت افشا پایین و همزمانی بازده سهام بالاست.

یکی از محدودیت‌های این پژوهش عدم انعکاس مبلغ مشخصی بابت هزینه‌های تحقیق و توسعه در صورت‌های مالی بسیاری از شرکت‌ها بود. به بیان دیگر، مبلغ هزینه تحقیق و توسعه در بسیاری از شرکت‌ها صفر می‌باشد.

در پایان، پیشنهاد می شود که شرکت‌ها تدبیری بیندیشند تا با به کارگیری وجوه نقد اضافی در پروژه‌های جدید، زمینه‌ی سوء استفاده‌ی دارندگان اطلاعات نهانی را از میان ببرند و ر شد شرکت را تسریع نمایند.

منابع

احمدپور، احمد. پیکرنگار قلعه رودخانی، صدیقه. (۱۳۹۰). تبیین رابطه‌ی بین اجزای کیفیت اقلام تعهدی و همزمانی قیمت در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۶*، ۱۵۱-۱۳۷.

ثقفی، علی. بولو، قاسم. محمدیان، محمد. (۱۳۹۰). کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه گذاری بیش از حد و جریان نقد آزاد. *مجله پیشرفت‌های حسابداری، ۶۱*، ۶۳-۳۷.

حساس یگانه، یحیی. امیدی، الهام. (۱۳۹۳). رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۴۲*، ۵۸-۳۱.

دستگیر، محسن. شهرزادی، مهشید. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط بین کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی در توضیح تغییرات بازده اضافی پورتفوی. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ۱۶*، ۳۲-۱۷.

دولو، مریم. امامی، علی. (۱۳۹۴). بررسی رابطه‌ی بین همزمانی قیمت سهام و نقد شوندگی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۲۹*، ۲۲-۳.

فروغی، داریوش. سعیدی، علی. رسائیان، امیر. زارع، سحر. (۱۳۹۰). تأثیر کیفیت سود بر میزان نگهداری وجه نقد در بورس اوراق بهادار تهران. *برنامه ریزی و بودجه، شماره (۲) ۱۶*، ۵۷-۸۱

کمیته تدوین استانداردهای حسابداری. (۱۳۸۵). *مبانی نظری حسابداری و گزارشگری مالی در ایران. نشریه ۱۱۳*، چاپ سوم، سازمان حسابرسی.

مهرانی، کاوه. پروائی، اکبر. (۱۳۹۳). کیفیت افشا در شرکت‌های خانوادگی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، (۴) ۲۱*، ۵۲۷-۵۴۰.

نوروش، ایرج. حسینی، سید علی. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین کیفیت افشا (قابلیت اتکاء و به موقع بودن) و مدیریت سود. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۵۵*، ۱۳۴-۱۱۷.

یحیی زاده فر، محمود. شمس، شهاب الدین. پاکدین امیری، مجتبی. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر فرصت‌های رشد در ارزش گذاری جریان نقدی آزاد. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، (۱) ۲۰*، ۱۱۳-۱۳۲.

Accounting Standards Committee. (2006). Theoretical Basics of Accounting and Financial Reporting in Iran. Publication 113, Third Edition, *Audit Organization*. [in Persian]

Ahmadpour, Ahmad. peikarnegar, sedighe. (2011). Explain the relationship between accruals quality components and price synchronization in Tehran Stock Exchange, *Quarterly Stock Exchange*, 16 151-137. [in Persian]

Chan, K. , and Hameed, A. (2006). Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets. *Journal of Financial Economics, 80*, 115-147.

Chan, K. , Hameed, A. , and Kang, W. (2013). Stock Return Synchronicity and Liquidity. *Journal of Financial Markets, 16*, 414-438.

Cheung, W, M. , and Jiang, L. (2014). Does Free Cash Flow Problem Contribute to Excess Stock Return Synchronicity? *Rev Quant Finan Acc*, DOI: 10. 1007/s11156-014-0464-2.

Chung, R. , Firth, M. , and Kim, J. (2005). Earning Management, Surplus Free Cash Flow, and External Monitoring. *Journal of Business Research, 58*, 766-776.

Dasgupta, S. , Gan, J. , and Gao, N. (2010). Transparency, Price Informativeness, and Stock Return Synchronicity: Theory and Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 45 (5)* , 1189-1220.

Dastgir, Mohsen. Shahrzadi, mahshid (2013) , Investigate the relationship between the disclosure quality and accrual quality in explaining the variations in additional portfolio performance, *Journal of Financial Accounting Research*,16, 17-32. [in Persian]

Dolou, Maryam. Emami, ali (2015) , Investigating the relationship between price synchronization and liquidity: Evidence from Tehran Stock Exchange, *Quarterly Stock Exchange*, 29, 3-22. [in Persian]

Durnev, A. , Morck, R. , and Yeung, B. (2004). Value-Enhancing Capital Budgeting and Firm-Specific Stock Return Variation. *J Financ, 59*, 65-105.

Foroughi, daryoush. Saeedi, ali. Rasaian, amir. Zare, safar (2011) , Effect of earnings quality on cash holdings in Tehran Stock Exchange, *Planning and Budget*,16 (2) , 57-81. [in Persian]

Gaver, J. J. , Gaver, K. M. (1993). Additional Evidence of the Association between the Investment Opportunity Set and Corporate financing, Dividend and Compensation Policies. *J Acc Econ, 16*, 125-140.

Haggard, K. S. , Martin, X. , and Pereira, R. (2008). Does Voluntary Disclosure Improve Stock Price Informativeness? *Financial Management (Blackwell Publishing Limited) , 37 (4)* , 747-768.

Hasas yegane, hasas. Omidi, elham (2014) , The relationship between the quality of accounting information, the delay of the price response and future return on equity, *Quarterly Journal of Empirical Financial Accounting Studies*,42, 31-58.

Jensen, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers. *American Economic Review, 76 (2)* , 323-329.

Jin, L. , Myers, S. C. (2006). R^2 Around the World: New Theory and New Tests. *Journal of Financial Economics, 79*, 257-292.

Jones, J. J. (1991). Earnings Management during Report Relief Investigations. *Journal of Accounting Research, 29 (2)* , 193-228.

Lehn, K. , Poulsen, A. (1989). Free Cash Flow and Stockholder Gains in Going Private Transactions. *J Financ, 54*, 771-787.

Lin, K. J. , Karim, K. E. , and Carter, C. (2015). Why Does China s Stock Market Have Highly Synchronous Stock Price Movements? An Information Supply Perspective. *Advances in Accounting, Incorporating Advances in International Accounting, 31*, 68-79.

Mehrani, kaveh. Parvani, akbar (2014) , Disclosure Quality in Family Companies Accepted in Tehran Stock Exchange, *Accounting and auditing reviews*, 21 (4) , 527-540. [in Persian]

Morck, I. , Yeung, B. , and Yu, W. (2000). The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements? J Financ Econ, 58, 215-238.

Noravesh, iraj. Hoseini, ali (2009) , Investigate the relationship between disclosure quality (reliability and timeliness) and profit management, *Accounting and auditing reviews*, 55, 117-134. [in Persian]

Piotroski, J. D. , Roulstone, J. D. (2004). The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices. *Accounting Review, 79*, 1119-1151.

Roll, R. (1988). R^2. *Journal of Finance, 43*, 541-566.

Saghafi, ali. Bolou, ghasem. Mohamadian, mohamad (2011) , The quality of accounting information, over-investment and free cash flow, *Journal of Accounting Progress*, 61, 37-63. [in Persian]

Skinner, D. (1993). The Investment Opportunity Set and Accounting Procedure Choice: Preliminary Evidence. *J Acc Econ*, 16, 407-445.

Yahya zade far, Mahmoud. Shams, shahabodin. Pakdin amiri, mojtaba (2013) , The Impact of Growth Opportunities on Free Cash Flow Valuation, *Accounting and auditing reviews*,20 (1) , 113-132. [in Persian]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی