

به نام خدا



فصلنامه

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هفتم، شماره ۲۵، پاییز ۱۳۹۶

این فصلنامه طبق نامه شماره ۳/۱۸۱۶۵۵ مورخ ۱۳۹۱/۸/۱۳ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری

از شماره سوم با درجه علمی _ پژوهشی منتشر می‌شود.

صاحب امتیاز: دانشگاه الزهراء (س)

مدیر مسئول: سید علی حسینی

سر دبیر: علی رحمانی

عضو هیئت تحریریه	دانشگاه	درجه علمی	رشته
احمد احمدپور	دانشگاه مازندران	استاد	حسابداری
امید پورحیدری	دانشگاه شهید باهنر کرمان	استاد	حسابداری
رضوان حجازی	دانشگاه الزهراء (س)	استاد	حسابداری
سید احمد خلیفه سلطانی	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
علی رحمانی	دانشگاه الزهراء (س)	استاد	حسابداری
حسین سجادی	دانشگاه شهید چمران اهواز	استاد	حسابداری
غلامرضا سلیمانی امیری	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
شهناز مشایخ	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
بیبا مشایخی	دانشگاه تهران	دانشیار	حسابداری
ساسان مهرانی	دانشگاه تهران	دانشیار	حسابداری

ویراستار علمی و ادبی: امیر محمدی

ویراستار انگلیسی: الهه ابراهیمی

طراح جلد و لوگو: هدیه تیموریان

صفحه آرا: خدیجه اسفندی

چاپ و صحافی: کارگاه گرافیک فرگاهی

کارشناس نشریه: اعظم پاک خصال

نشانی: تهران، میدان شیخ بهایی شمالی، دانشگاه الزهراء (س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

تلفن و نمابر: ۸۸۲۱۲۵۷۸

تارنما: <http://jera.alzahra.ac.ir>

رایانامه: jera@alzahra.ac.ir

خط مشی انتشار مجله

پژوهش‌های تجربی حسابداری فصلنامه‌ای است با رویکرد علمی- پژوهشی که با رسالت توسعه دانش و پژوهش حسابداری در کشور، به انتشار مقاله‌های پژوهشی* در حوزه حسابداری مبادرت می‌کند. مقالات با رویکرد تجربی/ آرشویی، آزمایش، بین رشته‌ای/ انتقادی، بازار پایه، پیمایش و مدل سازی که از ویژگی اصالت و نوآوری برخوردار باشند، در اولویت بررسی و انتشار خواهند بود. مهم ترین حوزه‌های مورد تأکید برای انتشار مقاله‌ها به شرح زیر می‌باشد:

۱. پژوهش‌های تجربی حسابداری در بازار سرمایه و بازار پول
۲. پژوهش‌های تجربی در حسابرسی و اطمینان بخشی
۳. پژوهش‌های تجربی در گزارشگری مالی و راهبری شرکتی

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

مقاله‌های ارسال شده پس از داوری تخصصی و در صورت تأیید هیئت تحریریه، به چاپ می‌رسد. از تمامی استادان و پژوهشگران گرامی که مقاله‌های خود را برای چاپ به این فصلنامه ارسال می‌کنند، تقاضا می‌شود، در تنظیم مقاله به موارد زیر توجه کنند.

۱. شکل مقاله

مقاله در محیط نرم‌افزاری Word 2007، در اندازه صفحه A4 (حاشیه‌ها از بالا ۴، پایین ۶/۵، چپ ۴/۵ و راست ۵ سانتی‌متر)، قلم فارسی متن Nazanin B با اندازه قلم: برای عنوان مقاله ۱۶ و برای نام نویسندگان ۱۲ به صورت پررنگ (Bold) و وسط چین؛ قلم فارسی متن Zar B با اندازه قلم: برای قسمت چکیده ۱۱، متن اصلی مقاله ۱۲، پی نوشت ۱۱، منابع ۱۱، واژه‌های کلیدی ۱۰ و محتوای فارسی نگاره‌ها ۱۰؛ فاصله بین خطوط یک سانتی متر و تورفتگی ابتدای هر پاراگراف معادل ۰/۳ سانتی متر و ردیف شده (Justify)؛ قلم انگلیسی متن Times New Roman با اندازه قلم: برای عنوان انگلیسی (پررنگ) ۱۴، چکیده انگلیسی ۱۲، فرمول‌ها ۱۱ (چپ چین)، پی نوشت ۱۱، منابع ۱۱، محتوای انگلیسی نگاره‌ها ۹، طبقه‌بندی موضوعی ۸؛ عناوین نگاره‌ها و نمودارها ایتالیک و پررنگ (Bold)، دارای فاصله ۶ سانتی متر قبل و بعد از نگاره و نمودار و به صورت وسط چین؛ حداکثر در ۱۸ صفحه (شامل منابع و ماخذ) و بدون شماره گذاری صفحات، حروف چینی و فایل اصلی مقاله و فایل بدون نام نویسنده از طریق

سامانه‌ی دریافت مقاله‌ها www.jera.ir ارسال شود. تا جایی که ممکن است، در متن مقاله از عکس استفاده نشود و در صورت استفاده، عکس با کیفیت بالا و سیاه و سفید باشد.

۲. ساختار مقاله

۱-۲. **صفحه جلد مقاله:** این صفحه باید شامل موارد زیر باشد:

- عنوان کامل مقاله؛

- نام نویسنده یا نویسندگان (نام نویسنده‌ای که عهده‌دار مکاتبات است، با علامت ستاره مشخص شود)؛

- رتبه علمی و نام مؤسسه یا دانشگاه یا محل اشتغال (به صورت فارسی و انگلیسی)، نشانی کامل نویسنده‌ای که عهده‌دار مکاتبات است، شامل: نشانی پستی، شماره تلفن، نمابر و نشانی پست الکترونیک (برای تمام نویسندگان)؛

- در ذکر نام نویسنده‌ها از القاب و عناوین استفاده نشود و فقط رتبه علمی و محل خدمت درج شود.

۲-۲. **صفحه اول مقاله:** عنوان و چکیده مقاله به زبان فارسی. چکیده در چهار پاراگراف شامل موضوع و هدف مقاله، روش پژوهش، یافته‌های پژوهش، و نتیجه‌گیری و اصالت و افزوده آن به دانش (در مجموع حداکثر ۱۶۵ کلمه) و واژه‌های کلیدی (حداکثر پنج واژه) و کد طبقه‌بندی JEL باشد. این کدگذاری برای طبقه‌بندی موضوعی در ادبیات اقتصادی طراحی شده است و جزئیات نحوه استفاده از آن در پایگاه اینترنتی:

< <http://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php> > قابل دسترسی است.

۳-۲. **صفحه دوم تا انتهای مقاله:** این بخش باید در بردارنده موارد زیر باشد:

- مقدمه (چند پاراگراف شامل بیان مسئله، مبانی نظری، هدف، اهمیت و ضرورت آن)؛

- مروری بر پیشینه (صرفاً پژوهش‌های مرتبط و به ترتیب زمانی یا موضوعی بررسی شود و نتیجه آن در پایان این بخش استخراج ماتریس نظریه و یا مدل مفهومی یا تحلیلی باشد که متغیرهای پژوهش را مستند می‌سازد و تدوین فرضیه‌های پژوهش)؛

- روش پژوهش (شامل: روش پژوهش، ابزار گردآوری اطلاعات، فنون تجزیه و تحلیل و مدل آزمون فرضیه‌ها، تعریف متغیرهای مورد مطالعه و تعریف عملیاتی آن‌ها (می‌تواند در همان بخش مدل‌های آزمون فرضیه ارائه شود و در این صورت نیازی به تکرار ندارد)، جامعه آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری)؛

- یافته‌های پژوهش (شامل: ارائه یافته‌ها، مقایسه آن با یافته‌های پژوهش‌های مذکور در پیشینه و تفسیر انطباق یا ناسازگاری یافته‌ها با پژوهش‌ها و نظریه‌ها)؛
- نتیجه‌گیری (شامل: خلاصه مسئله، ارائه خلاصه نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارائه پیشنهادها بر مبنای نتایج (توصیه‌های سیاستی صرفاً در تحقیقات کاربردی ضرورت دارد)، و در صورت لزوم پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی با توجه به محدودیت‌های پژوهش یا چگونگی توسعه پژوهش حاضر)؛
- فهرست منابع.
- چکیده انگلیسی (که باید ترجمه مفهوم و روانی از چکیده فارسی باشد).

۳. ارجاع‌های درون‌متنی

- به منظور ارجاع‌ها در متن مقاله از روش APA (ای. پی. ای) استفاده می‌شود؛ به این ترتیب که:
 - نام خانوادگی نویسنده همراه با سال انتشار آن در متن به صورت فارسی ارائه می‌شود و نیازی به ذکر معادل انگلیسی اسامی در پی‌نوشت نمی‌باشد. چنانچه تعداد نویسندگان بیش از یک نفر بود از ویرگول (،) و چنانچه تعداد منابع مورد استناد بیش از یک عدد بود از نقطه ویرگول (؛) به منظور جدا سازی استفاده شود.
 - هر منبعی که در متن مقاله به آن اشاره می‌شود، باید اطلاعات کامل آن در فهرست منابع درج شود و به غیر از این منابع، منبع دیگری در فهرست منابع و ماخذ درج نشود.
 - در صورت نیازه توضیحات لازم درباره اصطلاح‌ها و یا ذکر معادل‌های انگلیسی واژه‌های درون‌متنی (به غیر از اسامی نویسندگان)، از پی‌نوشت استفاده شود. در متن به هیچ عنوان نباید عبارات و اصطلاحات انگلیسی ارائه شود، مگر در مورد فرمول‌ها و معادله‌ها.

۴. فهرست منابع

- برای تنظیم فهرست منابع، از روش ارجاع APA (ای. پی. ای) استفاده می‌شود؛ به این ترتیب که ابتدا منابع فارسی و پس از آن منابع انگلیسی، به ترتیب حروف الفبا و بر اساس نام خانوادگی نویسنده، به شرح زیر ذکر و شماره گذاری می‌شود:
 - ۴-۱. کتاب: نام خانوادگی، نام کامل نویسنده. (نقطه و یک فاصله) (سال انتشار). (نقطه و یک فاصله) نام کتاب با حروف ایتالیک، (ویرگول و یک فاصله) نام مترجم، (ویرگول و یک فاصله) محل انتشار (دو نقطه و یک فاصله) نام انتشارات. (نقطه)

۲-۴. **مقاله:** نام خانوادگی، نام کامل نویسنده. (نقطه و یک فاصله) (تاریخ انتشار). (نقطه و یک فاصله) عنوان مقاله. (نقطه و یک فاصله) نام نشریه با حروف ایتالیك، دوره (شماره) با حروف ایتالیك، (ویرگول و یک فاصله) شماره صفحه شروع - (خط فاصله) پایان مقاله. (نقطه)

۳-۴. **مقالات بر خط:** نام خانوادگی، نام کامل نویسنده. (نقطه و یک فاصله) (تاریخ انتشار). (نقطه و یک فاصله) عنوان مقاله. (نقطه و یک فاصله) نام نشریه با حروف ایتالیك، دوره (شماره) با حروف ایتالیك، (ویرگول و یک فاصله) شماره صفحه شروع - (خط فاصله) پایان مقاله. (نقطه و یک فاصله) دریافت شده از (دو نقطه و یک فاصله) آدرس سایت

۳-۴. **گزارش‌ها و سایر منابع:** در این باره نیز اطلاعات کافی و کامل ارائه شود.

- در فهرست منابع چنانچه تعداد نویسندگان بیش از یک نفر بود، اسامی آنها با استفاده از نقطه ویرگول (؛) جدا شود.

- فهرست منابع نیازمند شماره گذاری نمی‌باشد. چنانچه بیش از یک عنوان از یک یا چند نویسنده مورد استناد قرار گرفته باشد، علاوه بر رعایت ترتیب حروف الفبا، ترتیب سال انتشار نیز رعایت شود؛ به این صورت که کتاب یا مقاله‌ای که زودتر (قدیمی تر) انتشار یافته است، در فهرست زودتر درج می‌شود. به منظور جلوگیری از بروز اشتباه بین منابع مختلف درج شده در فهرست، شروع هر منبع بدون تورفتگی یا بیرون زدگی خواهد بود و چنانچه عبارت طولانی شد، ادامه با تورفتگی (با استفاده از تکنیک Hanging) ۵/۱ سانتی متر می‌باشد.

۵. نمودارها، نگاره‌ها و فرمول‌ها

عنوان نمودارها در زیر و عنوان نگاره‌ها در بالای آنها درج شود. بهتر است نمودارها و نگاره‌ها، در داخل متن و پس از جایی که به آنها اشاره شده، درج شوند. برای شماره گذاری از شماره ۱ (عددی و داخل پرانتز، مانند نگاره (۱)) تا... استفاده شود. داخل نگاره‌ها باید به فارسی نوشته شود و در شرایط استفاده ممیز، از به کار بردن نقطه به جای ممیز خودداری گردد؛ در صورت ضرورت ضمن درج عنوان فارسی متغیرها، یک ستون می‌تواند به نمادهای مورد استفاده برای متغیر به زبان انگلیسی به گونه‌ای که در معادله‌ها و مدل‌ها استفاده شده اختصاص یابد. عناوین ستون‌ها در نگاره‌ها، به صورت وسط چین بوده و سطر اول هر نگاره که شامل عناوین ستون‌هاست با رنگ طوسی و درجه روشنی ۲ نمایش داده شود. برای اشاره به محتوای نگاره‌ها و نمودارها در متن، می‌بایست با استفاده از شماره آنها، ارجاع مناسب صورت گیرد. فرمول‌ها نیز در جداولی دو ستونی به صورت خطوط نامرئی (No Border) ارائه و به صورت مدل (۱) (عددی و داخل پرانتز) تا... شماره گذاری شوند.

۶. پی نوشت‌ها

اصطلاحات انگلیسی و برخی توضیحات لازم در پی نوشت (نه زیر نویس) و به صورت نگاره چهار ستونی (شامل شماره پی نوشت و محتوای پی نوشت) با خطوط نامرئی (No Border) ارائه شود. شماره گذاری پی نوشت‌ها به صورت متنی و بدون استفاده از تکنیک EndNote در ورد درج شود.

فهرست مطالب

- بهبود سنجش کیفیت اقلام تعهدی..... ۱
امیر محمدی، علی تقفی
- بررسی رابطه بین محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود فصلی و عدم تقارن اطلاعاتی..... ۱۵
موسی بزرگ اصل، آزاده ادیبی
- بررسی رابطه کیفیت سود، افشای داوطلبانه و رفتار نامتقارن اطلاعاتی با هزینه حقوق صاحبان
سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران..... ۳۹
ابراهیم عباسی، محسن بذرافشان
- رابطه انگیزه‌های مدیریت سود افزاینده و نظام راهبری شرکتی با رفتار نامتقارن هزینه..... ۶۱
حمیده اثنی‌عشری، شبنم جوانمرد
- تعیین کارایی هزینه و سود بانک‌ها با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها و بررسی عوامل
تعیین کننده آن..... ۸۳
علی غیوری مقدم، صفدر علیپور، زعیمه نعمت الهی، ایرج اصغری
- نقش اعتماد اجتماعی بر واکنش سرمایه گذاران نسبت به اعلان سود و تأثیر کیفیت سود و
تأخیر در گزارش سود بر رابطه آنها..... ۱۰۷
مهديه حبيبي، آريتا جهانشاد
- 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..... ۱۲۵
محمدعلی آقایی، سعید سیرغانی، صالح عرفی زاده
- تأثیر چرخه تجاری و سررسید بدهی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت..... ۱۵۱
پری راشدی، حمیدرضا بزاززاده
- تأثیر متغیرهای حسابداری محرک ریسک بر بازده غیر متعارف سهام شرکت‌های پذیرفته شده
در بورس اوراق بهادار تهران..... ۱۷۱
مریم صابری، مهدیه اسفندیارپور، محمد نوروزی
- ارتباط استراتژی متنوع‌سازی شرکتی و پدیده مدیریت واقعی و مصنوعی سود..... ۱۹۱
قادر داداش‌زاده، رسول برادران حسن‌زاده

بهبود سنجش کیفیت اقلام تعهدی

امیر محمدی*، علی ثقفی**

تاریخ ۰۶ / ۰۷ / ۹۵

تاریخ ۲۵ / ۱۰ / ۹۵

چکیده

بررسی معیارهای حاصل از مدل‌های سنجش کیفیت اقلام تعهدی در سال‌های اخیر، نشان از وجود عواملی دارد که منجر به کاهش توان این مدل‌ها در تفکیک اقلام تعهدی عادی و غیرعادی و بروز خطای نوع اول و نوع دوم در مدل‌های مربوطه می‌گردد. این تحقیق با شناسایی این عوامل، سعی در بهبود توان مدل‌های سنجش کیفیت اقلام تعهدی دارد. با در نظر گرفتن اقلام تعهدی چسبنده، عملکرد شرکت، اقلام تعهدی بلندمدت و تفکیک جریان‌های نقدی، اقلام تعهدی غیرعادی با استفاده از معیاری جدید برای ۱۲۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۲، مورد سنجش قرار گرفت. نتایج حاصل از بررسی توان این معیار در مقایسه با معیار حاصل از مدل‌های دیگر، نشان‌دهنده بهبود توانایی تفکیک اقلام تعهدی عادی و غیرعادی است. معیار جدید این تحقیق نشان از کاهش خطای نوع اول و نوع دوم در تعیین اقلام تعهدی غیرعادی دارد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت اقلام تعهدی، اقلام تعهدی غیرعادی، چسبندگی اقلام تعهدی، کیفیت سود.

طبقه‌بندی موضوعی: M41, G14

مقدمه

متون اخیر حسابداری همگی بر این موضوع اتفاق نظر دارند که اقلام تعهدی تصویری مناسب تر از وضعیت اقتصادی شرکت نسبت به اقلام نقدی نشان می‌دهند؛ چرا که این اقلام، عدم تطابق زمانی جریان‌های نقدی را اصلاح می‌کنند. به عنوان مثال ثبت حساب‌های پرداختی، پرداخت‌های آتی را در همین دوره شناسایی می‌نماید. اما در هر صورت اقلام تعهدی دارای کاستی‌هایی نیز می‌باشند که مهم‌ترین آن خطاهای احتمالی در زمان برآورد این اقلام است. این خطاهای احتمالی در برآورد اقلام تعهدی و پیامد اقتصادی مربوط به آن، مفید بودن اقلام تعهدی و توان آنها در پیش‌بینی جریان‌های نقدی را کاهش می‌دهد. از این رو، کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت سود با بالا رفتن خطای برآورد اقلام تعهدی کاهش می‌یابد. بنابراین اگر بتوان خطای احتمالی در برآورد اقلام تعهدی را اندازه‌گیری نمود می‌توان از آن به عنوان معیاری از کیفیت سود استفاده نمود.

مطابق با تعاریف موجود در ادبیات حسابداری، اقلام تعهدی عادی آن بخش از اقلام تعهدی می‌باشد که سعی در انعکاس عملکرد واقعی و بنیادی شرکت دارد و اقلام تعهدی غیرعادی که توسط مدل‌های مختلف تعیین می‌گردد، نمایانگر بخشی از اقلام تعهدی می‌باشند که ناشی از مدیریت سود و یا روش‌های حسابداری بوده و نمی‌توانند منعکس‌کننده عملکرد واقعی شرکت باشند (دیچاو و همکاران، ۲۰۱۰).

به هر روی، مدل‌های سنجش اقلام تعهدی عادی و غیرعادی، دارای خطاهای اندازه‌گیری می‌باشند که این خطاها منجر به کاهش توان مدل‌های مطرح در ادبیات کیفیت اقلام تعهدی، گردیده است. از مهم‌ترین دلایل این کاهش توان، می‌توان به عدم تطابق دقیق زمانی اقلام تعهدی و نقدی، در نظر نگرفتن اقلام تعهدی بلندمدت و عملکرد شرکت اشاره نمود.

در این تحقیق، با بررسی ادبیات کیفیت اقلام تعهدی و شناسایی عوامل کاهش توان مدل‌های سنجش کیفیت اقلام تعهدی، معیار جدیدی ارائه خواهد شد که علاوه بر در نظر گرفتن انتقادات مربوط به سایر مدل‌ها، توان معیارهای کیفیت اقلام تعهدی را نیز بهبود بخشد.

ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

به منظور بررسی دلایل کاهش توان مدل‌های سنجش کیفیت ارقام تعهدی، نگاره ۱، حاوی خلاصه‌ای از مدل‌های موجود در ادبیات ارقام تعهدی به همراه معایب هر یک از مدل‌ها می‌باشد. با در نظر گرفتن این معایب می‌توان موارد زیر به عنوان موارد مهم در بهبود توان مدل‌های سنجش کیفیت ارقام تعهدی دانست.

ارقام تعهدی چسبنده: ارقام تعهدی غیرعادی حاصل از مدل‌های مطرح در ادبیات کیفیت ارقام تعهدی دارای رابطه ارزشی در بازار می‌باشند و دلیل اصلی آن می‌تواند وجود اطلاعات مفید در مورد جریان‌های نقدی آتی در این ارقام باشد. به عبارت دیگر، این امکان وجود دارد که ارقام تعهدی غیرعادی همیشه ناشی از خطای برآورد نباشد و حاوی اطلاعات مهمی در مورد وضعیت آتی شرکت باشد. به سخن دیگر به دلیل تغییر در عملکرد شرکت، سطح ارقام تعهدی نیز ممکن است دستخوش تغییر گردد. این تغییر را می‌توان در مفهوم "ارقام تعهدی چسبنده" بیان نمود. ارقامی که به واسطه تغییر در ارقام تعهدی در حساب‌های تعهدی باقی می‌ماند و ممکن است در کوتاه‌مدت به وجه نقد تبدیل نگردد. به بیان دیگر، ارقام تعهدی چسبنده آن بخش از تغییرات ارقام تعهدی می‌باشند که به واسطه تغییر در عملکرد شرکت ایجاد شده است و ناشی از خطای برآورد نیستند. هم‌چنین، به نظر می‌رسد یکی از دلایل اصلی وجود هم‌بستگی مثبت و بالا میان ارقام تعهدی غیرعادی و جمع ارقام تعهدی و محتوای اطلاعاتی ارقام تعهدی غیرعادی، وجود ارقام تعهدی چسبنده‌ی حاوی اطلاعات مفید، می‌باشد (ژای؛ ۲۰۰۱، سابرامانیا؛ ۱۹۹۶، العطار و همکاران؛ ۲۰۰۸ و دیچاو و همکاران؛ ۲۰۱۰، ثقفی و محمدی؛ ۱۳۹۱).

تطابق اجزای ارقام تعهدی و اجزای جریان‌های نقدی: ارقام تعهدی، تعدیلات موقت و لازم به منظور نشان دادن جریان‌های نقدی دوره‌های زمانی مختلف می‌باشند. مهم‌ترین دلیل اصلی در عدم تطابق زمانی جریان‌های نقدی و ارقام تعهدی از آنجا نشأت می‌گیرد که سود تعهدی از منظر استاندارد گذران تصویر واقعی‌تر از عملکرد اقتصادی شرکت نشان می‌دهد. بنابراین، خطای رخ داده در برآورد ارقام تعهدی به منظور تعدیل زمانی جریان‌های نقدی موجب کاهش در کیفیت ارقام تعهدی و کیفیت سود می‌گردد. از سوی دیگر تفکیک اجزای ارقام تعهدی و ارقام نقدی توان این ارقام را در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی افزایش

می‌دهد (دیچاو و دیچو؛ ۲۰۰۲، مک‌نیکولز؛ ۲۰۰۲، بارث و همکاران؛ ۲۰۰۳ و دیچاو و همکاران؛ ۲۰۱۰، چنگ و هولی؛ ۲۰۰۸، مدرس و محمدی؛ ۱۳۸۸).

تکانه (۱): مهم‌ترین مدل‌های کیفیت سود مبتنی بر ارقام تعهدی.

عنوان مدل	تئوری زیربنایی	مدل	انتقادات وارده به مدل
مدل جونز (جونز، ۱۹۹۱)	ارقام تعهدی تابعی از رشد درآمدها و استهلاك تابعی از اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات می‌باشد. در این مدل رشد درآمدها متغیری کاملاً برونزا فرض شده است و هزینه استهلاك تابعی از خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات می‌باشد. تفکیک این ارقام عادی از جمع ارقام تعهدی، منتج به ارقام تعهدی غیرعادی می‌گردد.	$\frac{T\Delta it}{A\Delta it-1} = 80 \left(\frac{1}{A\Delta it-1} \right) + \delta 1 \left(\frac{\Delta R\text{evit}}{A\Delta it-1} \right) + \delta 2 \left(\frac{PPE\Delta it-1}{A\Delta it-1} \right) + \varepsilon it$	فرض برونزا بودن رشد درآمدها در نظر نگرفتن عملکرد شرکت وجود هم بستگی بالا بین باقیمانده مدل و جمع ارقام تعهدی قدرت پایین کشف مدیریت سود خطای نوع اول و دوم بالا
مدل جونز تعدیل‌شده (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵)	ارقام تعهدی عادی حاصل از مدل جونز ممکن است تحت تاثیر اختیارات مدیریت در خصوص فروش‌های نسیه قرار گیرد. بنابراین اگر بتوان مدل جونز را با توجه به این اختیارات مورد تعدیل قرار داد، انتظار می‌رود عملکرد مدل جونز در خصوص شناسایی ارقام تعهدی عادی بهبود یابد.	$\begin{aligned} &= \alpha 0 + \alpha 1 (\Delta R\text{evit } T\Delta it) \\ &\quad \Delta R\text{ecit} + \alpha 2 (PPE\Delta it) + \varepsilon it \end{aligned}$	در نظر نگرفتن عملکرد شرکت وجود هم بستگی بالا بین باقیمانده مدل و جمع ارقام تعهدی قدرت پایین کشف مدیریت سود - خطای نوع اول و دوم بالا
مدل کازینیک (کازینیک، ۱۹۹۹)	بخشی از ارقام تعهدی تحت تاثیر تغییرات در جریان‌های نقدی می‌باشد که با افزودن تغییرات در جریان‌های نقدی عملیاتی (ΔCFO) می‌توان این بخش از ارقام تعهدی را کنار گذارد.	$\begin{aligned} &= \alpha 0 + \alpha 1 (\Delta R\text{evit } T\Delta it) \\ &\quad \Delta R\text{ecit} + \alpha 2 (PPE\Delta it) + \alpha 3 \Delta CFO_{it} + \varepsilon it \end{aligned}$	همانند مدل جونز تعدیل شده
مدل عملکرد (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵)	ارقام تعهدی علاوه بر هم بستگی با عملکرد فعلی شرکت با عملکرد گذشته آن نیز هم بستگی دارند. به بیان دیگر، در حالی که مدل‌های جونز و جونز تعدیل شده سعی در کنترل عملکرد فعلی شرکت دارند، بررسی‌های تجربی این دو مدل نشان می‌دهد که ارقام تعهدی عادی به طور بااهمیتی تحت تاثیر عملکرد فعلی و گذشته شرکت می‌باشند.	$\begin{aligned} &= \alpha 0 + \alpha 1 (\Delta R\text{evit}) + \alpha 2 (PPE\Delta it) + \alpha 3 (ROA\Delta it \text{ (or } it-1)) \\ &\quad \varepsilon it + \alpha 0 T\Delta it \\ &\quad \Delta R\text{ecit} + \alpha 1 (\Delta R\text{evit} \\ &\quad + \alpha 2 (PPE\Delta it) \\ &\quad + \alpha 3 (ROA\Delta it \text{ (or } it-1)) + \varepsilon it \end{aligned}$	- در نظر نگرفتن سایر عوامل ممکن - خطای نوع دوم بالا

عنوان مدل	تئوری زیربنایی	مدل	انتقادات وارده به مدل
مدل دیچاو و دیچو (۲۰۰۲)	خطاهای رخ داده در برآورد اقلام تعهدی به منظور تعدیل زمانی جریان‌های نقدی موجب کاهش در کیفیت اقلام تعهدی و کیفیت سود می‌گردد. اقلام تعهدی تابعی از جریان‌های نقدی حال، گذشته و آینده می‌باشند.	$\Delta WC = \phi_0 + \phi_1 CFOL_{i,t} + \phi_2 CFO_{i,t} + \phi_3 CFO_{i,t+1} + u_{i,t}$	در نظر نگرفتن عملکرد شرکت در نظر نگرفتن اقلام تعهدی بلندمدت - خطای نوع اول و دوم بالا
مدل تعدیل شده فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵)	تعدیل نخست: مدل دیچاو و دیچو صرفاً اقلام تعهدی جاری را در نظر می‌گیرد و اقلام تعهدی بلندمدت جایگاهی در مدل آن‌ها ندارد. تعدیل دوم: برخی از ویژگی‌های شرکت از عوامل موثر بر کیفیت پایین اقلام تعهدی می‌باشند. بنابراین می‌توان بخش باقیمانده را به دو جزء ذاتی و غیرعادی تقسیم نمود.	$= \phi_0 + \phi_1 CFOL_{i,t} + \phi_2 CFO_{i,t} + \phi_3 CFO_{i,t+1} + \phi_4 \Delta Rev_{i,t} + \phi_5 PPPE_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ $\sigma(\epsilon_{i,t}) = \lambda_0 + \lambda_1 Size_{i,t} + \lambda_2 \sigma(CFO)_{i,t} + \lambda_3 \sigma(Sales)_{i,t} + \lambda_4 OperCycle_{i,t} + \lambda_5 NegEam_{i,t} + v_{i,t}$	علی‌رغم کاهش خطای نوع اول در مدل، خطای نوع دوم همچنان بالا می‌باشد.

برازش مدل در سطح صنعت - برازش مدل‌های کیفیت سود در سطح صنعت و در نظر گرفتن عوامل موثر در سطح هر صنعت که در اختیار مدیریت شرکت نمی‌باشند باعث تعیین مناسب‌تر اقلام تعهدی غیرعادی می‌گردد. برازش مدل‌های کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) و فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) در سطح صنعت نشان از بهبود توان مدل‌ها دارد. در این تحقیق نیز تمامی مدل‌ها در سطح صنعت برازش شده‌اند.

عملکرد شرکت - توجه به عملکرد شرکت و عوامل بنیادی آن از مهم‌ترین مسائلی بود که منجر به نقد وارده به برخی از مدل‌های مطرح ادبیات اقلام تعهدی می‌گردد. در نظر گرفتن عملکرد شرکت و عوامل بنیادی یکی از راه‌های بهبود توان مدل‌های اقلام تعهدی و کاهش خطاهای آن‌ها است. شواهد تجربی نیز تأیید کننده این مدعاست که توجه به عملکرد شرکت، یکی از دلایل افزایش توان مدل‌های اقلام تعهدی می‌باشد.

اقلام تعهدی بلندمدت - از موارد دیگری که منجر به بهبود توان مدل‌های اقلام تعهدی می‌باشد، توجه به اقلام تعهدی بلندمدت و در نظر گرفتن این اقلام در مدل‌های کیفیت اقلام تعهدی می‌باشد. افزودن اقلام تعهدی بلندمدت به مدل‌هایی که این عوامل را در نظر نگرفته‌بودند همان‌گونه که فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) اشاره می‌کنند، ممکن است منجر به بهبود توان مدل گردد.

روش تحقیق

جامعه آماری

به منظور انجام این تحقیق و با توجه به نیاز به اطلاعات یک سال بعد، دوره این تحقیق، دوره بلندمدت ده ساله ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۱ می باشد. با توجه به این که برای محاسبات متغیرهای تحقیق نیاز به اطلاعات یکسال بعد نیز می باشد، بنابراین از اطلاعات سال های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲ شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. جامعه آماری این تحقیق شامل تمامی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد و با تعدیل این جامعه با استفاده از برخی محدودیت ها، شرکت های مدنظر مشخص گردیده است. به عبارت دیگر، جامعه انتخابی در این تحقیق، پس از اعمال محدودیت های زیر انتخاب شده است:

- ۱- قبل از سال مالی ۱۳۸۰ - به دلیل تغییر در استانداردهای حسابداری - در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
- ۲- سرمایه در گردش آنان - به دلیل تعمیم پذیری نتایج تحقیق - منفی نباشد.
- ۳- در دوره مورد بررسی - به دلیل داشتن قابلیت مقایسه - تغییر دوره مالی نداشته باشند.
- ۴- شرکت های سرمایه گذاری و واسطه گری های مالی - به دلیل ماهیت متفاوت عملیات آنها - نباشند.
- ۵- داده های مورد نظر آنها در دسترس باشد.

مدل های تحقیق

در این تحقیق، ابتدا مدل ۱ به منظور جدا کردن بخش چسبنده ارقام تعهدی از کل ارقام تعهدی و با در نظر گرفتن ارقام تعهدی بلندمدت و عملکرد شرکت، مورد برازش قرار گرفت. در این مدل، مطابق با نحوه عمل فرانسویس و همکاران (۲۰۰۵)، جمع ارقام تعهدی مندرج در مدل جونز به عنوان متغیر وابسته و اموال، ماشین آلات و تجهیزات به عنوان یک متغیر مستقل، مورد استفاده قرار گرفته است. هم چنین، با توجه به تحقیق کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، عملکرد جاری شرکت به عنوان متغیر مستقل، به رابطه افزوده شده است.

$$TA_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Sale_t + \alpha_2 \Delta CGS_t + \alpha_3 \Delta OE_t + \alpha_4 \Delta OtherOP_t + \alpha_5 \Delta INT_t + \alpha_6 \Delta TAX_t + PPE_t + \alpha_3 ROA_t + v_t \quad (1)$$

که در آن؛ TA جمع اقلام تعهدی برابر با سود خالص منهای جریان‌های نقد عملیاتی، $\Delta Sale$ تغییرات در فروش، ΔCGS تغییرات در بهای تمام شده کالای فروش‌رفته، ΔOE تغییرات در هزینه‌های عملیاتی، $\Delta OtherOP$ تغییرات در سایر درآمد (هزینه‌های عملیاتی)، ΔINT تغییرات در هزینه مالی و ΔTAX تغییرات در مالیات می‌باشد.

و در گام دوم به منظور تعیین خطای برآورد اقلام تعهدی مقدار باقیمانده در مدل ۱ در مدل ۲ به عنوان متغیر وابسته جریان‌های نقدی گذشته و آتی (به تفکیک) در نظر گرفته شد:

$$v_t = \beta_0 + \beta_1 C_Sale_{t-1} + \beta_2 C_CGS_{t-1} + \beta_3 C_OE_{t-1} + \beta_4 C_OtherOP_{t-1} + \beta_5 C_INT_{t-1} + \beta_6 C_TAX_{t-1} + \beta_7 C_Sale_{t+1} + \beta_8 C_CGS_{t+1} + \beta_9 C_OE_{t+1} + \beta_{10} C_OtherOP_{t+1} + \beta_{11} C_INT_{t+1} + \beta_{12} C_TAX_{t+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که؛ C_Sale جریان‌های نقدی حاصل از فروش‌ها (فروش منهای تغییرات در حساب‌های دریافتی و به علاوه تغییرات در پیش‌دریافت)، C_CGS جریان‌های نقدی حاصل از بهای تمام شده کالای فروش‌رفته (بهای تمام شده کالای فروش‌رفته منهای تفاضل تغییرات در موجودی کالا و تغییرات در حساب‌های پرداختی)، C_OE جریان‌های نقدی حاصل از هزینه‌های عملیاتی (هزینه‌های عملیاتی منهای تغییرات اقلام تعهدی مربوط به این هزینه‌ها)، $C_OtherOP$ تمامی جریان‌های نقدی عملیاتی به جز C_Sale ، C_CGS و C_OE ، C_INT جریان‌های نقدی مربوط به پرداخت هزینه‌های مالی و C_TAX جریان‌های نقدی مربوط به پرداخت مالیات، می‌باشد.

باقیمانده مدل ۲ به عنوان خطای برآورد اقلام تعهدی می‌باشد. این مقدار باقیمانده به عنوان معیار کیفیت سود کم‌تر مورد استفاده قرار گرفته است.

به منظور هم‌مقیاس نمودن متغیرها، در دو مدل بالا، تمامی اقلام بر جمع دارایی‌های ابتدای دوره تقسیم شده‌اند.

به منظور مقایسه معیار سنجش کیفیت سود این تحقیق با سایر معیارها، نخست مدل‌های جونز تعدیل‌شده (مدل ۳) و مدل دیچاو و دیچو (مدل ۴) مورد برآزش قرار گرفته است و معیارهای مربوط به کیفیت سود هر یک از این مدل‌ها استخراج شد.

$$TA_t/A_{t-1} = \delta_0 (1/A_{t-1}) + \delta_1 (\Delta Rev_t/A_{t-1} - \Delta Rec_t/A_{t-1}) + \delta_2 (PPE_t/A_{t-1}) + \xi_t \quad (۳)$$

که در آن؛ TA جمع اقلام تعهدی برابر با سود خالص منهای جریان‌های نقد عملیاتی، ΔRev تغییرات در درآمد، ΔRec تغییرات در حساب‌های دریافتی، PPE خالص اموال، تجهیزات و ماشین‌آلات، A جمع دارایی‌های شرکت و ξ باقیمانده مدل می‌باشد.

$$\Delta WC_t = \varphi_0 + \varphi_1 CFO_{t-1} + \varphi_2 CFO_t + \varphi_3 CFO_{t+1} + \iota_t \quad (۴)$$

در این مدل؛ ΔWC تغییرات در اقلام سرمایه در گردش به جز وجه نقد می‌باشد که از طریق جمع جبری تغییرات در دارایی‌های جاری به جز وجه نقد و سرمایه گذاری کوتاه مدت و تغییرات در بدهی‌های جاری به جز سود سهام پرداختی و تسهیلات کوتاه مدت حاصل می‌گردد و CFO جریان‌های نقدی عملیاتی می‌باشد.

برازش مدل‌های سنجش کیفیت اقلام تعهدی در سطح صنعت، مطابق با مباحث مطرح شده در ادبیات اقلام تعهدی موجب بهبود توان مدل‌ها می‌گردد، از این رو، در این تحقیق تمامی مدل‌های مورد مقایسه در سطح صنعت مورد برازش قرار گرفته است.

یافته‌های تحقیق

میانگین ضرایب مربوط به برازش مدل ۱ مربوط به تمامی سال-صنعت‌ها براساس رگرسیون مقطعی، در نگاره ۲ نشان داده شده است. این مدل به طور متوسط با ضریب تعیین تعدیل شده‌ای به میزان ۲۹ درصد مورد برازش قرار گرفته است. با توجه به این یافته‌ها، باقیمانده مدل به منظور استفاده در مدل‌های بعدی مورد تعیین قرار گرفت.

نگاره (۲): خلاصه برازش ۷۰ سال-صنعت مدل ۱.

$\alpha_3 ROAt + vt TAXt + PPEt + \Delta INTt + \alpha_6 \Delta OtherOPt + \alpha_5 \Delta OEt + \alpha_4 \Delta CGSt + \alpha_3 \Delta Salet + \alpha_2 \Delta TaT = \alpha_0 + \alpha_1$									
	intercept	Sale Δ	CGS Δ	OE Δ	OtherOP Δ	INT Δ	TAX Δ	PPE	ROA
میانگین ضرایب	۱/۵۴۸	۰/۳۶۷	۰/۵۲۸	۰/۷۷۳	۱/۲۰۸	-۰/۹۶۹	۰/۷۶۵	-۰/۲۸۴	۰/۶۲۹
آماره t	۸/۴۳۱	۱/۶۸۷	۱/۷۸۹	۱/۷۳۲	۲/۵۳۰	-۱/۹۳۱	۱/۵۴۳	-۲/۷۸۲	۴/۲۸۳
آماره‌های ترکیبی	adj. R2	۰/۲۹	F	۶/۱۹۶	D. W.	۱/۷۸۳			

در گام دوم به منظور تعیین خطای برآورد اقلام تعهدی، مقدار باقیمانده در مدل ۱ که بیانگر اقلام تعهدی پس از تفکیک اقلام تعهدی چسبنده می‌باشد، در مدل ۲ به عنوان متغیر وابسته

جریان‌های نقدی گذشته و آتی در نظر گرفته شد. نتایج مربوط به این برآزش به همراه برآزش مدل‌های جونز تعدیل شده و دیچاو و دیچو، در نگاره ۳ نشان داده شده است.

متوسط ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌های جونز تعدیل شده و دیچو و دیچاو در این تحقیق به ترتیب برابر با ۲/۵ درصد و ۱۵ درصد می‌باشد که با نتایج تحقیقات مشابه هم‌خوانی دارد. علاوه بر این ضریب تعیین تعدیل شده مدل این تحقیق (۳۵ درصد) تفاوت زیادی با ضریب تعیین تعدیل شده دو مدل دیگر دارد.

بررسی خطای نوع اول

وجود هم‌بستگی مثبت و بالای میان ارقام تعهدی غیرعادی حاصل از مدل‌های مختلف و جمع ارقام تعهدی در ادبیات کیفیت ارقام تعهدی به عنوان یکی از نشانه‌های خطای نوع اول (طبقه‌بندی نادرست ارقام تعهدی تحت عنوان ارقام تعهدی غیرعادی، در حالی که عادی بوده اند) مدل مطرح شده است. نگاره ۴، هم‌بستگی میان ارقام تعهدی غیرعادی حاصل از هر یک از مدل‌ها و جمع ارقام تعهدی را نشان می‌دهد.

نگاره (۳): خلاصه برآزش ۷۰ سال - صنعت مدل تحقیق، مدل جونز تعدیل شده و مدل

دیچاو و دیچو.

میانگین ضرایب (آماره t)	مدل تحقیق	مدل جونز تعدیل شده	مدل دیچاو و دیچو
Intercept	-۱/۴۴۰ -۹/۳۱۵	-۰/۰۱۵۸ ۲/۲۹۵	-۰/۲۰۱ -۳/۲۰۹
C_Sale _{t-1}	۰/۸۵۵ ۸/۷۶۰		
C_CGS _{t-1}	۰/۲۷۰ ۳/۹۳۱		
C_OE _{t-1}	۰/۲۱۷ ۱/۶۸۴		
C_OtherOP _{t-1}	۰/۰۹۷ ۲/۳۴۰		
C_INT _{t-1}	-۱/۸۷۸ -۴/۰۶۵		
C_TAX _{t-1}	-۱/۱۶۶ -۱/۹۶۶		
C_Sale _{t+1}	-۰/۳۷۹		

مدل دیچاو و دیچو	مدل جونز تعدیل شده	مدل تحقیق	میانگین ضرایب (آماره)
			-۶/۲۴۴
			-۰/۵۷۰ -۶/۹۶۲
			-۰/۲۱۵ -۱/۳۳۰
			۰/۰۳۳ ۱/۷۴۷
			۱/۰۳۵ ۲/۴۵۱
			۱/۳۰۸ ۱/۹۸۱
	۰/۰۴۷ ۲/۹۸۱		
	-۰/۰۹۷ -۴/۷۴۶		
			۰/۱۳۵ ۳/۷۱۵
			-۰/۳۸۶ -۱۰/۲۰۳
			۰/۲۳۷ ۶/۵۴۴
			adj. R ² (pooled) ۰/۳۵
			D. W. (pooled) ۱/۸۰۸
			F (pooled) ۵/۸۴۹
			۰/۰۲۵
			۱/۷۸۶
			۱/۸۴۵
			۱۱/۷۴۵
			۳۸/۶۸۴

یافته‌های حاصل از آزمون هم‌بستگی در نگاره ۴، نشان می‌دهد که بین باقیمانده مدل تحقیق، باقیمانده مدل جونز تعدیل شده و باقیمانده مدل دیچاو و دیچو و جمع اقلام تعهدی به ترتیب ۵۸، ۹۸ و ۸۳ درصد هم‌بستگی مثبت وجود دارد که باقیمانده مدل تحقیق از کمترین میزان هم‌بستگی با جمع اقلام تعهدی برخوردار می‌باشد. علاوه بر این، باقیمانده مدل تحقیق از هم‌بستگی بیشتری با باقیمانده مدل دیچاو و دیچو برخوردار است که با توجه به ساختار مدل تحقیق و مشابهت‌های آن با مدل دیچاو و دیچو نیز این انتظار می‌رفت.

نگاره (۴): هم‌بستگی مقادیر باقیمانده و جمع اقلام تعهدی.

جمع اقلام تعهدی	مدل دیچاو و دیچو	مدل جونز تعدیل شده	مدل تحقیق	باقیمانده مدل‌ها
۰/۵۸۲*	۰/۴۹۸*	۰/۳۵۲*	۱	مدل تحقیق
۰/۹۸۶*	۰/۳۵۱*	۱	۰/۳۵۲*	مدل جونز تعدیل شده
۰/۸۳۳*	۱	۰/۳۵۱*	۰/۴۹۸*	مدل دیچاو و دیچو
۱	۰/۸۳۳*	۰/۹۸۶*	۵۸۲	جمع اقلام تعهدی

* معنی‌داری در سطح خطای ۱ درصد.

نگاره ۵ معنی‌داری اختلاف میان ضرایب هم‌بستگی هر یک از مدل‌های سه‌گانه را با جمع اقلام تعهدی نشان می‌دهد. بر طبق این یافته‌ها، نتایج حاصل از آزمون مقایسه‌ای تبدیل ضریب هم‌بستگی به آزمون Z نرمال (آزمون فیشور)، بیانگر معنی‌داری اختلاف میان هم‌بستگی مدل تحقیق با جمع اقلام تعهدی نسبت به سایر مدل‌ها که در نگاره ۴ نشان داده شده است، می‌باشد.

نگاره (۵): آزمون معنی‌داری اختلاف میان هم‌بستگی مقادیر باقیمانده و جمع اقلام تعهدی.

مدل دیچاو و دیچو	مدل جونز تعدیل شده	مدل تحقیق	آماره Z (سطح معنی‌داری)
۳/۵۱ (۰/۰۰۰)	۶/۴۴ (۰/۰۰۰)	-	مدل تحقیق
۲/۹۳ (۰/۰۰۰)	-	۶/۴۴ (۰/۰۰۰)	مدل جونز تعدیل شده
-	۲/۹۳ (۰/۰۰۰)	۳/۵۱ (۰/۰۰۰)	مدل دیچاو و دیچو

وجود کمترین هم‌بستگی میان باقیمانده مدل و جمع اقلام تعهدی در مدل تحقیق نسبت به سایر مدل‌ها که مطابق با نگاره ۵ این اختلاف معنی‌دار نیز می‌باشد، حاکی از وجود خطای نوع اول کمتر در مدل تحقیق می‌باشد.

نگاره (۶): اختلاف میان ضرایب تعیین تعدیل شده مدل‌ها

مدل	آماره کرامر
مقایسه مدل تحقیق و مدل جونز تعدیل شده	۴۱/۲۲
مقایسه مدل تحقیق و مدل دیچاو و دیچو	۱۲/۱۳
مقایسه مدل دیچاو و دیچو و جونز تعدیل شده	۵۲/۸

معنی‌دار در سطح خطای ۱ درصد.

بررسی خطای نوع دوم

خطای نوع دوم به این معنی است که مدل، اقلام تعهدی غیرعادی را به طور نادرستی تحت عنوان اقلام تعهدی عادی طبقه‌بندی نماید، در حالی که این اقلام در واقع غیرعادی می‌باشند. نگاره ۶ نتایج آزمون کرامر در خصوص معنی‌داری تفاوت میان ضریب تعیین تعدیل‌شده هر یک از مدل‌ها را نشان می‌دهد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل تحقیق از ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل تحقیق به طور معنی‌داری بیشتر از ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل‌های جونز تعدیل‌شده و دیچاو و دیچاو می‌باشد. بنابراین، این گونه می‌توان گفت که مدل تحقیق از توان بیشتری نسبت به سایر مدل‌ها برخوردار می‌باشد.

نتیجه‌گیری

ادبیات کیفیت اقلام تعهدی بیان می‌کند که در نظر گرفتن اقلام تعهدی چسبنده، تطابق اقلام تعهدی و نقدی، در نظر گرفتن اقلام تعهدی بلندمدت، در نظر گرفتن عملکرد شرکت و برازش مدل در سطح صنعت منجر به بهبود توان مدل‌ها در تفکیک اقلام تعهدی عادی و غیرعادی می‌گردد.

این تحقیق با معرفی معیاری جدید و با در نظر گرفتن تطابق اقلام تعهدی و نقدی و همچنین تفکیک جریان‌های نقدی به همراه توجه به اقلام تعهدی بلندمدت و عملکرد شرکت، شواهدی ارائه نمود که نشان می‌دهد، اقلام تعهدی غیرعادی تبیین شده براساس معیار این تحقیق، دارای کم‌ترین هم‌بستگی با اقلام تعهدی (کاهش خطای نوع اول) و بیشترین توان توضیح‌دهندگی در زمان تفکیک (کاهش خطای نوع دوم) می‌باشد.

با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق و همچنین استفاده از معیار اقلام تعهدی غیرعادی به عنوان یکی از معیارهای پر استفاده در نمایش کیفیت سود در سایر تحقیقات، پیشنهاد می‌گردد معیار ارائه شده در این تحقیق، به عنوان معیار کیفیت سود در تحقیقات بررسی تاثیر عوامل مختلف بر کیفیت سود، مورد استفاده قرار گیرد.

منابع

- Cheng, C. S. and Hollie, D. (2008). Do core and non-core cash flows from operations persist differentially in predicting future cash flows?. *Quarterly Journal of Finance and Accounting*, 31, 29–53.
- Dechow, P. , Dichev, I. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77, 35-59.
- Dechow, P. , Ge, W. , Larson, C. , Sloan, R. (2010a). Predicting material accounting misstatements. *Contemporary Accounting Research*, 28 (1) , 17–82.
- Dechow, P. , Ge, W. , Schrand, C. (2010b). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50 (2-3) , 344-401.
- Dechow, P. , Kothari, S. , Watts, R. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics*, 25, 133-168.
- Dechow, P. , R. Sloan, and A. Sweeney, (1994). Detecting earnings management, *working paper (University of Pennsylvania, Philadelphia, PA)*.
- Dechow, P. , Richardson, S. , Tuna, I. (2003). Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of Accounting Studies*, 8, 355-384.
- Dechow, P. , Sloan, R. , Sweeney, A. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- Financial Accounting Standards Board. (1978). Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises, *Statement of Financial Accounting Concepts, No. 1*, Stamford, CT: FASB .
- Francis, J. , LaFond, R. , Olsson, P. , Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39, 295-327.
- Holthausen, R. , Larcker, D. , Sloan, R. (1995). Annual bonus schemes and the manipulation of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 19, 29-74.
- Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Kasznik, R. (1999). On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research*, 37, 57-81.
- Kothari, S. , Leone, A. , Wasley, C. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- McNichols, M. (2002). Discussion of “The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors”. *The Accounting Review*, 77, 61-69.

Xie, H. (2001). The mispricing of abnormal accruals. *Accounting Review*, 76, 357–373.

بررسی رابطه بین محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود فصلی و عدم تقارن اطلاعاتی

موسی بزرگ اصل*، آزاده ادیبی**

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۲۹

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۱/۲۸

چکیده

ارزشمندی گزارشگری سود، بعنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های تصمیم‌گیری سهامداران، در گرو میزان اطلاعاتی است که این فرآیند در اختیار بازار سرمایه قرار می‌دهد. در این بین عواملی نظیر عدم تقارن اطلاعاتی، اخبار موجود در شرکت و مواردی از این دست، بر فرآیند گزارشگری سود اثر گذاشته و بار اطلاعاتی آن را دستخوش تغییر می‌کنند. هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی اثر عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی بر محتوای اطلاعاتی سود فصلی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین منظور از اطلاعات ۷۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ استفاده و جهت سنجش این رابطه از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت استفاده شد. نتایج تحقیق بیانگر این موضوع است که افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی در انتهای یک فصل (و نه ابتدای آن) بر محتوای اطلاعاتی سود آن فصل تأثیری مثبت و معنادار دارد.

واژه‌های کلیدی: انگیزه‌های افشای اختیاری، محتوای اطلاعاتی سود، عدم تقارن اطلاعاتی، اخبار منفی.

طبقه‌بندی موضوعی: G14.M41

مقدمه

دستیابی به اطلاعات از مهم‌ترین مسائل بازار سرمایه به شمار می‌رود. سهامداران به منظور دستیابی به اخبار و اطلاعات از منابع مختلفی بهره می‌برند. منابع اطلاعاتی بسته به منشاء انگیزشی خود بصورت اجباری و یا اختیاری منتشر می‌گردند. بر خلاف فرآیند افشای اجباری که بیشتر تحت تأثیر قوانین و دستورالعمل‌های حسابداری است، افشای اختیاری در اثر عوامل و شرایط مختلفی نظیر عدم تقارن اطلاعاتی، اخبار موجود در شرکت، دستمزد و پاداش مدیر و... دستخوش تغییر می‌گردد. رویچودھاری و اسلتن (۲۰۱۲) معتقدند که در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، مدیران و افراد درون سازمانی در مقایسه با سرمایه‌گذاران دارای اطلاعات افشاء نشده بیشتری در مورد عملیات و جوانب مختلف شرکت در آینده هستند. این تفاوت در دسترسی به اطلاعات سبب می‌شود طرفین معامله نسبت به موضوعی به ظاهر یکسان واکنشی متفاوت بروز دهند و تصمیماتی با فاصله از یکدیگر اتخاذ کنند که منجر به فاصله هر چه بیشتر قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش از یکدیگر می‌شود. افزایش میزان تفاوت در قیمت پیشنهادی خرید و فروش حکایت از شرایطی دارد که مدیران و افراد درون سازمانی با در اختیار داشتن اطلاعاتی نهانی و آگاهی از میزان اهمیت این اطلاعات انگیزه کمتری برای ارایه اختیاری و پیش از هنگام چنین اطلاعاتی به بازار دارند. کوثری و همکاران (۲۰۰۹) در خصوص اثر اخبار شرکت بر فرآیند افشای اختیاری معتقدند که به علت واکنش شدیدتر بازار به اخبار منفی مدیران بطور متوسط در افشای اخبار منفی به سرمایه‌گذاران تاخیر می‌ورزند. بنابراین با کاهش انگیزه مدیر برای افشاء اخبار و اطلاعات موجود در شرکت بصورت داوطلبانه، این فرآیند گزارشگری سود است که بار بیشتری را برای ارائه اطلاعات به بازار سرمایه به دوش می‌کشد (رویچودھاری و اسلتن، ۲۰۱۲). بنابراین به نظر می‌رسد علی‌رغم تلاش‌های گسترده نهادهای مختلف برای افزایش شفافیت در بازار سرمایه و ارتقای سطح افشای اختیاری اطلاعات، اعلامیه‌های سود، هنوز هم ارزش خود را بعنوان یک منبع اطلاعاتی برای سهامداران حفظ کرده‌اند و بدلیل وجود عوامل مختلفی نظیر عدم تقارن اطلاعاتی، اخبار منفی و... اتکای سهامداران به اعلامیه‌های سود بیش تر از پیش نیز شده است (رویچودھاری و اسلتن، ۲۰۱۲). لندزمن و میدیو (۲۰۰۱) معتقدند که میزان محتوای اطلاعاتی سود طی گذشت سال‌ها افزایش داشته است و شواهدی مبنی بر افزایش حجم معاملات و ناپایداری در بازده سهام در زمان انتشار اعلامیه‌های سود وجود دارد. در چنین شرایطی بار اطلاعاتی صورت‌های

مالی و اعلامیه‌های الزامی برای اطلاع‌رسانی به بازار بیشتر شده و بازار اتکای بیشتری به اطلاعات بر آمده از اهرم‌های افشای اجباری می‌کند.

بر این اساس در پژوهش پیش رو به بررسی تأثیر دو عامل کاهش افشای اختیاری، یعنی عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی، بر محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود فصلی پرداخته شده است. به منظور محاسبه محتوای اطلاعاتی سود از معیار بازده غیرعادی بهره گرفته شده است. در اکثر پژوهش‌های صورت گرفته از این معیار استفاده شده است (بیور، ۱۹۶۸؛ بال و براون، ۱۹۶۸؛ رویچادهوری و اسلتن، ۲۰۱۲). به عبارت دیگر پرسش اصلی در این پژوهش این است که "آیا عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی در طول فصل اثری بر محتوای اطلاعاتی سود دارد؟"

پیشینه تحقیق

به منظور بررسی تحقیقات موجود در حوزه سود حسابداری، پژوهش‌ها به دو بخش بررسی محتوای اطلاعاتی سود و انگیزه‌های کاهش افشای اختیاری (عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی) تقسیم و ارائه شده‌اند.

محتوای اطلاعاتی سود

تحقیقات خارجی

بیور (۱۹۶۸) نخستین کسی بود که برای تعیین محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود خالص سالانه از انحراف بازدهی‌های غیرعادی استفاده کرد. تحقیق بیور بر دو محور تحلیل حجم معاملات و قیمت برای بررسی محتوای اطلاعاتی سود بنیان شده است. در این تحقیق از اعلامیه‌های سود منتشر شده ۱۴۳ شرکت پذیرفته شده در بورس نیویورک طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۱۹۶۵ استفاده شده است. بیور برای بررسی محتوای اطلاعاتی به تحلیل و مقایسه حجم معاملات و قیمت سهام شرکت‌ها در ۱۷ هفته حول زمان اعلامیه سود (۸ هفته قبل و بعد از زمان اعلام سود) و هفته‌های خارج از این بازه (هفته‌هایی که سود خالص در آن‌ها اعلام نمی‌شود) و با ۱۷ هفته اعلام سود از نظر انحراف بازده غیرعادی و حجم مبادلات مقایسه می‌شوند) پرداخت. طبق این تحقیق، واکنش قیمت همانند واکنش حجم مبادلات یک سهم، در برابر انتشار سود بیانگر این موضوع است که اعلامیه سود نه تنها بر انتظارات سرمایه‌گذاران بصورت فردی تأثیر گذار است بلکه بر انتظارات بازار به صورت کلی هم اثر گذار است چرا که از نظر

بیور تغییرات در حجم مبادلات سهام ناشی از تغییر در انتظارات فردی سرمایه‌گذاران و تغییر در قیمت بر اثر انتشار سود نشان دهنده فراگیر شدن این تغییر در انتظارات در سطح بازار است. بنابراین وجود واکنش در قیمت و حجم مبادلات در هفته اعلام سود نشانگر اثر گذاری اعلامیه‌های سود بر انتظارات سرمایه‌گذاران و متعاقب آن نشانه‌ای از وجود محتوای اطلاعاتی در گزارشات سود است.

گران (۱۹۸۰) در تحقیقی به بررسی محتوای اطلاعاتی موجود در سود خالص شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس و فرابورس نیویورک پرداخت. نتایج تحقیق بیانگر این موضوع بود که شرکت‌های کوچکتر بازدهی غیرعادی بیشتری نسبت به شرکت‌های بزرگ‌تر دارند. گران نتیجه گرفت که محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود خالص با توجه به منابع مختلف اطلاعاتی موجود برای شرکت متفاوت است.

لندزمن و میدیو (۲۰۰۱) در پژوهش خود به بازبینی نتایج تحقیق بیور (۱۹۶۸)، مبنی بر اینکه آیا گزارشات سود با گذشت زمان محتوای اطلاعاتی خود را از دست داده‌اند یا نه پرداختند. با بررسی ۱۰۰۰ فصل-شرکت برای سال‌های ۱۹۷۲ تا ۱۹۹۸ در مورد شرکت‌هایی که هر ۴ اعلامیه فصلی آنها موجود و در دسترس بود نه تنها شواهدی مبنی بر کاهش محتوای اطلاعاتی سود مشاهده نشد بلکه شواهدی قوی دال بر وجود ناپایداری غیر عادی در حجم مبادلات و قیمت سهام در پنجره زمانی اعلامیه سود نسبت به بازه زمانی خارج از این پنجره نیز بدست آمد. اضافه بر این لندزمن و میدیو دریافتند که با تغییر شرایط نظیر سبک‌سازی شرکت، میزان دارایی‌های نامشهود، وجود زیان و سایر فاکتورها روند تغییر محتوای اطلاعاتی سود با گذشت زمان غیر کاهشی بوده است.

بال و شیواکومار (۲۰۰۸) به اندازه‌گیری میزان اهمیت اعلامیه‌های سود در فراهم آوردن اطلاعات جدید برای سهامداران، یا به عبارتی دیگر میزان محتوای اطلاعاتی سود برای بازار سرمایه، پرداختند. نتیجه پژوهش این محققان بیانگر این است که اعلامیه‌های فصلی بطور متوسط با ۵ تا ۹ درصد از کل اطلاعات موجود در قیمت شرکت و با ۱ درصد از کل تغییرات در حجم مبادلات سالانه سهام در ارتباط است.

رویچودھاری و اسلتن (۲۰۱۲) در پژوهشی با بررسی اثر انگیزه‌های افشای اختیاری بر محتوای اطلاعاتی سود اعلامیه‌های فصلی پرداختند. محققان با بررسی تغییر در بازده غیر عادی

سهام در یک پنجره زمانی مشخص حول انتشار سود فصلی دریافتند که محتوای اطلاعاتی سود در فصول با اخبار منفی بیشتر از فصولی است که اخبار مربوط به شرکت مثبت است. علاوه بر این نتایج پژوهش بیانگر این بود که وجود عدم تقارن اطلاعاتی و فروش سهم توسط مدیران شرکت در فصولی که شرکت با اخبار منفی مواجه است بر بار اطلاعاتی سود می‌افزاید.

کوماس و ویلیام (۲۰۱۵) در تحقیقی به بررسی ارتباط بین محتوای اطلاعاتی و عددی سود شرکت‌ها با مجموعه فعالیت‌های معاملاتی بازار سرمایه پرداختند. نتیجه کلی تحقیق حاکی از این است که بار اطلاعاتی اعلامیه‌های سود بر فعالیت‌های معاملاتی کل بازار اثرات مشخصی می‌گذارد. سایر یافته‌های پژوهش نیز با دو ایده رایج و مقبول در تحقیقات بازار سرمایه منطبق است. اول اینکه اخبار منفی نسبت به اخبار مثبت ارتباط جامع‌تری را با معاملات بازار برقرار می‌کند و دوم اینکه محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود در دوره‌هایی که بیشتر شرکت‌ها اقدام به افشای این اطلاعات می‌کنند بیش‌تر از سایر دوره‌ها است.

تحقیقات داخلی

خوش طینت و براری (۱۳۸۵) در تحقیقی به بررسی اثر اندازه شرکت بر محتوای اطلاعاتی سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۸۲ تا ۸۴ پرداختند. نتایج اولیه بیانگر وجود ارتباط معنادار بین اعلام سود سالانه و بازده غیرمنتظره در دوره زمانی نزدیک به اعلام سود است. بعبارتی دیگر سهامداران نسبت به اعلام خیر سود واکنش نشان می‌دهند. افزون بر این نتایج تحقیق حاکی از وجود ارتباط معکوس بین اندازه شرکت و محتوای اطلاعاتی سود است.

قائم‌ی و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر واکنش بازار به اعلان سودهای فصلی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به موضوع محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود فصلی پرداختند. محققان ۵ عامل زمان اعلام، اندازه شرکت، نوع صنعت، تعداد اعلان‌های سود و تعداد سایر اطلاعیه‌های شرکت را مدنظر قرار داده و واکنش بازار در قالب تغییرات قیمت و حجم معاملات سهام از ۲۰ روز قبل تا ۲۰ روز پس از روز اعلان سود فصلی را ارزیابی کردند. نتایج نشان می‌دهد، هرچه سودهای فصلی زودتر اعلام شوند محتوای اطلاعاتی بیشتری خواهند داشت. نوع صنعت و تعداد سایر اطلاعیه‌ها در دوره

رویداد بر محتوای اطلاعاتی اعلان سودهای فصلی مؤثر است. همچنین هرچه تعداد اعلان‌های سود توسط شرکتها کم‌تر باشد، بار اطلاعاتی اعلان سودهای فصلی کمتر خواهد بود.

دارایی و مرادلو (۱۳۹۰) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ پرداختند. یافته‌های تحقیق بیانگر عدم وجود رابطه مثبت بین شفافیت اطلاعات با محتوای اطلاعاتی سود حسابداری است.

آقایی و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی میزان محتوای اطلاعاتی موجود در اعلان سودهای فصلی شرکت‌ها برای تأمین نیازهای اطلاعاتی ذینفعان در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. به منظور محاسبه میزان محتوای اطلاعاتی موجود در اعلان سودهای فصلی از رگرسیون بازده سالانه به بازده‌های مربوط به چهار فصل سال در پنجره زمانی ۷ روزه حول انتشار سودهای فصلی استفاده شد. نتایج بدست آمده نشان دهنده این است که اعلان‌های فصلی سود بطور متوسط ۹ تا ۱۷ درصد از کل اطلاعات سالانه تأثیرگذار بر قیمت سهام شرکت‌ها را تشکیل می‌دهد. از دیگر نتایج بدست آمده در این پژوهش وجود ارتباط مثبت و معنادار میان محتوای اطلاعاتی موجود در اعلان سودهای فصلی با متغیرهای نسبت فرصت‌های رشد، کیفیت و ماهیت سود و ارتباط منفی و معنادار با اندازه، اهرم مالی و عمر شرکت است.

فدائی نژاد و خرم‌نیا (۱۳۹۱) در تحقیقی به بررسی رابطه بین محتوای اطلاعاتی افشای اطلاعات سود، نقدشوندگی و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۸۵ تا ۸۸ پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در سطح اطمینان ۹۵ درصد هنگام انتشار اخبار بد از سوی شرکت افشای اطلاعات سود برای مخاطبین دارای ارزش بوده و باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و افزایش نقدشوندگی بازار می‌شود، اما در زمان وجود اخبار خوب، افشای اطلاعات سود تنها سبب افزایش نقد شوندگی بازار می‌شود.

خواجوی و علیزاده (۱۳۹۳) در مقاله‌ای رابطه بین سطح افشای داوطلبانه و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس تهران را مورد بررسی قرار دادند. این پژوهشگران برای اندازه‌گیری متغیر سطح افشای داوطلبانه، از چک‌لیستی شامل ۷۱ شاخص در شش بخش کلی پیشینه اطلاعاتی، خلاصه‌ای از نتایج مهم تاریخی، آماره‌های کلیدی غیرمالی،

اطلاعات بخش‌ها، اطلاعات پیش‌بینی و بحث و تحلیل مدیریت است، استفاده کردند. همچنین متغیر عدم تقارن اطلاعاتی با استفاده از مدل و کینتاش و چیانگ (۱۹۸۶) اندازه‌گیری شده است. یافته‌های بررسی بیانگر این است که بین سطح افشای داوطلبانه و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس تهران، رابطه معناداری وجود ندارد.

انگیزه‌های کاهنده افشای اختیاری (عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی)

تحقیقات خارجی

کیم و ورچیا (۱۹۹۴) در پژوهش خود به بررسی اثرگذاری عدم تقارن اطلاعاتی بر مبادلات فعالان مطلع بازار سرمایه پیرامون زمان اعلام سود پرداختند. نتایج تحقیق بیانگر این موضوع بود که اعلام سود، عدم تقارن اطلاعاتی و حجم معامله را افزایش می‌دهد.

جیانگ و کیم (۲۰۰۰) به بررسی اثرات عدم تقارن اطلاعات بین مدیران و سهامداران در رابطه با سودآوری از نظر زمان و مقدار پرداختند. طبق نتایج تحقیق، هر میزان سطح مالکیت نهادی افزایش می‌یابد، عدم تقارن اطلاعات کمتری بین مدیران شرکت و سایر اشخاص مرتبط در بازار وجود خواهد داشت. بنابراین در شرکت‌هایی که میزان مالکیت بین شرکتی در آنها بیشتر است، قیمت بازار سهام اطلاعات مرتبط با سودآوری آینده شرکت را سریعتر از شرکت‌هایی که مالکیت بین شرکتی کمتری دارند، در برمی‌گیرد.

کریستین پترسن و پلن بورگ (۲۰۰۶)، طی تحقیقی در سال ۲۰۰۶ به بررسی رابطه بین سطوح افشای اختیاری و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس کپنهاگ پرداختند. به منظور اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی از تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و جهت محاسبه افشای اختیاری از شاخصی با ۶۲ متغیر استفاده شده است. نتایج تحقیق بیانگر این موضوع است که افشای اختیاری با عدم تقارن اطلاعاتی ارتباط معکوس دارد.

آنیلسکی و همکاران (۲۰۰۷) در پژوهشی با بررسی روند بازده سهام طی دوره‌های سه ماهه دریافتند که بازده مثبت در طول دوره‌های سه ماهه و بازده‌های منفی در انتهای دوره اتفاق می‌افتد. آنها وقوع چنین پدیده‌ای را ناشی از تاخیر مدیر در افشای اخبار منفی و ارایه اخبار مثبت در طول فصل تفسیر کرده‌اند.

کوتاری، شو و ویسوکی (۲۰۰۹) در پی پاسخ به این سؤال بودند که آیا مدیران از افشای اخبار نامطلوب خودداری می‌کنند؟ شواهد این پژوهش نشان می‌دهد که به‌طور متوسط مدیران افشای اخبار بد را به تأخیر می‌اندازند و انگیزه‌های مدیریت برای حفظ اخبار بر انگیزه‌های افشای مدیریت غلبه دارد. همچنین سرمایه‌گذاران در مقابل افشای اخبار بد، بیشتر از اخبار خوب واکنش نشان می‌دهند. آن‌ها چنین استدلال کردند که چون اخبار خوب زود افشا می‌شوند، بنابراین برای سرمایه‌گذاران غیرمنتظره نخواهد بود.

سویاسی (۲۰۱۱) به بررسی واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و اخبار بد و انگیزه‌های مدیر به حفظ اخبار بد پرداخت. وی به این نتیجه رسید که تأثیر اخبار بد روی قیمت سهام بیشتر از اخبار خوب است. همچنین مدیران برای جلوگیری از کاهش شدید قیمت سهام در روز اطلاعیه سود و زیان، اخبار بد را زودتر افشا می‌کنند.

تحقیقات داخلی

احمدپور و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی کیفیت افشا و عدم تقارن اطلاعاتی طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ پرداختند. در واقع به دنبال پاسخ به این سؤال بودند که آیا افزایش کیفیت افشا موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد؟ در این تحقیق، از امتیازهای سالیانه کیفیت افشا که برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه گردیده، استفاده شده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که بین کیفیت افشا و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه منفی معنی‌داری وجود دارد. در واقع با افزایش کیفیت افشا، تلاش سرمایه‌گذاران برای دسترسی به اطلاعات محرمانه کاهش یافته و در نتیجه عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.

پورحیدری و عرب‌آبادی (۱۳۹۳) به بررسی رابطه تغییرات قیمت سهام و افشای اختیاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج پژوهش بصورت کلی بیانگر این موضوع است که مدیران با هدف حداکثر سازی قیمت سهام شرکت خود، تمایل زیادی به افشای اخبار خوب به بازار، در مقابل نگهداری اخبار منفی نزد خود دارند که این خود موجب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی در چنین شرایطی می‌گردد.

سرلک و محمدی (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی رابطه بین ویژگی‌های مالی و غیرمالی شرکت با کیفیت افشای اجباری و اختیاری پرداختند. به منظور بررسی ویژگی‌های مالی و

غیرمالی شرکت متغیرهای تمرکز مالکیت، ساختار هیئت مدیره، مالکیت اعضای هیئت مدیره، محافظه‌کاری مدیریت، صداقت مدیریت، کارایی مدیریت، فرصت‌های رشد، رقابت در بازار محصول، نقدینگی، سن شرکت، اندازه شرکت، سودآوری، اهرم مالی و میزان دارایی ثابت انتخاب شده است و رابطه آن‌ها با کیفیت افشای اجباری و اختیاری مورد بررسی قرار گرفت. یکی از نتایج تحقیق حاکی از این موضوع است که بین ساختار هیئت مدیره، نقدینگی شرکت، اندازه، سودآوری، اهرم مالی و میزان دارایی ثابت با کیفیت افشای اختیاری رابطه مثبت و بین مالکیت اعضای هیئت مدیره و کیفیت افشای اختیاری رابطه منفی وجود دارد.

فروغی و آیسک (۱۳۹۴) در پژوهشی با نام بررسی واکنش بازار به زمان اعلام سود هر سهم پیش‌بینی شده به تحقیق در خصوص واکنش بازار به تعدیل منفی در سود هر سهم پیش‌بینی شده (خبر بد) و اعلام دیرنگام این خبر در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بازار به خبر بد، منفی واکنش نشان می‌دهد اما اعلام دیرنگام، با واکنش مثبت بازار روبرو می‌شود. بعلاوه بین اخبار بد دیرنگام و زودنگام، از نظر واکنش بازار تفاوتی وجود ندارد، اما اعلام دیرنگام اخبار خوب با یک واکنش مثبت مواجه می‌شود.

ثقفی و همکاران (۱۳۹۴) در مقاله‌ای به بررسی رابطه کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های با کیفیت سود پایین و شرکت‌های با کیفیت سود بالا، دارای تفاوت معنی‌دار نیستند. به علاوه، سطح عدم تقارن اطلاعاتی در دوره پس از اعلام سود نسبت به دوره قبل از آن، افزایش یافته است.

با توجه به مطالب ذکر شده در خصوص مفاهیم محتوای اطلاعاتی سود، عدم تقارن اطلاعاتی، اخبار منفی و همچنین پیشینه تحقیقات داخلی و خارجی که حاکی از وجود ارتباط بین این متغیرها است، فرضیه‌های پژوهش تدوین و در بخش بعدی ارائه می‌گردد.

فرضیه‌های پژوهش

بر مبنای مباحث مطرح شده، این فرضیه‌ها مطرح است:

فرضیه اصلی: "عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی در ابتدای فصل اثر مثبتی بر محتوای اطلاعاتی سود دارد".

فرضیه تعدیل شده: "عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی در انتهای فصل اثر مثبتی بر محتوای اطلاعاتی سود دارد".

روش پژوهش

این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از جنبه ماهیت توصیفی-همبستگی است. برای گردآوری داده‌ها از نرم افزار رهاورد نوین، سامانه جامع اطلاع رسانی ناشران (سازمان بورس و اوراق بهادار) و همچنین سایت شرکت بورس استفاده شده است. برای تحلیل داده‌ها از نرم افزارهای Eviews و Excel استفاده شده است.

مدل آماری تحقیق

برای آزمون ارتباط بین محتوای اطلاعاتی سود و عدم تقارن اطلاعاتی به همراه وجود اخبار منفی در طول یک فصل از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{NEWS_RATIO}_t) = & \alpha_0 + \alpha_1 * \text{RInfoAsymm}_{t-1} + \alpha_2 * \text{TRADE_DAYS}_t + \alpha_3 * \text{RBTM}_{t-1} + \alpha_4 * \text{RLEV}_{t-1} \\ & + \beta_0 * \text{BNEWS}_t + \beta_1 * \text{RInfoAsymm}_{t-1} * \text{BNEWS}_t + \beta_2 * \text{TRADE_DAYS}_t * \text{BNEWS}_t \\ & + \beta_3 * \text{RBTM}_{t-1} * \text{BNEWS}_t + \beta_4 * \text{RLEV}_{t-1} * \text{BNEWS}_t + U_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

در این مدل متغیرهای مورد استفاده به شرح زیر است:

NEWS_RATIO: بیانگر محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود است و به شیوه زیر محاسبه می‌گردد:

$$\text{NEWS_RATIO}_t = (\text{ABS}(\text{EAR}_t) / \text{ABS}(\text{NEAR}_t)) \times 100 \quad (2)$$

که در آن

- $\text{ABS}(\text{EAR}_t)$: قدر مطلق بازده‌های غیرعادی بازار در روزهای +۱ و ۰ و -۱ نسبت به تاریخ انتشار سود فصلی جاری .

و

- $ABS (NEAR_t)$ قدر مطلق بازده‌های غیرعادی بازار در خارج از دوره انتشار سود فصلی جاری.

در این پژوهش به منظور محاسبه بازده مورد انتظار و به تبع آن بازده غیرعادی سهام از مدل شاخصی بهره گرفته شده است. در مدل شاخصی یا تعدیل شده بازار به عوامل بازاری موثر بر بازده مورد انتظار سهام تاکید شده است. این مدل همانند مدل بازار به بازده بدون ریسک بی توجه است:

$$E (R_{jt}) = R_{mt} \quad \text{مدل (۳)}$$

سپس بازده غیر عادی خالص از بازده بازار (AR_{jt}) بصورت زیر محاسبه می‌شود:

$$AR_{jt} = R_{jt} - E (R_{jt}) \quad \text{مدل (۴)}$$

$$AR_{jt} = R_{jt} - R_{mt}$$

- $E (R_{jt})$: بازده مورد انتظار سهم j در زمان t
- R_{mt} : بازده مورد انتظار پرتفوی بازار زمان t که به صورت زیر محاسبه شده است:

$$R_{mt} = (TEDPIX_t - TEDPIX_{t-1}) / TEDPIX_{t-1}$$

که $TEDPIX_t$ نشانگر شاخص کل قیمت و سود نقدی بازار در یک روز مشخص است.

- R_{jt} : بازده سهم j در زمان t که براساس رابطه (5) به دست می‌آید:

$$R_{i,t} = (P_{i,t} - P_{i,t-1}) / P_{i,t-1} \quad \text{مدل (۶)}$$

که $P_{i,t}$ و $P_{i,t-1}$ به ترتیب عبارتند از قیمت سهم شرکت i در روز t و روز $t-1$.

در این پژوهش عدم تقارن اطلاعاتی به همراه اخبار منفی بعنوان متغیر مستقل انتخاب شده و اثر آن بر کاهش انگیزه افشای اختیاری مدیر مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$BNEWS_t$: نشانگر وجود اخبار منفی در طول فصل جاری است. جهت اندازه‌گیری وجود اخبار منفی از بازده سهام شرکت در طول یک فصل بهره گرفته شده است:

- بازده فصلی سهام شرکت $(RET) \leq 0$ ، نشان از وجود اخبار مثبت در طول فصل دارد: $(BNEWS=0)$

- بازده فصلی سهام شرکت ($RET_t > 0$) نشان از وجود اخبار منفی در طول فصل دارد: (BNEWS=1)

InfoAsymm_{t-1}: نشانگر عدم تقارن اطلاعاتی در ابتدای فصل جاری است. به منظور محاسبه عدم تقارن اطلاعاتی از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام نسبی (چیانگ و ویکنتاش، ۱۹۸۶) بهره گرفته شده است:

$$BA_i = \frac{AP - BP}{\frac{(AP+BP)}{2}} \quad \text{مدل (۷)}$$

بگونه ای که

- BA: اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش

- AP: میانگین بهترین قیمت پیشنهادی فروش سهام*

- BP: میانگین بهترین قیمت پیشنهادی خرید سهام*

* برای محاسبه میانگین بهترین قیمت پیشنهادی، از بهترین مظنه‌های خرید و فروش هر لحظه در طی یک روز معاملاتی میانگین گرفته شد.

TRADE-DAYS_t: نشان‌دهنده تعداد روزهای معاملاتی در طول فصل جاری است. با توجه به تحقیقات قبلی انجام شده تعداد روزهای معاملاتی یک فصل رابطه‌ی معناداری با میزان محتوای اطلاعاتی سود همان فصل دارد (رویچودھاری و اسلتن، ۲۰۱۲).

BTM_{t-1}: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در ابتدای فصل جاری که جهت کنترل فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت انتخاب شده است.

LEV_{t-1}: نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها در ابتدای فصل جاری. این متغیر از طریق نسبت بدهی به دارایی شرکت در ابتدای فصل محاسبه و در مدل گنجانده شده است.

U_{it}: جمله اخلاص است.

α₀: عرض از مبدأ است.

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که ویژگی‌های زیر را داشته باشند:

- ۱- سهام شرکت طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۳ در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده باشند.
 - ۲- شرکت جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی، بانکها و بیمه‌ها نباشد.
 - ۳- پایان سال مالی شرکت، منطبق با ۲۹ اسفند ماه باشد.
 - ۴- اطلاعات مورد نیاز در دسترس بوده و هر ۴ اطلاعیه فصلی شرکت انتشار عمومی یافته باشد.
- با در نظر گرفتن ویژگی پنجم تعداد جامعه آماری به ۷۵ شرکت و مجموعاً ۱۵۰۰ فصل - شرکت محدود شد که تماماً مورد بررسی قرار گرفتند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

داده‌های این تحقیق از اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی فصلی شرکت‌ها، فهرست قیمت‌های معاملاتی و پیشنهادی نمادها استخراج شدند که در بانک اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران موجود است. به منظور دستیابی به سایر اطلاعات نیز از داده‌های موجود در سایت اطلاع رسانی بورس نیز بهره گرفته شد. برای تحلیل داده‌ها نیز از رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شده است. با توجه به اینکه داده‌ها به صورت ترکیبی هستند، در انجام آزمون‌ها لازم است نیاز به کنترل بعد مقطع و زمان، بصورت تصادفی و یا ثابت، بررسی شود. این فرآیند از طریق اجرای آزمون چاو (F لیمر) و هاسمن بررسی شده است. از آنجا که سطح معناداری آزمون چاو برای هر دو فرضیه تحقیق ۰/۰۰۰ است از روش داده‌های پانل استفاده شد. در ادامه بر اساس نتایج برآمده از آزمون‌ها سمن به دلیل آن که سطح معناداری این آزمون برای هر دو رابطه کمتر از ۵ درصد بود در اجرای همه رگرسیون‌ها، از مدل ترکیبی با اثرات ثابت برای هر دو بعد زمان و مقطع، استفاده شده است. در استفاده از داده‌های ترکیبی (پنل) معمولاً مشکلات ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها و هم‌خطی متغیرهای مستقل تا حد زیادی برطرف می‌شود. در ادامه جهت بررسی معنادار بودن الگوها و برقرار بودن فرض‌های اساسی در رگرسیون، آزمون‌های آماری T ،

آزمون F و R^2 به کار رفتند. جهت بررسی خود همبستگی از آزمون دورین واتسون استفاده شد که بیانگر عدم وجود همبستگی بین خطاهای مدل بود.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی پژوهش و آزمون فرضیه‌های پژوهش

در نگاره (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش گزارش شده‌اند. همچنان که مشاهده می‌شود، میانگین محتوای اطلاعاتی سود اعلامیه‌های فصلی (NEWS_RATIO) ۳/۶۶ است. این عدد بیانگر این موضوع است که به صورت میانگین تغییرات بازده سهام شرکت‌ها، در روزهای نزدیک به انتشار سود بالغ بر ۳ برابر این مقدار در سایر روزها است. بصورت متوسط هر فصل حاوی ۴۷ روز معاملاتی است. میانگین اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها نیز مقداری برابر با به ترتیب ۰/۶۱۹ و ۰/۶۷۶ واحد را دارا است. ضریب کشیدگی و چولگی متغیرهای محاسبه شده نیز در بازه نرمال قرار دارد. سایر اطلاعات در نگاره (۱) قابل مشاهده است.

نگاره (۱): آمار توصیفی

نام متغیر	متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	ضریب کشیدگی	ضریب چولگی
محتوای اطلاعاتی سود	NEWS_RATIO	۳/۶۶	۳/۷۹	۱۴/۷۳	-۲/۴۴	۱/۸۶	۱/۲۹	۰/۳۴
عدم تقارن اطلاعاتی	InfoAsymm	۲/۳۵	۲/۲۸	۴/۹۹	-۰/۸۶	۱/۳۵	۰/۰۸	-۰/۸۶
تعداد روزهای معاملاتی	TRADE-DAYS	۴۷	۴۵	۱۳۰	۱۰	۲۴/۹	۰/۶۵	۰/۰۲۲
نسبت ارزش دفتری به بازار	BTM	۰/۶۷۶	۰/۵۶۵	۲/۷	۰/۰۰۶	۰/۵۲	۲/۰۸	۰/۵۸
اهرم مالی	LEV	۰/۶۱۹	۰/۶۲۹	۱/۵۵	۰/۰۱۶	۰/۱۷	۱/۰۴	۰/۰۲

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتیجه تخمین مدل پژوهش با بهره‌گیری از روش رگرسیون حداقل مربعات و اثرات ثابت در نگاره (۲) ارائه می‌گردد:

نگاره (۲): نتیجه تخمین مدل پژوهش

رابطه ۱					
علامت مورد انتظار	مقدار احتمال	آماره t	انحراف استاندارد	ضریب	ضرایب
	۰/۰۰۰	۱۰۸/۱۲	۰/۰۳۱	۳/۴۱	عرض از مبدا
	۰/۰۰۰	۳۲/۳۶	۰/۰۴۳	۱/۴۹	BNEWS _t
	۰/۰۰۰	۴/۰۱	۰/۰۰۲	۰/۱۱۵	InfoAsymm _{t-1}
	۰/۰۰۰	-۸/۳۲	۰/۰۰۰	-/۰۰۱۸	TRADE-DAY _t
	۰/۰۰۰	۱۴/۳	۰/۰۰۲	۰/۰۴۶	BTM _{t-1}
	۰/۰۰۰	-۳/۶۹	۰/۰۰۲	۰/۰۲۵	LEV _{t-1}
+	۰/۰۰۰۴	-۳/۴۲	۰/۰۰۳	-۰/۱۲۵	InfoAsymm _{t-1} * BNEWS _t
	۰/۰۰۰	-۶۳/۱۲	۰/۰۰۰	-۰/۳۵۵	TRADE-DAY _t * BNEWS _t
	۰/۰۰۰	-۱۹/۳	۰/۰۰۳	-۰/۰۵۳	BTM _{t-1} * BNEWS _t
	۰/۱۸۳	-۱/۶۲	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۹	LEV _{t-1} * BNEWS _t
۱/۹۱					شاخص دوربین واتسون
	۰/۰۵۹	R ² تعدیل شده		۰/۰۵۹	R ²
	۰/۰۰۰	احتمال (آماره F)		۷۹/۴۱	F آماره

نگاره فوق بر اساس خروجی‌های آزمون رگرسیون بر مبنای رابطه ۱ تنظیم شده است. بر اساس نتایج حاصله، آماره F به میزان ۷۹/۴۱ و در سطح معناداری ۰/۰۰۰ حاکی از نیکویی برازش رگرسیونی و خطی بودن آن است. مقدار برآورد شده برای آمار دوربین واتسون به عدد ۲ نزدیک است. این یافته نشان می‌دهد که بین خطاهای مدل، همبستگی وجود ندارد. بر اساس این یافته‌ها می‌توان نتیجه گرفت که فرض‌های اساسی و اولیه در خصوص الگوی رگرسیونی آزمون فرضیه تحقیق، برقرار است و بنابراین الگوی برازش شده، شرایط یک معادله رگرسیون مطلوب را کسب کرده است.

همان‌گونه که ضریب متغیر $BNEWS_t$ * InfoAsymm_{t-1} نشان می‌دهد، عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی اثری منفی و معنادار (-۰/۰۱۳۷) بر محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود دارد (۰/۰۵ < سطح معناداری)، که رد فرضیه تحقیق را، در حضور متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد. اندازه برآورد شده برای ضریب متغیر اخبار منفی (BNEWS_t) در تحلیل آماری، ۱/۴۹ و سطح معناداری آن کمتر از ۰/۰۵ است، این موضوع بیانگر این است که اخبار منفی در

طول یک فصل بر محتوای اطلاعاتی سود اثری مثبت دارد. این نتیجه سازگار با یافته‌های پژوهش کوثری و همکاران (۲۰۰۹) و فدائی نژاد و خرم نیا (۱۳۹۱) در خصوص نگهداری اخبار بد توسط مدیران و واکنش بیشتر بازار به اخبار منفی نسبت به اخبار خوب است. ضریب معنی دار متغیر $InfoAsymm_{t-1}$ در سطح زیر ۵ درصد، اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر محتوای اطلاعاتی سود را نشان می‌دهد. ضریب مثبت برای این متغیر (۰/۱۱۵) به این معنی است که هر چه عدم تقارن اطلاعاتی ابتدای فصل بین سهامداران و مدیران شرکت افزایش یابد بر شدت واکنش سهامداران به اطلاعیه‌های سود فصلی و محتویات حاصل از افشای اجباری افزوده می‌شود، این نتیجه به دست آمده از تحلیل آماری با مبانی نظری پژوهش هماهنگی دارد. افزون بر این، توجه به ضرایب معنی دار متغیرهای کنترلی، اثر دیگر عوامل را بر محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود را نشان می‌دهد. ضریب برآوردی متغیر روزهای معاملاتی ($TRADE_{t-1}$) منفی (۰/۰۰۱۸-) و معنی دار است (سطح معناداری) $< 0/05$ که نشان می‌دهد هر چه تعداد روزهای معاملاتی در طول یک فصل بیشتر باشد از میزان محتوای اطلاعاتی سود کاسته می‌شود. به عبارت دیگر با افزایش تعداد روزهای معاملاتی مدیران فرصت بیشتری برای ارائه اختیاری اطلاعات به بازار را دارند و در اثر چنین شرایطی، افشای اجباری اطلاعات نقش کم‌رنگی را در انتقال اطلاعات به بازار سرمایه ایفا می‌کند. این نتیجه با یافته‌های رویچودھاری و اسلتن (۲۰۱۲) سازگار است. ضریب متغیر تعداد روزهای معاملاتی و اخبار منفی ($BNEWS_{t-1} * TRADE-DAYS_{t-1}$) با مقدار برآوردی $-0/355$ در سطح معناداری کمتر از ۵ درصد نشان می‌دهد که وجود اخبار منفی در مورد شرکت، اثر منفی تعداد روزهای معاملاتی بر محتوای اطلاعاتی سود را تشدید می‌کند.

ضریب معنی دار متغیر اهرم مالی (LEV_{t-1}) در سطح زیر ۵ درصد، اثر اهرم مالی بر محتوای اطلاعاتی سود اعلامیه‌های فصلی را نشان می‌دهد. ضریب منفی برای این متغیر (-۰/۰۲۵) به این معنی است که هر چه اهرم مالی شرکت بیش تر باشد از میزان بار اطلاعاتی سود در نظر سهامداران کاسته می‌شود. از دلایل شناخته شده این یافته می‌توان به این موضوع اشاره کرد که افزایش اهرم مالی با افزایش ریسک مالی در شرکت همراه است، شرکت‌هایی با ریسک مالی بیشتر دارای محتوای اطلاعاتی سود کمتری هستند و یا در شرکت‌های با اهرم مالی بالاتر مدیران انگیزه‌های بیش تری برای افشای اختیاری اطلاعات دارند تا میزان ریسک مالی خود را کاهش دهند. این نتیجه با یافته‌های پژوهش آقایی و همکاران (۱۳۹۱) سازگار است. ضریب

متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BTM_{t-1}) با مقدار برآوردی $۰/۰۴۶$ در سطح معنی‌داری کمتر از $۰/۰۵$ نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری بین افزایش این نسبت با محتوای اطلاعاتی سود وجود دارد. افزایش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نمایانگر کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت است در چنین حالتی افشای اختیاری و پیش از موعد اطلاعات در نظر مدیران از اهمیت کمتری برخوردار بوده و این اعلامیه‌های سود هستند که حاوی اطلاعات بیشتری در مورد اخبار موجود در شرکت هستند. این یافته با آنچه کولینز و کوتاری در پژوهشی در ۱۹۸۷ در خصوص اثر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر محتوای اطلاعاتی سود اعلام کردند سازگار است.

نتایج آزمون فرضیه تعدیل شده پژوهش

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه تحقیق در خصوص اثر منفی و معنادار عدم تقارن اطلاعاتی ابتدای فصل و اخبار منفی بر محتوای اطلاعاتی سود که حاکی از رد فرضیه پژوهش بود، با تعدیل زمان متغیر مستقل پژوهش و بهره‌گیری از عدم تقارن اطلاعاتی در انتهای فصل (به‌جای ابتدای فصل) نتایج جدید حاصل شد که در نگاره (۳) قابل مشاهده است.

نگاره (۳): نتیجه تخمین مدل تعدیل شده پژوهش

رابطه ۱-تعدیل شده					
علامت مورد انتظار	مقدار احتمال	آماره t	انحراف استاندارد	ضریب	ضرایب
	۰/۰۰۱	۱۱۰/۱۹	۰/۰۳۱	۳/۵۸	عرض از مبدا
	۰/۰۰۰	۳۳/۶۱	۰/۰۴۳	-۰/۱۷۲	BNEWS _t
	۰/۰۰۰	۳/۷۴	۰/۰۰۲	-۰/۱۵۲	InfoAsymmt
	۰/۰۰۰	-۸/۰۹	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱	TRADE-DAYS _t
	۰/۰۰۰	۱۵/۴	۰/۰۰۲	۰/۰۵۱	BTM _{t-1}
	۰/۰۰۰	-۴/۲۳	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۵	LEV _{t-1}
+	۰/۰۰۰	-۳/۹۹	۰/۰۰۳	۰/۳۶۹	InfoAsymmt* BNEWS _t
	۰/۰۰۰	-۹۲/۰۵	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۴	TRADE-DAYS _t * BNEWS _t
	۰/۰۰۰	-۱۴/۸	۰/۰۰۳	-۰/۰۶۲	BTM _{t-1} * BNEWS _t
	۰/۵۶۹	-۲/۷۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	LEV _{t-1} * BNEWS _t
۱/۹۲					شاخص دوربین واتسون
۰/۰۹۷	R ² تعدیل شده		۰/۰۹۸		R ²
۰/۰۰۰	احتمال (آماره F)		۱۱۴/۳۵		F آماره

نگاره فوق بر اساس خروجی‌های آزمون رگرسیون بر مبنای رابطه ۱ (تعدیل شده) تنظیم شده است. بر اساس نتایج حاصله، آماره F به میزان $118/35$ و در سطح معناداری $0/000$ حاکی از نیکویی برازش رگرسیونی و خطی بودن آن است. مقدار برآورد شده برای آمار دورین واتسون به عدد ۲ نزدیک است. این یافته نشان می‌دهد که بین خطاهای مدل، همبستگی وجود ندارد. بر اساس این یافته‌ها می‌توان نتیجه گرفت که فرض‌های اساسی و اولیه در خصوص الگوی رگرسیونی آزمون فرضیه تحقیق، برقرار است و بنابراین الگوی برازش شده، شرایط یک معادله رگرسیون مطلوب را کسب کرده است.

همان گونه که ضریب متغیر $BNEWS_t$ * $InfoAsymm_{t-1}$ نشان می‌دهد، عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی اثری مثبت و معنادار ($0/369$) بر محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود دارد ($0/05 <$ سطح معناداری)، که تأیید فرضیه تحقیق را، در حضور متغیرهای کنترلی نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، وجود اخبار منفی در شرکت زمانی که با سطوح بالاتری از عدم تقارن اطلاعاتی در انتهای فصل همراه شود سبب می‌گردد تا انگیزه مدیر برای افشای اختیاری اطلاعات کم‌تر شده و بازار راه دریافت اطلاعات جدید را در اطلاعیه‌های سود ببیند تا اینکه منتظر ارائه اطلاعات بصورت اختیاری از سمت مدیران شرکت باشد. افزایش تغییرات بازده غیرعادی سود در چنین شرایطی نشانه‌ای از توجه سهامداران به گزارش سود است. این یافته هم جهت با نتیجه پژوهش رویچودھاری و اسلتن (2012)، میلر (2002) و فدائی نژاد و خرم نیا (1391) است.

متغیر اخبار منفی در تحلیل آماری تعدیل شده، ضریبی برابر با $-0/0172$ در سطح معناداری ۵ درصد به خود گرفته است. این یافته با نتیجه نگاره (۲) مبنی بر افزایش محتوای اطلاعاتی در شرایطی که در مورد شرکت اخبار بد وجود دارد در تقابل است. ضریب معنی‌دار متغیر $InfoAsymm_t$ در سطح زیر ۵ درصد، اثر عدم تقارن اطلاعاتی در انتهای فصل را بر محتوای اطلاعاتی سود نشان می‌دهد. ضریب منفی برای این متغیر ($-0/152$) به این معنی است که هر چه سطح عدم تقارن اطلاعاتی در انتهای فصل بالاتر باشد (بدون حضور و احتساب اخبار منفی در مورد شرکت) از بار اطلاعاتی سود همان فصل کاسته خواهد شد. این نتیجه با استنباط کوتاری و همکاران در تضاد است که اظهار می‌دارند مدیران تلاش می‌کنند تا اخبار بد را تا حد امکان پنهان کنند، تا از اثرات واکنش منفی بازار بکاهند.

در ادامه توجه به ضرایب معنی‌دار متغیرهای کنترلی اثرات سایر متغیرها را بر محتوای اطلاعاتی ارائه می‌کند. ضریب برآوردی متغیر روزهای معاملاتی ($TRADE-DAYS_t$)، منفی ($-0/001$) و معنی‌دار است ($0/05 <$ سطح معناداری) که نشان می‌دهد هر چه تعداد روزهای معاملاتی در طول یک فصل بیشتر باشد از میزان محتوای اطلاعاتی سود کاسته می‌شود. ضریب این متغیر در حضور اخبار منفی ($BNEWS_t * TRADE-DAYS_t$) با مقداری برابر $-0/024$ و در سطح معناداری کمتر از ۵ درصد بیانگر این موضوع است که اخبار منفی در مورد شرکت شدت تأثیر منفی تعداد روزهای معاملاتی بر محتوای اطلاعاتی سود را افزایش می‌دهد. ضریب متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BTM_{t-1}) با مقدار برآوردی $0/051$ در سطح معنی‌داری کمتر از $0/05$ نشان می‌دهد که رابطه معناداری بین افزایش این نسبت با محتوای اطلاعاتی سود وجود دارد. ضریب معنی‌دار متغیر LEV_{t-1} در سطح زیر ۵ درصد، اثر اهرم مالی بر محتوای اطلاعاتی سود اعلامیه‌های فصلی را نشان می‌دهد. ضریب منفی برای این متغیر ($-0/015$) به این معنی است که هر چه اهرم مالی شرکت بیش‌تر باشد از میزان بار اطلاعاتی سود در نظر سهامداران کاسته می‌شود. این یافته‌ها با آنچه که در خصوص اثر متغیرهای کنترلی بر محتوای اطلاعاتی سود در تحلیل آماری پیشین ارائه شد سازگار است.

نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی اثر عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی بر محتوای اطلاعاتی اعلامیه‌های سود فصلی پرداخت. نتایج آزمون فرضیه‌های تحقیق در نگاره (۴) ارائه شده است.

نگاره (۴): نتیجه تخمین مدل تعدیل شده پژوهش

فرضیه	نتیجه آزمون	یافته
فرضیه اصلی	تأیید نشد	محتوای اطلاعاتی سود شرکت‌های حاوی اخبار منفی با افزایش عدم تقارن اطلاعاتی در ابتدای فصل کاهش می‌یابد.
فرضیه تعدیل شده	تأیید شد	عدم تقارن اطلاعاتی در طول و همچنین انتهای یک فصل چنانچه با اخبار منفی در خصوص شرکت همراه شود محتوای اطلاعاتی سود فصلی را افزایش می‌دهد.

بر اساس فرضیه تدوین شده پژوهش در گام نخست این موضوع بررسی شد که آیا عدم تقارن اطلاعاتی در ابتدای یک فصل در شرایطی که اخبار بدی در مورد شرکت وجود دارد

میزان محتوای اطلاعاتی سود فصلی را افزایش می‌دهد. انتظار آن بود که افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی از طریق کاهش انگیزه افشای اختیاری مدیر بر میزان اهمیت افشای اجباری در نظر سهامداران و افزایش محتوای اطلاعاتی سود در نظر آنان بیافزاید. اما آزمون انجام شده نشان داد که بر خلاف پیش بینی‌های اولیه، یک رابطه منفی و معنادار بین عدم تقارن اطلاعاتی، اخبار منفی و محتوای اطلاعاتی سود وجود دارد. این یافته مخالف با نتایج بدست آمده توسط محققانی همچون رویچودهای و اسلتن (۲۰۱۲) و میلر (۲۰۰۲) است، مبنی بر اینکه افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی سبب افزایش محتوای اطلاعاتی سود می‌شود. بررسی تحلیل آماری رابطه ۱ یافته‌های دیگری را در خصوص اثر متغیرهایی مثل اخبار منفی، تعداد روزهای معاملاتی، نسبت ارزش دفتری بر بازار و اهرم مالی را بر محتوای اطلاعاتی سود فصلی نشان می‌دهد. بر این اساس، ضریب برآوردی $BNEWS_t$ که در نگاره (۲) مشخص است، وجود اخبار منفی در شرکت، واکنش بیشتر سهامداران به اطلاعیه سود فصلی و افزایش محتوای سود را در پی دارد. تفسیر ضریب بدست آمده برای متغیر BTM_{t-1} نیز نتیجه مشابهی با اخبار منفی دارد. ضریب مثبت و معنادار متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بیانگر این است که رابطه مثبتی بین افزایش این نسبت با محتوای اطلاعاتی سود وجود دارد. افزایش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نمایانگر کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت است در چنین حالتی افشای اختیاری و پیش از موعد اطلاعات در نظر مدیران از اهمیت کمتری برخوردار بوده و این اعلامیه‌های سود هستند که حاوی اطلاعات بیشتری در مورد اخبار موجود در شرکت هستند. ضریب منفی و معنادار متغیر اهرم مالی، آنچنان که در نگاره (۲) نمایش داده شده است، به معنای آن است که هر چه اهرم مالی شرکت بیش تر باشد از میزان بار اطلاعاتی سود در نظر سهامداران کاسته می‌شود.

در گام بعدی به بررسی اثر عدم تقارن اطلاعاتی در انتهای فصل (با در نظر گرفتن وقفه زمانی) بر محتوای اطلاعاتی سود پرداخته شد. مثبت و معنادار بودن ضریب برآوردی متغیر $BNEWS_t * InfoAsymm_{t-1}$ آنچنان که در نگاره (۳) موجود است، به معنای تأیید فرضیه تعدیل شده تحقیق، در حضور متغیرهای کنترلی نشان است. این یافته در هماهنگی با نتایج پژوهش‌های رویچودهای و اسلتن (۲۰۱۲) و میلر (۲۰۰۲) در خصوص اثر مثبت عدم تقارن اطلاعاتی و اخبار منفی بر محتوای سود است. تفسیر این یافته را می‌توان در این موضوع دید که مدیران در صورت اطلاع از اخبار منفی در مورد شرکت با انگیزه‌های مختلفی نظیر افزایش

ثروت، بهبود اوضاع، برآورد بهتر ضرر احتمالی و... تلاش دارند تا این اطلاعات را مدت طولانی‌تری نزد خود نگه دارند (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹). نگهداری اخبار منفی خود به خود بر شکاف اطلاعاتی سهامداران نسبت به افراد درون سازمانی در انتهای فصل می‌افزاید و سبب می‌گردد تا سهامداران به فرآیند گزارشگری سود اجباری اطمینان بیشتری داشته باشند و تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را بر آن اساس انجام دهند. به عبارت دیگر نتایجی که از آزمون فرضیه پژوهش بدست آمد، بیانگر تاثیر منفی و معنادار عدم تقارن اطلاعاتی در ابتدای فصل و اخبار منفی بر محتوای اطلاعاتی اعلامیه سود فصلی است. این در حالی است که این رابطه برای عدم تقارن اطلاعاتی در انتهای فصل مثبت و معنادار است.

پیشنادهایی برای پژوهش‌های آتی

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی علاوه بر توجه به اثر اخبار منفی، عدم تقارن اطلاعاتی و ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر محتوای اطلاعاتی سود، به شدت تأثیر این عوامل در فصول مختلف نیز پرداخته شود. افزون بر این بررسی عملیاتی و یا غیر عملیاتی بودن اخبار منفی و میزان تأثیر آن‌ها بر محتوای سود نیز می‌تواند موضوع بک پژوهش مستقل باشد.

محدودیت‌های تحقیق

این تحقیق با محدودیت‌هایی نیز مواجه است: محدودیت در دسترسی به اطلاعات فصلی شرکت‌ها، باعث حذف برخی مشاهدات شده است، علاوه بر این توقف طولانی تعدادی از نمادها سبب شد تا از نمونه مورد بررسی خارج شوند؛ علیرغم وجود تورم در اقتصاد ایران، اطلاعات مالی استفاده شده در این پژوهش بر اساس شاخص تورم تعدیل نشده‌اند. بدلیل محدودیت‌های ذکر شده، در تعمیم یافته‌های تحقیق به شرایطی خارج از آنچه در پژوهش حاکم است باید با احتیاط برخورد شود. افزون بر این پیشنهاد می‌گردد سهامداران علاوه بر سود هر سهم، اطلاعات افشا شده توسط مدیریت و نوع این اخبار را نیز در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری خود مد نظر قرار دهند و در شرایطی که شایعات و اخبار منفی در مورد شرکت به گوش می‌رسد، صورت‌های مالی را مورد بررسی و موشکافی دقیق‌تری قرار دهند و صرفاً بر آنچه اطلاعیه‌های شفاف‌سازی نامیده می‌شود اتکا نکنند.

منابع

- احمد پور، احمد؛ ملکیان، اسفندیار و کردتبار، حسین. (۱۳۸۸). بررسی تاثیر مدیران غیر موظف و سرمایه گذاران نهادی در رفتار مدیریت سود. *مجله تحقیقات حسابداری*، شماره ۳، ۶۸-۸۷.
- آقایی، محمدعلی؛ ثقفی، علی؛ نقی تاج، غلامحسین و اسدنیسا، جهانبخش. (۱۳۹۱). تأثیر اعلان سود فصلی شرکت‌ها بر تأمین نیاز اطلاعاتی ذینفعان. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی*، شماره ۱۶، ۱-۳۹.
- پورحیدری، امید؛ عرب آبادی، رحیم. (۱۳۹۳). رابطه تغییرات قیمت سهام و افشای اختیاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*. دوره ۲۱، شماره ۱، ۳۹-۵۶.
- ثقفی، علی؛ بولو، قاسم و دانا، محمد مهدی. (۱۳۹۴). رابطه کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*. شماره ۱۶، ۱-۱۶.
- خواجهی، شکراله؛ علیزاده طلائی، وحید. (۱۳۹۳). بررسی اثرات سطح افشای داوطلبانه بر عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، دوره ۱۱، ۸۹-۱۱۴.
- خوش طینت، محسن؛ براری نوکاشتی، صغری. (۱۳۸۵). تأثیر اندازه شرکت بر محتوای اطلاعاتی اعلام سود. *مجله مطالعات تجربی حسابداری مالی*، شماره ۱۶، ۱۸-۱.
- دارابی، رویا؛ مرادلو، حسین. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله حسابداری مدیریت*، دوره ۴، شماره ۱۱، ۴۱-۵۱.
- سرلک، نرگس؛ محمدی، آمنه. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین ویژگی‌های مالی و غیرمالی شرکت با کیفیت افشای اجباری و اختیاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، شماره ۲۸، ۱۸-۳۵.
- فدائی نژاد، محمداسماعیل؛ خرم نیا، نوید. (۱۳۹۱). بررسی محتوای اطلاعاتی افشای اطلاعات سود شرکت‌ها و اثر آن بر نقدشوندگی و عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه سازمان بورس*، شماره ۱۸، ۶۶-۸۲.
- فروغی، داریوش؛ مهرداد آیسک، سید سعید. (۱۳۹۴). بررسی واکنش بازار به زمان اعلام سود هر سهم پیش بینی شده. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، شماره ۱۷، ۱۳۹-۱۶۲.
- قائم، محمدحسین؛ بیات، علی و اسکندرلی، طاهر. (۱۳۹۰). بررسی عوامل موثر بر محتوای اطلاعاتی اعلان سودهای فصلی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، دوره ۱۸، ۱۱۵-۱۳۰.

- Aghayi, M. A. , Saghafi, A. , Naghi taj, Gh. , and Asadnia, J. (2012). The impact of the firm's quarterly earnings announcements on information needs of stakeholders. *Journal of Quareterly financial accounting*, 16, 1-39. (In Persian)
- Ahmadpour, A. , Malekyan, E. , and Kordebarar, H. (2009). The Investigation of relationship between outside directors and institutional investors with earnings management behavior (Tehran stock exchange). *Journal of Quarterly accounting research*, 1 (3) , 68-87. (In Persian)
- Anilowski, C. , M. Feng, and D. J. Skinner. (2007). Does earnings guidance affect market returns? The nature and information content of aggregate earnings Guidance. *Journal of Accounting and Economics*, 44, 36-63.
- Ball, R. , Brown, P. (1968). An empirical evaluation of income numbers, *Journal of accounting research*, 6 (2) , 159-178.
- Ball, R. , Shivakumar, L. (2008). How much new information is there in earnings? *Journal of Accounting Research*, 46 (5) , 975-1016.
- Beaver, W. H. (1968). The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 6, 67-92.
- Collins, D. , S. Kothari, and J. Rayburn. (1987). Firm size and the information content of prices with respect to earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 9, 111-139.
- Darabi, R. and Moradloo, H. (2012). Investigation the relationship between information transparency and the information content of accounting earning in Tehran stock exchange. *Journal of Quarterly Management Accounting*, 4 (11) , 41-51. (In Persian)
- Fadaeinejad, M. E. and Khoramnia, N. (2012). The Survey of Information Content of Corporate Earning Information Disclosure and Its Effect on Liquidity and Information Asymmetry in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of securities exchange*, 18, 66-82. (In Persian)
- Forooghi, F. and Mehrdad Ayask, S. S. (2015). Market Reaction to the Timing of EPS Forecast. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 5 (1) , 139-162. (In Persian)
- Ghaemi, M. H. , Bayat, A. and Skandarlee, T. (2012). The Information Content of Quarterly Earnings Announcements. *Journal of the Accounting and Auditing Review*, 18 (65) , 115-130. (In Persian)
- Grant, E. (1980). Market implications of differential amounts of interim information. *Journal of Accounting Research*, 18, 68-255.
- Jiang, L. and J. B. Kim. (2000). Cross-corporate ownership, information Asymmetry and the usefulness of accounting performance measures in Japan. *The International Journal of Accountig*, 35, 85-98.
- Khajavi, Sh. and Alizadeh Tala Tape, V. (2014). Investigating the Impacts of Voluntary Disclosure Level on the Information Asymmetry of the

- Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 11, 89-114. (In Persian)
- Khoshtinat, M. and Barari Nokashti, S. (2006). The Effect of Firm Size on Information Content of Earning Announcement. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 4 (16) , 1-18. (In Persian)
- Kim, o. and R. Verrechia. (1994). Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*, 17, 41-67.
- Kothari, S. P. , S. Shu, and P. Wysocki. (۲۰۰۹). Do managers withhold bad news? *Journal of Accounting Research*, 47, 241-276.
- Kumas, A. and M. William. (2015). Aggregate Market Attention around Earnings Announcements. *SSRN Electronic Journal*, 1-49. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2547936>.
- Landsman, W. R. and E. L. Maydew. (2001). Beaver (1968) Revisited: Has the Information Content of Annual Earnings Announcements Declined in the Past Three Decades? *Online library: <http://www.ssrn.com>*.
- Miller, G. S. (2002). Earnings performance and discretionary disclosure. *Journal of Accounting Research*, 40, 173 – 204.
- Petersen, C. , and V. Plenborg. (2006). Voluntary disclosure and information asymmetry in Denmark. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 15, 127-149.
- Pourheidari, o. and Arababadi, R. (2014). The Impact of Stock Price Changes on Voluntary Disclosure in Firms Listed in Tehran Stock Exchange (TSE). *Quarterly Journal of the Iranian Accounting*, 21, 39-56. (In Persian)
- Roychowdhury, S. and E. Sletten. (2012). Voluntary Disclosure Incentives and Earnings Informativeness. *The Accounting Review*, 87, 1679-1708.
- Saghafi, A. , Bolo, G. and Dana, M. (2015). The Relation between Earnings Quality and Information Asymmetry in the Firms. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 4, 1-16. (In Persian)
- Sarlak, N. and Mohammadi, A. (2015). The Relationship between financial and non-financial enterprise quality features and mandatory and voluntary disclosure of listed companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Auditing Research*, 28, 18-35. (In Persian)
- Subasi, M. (2011). Asymmetric Stock Price Reaction to Good vs. Bad Earnings News: Short Sale Constraints vs. Managers' Incentives to Withhold Bad News. *SSRN Electronic Journal*, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1470308> .
- Venkatesh, P. and R. Chiang. (1986). Information Asymmetry and the Dealer's Bid-Ask Spread: A case study of Earnings and Dividend Announcements. *The journal of Finance*, 41, 1089-1102.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال پنجم، شماره ۲۵، پیاپی ۱۳۹، صص ۶۰-۳۹

بررسی رابطه کیفیت سود، افشای داوطلبانه و رفتارنامتقارن اطلاعاتی با هزینه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

ابراهیم عباسی، محسن بذرافشان**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۰۳

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۷/۲۵

چکیده

در پژوهش حاضر به بررسی رابطه بین کیفیت سود، افشای داوطلبانه، رفتارنامتقارن اطلاعات با هزینه حقوق صاحبان سهام پرداخته شد. نمونه آماری این پژوهش متشکل از ۱۲۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۹ و با استفاده از رگرسیون چند متغیره از نرم افزار Eviews، Spss و STATA مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان داد بین کیفیت سود و افشای داوطلبانه با هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد. به عبارتی بهبود کیفیت سود و افشای داوطلبانه شرکت‌ها موجب کاهش هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت می‌شود. همچنین بین رفتارنامتقارن اطلاعات و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه مثبت و معناداری حاکم است و رفتارنامتقارن اطلاعات موجب افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام می‌شود.

واژه‌های کلیدی: کیفیت سود، افشای داوطلبانه، رفتارنامتقارن اطلاعات، هزینه حقوق صاحبان سهام.

طبقه‌بندی موضوعی: M41 , M49

مقدمه

کد DOI: 10.22051/jera.2017.15625.1676

* دانشیار، گروه مدیریت، دانشگاه الزهراء (س)، نویسنده مسئول، (abbasiebrahim2000@yahoo.com).

** کارشناس ارشد حسابداری، پردیس علوم و تحقیقات شاهرود، دانشگاه آزاد اسلامی، (Bazrafshan.Mohsen@gmail.Com).

هزینه حقوق صاحبان سهام از اهمیت بالایی برای مدیران شرکت‌ها برخوردار است، چرا که یکی از عناصر اساسی در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌باشد و با کاهش آن، ارزش افزوده اقتصادی شرکت‌ها افزایش می‌یابد. از آنجا که هزینه حقوق صاحبان سهام مبنای مقایسه در ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری قرار می‌گیرد، شرکت‌ها ناگزیر از حفظ هزینه سرمایه خود در سطح معقولی هستند؛ چرا که در صورت بالا بودن هزینه حقوق صاحبان سهام، شرکت ناگزیر به کنارگذاری بسیاری از پروژه‌های سرمایه‌گذاری بالقوه خود خواهد گردید. پژوهش‌های اخیر در حوزه حسابداری، در کنار عوامل شناسایی شده توسط فاما و فرنچ (۱۹۹۳) سطوح افشا در صورت‌های مالی را به عنوان عاملی که رابطه معکوسی با هزینه سرمایه شرکت‌ها دارد، شناسایی نموده‌اند. افشای اطلاعات رابطه تنگاتنگی با مسأله عدم تقارن اطلاعاتی دارد. افشای بیشتر می‌تواند منجر به کاهش رفتار نامتقارن اطلاعاتی گردد (ورشیا، ۲۰۰۱). نتایج تحقیقات تجربی در این زمینه مؤید این مطلب است که سطح افشا توسط شرکت‌ها با میزان عدم تقارن اطلاعاتی دارای رابطه معکوس است و عدم تقارن اطلاعاتی پیامدهای نامطلوب مختلفی از قبیل کاهش کارایی بازار، افزایش هزینه‌های معاملاتی، کاهش نقدشوندگی سهام و به طور کلی، افزایش هزینه سرمایه شرکت در پی دارد (براون و همکاران ۲۰۰۴). هدف این پژوهش، تبیین و بررسی ماهیت کیفیت سود، افشای داوطلبانه، رفتار نامتقارن اطلاعاتی و رابطه‌ای که می‌تواند با هزینه حقوق صاحبان سهام داشته باشند؛ می‌باشد.

مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

افشا، رفتار نامتقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام

بوتوسان (۱۹۹۷) با استفاده از رویکردی تجربی نشان داد شرکت‌هایی که افشای اختیاری بیشتری انجام می‌دهند، از هزینه حقوق صاحبان سهام کمتری برخوردارند. هزینه حقوق صاحبان سهام برای شرکت‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است؛ چرا که از اطلاعات مربوط به آن، اغلب برای ارزیابی راهکارهای جایگزین برای تامین مالی، بودجه بندی سرمایه‌ای و ارزیابی عملکرد استفاده می‌شود. هزینه سرمایه بالا منجر به کنارگذاری فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور بالقوه می‌گردد که ممکن است به نوبه خود بر رشد آینده شرکت اثرگذار باشد. بنابراین، اگر راهکارهایی برای تغییر هزینه سرمایه پیش روی شرکت‌ها قرار داشته باشد، عدم استفاده از آن‌ها توسط شرکت منطقی نمی‌باشد. افشای اطلاعات رابطه

تنگناکنگی با مسأله رفتار نامتقارن اطلاعاتی دارد. مطابق با ادبیات تحقیق، افشای بیشتر می‌تواند منجر به کاهش رفتار نامتقارن اطلاعاتی گردد (ورشیا، ۲۰۰۱). رفتار نامتقارن اطلاعاتی به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن، یکی از دو طرف مبادله، اطلاعات بیشتری را نسبت به طرف مقابل، در اختیار داشته باشد. بنابراین، ممکن است افراد دارای اطلاعات بیشتر، منافع بیشتری را به سبب اطلاعات بیشتر به دست آورند. رفتار نامتقارن اطلاعاتی منجر به بروز دو مشکل اصلی می‌گردد که گزینش نادرست و خطر اخلاقی‌اند. این مسایل باعث می‌شود سرمایه‌گذاران از بازارهایی که در آن عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد، کناره‌گیری نمایند و در پی این امر شاهد بازارهای سرمایه با نقدشوندگی کمتر و ناکارا باشیم؛ بنابراین، یکی از راه‌های ایجاد بازار سرمایه کارا، اطمینان دادن به سرمایه‌گذاران نسبت به پایین بودن یا حتی نبود عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه است. نتایج تحقیقات تجربی در این زمینه مؤید این مطلب است که سطح افشا توسط شرکت‌ها با میزان رفتار نامتقارن اطلاعاتی دارای رابطه معکوس است و رفتار نامتقارن اطلاعاتی پیامدهای نامطلوب مختلفی از قبیل کاهش کارایی بازار، افزایش هزینه‌های معاملاتی، کاهش نقدشوندگی سهام و به طور کلی، افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت در پی دارد (بروان و همکاران، ۲۰۰۴).

کیفیت سود، رفتار نامتقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام

مفاهیم حسابداری نظیر دارایی، بدهی و سود به عنوان علائم آگاهی بخش در نظر گرفته می‌شود که اخباری را در مورد شرکت به استفاده‌کنندگان اطلاعات بازگو می‌کند. از سوی دیگر هزینه حقوق صاحبان سهام به عنوان معیاری برای ارزیابی عملکرد در الگوی ارزش افزوده اقتصادی است. هزینه سرمایه دارای کاربردهای دیگری مانند معیار پذیرش طرح‌های سرمایه‌گذاری جدید نرخ تنزیل برای محاسبه ارزش افزوده بازار و معیار ارزیابی نرخ‌های بازده سرمایه به کار گرفته شده است (بولو، ۱۳۸۶). از پیامدهای بالقوه کیفیت سود اثر ضعیف آن بر رفتار نامتقارن اطلاعاتی است. رفتار نامتقارن اطلاعاتی باعث افزایش ریسک گزینش نادرست و در نتیجه افزایش هزینه‌های تجاری و کاهش نقدینگی در بازارهای مالی می‌شود و ارتباط آن با کیفیت سود برای تحلیلگران مالی سرمایه‌گذاران و دیگر افراد دارای اهمیت است (باتاچاریا و همکاران، ۲۰۰۸). میزان و دقت اطلاعات می‌تواند بر هزینه حقوق صاحبان سهام (باتاچاریا و همکاران، ۲۰۰۸). میزان و دقت اطلاعات می‌تواند بر هزینه حقوق صاحبان سهام تاثیرگذار باشد. معمولاً هر چه کیفیت و دقت سرمایه‌گذاران بیشتر باشد هزینه سرمایه کاهش

می‌یابد. کیفیت بالای اطلاعات تقارن اطلاعاتی موجب هماهنگی بیشتر مدیران و سرمایه‌گذاران می‌شود. سرمایه‌گذاران به جهت پذیرش ریسک بیشتر هزینه حقوق صاحبان سهام بالایی را مطالبه می‌کنند. با توجه به اینکه در ایران نرخ هزینه تامین مالی از طریق بدهی (نرخ بهره) رقابتی نبوده و معمولاً از طریق سیستم بانکی و به صورت دستوری تعیین می‌شود، لذا در این تحقیق از میان اجزای هزینه سرمایه، فقط هزینه حقوق صاحبان سهام مد نظر قرار گرفته است. سود حسابداری و اجزای آن از جمله اطلاعاتی محسوب می‌شود که در هنگام تصمیم‌گیری توسط افراد در نظر گرفته می‌شود. سرمایه‌گذاران منافع خود را در اطلاعات سود جستجو می‌کنند. سود حسابداری نشان‌دهنده است که موجب تغییر باورها و رفتار سرمایه‌گذاران می‌شود. شواهد نشان‌دهنده است که سود حسابداری شاخص خوبی برای بازدهی سهام و پیش‌بینی جریان‌های نقدی آینده است، اما به دلیل استفاده از محدودیت‌های محافظه‌کاری و اهمیت در تعیین سود حسابداری، برخی از تحلیلگران به این نتیجه رسیدند که سود اقتصادی نسبت به سود حسابداری، شاخص بهتری برای پیش‌بینی جریان‌های نقدی آینده است. سود اقتصادی نیز اولین بار توسط آدام اسمیت تعریف شد و سپس این تعریف توسط هیکس بسط داده شد و سود را مبلغی تعریف کرد که شخص می‌تواند طی یک دوره مصرف کند و در آخر دوره دارای همان رفاهی باشد که در اول دوره داشته است. برای اینکه سود گزارش شده بتواند در ارزیابی عملکرد و سنجش توان سودآوری یک شرکت به استفاده‌کنندگان کمک نماید و ذینفعان و سرمایه‌گذاران با اتکاء به اطلاعات سود، بازده مورد انتظار خود را برآورد کنند، کیفیت اطلاعات باید به نحوی باشد که ارزیابی عملکرد گذشته را ممکن سازد و در سنجش توان سودآوری و پیش‌بینی فعالیت‌های آتی موثر باشد. بنابراین علاوه بر اینکه رقم سود گزارش شده برای سرمایه‌گذاران مهم است و بر تصمیم‌های آنها تاثیر دارد، ویژگی کیفیت سود نیز به عنوان یکی از ابعاد اطلاعات سود مورد توجه خاص سرمایه‌گذاران است. سود با کیفیت بالا به لحاظ کاهش ریسک اطلاعات که با کاهش هزینه حقوق صاحبان سهام و افزایش حجم معاملات ارتباط دارد، موجب کاهش هزینه سرمایه می‌شود. افزایش ابهام در سود با افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام و کاهش حجم معاملات در بازار سهام در ارتباط است. زمانی که عموم مردم به فرایند گزارش‌گری مالی یا به اطلاعات مالی منتشر شده اطمینان نداشته باشند، از سرمایه‌گذاری منصرف می‌شوند و این امر به نوبه خود از گسترش بازار سرمایه

جلوگیری می‌کند. کیفیت بالای سود در سرمایه‌گذاران برای انجام سرمایه‌گذاری بیشتر اشتیاق ایجاد می‌کند. زمانی که سرمایه‌گذاران مطمئن شوند که کیفیت سود شرکت‌ها بالاست آنها در اوراق بهادار بیشتر سرمایه‌گذاری می‌کنند (بولو، ۱۳۸۵).

مروری بر مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که رابطه بین رفتار نامتقارن اطلاعاتی، افشاء، کیفیت سود و هزینه حقوق صاحبان سهام توسط محققان متعددی مورد بررسی قرار گرفته است.

پیشینه داخلی

مشایخی و هم‌پژوهان (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان مخارج سرمایه‌ای، اقلام تعهدی و بازده سهام به این نتیجه رسیدند که نابهنجاری مخارج سرمایه‌ای و نابهنجاری اقلام تعهدی در بازار سرمایه ایران وجود دارد و از هم مجزا هستند اگرچه این دو نابهنجاری ممکن است به طرق مختلف با هم مربوط باشند. نتایج حاکی از آن است که بعد از کنترل کردن برای سه عامل ریسک فاما- فرنچ سرمایه‌گذاران با به کارگیری همزمان دو ناهنجاری به جای فقط استفاده از یک ناهنجاری بازده‌های بالاتری کسب می‌کنند.

خانی و قجاوند (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان تاثیر طیف رقابتی بازار بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه سهام عادی به این نتیجه دست یافتند که در سطح رقابت کامل، معیارهای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی ارتباط معناداری بر هزینه سرمایه ندارد.

فرج زاده دهکردی و همکاران (۱۳۹۲) بررسی رابطه بین تقسیم سود و کیفیت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج حاصل از تحقیق نشان داد شرکت‌هایی که سود توزیع می‌کنند در مقایسه با سایر شرکت‌ها از کیفیت سود بالاتری برخوردارند.

شمس و سلیمانی اشرفی (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین حد نوسانات قیمت و عدم تقارن اطلاعاتی به این نتیجه دست یافتند که بین حد نوسانات قیمت و عدم تقارن اطلاعاتی و نیز ارزش معاملات و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه معناداری وجود دارد. در واقع افزایش حد نوسان می‌تواند باعث افزایش کارایی بازار و تقارن اطلاعاتی گردد.

ستایش و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله‌ای با عنوان بررسی رابطه بین افشای داوطلبانه و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به نتایجی دست یافتند. نتایج آنها نشان داد که رابطه معناداری بین افشای داوطلبانه با بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام وجود ندارد؛ اما رابطه مثبت معناداری بین افشای داوطلبانه و نمرات کارایی محاسبه شده به وسیله تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها به عنوان معیار جامع عملکرد است.

بولو و حسنی الفار (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان ارتباط میان کیفیت سود، عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت معنادار بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام و رابطه منفی معنادار میان عدم تقارن اطلاعاتی و کیفیت سود است. همچنین نتایج حاصل از این آزمون وجود رابطه میان کیفیت سود و هزینه حقوق صاحبان سهام را رد کرد.

خدادادی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی اثر تعدیل کننده عدم اطمینان محیطی بر رابطه بین مدیریت سود و عدم تقارن اطلاعاتی پرداختند. نتایج مدیریت سود در شرکت‌های مورد مطالعه با عدم تقارن اطلاعاتی ارتباط مثبت معناداری دارد و در یک محیط با عدم اطمینان بالا، شدت ارتباط مدیریت سود و عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.

پیشینه خارجی

فرانسیس و همکارانش (۲۰۰۴) رابطه بین هفت ویژگی کیفی سود شامل کیفیت ارقام تعهدی، پایداری، قابلیت پیش‌بینی و هموار بودن (ویژگی‌های مبتنی بر داده‌های حسابداری) و مربوط بودن، به موقع بودن و محافظه کارانه بودن (ویژگی‌های مبتنی بر داده‌های بازار) و هزینه حقوق صاحبان سهام را مورد مطالعه قرار داده‌اند و دریافته‌اند که شرکت‌هایی با کیفیت سود پایین، هزینه حقوق صاحبان سهام بالاتری را تجربه می‌کنند.

گرای و همکاران (۲۰۰۹) تحقیق فرانسیس را در استرالیا با در نظر گرفتن کیفیت ارقام تعهدی به عنوان معیاری برای کیفیت سود، مطالعه قرار دادند و به شواهد تأییدکننده‌ای پیرامون رابطه منفی بین متغیرهای تحقیقشان دست یافتند.

ژو (۲۰۰۹) به بررسی این موضوع پرداخت که آیا اطلاعات محیطی بر رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات مالی و هزینه سرمایه تاثیرگذار است یا خیر؟ نتایج پژوهش او نشان داد که بین کیفیت افشای اطلاعات مالی و هزینه سرمایه شرکت رابطه معکوس و معناداری وجود دارد.

باتاچاریا و همکاران (۲۰۱۱) در تحقیقی ارتباط میان کیفیت سود، عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام را بررسی کردند و به شواهد قابل اتکایی از ارتباط مستقیم میان عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام و ارتباط معکوس میان کیفیت سود، هزینه حقوق صاحبان سهام از یک طرف و کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی از طرف دیگر دست یافتند.

نین چن و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر قوانین افشا بر مدیریت سود ناشی از معاملات با اشخاص وابسته پرداختند به طور کلی آن‌ها بیان کردند قوانین افشا، مدیریت سود را کاهش می‌دهد.

پرسیکا و همکاران (۲۰۱۵) در تحقیقی با عنوان کیفیت سود تحت بحران مالی به این نتیجه رسیدند که در طول بحران مالی کیفیت سود کاهش یافته با این حال این وخامت در کیفیت سود به نظر می‌رسد در خوشه ۳ و ۲ که توسط حمایت سهامداران متوسط و ضعیف مشخص شده شدیدتر است مطالعه نشان می‌دهد که در تلاش برای مقابله با رکود اقتصادی مدیران باید انگیزه ای برای انتخاب محافظه تهاجمی تر، کاهش پیش بینی سود و اقلام تعهدی بیشتر است. کشورها در خوشه شماره ۳ گزارش مالی مربوط تر و در طول بحران مالی که کشورهای خوشه ۱ متناقض با کشورهای گروه ۳ و ۲ هستند.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و هدف پژوهش مبنی بر رابطه کیفیت سود، افشای داوطلبانه و رفتار نامتقارن اطلاعات با هزینه حقوق صاحبان سهام، فرضیه‌های تحقیق شامل سه فرضیه به شرح زیر تدوین شده‌اند:

فرضیه اول: بین کیفیت سود و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین افشای داوطلبانه و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین رفتار نامتقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

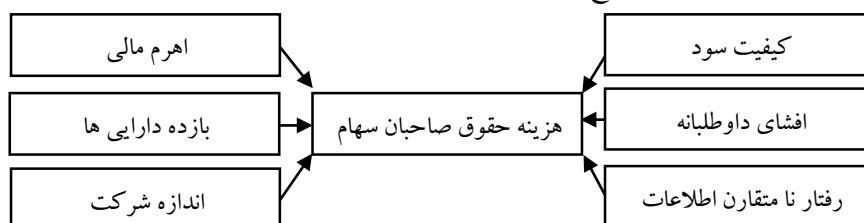
جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۳ می‌باشد و نمونه انتخابی با استفاده از نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک انجام می‌گیرد. با توجه به شرایط شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، نمونه انتخابی باید دارای شرایط زیر باشد:

۱. سال مالی به پایان اسفند منتهی باشد،
 ۲. در دوره مورد بررسی، تغییر سال مالی نداده باشد.
 ۳. تمامی اطلاعات مربوط به اجزای محاسبه متغیرهای معادلات در دسترس و افشا شده باشد.
 ۴. شامل شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و بیمه‌ها و بانک‌ها نباشد.
- با توجه به محدودیت‌های اعمال شده، در نهایت تعداد ۱۲۷ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شدند که اطلاعات این شرکت‌ها از سازمان بورس اوراق بهادار تهران، سایت بورس اوراق بهادار تهران و نرم افزارهای ره آورد نوین جمع‌آوری شده است.

مدل مفهومی

در این پژوهش از طریق متغیرهای مستقل و همچنین با توجه به اثرگذاری متغیرهای پیش‌بین (متغیرهای کنترلی)، به تبیین و پیش‌بینی هزینه‌های حقوق صاحبان سهام (متغیر وابسته) پرداخته می‌شود؛ با توجه به این موضوع، مدل مفهومی زیر تبیین می‌گردد:



مدل تحلیلی پژوهش

به منظور بررسی فرضیه‌های پژوهش بر اساس تحقیق هینسون و اوتک (۲۰۱۵) از مدل زیر استفاده شده است:

$$COC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IA_{i,t} + \alpha_2 EQ_{i,t} + \alpha_3 VD_{i,t} + \alpha_4 Lev_{i,t} + \alpha_5 ROA_{i,t} + \alpha_6 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۱)}$$

متغیرهای مورد بررسی در مدل تحلیلی پژوهش

در این بخش نحوه کمی سازی کلیه متغیرهای پژوهش مورد تشریح قرار می‌گیرند.

هزینه حقوق صاحبان سهام ($COC_{i,t}$) در این پژوهش متغیر وابسته است. هزینه حقوق صاحبان سهام با میانگین موزون اجزای مختلف تشکیل دهنده سرمایه شرکت مانند بدهی، سهام ممتاز، سهام عادی و سود انباشته محاسبه می‌شود. طبق پژوهش هینسون و اوتک (۲۰۱۵) برای اندازه گیری آن از مدل استون (۲۰۰۴) استفاده می‌شود:

$$PEG = \sqrt{\frac{FEPS_{t+1} + FEPS_t}{P_t}} \quad \text{مدل (۲)}$$

که در این رابطه؛

P_t : قیمت هر سهم در سال t

$FEPS_t$: متوسط سود هر سهم پیش بینی شده برای سال جاری

$FEPS_{t+1}$: متوسط سود هر سهم پیش بینی شده برای یک سال بعد

در این پژوهش سه متغیر ($IA_{i,t}$) (رفتار نامتقارن اطلاعات)، ($EQ_{i,t}$) (کیفیت سود) و ($VD_{i,t}$) (افشای داوطلبانه) متغیر مستقل هستند. که نحوه اندازه گیری آنها در ادامه مورد بحث قرار می‌گیرد:

به منظور اندازه گیری ($IA_{i,t}$) (رفتار نامتقارن اطلاعات) طبق پژوهش هینسون و اوتک (۲۰۱۵) از فرمول زیر استفاده می‌شود:

$$SPREAD = \frac{(AP - PB) * 100}{(AP + PB) \div 2} \quad \text{مدل (۳)}$$

که در این رابطه؛

SPREAD: دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام به پیشنهاد هیئت مدیره و مجمع عمومی سالانه به تصویب می‌رسد.

AP: میانگین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در دوره t ,

i : شرکت مورد بررسی،

t : سال مورد بررسی،

PB: میانگین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت،

طبق مدل بالا، هر چه دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام عدد بزرگتری باشد، حاکی از عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است.

برای اندازه گیری $EQ_{i,t}$ (کیفیت سود) طبق پژوهش هینسون و او تک (۲۰۱۵) از مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) استفاده می‌شود:

$$AC_{it} = \alpha + \beta_0 (1/AT_{it-1}) + \beta_1 \Delta REV_{it} + \beta_2 PPE_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۴)}$$

در مدل فوق؛

کل ارقام تعهدی شرکت i در سال t (AC_{it}): ارقام تعهدی شاخص مهمی برای تشخیص کیفیت سود است و در ارزشیابی سهام کاربرد دارد. نقش ارقام تعهدی در تغییر یا اصلاح شنا سایی جریان‌های نقد است. کیفیت ارقام تعهدی و سود با توجه به اندازه خطاهای برآورد آن‌ها کاهش می‌یابد (حقیقت، ۱۳۸۳؛ مشایخ و نصیری، ۱۳۹۵). به منظور اندازه گیری ارقام تعهدی کل از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$AC_{it} = ACT - LCT - CHE + DLC - DP \quad \text{مدل (۵)}$$

ACT : تغییر در دارایی‌های جاری سال t به سال $t-1$

LCT : تغییر در بدهی‌های جاری سال t به سال $t-1$

CHE : تغییر در وجه نقد سال t به سال $t-1$

DLC : تغییر در بدهی‌های کوتاه مدت t به سال $t-1$

DP : استهلاک دارایی‌ها در سال t

AT_{it-1} : جمع دارایی‌های شرکت در پایان دوره ی قبل (ابتدای سال جدید)

ΔREV_{it} : تغییر در درآمد شرکت i در سال t می‌باشد که درآمد شرکت مساوی است با (درآمد امسال_درآمد سال قبل) به دست می‌آید.

PPE_{it} : جمع ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات (دارایی‌های ثابت) است.

افشای داوطلبانه ($VD_{i,t}$) به منظور اندازه گیری این متغیر طبق کتابچه منتشر شده سازمان حسابرسی مبنی بر فرمت نمونه گزارشگری که شرکت‌ها در تهیه و گزارش اطلاعات؛ از مولفه اطلاعات پیش بینی شده استفاده شده است. از این رو به منظور مقایسه پیش‌بینی‌های قبلی سود با سودهای واقعی و نیز طبق پژوهش هینسون و اوتک (۲۰۱۵) برابر است با متوسط دقت پیش‌بینی سود هر سهم توسط شرکت که از طریق فرمول زیر اندازه گیری می‌شود:

$$FORECAST\ Accuracy = \frac{1}{\frac{|Actual\ EPS - Forecasted\ EPS|}{Actual\ EPS}} \quad \text{مدل (۶)}$$

$Actual\ EPS$: سود واقعی هر سهم

$Forecasted\ EPS$: سود پیش‌بینی شده هر سهم

متغیرهای کنترلی در این پژوهش عبارتند از: اهرم مالی ($Lev_{i,t}$)، بازده دارایی‌ها ($ROA_{i,t}$)، اندازه شرکت ($SIZE_{i,t}$). در ادامه به تعریف هر کدام پرداخته می‌شود:

اهرم مالی ($Lev_{i,t}$): اهرم مالی از نسبت بدهی‌ها به مجموع دارایی‌های شرکت i در سال t بدست می‌آید.

بازده دارایی‌ها ($ROA_{i,t}$): این نسبت از طریق تقسیم سود خالص بر میانگین کل دارایی‌ها شرکت i در سال t بدست می‌آید.

اندازه شرکت ($SIZE_{i,t}$): عبارت است از لگاریتم دارایی‌های شرکت i در سال t محاسبه می‌گردد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی: در نگاره (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش آورده شده است.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	کشدگی	جولگی
هزینه سرمایه	COC	۳۷/۷۳۸۴	۳۳/۶۰۸	۱۶۶/۷۸۲۲	۱/۴۱۹	۲۱/۳۰۶۱۷	۱/۳۰۲۶۸۵	۴/۲۹۶۰۰۴
رفتار نامتقارن اطلاعاتی	IA	۱/۰۰۸۹۴۸	۰/۰۰۰	۵۰	-۴۰/۳۴۸	۵/۷۹۳۲۲۳	۲/۷۳۵۸۵۳	۳/۱۳۲۷۳
کیفیت سود	EQ	-۴۳۰/۷۸۹	۲۴۶۱۳۳۹	۹۹۳۵۱۱۸۱	۰/۰۰۰	۳۱/۱۹۵۳۹۹	-۱۰/۴۸۸۹	۱۵/۷۶۲۱
افشای داوطلبانه	VD	-۳/۳۳۴۴	-۰/۶۸۴۵۹۱	۴۵/۶۶۶	-۷۱۱	۲۸/۵۶۴۵	-۲/۷۶۶۲	۴/۰۰۲
اهرم مالی	LEV	۰/۰۷۱۱۲۲۴	۰/۶۵۶۸۶۲	۳/۷۶۰۰۷۴	۰/۰۶۵۸	۰/۴۱۱۰۸۳	۰/۶۹۸۷۹۰	۲/۱۳۶۸۱
بازده دارایی ها	ROA	۰/۷۱۸۳۰۱	۰/۴۳۳۴۴	۴۴۷/۵۰۷۵	-۱/۸۸۲۰۴۳	۱۶/۲۷۲۵۵	۱/۲۹۷۵۶۵	۲/۹۸۷۷۰۲
اندازه شرکت	SIZE	۵/۸۶۴۹۷۴	۵/۸۲۶۹۰۲	۸/۵۶۵۴۰۲	۳/۹۳۲۸۲۹	۰/۶۹۸۰۷۱	۰/۶۳۷۷۴۴	۲/۱۸۴۴۵۷

آمار استنباطی: در پژوهش حاضر برای تحلیل مدل از مجموعه داده‌های ترکیبی استفاده شده است. بدین ترتیب که چند شرکت در طول زمان مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. در بخش داده‌های ترکیبی مطرح شده ابتدا باید مشخص شود که تفاوت فردی یا به اصطلاح ناهمگنی در مقاطع وجود دارد یا اینکه مقطع‌ها با هم همگن هستند؟ و برای این تخمین می‌بایست داده‌های آماری روی هم انباشته کرد و به روش داده‌های تلفیقی یا روش داده‌های تابلویی برآورد را انجام داد تا روش مناسب انتخاب شود. بعد از تحلیل اجمالی داده‌های بکار رفته، ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد پایایی متغیرها برای بررسی عدم کاذب بودن رگرسیون برآوردی، آزمون LRTEST به منظور تشخیص واریانس ناهمسانی و همچنین از آزمون Xtserial برای مشکل خودهمبستگی جملات پسماند مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در ادامه با استفاده از آزمون F لیمر مشخص خواهد شد که تفاوت فردی یا به اصطلاح ناهمگنی در مقاطع وجود دارد، یا اینکه مقطع‌ها با هم همگن هستند و از آزمون ها سمن جهت تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت واحدهای مقطعی استفاده می‌شود. در ادامه نیز مدل تحقیق برآورد و نتایج حاصل، مورد تحلیل قرار خواهد گرفت. به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات گردآوری شده، از نرم افزار Excel و برای آزمون فرضیه ها و همچنین آزمون‌های تکمیلی جهت اطمینان از مدل رگرسیونی مستقل، از نرم افزار Eviews، Spss و STATA استفاده شد.

نگاره (۲): نتایج آزمون F (لیمر) برای انتخاب روش ترکیبی (Pooling) یا تلفیقی (Panel)

نتیجه آزمون	p-value	درجه آزادی	آماره آزمون	آزمون اثرات	فرضیه صفر
H ₀ رد می‌شود (روش داده‌های پانل انتخاب می‌شود)	۰/۰۰۰	(۵۸۹/۱۲۵)	۱۷/۸۷۱۸۳۵	آزمون F	اثرات خاص شرکت معنی‌دار نیستند (روش Pooling مناسب است)

همان‌گونه که در نگاره (۲) دیده می‌شود در سطح اطمینان ۹۵ درصد، در مدل پژوهش فرض صفر آزمون رد شده است، بنابراین باید از روش داده‌های پانل استفاده نمود. در نتیجه بحث انتخاب از بین مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی پیش می‌آید که برای این منظور از آزمون هاسمن استفاده می‌شود.

نگاره (۳): نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

نتیجه آزمون	p-value	درجه آزادی	آماره χ^2	فرضیه صفر
H ₀ پذیرفته می‌شود (روش اثرات تصادفی مناسب است)	۰/۳۴۳۷	۶	۶/۷۵۹۲۸۴	روش اثرات تصادفی مناسب است

نتایج نگاره بالا، بیانگر آن است که در مدل فرض شده پژوهش باید از روش اثرات تصادفی استفاده نمود.

نگاره (۴): نتایج آزمون ولدریج مدل‌های پژوهش

Wooldridge Test		
نتیجه	احتمال آماره	آماره
خودهمبستگی در مدل پژوهش	۰/۰۰۰	۷۹/۸۰۴

در نگاره (۴) نتایج آزمون خودهمبستگی برای آزمون مدل آمده است. با توجه به اینکه P-Value مندرج در نگاره (۴) برای مدل، کمتر از سطح معنی‌دار ۵٪ است، مدل دارای خودهمبستگی می‌باشد. به منظور رفع این مشکل در برآورد نهایی مدل، از الگوی متغیر وابسته با یک وقفه تاخیر استفاده می‌گردد. زیرا در مدل اثرات تصادفی نمی‌توان از الگوهای خود رگرسیون AR استفاده نمود.

نگاره (۵): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس مدل پژوهش

LRTEST		
نتیجه	احتمال آماره	آماره
ناهمسانی واریانس	۰/۷۷۹۵	۰/۰۸

در نگاره (۵) نتایج آزمون ناهمسانی واریانس برای آزمون مدل مربوط به فرضیات آمده است. در صورتی که P-Value کمتر از سطح معنی داری ۵٪ باشد، فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته نمی شود و مدل دارای ناهمسانی واریانس است. با توجه به اینکه P-Value مندرج در نگاره (۴) بیشتر از سطح معنی داری ۵٪ است، مدل فاقد ناهمسانی واریانس می باشد.

نگاره (۶): نتایج آزمون نرمال بودن توزیع اجزای اخلال در مدل تحقیق

LRTEST		
نتیجه	احتمال آماره	آماره چارک برا
ناهمسانی واریانس	۰/۳۲۱۷۳۶	۲/۷۱۲۲۱

نتایج آزمون فرضیه‌ها

پس از اطمینان از برقراری فروض کلاسیک، به منظور برآورد مدل با توجه به ناهمسانی واریانس، از الگوی از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته و شیوه داده‌های ترکیبی و روش اثرات تصادفی استفاده شد. جهت بررسی فرضیات تحقیق از مدل زیر استفاده شده است.

$$COC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IA_{i,t} + \alpha_2 EQ_{i,t} + \alpha_3 VD_{i,t} + \alpha_4 Lev_{i,t} + \alpha_5 ROA_{i,t} + \alpha_6 SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نتایج حاصل از برآورد مدل اول تحقیق به شرح نگاره (۷) می باشد.

نگاره (۷): خلاصه نتایج آماری آزمون مدل

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
C (عرض از مبدأ)	۲۰/۴۷۳۸۴	۳/۳۹۷۲۲۰	۶/۰۲۶۶۴۵	۰/۰۰۰
رفتار نامتقارن اطلاعاتی	۱/۰۹۷۰۶۹	۰/۰۶۹۵۲۱	۲/۳۹۶۲۵۷	۰/۰۲۳۲
کیفیت سود	-۲/۲۷۰۷۴۲	۰/۵۴۹۰۵۸	-۴/۱۳۵۷۰۶	۰/۰۰۰
افشا داوطلبانه	-۰/۰۲۴۷۸۴	۰/۰۱۲۱۲	-۲/۰۴۴۷۷۷	۰/۰۴۱۳
اهرم مالی	-۲/۲۴۸۶۱۵	۰/۹۷۶۴۱۱	-۲/۳۰۲۹۳۹	۰/۰۲۱۶
بازده دارایی ها	-۰/۰۳۲۲۷۷	۰/۰۲۰۸۴۸	-۱/۵۴۸۲۱۱	۰/۱۲۲۱
اندازه شرکت	-۲/۵۶۱۲۰۸	۰/۶۷۲۸۰۸	-۳/۵۳۶۸۳۹	۰/۰۰۰
متغیر وابسته با یک وقفه تاخیر	۰/۸۵۷۰۵۲	۰/۰۱۷۶۳	۳۸/۶۱۲۱۱	۰/۰۰۰
آماره F فیشر (سطح معنی داری)	۳۱۷/۱۵۹۵ ۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسن		۱/۸۹۸۶۴۸
ضریب تعیین	۰/۷۸۹۴۸۲	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۷۸۶۹۹۳

پیش از آزمون فرضیه پژوهش بر اساس نتایج به دست آمده، باید از صحت نتایج اطمینان حاصل نمود. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون F استفاده گردید. با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده (۰/۰۰۰)، می‌توان ادعا نمود که مدل رگرسیون برازش شده معنادار است. با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می‌توان ادعا نمود، حدود ۷۸ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل (هزینه سرمایه)، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. همچنین مقدار آزمون دوربین واتسون ۱/۸۹۸۶۴۸ که بین ۱/۵ و ۲/۵ می‌باشد نشان دهنده مناسب بودن استقلال خطاهای مدل تحقیق می‌باشد.

فرضیه اول: بین کیفیت سود و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه معناداری وجود دارد. بررسی مقدار آماره t ، متغیر کیفیت سود (۴/۱۳۵۷۰۶-) نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد دارای تاثیر منفی و معنی‌داری بر میزان هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان کرد فرضیه H_0 در سطح اطمینان بالاتر از ۹۵ درصد رد می‌گردد. از این رو با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان بیان کرد هرچه کیفیت سود افزایش (کاهش) یابد، فراوانی هزینه حقوق صاحبان سهام کاهش (افزایش) پیدا می‌کند (نگاره ۷).

فرضیه دوم: بین افشای داوطلبانه و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

بررسی مقدار آماره t ، متغیر افشای داوطلبانه (۲/۰۴۴۷۷۷-) نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد دارای تاثیر منفی و معنی‌داری بر میزان هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان کرد فرضیه H_0 در سطح اطمینان بالاتر از ۹۵ درصد رد می‌گردد. از این رو با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان بیان کرد هرچه افشای داوطلبانه افزایش (کاهش) یابد، فراوانی هزینه حقوق صاحبان سهام کاهش (افزایش) پیدا می‌کند (نگاره ۷).

فرضیه سوم: بین رفتار نامتقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

بررسی مقدار آماره t ، متغیر رفتار نامتقارن اطلاعاتی (۲/۳۹۶۲۵۷) نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد دارای تاثیر مثبت و معنی‌داری بر میزان هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان کرد فرضیه H_0 در سطح اطمینان بالاتر از ۹۵ درصد رد می‌گردد.

از این رو با توجه به نتایج بدست آمده می توان بیان کرد هرچه رفتار نامتقارن اطلاعاتی افزایش (کاهش) یابد، فراوانی هزینه حقوق صاحبان سهام نیز افزایش (کاهش) پیدا می کند (نگاره ۷). همچنین نتایج نشان می دهد از بین متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده در تحقیق اهرم مالی شرکت ها و اندازه شرکت رابطه معکوس و معناداری با هزینه حقوق صاحبان سهام دارند. زیرا سطح معناداری مربوط به آزمون آن ها کمتر از میزان خطا ۰/۰۵ می باشد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

هزینه سرمایه به عنوان معیاری برای ارزیابی عملکرد در الگوی ارزش افزوده اقتصادی است. نظر به اهمیت این مهم، در این پژوهش به پیروی از تحقیق هینسون و اوتک (۲۰۱۵) از سه مولفه کیفیت سود، افشاء داوطلبانه، رفتار نامتقارن اطلاعاتی به عنوان متغیرهای موثر بر هزینه حقوق صاحبان سهام استفاده شد. نتایج تحقیق نشان داد بین کیفیت سود و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد به عبارتی با افزایش و بهبودی کیفیت سود، هزینه های حقوق صاحبان سهام کاهش می یابد. این نتیجه حاکی از آن است که کیفیت سود در کاهش و افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت ها یک عامل موثر و معنادار است و با اعمال تغییرات در کیفیت سود می توان هزینه حقوق صاحبان سهام شرکت ها را مدیریت و کنترل کرد. شرکت هایی که سود آنها با کیفیت است ریسک پایین تری برای جلب نظر سرمایه گذاران به منظور تامین مالی دارند. از این رو تامین کنندگان منابع شرکت ها به دنبال سرمایه گذاری در شرکت هایی هستند که واجد سودهای با کیفیت می باشند. در واقع ورود سرمایه و تامین مالی برای موسسات و شرکت هایی که سودهای با کیفیتی دارند آسانتر است زیرا یک اطمینان منطقی در سرمایه گذاران برای کسب بازده مورد نظر را به وجود می آورند. از طرفی شرکت هایی که سودهایی با کیفیت پایین یا بی کیفیت را تجربه می کنند برای جلب نظر سرمایه گذاران می بایست نرخ بازده بالاتری را نسبت به سایر شرکت ها برای ایشان تامین کنند، از این رو نرخ بازده از دید سرمایه گذاران و تامین کنندگان منابع مالی و نرخ هزینه حقوق صاحبان سهام از دید شرکت ها و موسسات افزایش می یابد. نتایج این فرضیه مشابه نتایج کردستانی و مجدی (۱۳۸۶) و فرانسیس و همکاران (۲۰۰۳) می باشد. همچنین افشای داوطلبانه شرکت ها موجب کاهش هزینه حقوق صاحبان سهام می شود به عبارتی بین این دو متغیر رابطه معکوسی وجود دارد. صورت های مالی شفاف، صور های هستند که رویدادها، مبادلات،

قضاوت‌ها و برآوردهای اساسی صورت‌های مالی و کاربردهای آنها را نشان دهند. شفافیت، استفاده‌کنندگان را قادر می‌سازد تا نتایج و کاربردهای تصمیمات، قضاوت‌ها و برآوردهای تهیه‌کنندگان صورت‌های مالی را مشاهده و درک کنند. افشای کامل بر فراهم کردن تمام اطلاعات مورد نیاز برای تصمیم‌گیری و در نتیجه، حصول اطمینان مبنی بر اینکه سرمایه‌گذاران گمراه نمی‌شوند، دلالت دارد. افشای مالی ضعیف موجب گمراهی سهامداران می‌شود و اثر نامطلوبی بر ثروت آنها دارد. برخی سرمایه‌گذاران اطلاعات ناقصی دارند و از تمام شرکت‌های موجود در اقتصاد آگاه نیستند. در نتیجه، مشارکت در ریسک، ناقص و ناکاراست. افشا توسط این شرکت‌های کمتر شناخته شده می‌تواند سرمایه‌گذاران را از وجود آنها آگاه کند و دیدگاه سرمایه‌گذار را گسترش دهد که آن نیز به نوبه خود، مشارکت در ریسک را بهبود می‌بخشد و هزینه حقوق صاحبان سهام را کاهش می‌دهد. نتایج این فرضیه مشابه نتایج گیتزمن و ایرلند (۲۰۰۵) و برون و هیلگیتز (۲۰۰۷) و ستایش و همکاران (۱۳۹۰) و هینسون و اوتک (۲۰۱۵) می‌باشد. در نهایت نتایج تحقیق نشان داد بین رفتار نامتقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر رفتار نامتقارن اطلاعاتی موجب افزایش هزینه حقوق صاحبان سهام می‌شود. شواهد بیانگر آن است که افزایش در رفتار نامتقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران شرکت با کاهش تعداد سرمایه‌گذاران و پایین آمدن نقدشوندگی اوراق بهادار، کم‌شدن حجم معامله‌ها و به طور کلی، کاهش منافع اجتماعی از محل این داد و ستدها رابطه مستقیم دارد. در واقع رفتار نامتقارن اطلاعاتی می‌تواند منجر به کاهش نقدشوندگی سهام و افزایش هزینه معاملات شود و این مسئله افزایش هزینه سرمایه شرکت‌ها را به دنبال خواهد داشت. نتایج این تحقیق مشابه نتایج ستایش و همکاران (۱۳۹۲) ساینی و هرمان (۲۰۱۰)، آرمسترانگ و همکاران (۲۰۱۰) و پنگ هی و همکاران (۲۰۱۳) می‌باشد. رفتار نامتقارن اطلاعاتی ناشی از کیفیت افشای پایین، مسأله انتخاب نادرست را در پی خواهد داشت. اوراق بهادار مواجه با این مشکل، از نقدشوندگی کمتری برخوردارند و هزینه داد و ستد آنها در زمان خرید و فروش بیشتر است. بنابراین، خریداران تمایل کمتری به خرید آنها دارند. سرمایه‌گذاران برای اضافه هزینه معاملاتی پرداخت شده، پاداش بیشتری مطالبه می‌کنند. با افشای اطلاعات خصوصی و بهبود کیفیت افشا، شرکت‌ها می‌توانند عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه مبادله اوراق بهادار و بدین ترتیب هزینه حقوق صاحبان سهام را کاهش دهند.

محدودیت‌های تحقیق

محدودیت مهم این تحقیق، ویژگی خاص تحقیق‌های نیمه تجربی مبنی بر عدم کنترل برخی عوامل مؤثر بر نتایج تحقیق از جمله تأثیر متغیرهایی چون عوامل اقتصادی، شرایط سیاسی، وضعیت اقتصاد جهانی و مواردی از این قبیل است که خارج از دسترس محقق بوده و ممکن است بر نتایج تحقیق اثرگذار باشد و محدودیت دیگر این تحقیق، عدم افشای کامل متغیرهای پژوهش توسط شرکت‌ها می‌باشد که باعث حذف کثیری از شرکت‌ها شده است.

پیشنهاد‌های ناشی از یافته‌های تحقیق

در طی انجام پژوهش، با بررسی منابع اطلاعاتی در ارتباط با موضوع پژوهش و با توجه به نتایج و دستاوردهای پژوهش حاضر پیشنهادهایی مورد توجه قرار می‌گیرد:

- بر اساس نتایج این پژوهش، کیفیت سود شرکت‌ها بر هزینه حقوق صاحبان سهام تأثیر دارد. به گونه‌ای که سودهای با کیفیت موجب کاهش هزینه حقوق صاحبان سهام و بالعکس می‌شود لذا به سرمایه‌گذاران، کاربران و سازمان‌های تدوین استاندارد و قوانین پیشنهاد می‌شود، در تصمیمات خود به این مهم توجه داشته باشند.
- با توجه به اثر مثبت افشا داوطلبانه صورت‌های مالی بر کاربران و سرمایه‌گذاران، به سازمان بورس اوراق بهادار و قانون‌گذاران پیشنهاد می‌شود که طی قوانینی مدون؛ با ساز و کارهای انگیزشی و تشویقی، شرکت‌ها را به افشای هرچه بهتر صورت‌های مالی تشویق نمایند.
- همچنین با توجه به اینکه نتایج پژوهش، عدم استفاده یکنواخت و دسترسی به اطلاعات موجب افزایش هزینه‌های حقوق صاحبان سهام می‌شود، از این رو به سازمان‌های تدوین استاندارد و قوانین پیشنهاد می‌شود که قوانینی دال بر گستره اطلاعات مالی و مدیریتی در اختیار سرمایه‌گذاران قرار گیرد. که این در نهایت موجب بهبود کیفیت اطلاعات و تصمیم‌گیری بهتر خواهد شد.

پیشنهادات موضوعی و آتی

نتایج حاصل شده در این تحقیق براساس اطلاعات موجود و محدودیت‌های زمانی و مکانی به دست آمده است و به نظر می‌رسد برای تکامل آن لازم است تحقیقات زیر نیز انجام گیرد:

- پیشنهاد می‌شود برای دستیابی به نتایج گسترده‌تر، به بررسی تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر روی هزینه سرمایه با توجه به نوع رقابت در بازار پرداخته شود.
- در این تحقیق به منظور اندازه گیری کیفیت سود از مدل جونز (۱۹۹۱) استفاده شده است. پیشنهاد می‌شود از سایر مدل‌های کیفیت سود مانند مدل دی آنجلو (۱۹۸۶)، هیلی (۱۹۸۵)، مدل اسلوان (۱۹۹۶) و سایر مبانی ارزیابی کیفیت سود استفاده شود.
- به علاقه مندان پیشنهاد می‌شود در تحقیقی به بررسی اثر مولفه‌های حاکمیت شرکتی بر هزینه‌های حقوق صاحبان سهام بپردازند.

منابع

- بولو، قاسم. (۱۳۸۶). هزینه حقوق صاحبان سهام و ویژگی‌های سود، رساله دکتری حسابداری. دانشگاه علامه طباطبائی. دانشکده مدیریت و حسابداری.
- بولو، قاسم. حسنی القار، مسعود. (۱۳۹۳). ارتباط میان کیفیت سود، عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه حقوق صاحبان سهام. مجله دانش حسابداری. شماره ۱۷. صص ۴۹-۷۵
- حقیقت، حمید. همایون، علی. (۱۳۸۳). بررسی ارتباط بین کیفیت اقلام تعهدی و سود در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد مشهد.
- خانی، عبدالله. قجاوند، زیبا. (۱۳۹۱). تاثیر طیف رقابتی بازار بر رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه سرمایه سهام عادی. پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره ۱۴. صص ۶۷-۸۸
- خدادادی، ولی. عربی، مهدی. ال بوعلی، صادق. (۱۳۹۴). اثر تعدیل کننده عدم اطمینان محیطی بر رابطه بین مدیریت سود و عدم تقارن اطلاعاتی. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۲۶. صص ۵۱-۶۶
- ستایش، محمد حسین. غفاری، محمد جواد و رستم زاده، ناصر. (۱۳۹۲). بررسی تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینه سرمایه. پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۸. صص ۱۲۵-۱۴۶.
- ستایش، محمد حسین. روستا، منوچهر. علیزاده، وحید. (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین افشای داوطلبانه و عملکرد شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۱۳. صص ۱۵۳-۱۶۰
- ستایش، محمد حسین. کاظم نژاد، مصطفی. ذوالفقاری، مهدی. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر کیفیت افشا بر نقدشوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره ۳، صص ۷۴-۵۵

- شمس، شهاب الدین. سلیمانی اشرفی، ماریه. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین حد نوسانات قیمت و عدم تقارن اطلاعاتی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، شماره ۷، صص ۶۹-۸۲.
- فرج زاده دهکردی، حسن. همتی، حسن. برزده، سیدامیر. (۲۰۱۳). بررسی رابطه بین تقسیم سود و کیفیت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش حسابداری*، شماره ۱۱، صص ۸۳-۱۰۸.
- کردستانی غلامرضا و ضیالالدین، مجدی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین ویژگیهای کیفی سود و هزینه سهام عادی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، شماره ۴۸، صص ۸۵-۱۰۴.
- مشایخ، شهناز. نصیری، سپیده سادات. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر شفافیت گزارشگری مالی بر مربوط بودن ارزش سود حسابداری. *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری*، شماره ۱۹، صص ۱۲۷-۱۵۴.
- مشایخی، بیتا. فدایی نژاد، محمد اسماعیل. کلاته رحمانی، راحله. (۱۳۸۹). مخارج سرمایه ای، اقلام تعهدی و بازده سهام. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، شماره ۳، صص ۷۷-۹۲.
- Armstrong, Christopher S. Core, John E. Taylor, Daniel J. Robert E. Verrecchia. (2010). When Does Information Asymmetry Affect the Cost of Capital?. Available at: <http://www.ssrn.com>.
- Bhattacharya, N. , Desai, H. and Venkataraman, K. (2008). Earnings quality and information asymmetry: evidence from trading costs. Working Paper, Southern Methodist University.
- Bhattacharya. N. , Ecker, F. , Per. M. Olsson and K. Schipper. (2011). Direct and mediated associations among earnings quality, information asymmetry, and the cost of equity. *Accounting Review*, 87 (2) , 449-482 .
- Botosan, C. A. (1997). Disclosure Level and the Cost of Equity Capital. *The Accounting Review*, 72 (3) , 323-34.
- Brown, S. , Hillegeist, S. , & Lo, K. (2004). Conference calls and information asymmetry. *Journal of Accounting and Economics*, 37 (3) , 343-366.
- Brown, S. and Hillegeist, S. A. (2007). How Disclosure Quality Affects the Level of Information Asymmetry. *Review of Accounting Studies*, (12) , 443-477 .
- Bulu, Q & Hosni Al-Qar, M. (2014). The Relationship between Quality of Earnings, Information Asymmetry, and Cost of Equity. *Journal of Accounting Knowledge*, (17) , 49-75. (In Persian)
- Bulu, Q. (2007). Cost of equity and Earnings characteristics, Ph. D. Accounting. Allameh Tabatabaei University. Faculty of Management and Accounting. (In Persian)

- Easton, P. (2004). PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital. *The Accounting Review*, (79), 73-95.
- Fama, E. and French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial Economics*, (33), 3-56.
- Farajzadeh Dehkordi, H. , Hemmati, H & Barzdah, S. A. (2013). Relationship between Earnings sharing and the quality of profits of companies accepted in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Research*, (11), 83-108. (In Persian)
- Francies, I. , Lafond, R. , Olsson, P & Schipper, K. (2003). Earnings quality and the pricing effects of earnings patterns, working paper Duke University, p. 53
- Francis, J. , Olsson, P. & Schipper, K. , (2004). Costs of equity and earnings attributes, *The Accounting Review*, (79), 967-1010.
- Gietzman, M. and Ireland, J. (2005). "Cost of Capital, Strategic Disclosures and Accounting Choice. *Journal of Business, Financial & Accounting*, Vol. 23, No. 3&4, pp. 599-634.
- Gray, P. and P. -S. Koh and Y. H. Tong (2009). Accruals Quality, Information Risk and Cost of Capital: Evidence from Australia, *Journal of Business Finance and Accounting*, (36) 1 & 2, 51-72.
- Haghighat, H & Homayoun, A. (2004). Investigating the relationship between the quality of accruals and Earnings in listed companies in Tehran Stock Exchange, MSc. Azad University of Mashhad (In Persian).
- Hinson, L. A. , Utke, S. (2016). Structural Equation Modeling in Archival Accounting Research: An Application to Disclosure and Cost of Capital, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2614085> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2614085> Liang .
- Khani, A & Ghajaavand, Z. (2012). The impact of the competitive spectrum of the market on the relationship between information asymmetry and the cost of equity capital. *Journal Financial Accounting Research*, (14). 67-88. (In Persian)
- Khodadadi, V. , Arabic, M & El Buali, S. (2015). The effect of moderating environmental uncertainty on the relationship between Earnings management and information asymmetry. *Journal Financial Accounting and Audit Research*, (26), 51-66. (In Persian)
- Kordestani, G. R & Ziaoddin, M. (2007). Investigating the Relationship between Qualitative Characteristics of Earnings and Cost of Standard Stock. *Journal Accounting and Audit Accounting*, (48), 85-104. (In Persian)
- Kothari, S. P. , Lroe, A. J. And Wasleg, C. E. (2005). Performance marched discretionary accrual measure. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, pp. 1363-97. 3

- Liang, P. J. (2001). Recognition: An information content perspective, *Accounting Horizons*, (15), 223-242.
- Mashayekh, SH & Nasiri, S. S. (2016). Investigating the Effect of Financial Reporting Transparency on the Relevance of the Accounting Estimate. *Journal of Experimental Accounting Research*, (19), 127-154. (In Persian)
- Mashayekhi, B., Fadai Nejad, M. S & Kalateh Rahmani, R. (2010). Capital Expenditures, Accruals and Stock Returns. *Journal of Financial Accounting Research*, (3), 77-92. (In Persian)
- Nen-Chen, R. H., Jeng, C., Ying, W. (2013). Effect of disclosure regulation on earnings management through related-party transactions: Evidence from Taiwanese firms operating in China. *Journal of Accounting and Public Policy*, (32), 4: 292-313.
- Peng He, William Lepone, Andrew and Henry Leung. (2013). Information asymmetry and the cost of equity capital. *International Review of Economics & Finance*, (27), 611-620.
- Persakis, A. Iatridis, G. E. (2015). Earnings quality under financial crisis: A global empirical investigation, *Journal of Multinational Financial Management*, (30): 1-35
- Saini, Jagjit Singh and Don Herrmann. (2010). Cost of Equity Capital, Information Asymmetry, and Segment Disclosure. Available at: <http://www.ssrn.com>.
- Setaush, M. H., Ghaffari, M. J & Rostamzadeh, N. (2013). Investigating the Influence of Information Asymmetry on Capital Cost. *Journal Empirical Accounting Research*, (8), 125-146. (In Persian)
- Setaush, M. H., Kazemnejad, M & Zolfaghari, M. (2011). Investigating the Effect of Disclosure Quality on Stock Liquidity and Cost of Capital of Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research*, (3), 55-74. (In Persian)
- Setaush, M. H., Rosta, M & Alizadeh, V. (2015). Investigating the relationship between voluntary disclosure and the performance of companies admitted to Tehran Stock Exchange. *Journal Empirical Accounting Research*, (13), 153-160. (In Persian)
- Shams, SH & Soleimani Ashrafi, M. (2013). Investigating the relationship between price fluctuation and information asymmetry. *Journal Empirical Accounting Research*, (7), 69-82. (In Persian)
- Verrecchia, R. E., (2001). Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, (32), 97-180.
- Zhao, Y., Ch. K. H., Zhang, Y., & David, M. (2012). Takeover protection and managerial myopia Evidence from real earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy*, (31) 1, 109-135

رابطه انگیزه‌های مدیریت سود افزاینده و نظام راهبری شرکتی با رفتار نامتقارن هزینه

حمیده اثنی‌عشری*، شبنم جوانمرد**

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۱۸

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۱/۳۱

چکیده

در این پژوهش، رابطه انگیزه‌های مدیریت سود افزاینده، نظام راهبری شرکتی و اثر همزمان آنها با رفتار نامتقارن هزینه آزمون شد. به منظور سنجش رفتار نامتقارن هزینه، از رابطه بین لگاریتم نسبت هزینه‌های اداری، عمومی و فروش و لگاریتم نسبت درآمدهای عملیاتی استفاده شد. نظام راهبری شرکتی نیز با استفاده از هفت متغیر اندازه هیات مدیره، درصد اعضای غیرموظف، درصد سهامداران نهادی، تمرکز مالکیت، درصد سهامداران عمده، درصد سهامداران مدیریتی و نوع حسابرسان و یک شاخص تجمیعی سنجیده شد. دو شاخص نرخ بازده دارایی و نسبت تغییرات سود خالص به مجموع دارایی‌ها هم برای تعیین انگیزه‌های مدیریت سود به شکل افزایشی لحاظ شد. در این راستا داده‌های ۸۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۳ با در نظر گرفتن برخی ویژگی‌ها (۸۴۰ شرکت - سال) آزمون شد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، تحلیل رگرسیون (حداقل مربعات تعمیم یافته) - روش داده‌های ترکیبی بکار گرفته شد. نتایج نشان داد هزینه به طور میانگین رفتاری نامتقارن دارد؛ علاوه، هزینه در شرکت‌هایی که در شرایط مدیریت سود افزاینده قرار دارند در مقایسه با دیگر شرکت‌ها با تاخیری یکساله به شیوه‌ای متقارن رفتار می‌کند. نظام راهبری شرکتی به طور میانگین رابطه معنی‌داری با رفتار هزینه ندارد؛ این نظام رفتار نامتقارن هزینه را در شرکت‌هایی که انگیزه مدیریت سود افزاینده دارند تقویت نمی‌کند.

واژه‌های کلیدی: رفتار نامتقارن هزینه، مدیریت سود افزاینده، نظام راهبری شرکتی.

طبقه‌بندی موضوعی: G32

کد DOI: JERA-1601-1118 (R2)

* استادیار گروه حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، نویسنده مسئول، (hamidehasnaashari@gmail.com).

** کارشناس ارشد حسابداری موسسه آموزش عالی پرندک، (mojafarinanearia@gmail.com).

مقدمه

گزارش‌های مالی متقلبانه در سال‌های گذشته نشان داد بستر قانونی و رویه‌های مستقر در شرکت‌ها نمی‌توانند با مدیریت مناسب تضاد منافع مدیران، مانع از تقلباتی شوند که از سوی آنها واقع می‌شود. چنین موضوعی سبب شد نهادهای قانونگذار درصدد اصلاح مقررات حاکم در حوزه راهبری شرکتی برآیند که تصویب قانون ساربنز آکسلی (۲۰۰۲)، تعیین الزامات جدید راهبری شرکتی برای پذیرش شرکت‌ها در بازار اوراق بهادار نیویورک، افزایش ضریب نفوذ سیستم‌های رتبه‌بندی راهبری شرکتی و تغییرات مشهود در اظهارنظرهای قضایی از جمله مهمترین آنها بود (کلارک، ۲۰۰۵). عمده تغییرات بر سه حوزه حسابرسی، ساختار هیات مدیره و افشاء متمرکز بود. چنین تغییراتی توجه نهادهای ذیربط در سایر کشورها را نیز به موضوع اهمیت راهبری شرکتی و تقویب آن برای حمایت از حقوق سرمایه‌گذاران جلب کرد. تصویب دستورالعمل کنترل‌های داخلی در تاریخ ۹۱/۲/۱۶، منشور کمیته حسابرسی و منشور فعالیت حسابرسی داخلی در تاریخ ۹۱/۱۱/۲۳، دستورالعمل الزامات افشای اطلاعات و تصویب معاملات اشخاص وابسته در تاریخ ۹۰/۱۰/۳ و دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات در تاریخ ۸۶/۵/۳ در ایران نیز نمونه‌ای از اقدامات انجام شده در راستای حمایت از حقوق سرمایه‌گذاران، پیشگیری از وقوع تخلفات و نیز ساماندهی و توسعه بازار شفاف و منصفانه اوراق بهادار است. از جمله مباحثی که در سال‌های گذشته مورد توجه محققین قرار گرفته است تصمیمات مدیریت در خصوص هزینه‌هاست به گونه‌ای که بیان شده است این تصمیمات از الگویی متقارن پیروی نمی‌کنند و نسبت کاهش هزینه‌ها در دوره کاهش درآمد تناسبی با افزایش آنها در دوره افزایش درآمد ندارد. نظریه‌های مختلفی در توضیح این رفتار هزینه ارائه شده‌اند که مهمترین آنها نظریه نمایندگی و نظریه رفتار اقتصادی است. بر این اساس، رفتار نامتقارن هزینه را می‌توان به دو طریق تفسیر کرد؛ اول، آن نشانه‌ای از وجود مشکلات نمایندگی دانست که تلاش مدیریت را برای حفظ قدرت سازمانی خود نشان می‌دهد؛ در چنین شرایطی استقرار ساختار راهبری مناسب نقشی سازنده و مثبت را در کاهش رفتار نامتقارن هزینه بازی خواهد کرد؛ و یا دوم، آن را حاصل رفتار منطقی مدیریت برای اجتناب از هزینه‌های بازسازی ظرفیت در آینده پنداشت؛ که در این صورت رفتار نامتقارن هزینه انتخابی منطقی و کارآمد است که افزایش ثروت سرمایه‌گذاران را در پی خواهد داشت (چن و همکاران، ۲۰۱۴). اینکه تصمیمات مدیریت در تعیین سطح هزینه از کدامیک از این نظریه‌ها اثر پذیرد به شرایط

محیطی (از جمله قرارداد های پاداش، قرارداد های بدهی، پوششش انتظارات تحلیلگران) نیز وابسته است؛ گاه مدیریت در شرایطی قرار می‌گیرد که او را ترغیب می‌کند قضاوت‌ها و تصمیماتش را به شیوه‌ای اخذ کند که موجب مدیریت سود افزاینده شود؛ به این معنی که سود را بیش از آنچه واقع شده است گزارش نماید. در این صورت انتظار بر آن است مشاهده رفتار نامتقارن هزینه بیشتر از انگیزه‌های نمایندگی او اثر پذیرد تا آنکه حاصل رفتار منطقی‌اش در جهت پیشینه سازی ارزش شرکت باشد (ژای و هانگ، ۲۰۱۵). برخی تحقیقات نشان داده‌اند شرکت‌هایی که در شرایط مدیریت سود افزاینده قرار دارند هزینه‌های نامتقارن تری دارند (دایرینک و رندرز، ۲۰۱۲) که در توجیه آن می‌توان به نظریه حساب شویی اشاره کرد؛ گرچه تحقیقات دیگری در این حوزه بیان می‌کنند شرکت‌ها در شرایطی که نیازمند اجتناب از زیان یا کاهش سود هستند هزینه‌های خود را به میزان بیشتری کاهش می‌دهند (کاما و ویز، ۲۰۱۳) و در توجیه آن از نظریه نمایندگی بهره گرفته‌اند. آنچه زمینه‌ساز انجام این پژوهش شد کسب دانش نسبت به اثرگذاری انگیزه‌های مدیریت سود بر تصمیمات مدیریت در خصوص رفتار هزینه و نقش نظام راهبری شرکتی در کاهش مشکلات نمایندگی است. به این ترتیب، پژوهش حاضر به دنبال آن است دریابد چگونه انگیزه‌های مدیریت سود افزاینده بر رفتار نامتقارن هزینه اثر می‌گذارد؟ نظام راهبری شرکتی مستقر در شرکت چگونه می‌تواند تصمیمات مدیریت در خصوص رفتار هزینه را جهت دهد؟ اثرهمزمان فرصت مدیریت سود افزاینده با نظام راهبری شرکتی بر رفتار نامتقارن هزینه چگونه است؟

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مبانی نظری پژوهش

به طور سنتی در مدل‌های تحلیل سود فرض بر آن بود هزینه‌ها در برابر محرک‌های هزینه رفتاری متقارن را از خود به نمایش می‌گذارند و وابسته به نوسانات تولید و فروش تغییر می‌کنند؛ اگرچه تحقیقاتی که در دهه ۹۰ انجام شد حاکی از آن بود نمی‌توان چندان به این فرض پایبند ماند. به دیگر سخن آنچه بر رفتار هزینه اثرگذار است تنها حجم تولید و مقدار فروش نیست. نورن و سادراستروم (۱۹۹۷) و کوپرز و کاپلان (۱۹۹۸)، نخستین محققانی بودند که رفتار نامتقارن هزینه را مورد مطالعه قرار دادند. به دنبال چنین مطالعاتی بود که اندرسون و همکارانش (۲۰۰۳)، دریافتند هزینه با افزایش فروش به طور میانگین تغییرات بیشتری را در مقایسه با کاهش

آن تجربه می‌کند (کوکتاکیس و همکاران، ۲۰۱۳). این نتایج محققان را با این سوال مواجه کرد که دلایل مشاهده چنین رفتاری چیست؟ در پاسخ به این سوال، دلایل مختلفی ارائه شده است که مهمترین آنها به شرح زیر می‌باشد:

هزینه‌های تعدیل منابع: بر این اساس علت مشاهده رفتار نامتقارن، هزینه‌های ناشی از تعدیل منابع در دوره جاری است؛ به عبارتی از آنجایی که هزینه‌های حذف و تعدیل منابع در دوره جاری از هزینه‌های نگهداشت منابع به شکل بلااستفاده بیشتر است مدیر ترجیح می‌دهد آنها را حفظ کند (چن و همکاران، ۲۰۱۴؛ بنکر و بیزالو، ۲۰۱۴؛ اندرسون و همکاران، ۲۰۰۳).

انتظارات مدیر از فروش‌های آتی: هنگامی که مدیر نسبت به فروش‌های آتی خوش‌بین باشد آنگاه نیازمند منابع بیشتری برای ادامه فعالیت در آینده است؛ به همین سبب تمایل بیشتری به نگهداشت منابع به شکل بلااستفاده دارد؛ به گونه‌ای که کاهش منابع در دوره جاری موجب افزایش هزینه‌های تعدیل در دوره‌های آتی خواهد شد (بنکر و بیزالو، ۲۰۱۴؛ یاسوکاتا و کاجیوارا، ۲۰۱۱).

روند تغییرات فروش در دوره‌های گذشته: روند فروش در دوره‌های گذشته به دو طریق بر رفتار نامتقارن هزینه اثرگذار است: اول، نگرش مدیریت نسبت به آینده را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد؛ و دوم، میزان منابع موجود در دوره جاری را معین می‌کند؛ به این ترتیب که تغییرات مثبت فروش مدیریت را نسبت به آینده خوش‌بین می‌کند. چنین خوش‌بینی ضمن آنکه انتظارات مدیریت در مورد روند فعالیت دوره‌های آتی را مثبت می‌نماید انتظارات او در دوره‌های گذشته نسبت به دوره جاری را نیز شکل داده است و موجب گردیده است او منابعی بیشتر از حد بهینه را در دوره جاری نگهداری نماید (بنکر و بیزالو، ۲۰۱۴).

حفظ جایگاه و قدرت سازمانی: آنچه مدیریت را بر آن می‌دارد سطح منابع مورد استفاده را کاهش ندهد نگرانی منفعت‌طلبانه او از کاهش پاداش، کاهش فرصت‌های شغلی، از دست دادن کارکنان متخصص است؛ به این ترتیب، هرچه منابع آزاد در اختیار مدیریت بیشتر باشد و فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری پیش روی او قرار داشته باشد هزینه رفتار نامتقارن تری را به نمایش می‌گذارد (چن و همکاران، ۲۰۱۴؛ بنکر و بیزالو، ۲۰۱۴؛ کوکتاکیس و همکاران، ۲۰۱۳).

ابهام و تاخیر در تعدیل هزینه: آنچه موجب بروز رفتار نامتقارن می‌شود ابهام پیش‌روی مدیران در مورد آینده و نیاز آنها به کسب اطلاعات کافی است و همین موضوع کاهش سطح هزینه در زمان مناسب را به تعویق می‌اندازد.

شرایط اقتصادی: شرایطی از قبیل دوره‌های رونق و رکورد، تورم و رشد اقتصادی از جمله دلایل اثرگذار بر تصمیمات مدیریت در حوزه تعیین سطح هزینه می‌باشند (کالیجا و همکاران، ۲۰۰۶؛ اندرسون و همکاران، ۲۰۰۳).

ویژگی‌های شرکت: هرچه فعالیت‌های شرکت بیشتر به دارایی‌های ثابت وابسته باشد، سهم نیروی انسانی در تولید شرکت از اهمیت بالاتری برخوردار باشد و ساختار سرمایه شرکت به بدهی‌ها وابستگی بیشتری داشته باشد توان مدیریت در کاهش هزینه‌ها متناسب با روند نزولی درآمد پایین‌تر است (کالیجا و همکاران، ۲۰۰۶).

انگیزه‌های مدیریت سود: حساب‌شویی، دستیابی به سود هدف، پوشش پیش‌بینی تحلیل‌گران، اجتناب از نقض قراردادهای بدهی و مقررات تنبیهی از جمله عواملی هستند که می‌توانند مدیر را بر آن دارند اقدام به مدیریت سود از طریق فعالیت‌های واقعی نماید؛ به گونه‌ای که موجبات تشدید یا تضعیف رفتار نامتقارن هزینه را فراهم آورد (بنکر و بیزالو، ۲۰۱۴؛ کاما و ویز، ۲۰۱۳).

در تشریح کارآمدی مشاهده رفتار متقارن هزینه دو نظریه ارائه شده است: ۱- نظریه رفتار اقتصادی، که از آن به نظریه تصمیمات آگاهانه نیز یاد می‌شود و رفتار نامتقارن هزینه را نتیجه تصمیم منطقی و سنجیده مدیر می‌داند؛ به این معنی که مدیران منابع مرتبط با فعالیت‌های عملیاتی را به طور سنجیده تعدیل می‌کنند. آنها به منظور اجتناب از هزینه‌های تامین مجدد منابع و افزایش هزینه‌ها در بلندمدت ترجیح می‌دهند هزینه‌های بیشتری را برای نگاهداشت منابع بلااستفاده در کوتاه‌مدت متحمل شوند و بدین ترتیب ارزش شرکت را در بلندمدت افزایش دهند. توجه به برخی عوامل ذکر شده در بالا برای تصمیم‌گیری در خصوص هزینه نتیجه رفتار منطقی مدیر است (هوکو و همکاران، ۲۰۱۵؛ بنکر و بیزالو، ۲۰۱۴). ۲- نظریه نمایندگی، که رفتار نامتقارن هزینه را نتیجه رفتار فرصت طلبانه مدیریت می‌داند که از مشکلات نمایندگی ناشی می‌شود (هوکو و همکاران، ۲۰۱۵؛ چن و همکاران، ۲۰۱۴؛ پیچتکان، ۲۰۱۲). رابطه نمایندگی و مشکلات حاصل از آن در سال‌های گذشته توجهات

زیادی را به خود جلب نموده و زمینه‌ساز تقویت نظام راهبری شرکتی گردیده است؛ نظامی که با نظارت بر ارکان راهبر شرکت از منافع سرمایه‌گذاران حمایت می‌کند و افزایش ارزش شرکت را زمینه‌سازی می‌شود.

مروری بر پیشینه پژوهش

تحقیقاتی که در رابطه با رفتار نامتقارن هزینه انجام شده‌اند را می‌توان به سه حوزه تقسیم کرد: حوزه اول، تحقیقاتی است که چگونگی رفتار هزینه را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ در این ارتباط، بنکر و همکاران (۲۰۱۳)، نشان دادند هزینه در ۱۹ کشور از ۲۰ کشور مورد تحقیق آنها رفتاری نامتقارن را از خود به نمایش می‌گذارد. پورپوراتو و ورین (۲۰۱۰)، دریافتند بانک‌های برزیلی، آرژانتینی و کانادایی هزینه‌هایی نامتقارن دارند به گونه‌ای که با افزایش هزینه در مقایسه با کاهش آن رابطه قوی‌تری دارند. هی و همکاران (۲۰۱۰)، بیان کردند هزینه در شرکت‌های ژاپنی به شکلی نامتقارن رفتار می‌کند. چراغی (۱۳۹۳)، زنجیردار و همکاران (۱۳۹۳)، شیبه و همکاران (۱۳۹۳)، نمازی و همکاران (۱۳۹۱) و نمازی و دوانی پور (۱۳۹۱) دریافتند هزینه‌های اداری و عمومی و بهای تمام شده کالای فروش رفته واکنش متفاوتی را در برابر تغییرات مثبت و منفی درآمد نشان می‌دهند. حوزه دوم، تحقیقاتی است که به بررسی دلایل رفتار نامتقارن هزینه پرداخته‌اند؛ در این خصوص، ژای و هانگ (۲۰۱۴)، دریافتند انگیزه مدیریت سود یکی از عوامل اثرگذار بر نامتقارن بودن هزینه است. وینریس و همکاران (۲۰۱۴)، دارایی‌های ثابت مشهود را عاملی دانستند که مانع از کاهش به‌هنگام سطح هزینه‌ها متناسب با درآمد می‌شود. بنکر و همکاران (۲۰۱۳) و بالاکریشن و گروسا (۲۰۰۸)، دریافتند هزینه‌های تعدیل بر وقوع هزینه‌ها به شیوه‌ای نامتقارن اثرگذار است. چن و همکاران (۲۰۱۳) دریافتند نگرش مدیران با رفتار نامتقارن هزینه رابطه دارد. کاما و ویس (۲۰۱۳) و دایرینک و همکاران (۲۰۱۲)، نشان دادند انگیزه‌های مدیریت برای پوشش سود هدف، تصمیمات او در خصوص سطح هزینه‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. چن و همکاران (۲۰۱۲) و چویی و لیجان (۲۰۱۱)، مشاهده رفتار چسبنده را ناشی از مشکلات نمایندگی و تلاش مدیریت برای حفظ جایگاه سازمانی خود دانستند. کو و همکاران (۲۰۱۱)، مدیریت سود را بر رفتار نامتقارن هزینه موثر یافتند. بابایی رج (۱۳۹۳) و ایزدی‌نیا و همکاران (۱۳۹۳) دریافتند تغییرات فروش بر رفتار هزینه به شیوه‌ای نامتقارن اثر می‌گذارد. اختیاری (۱۳۹۳) و کردستانی و مرتضوی (۱۳۹۱)،

انتظارات مدیریت از فروش آتی را بر رفتار نامتقارن هزینه موثر نشان دادند. حوزه سوم هم بررسی اثر نظام راهبری شرکتی بر کاهش انگیزه‌های فرصت‌طلبانه مدیریت در تعیین هزینه‌هاست؛ در این ارتباط، ژای و هانگ (۲۰۱۵) و ون و وانگ (۲۰۱۱) نشان دادند یک نظام راهبری مناسب می‌تواند رفتار نامتقارن هزینه را کاهش دهد. هانگ و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند یک نظام راهبری مناسب با افزایش اثرگذاری طرح‌های پاداش مدیریت هزینه‌های نامتقارن را کاهش می‌دهد. باقری (۱۳۹۴)، صفرزاده و بیگ‌پناه (۱۳۹۳) و علیمردی و احمدی (۱۳۹۲) راهبری شرکتی را عامل موثر بر کاهش رفتار متقارن هزینه نشان دادند.

بر مبنای آنچه بیان شد انتظار می‌رود هزینه‌ها به طور میانگین رفتاری نامتقارن داشته باشند و انگیزه‌های مدیریت سود بتوانند بر این عدم تقارن اثر بگذارند. ضمن آنکه انتظار بر آن است نظام راهبری شرکتی با کاهش انگیزه‌های مدیریت سود بتواند رفتار نامتقارن هزینه را به طور میانگین کاهش دهد. فرض زیربنایی چنین انتظاری آن است در بازار سرمایه به طور میانگین مدیران بدون توجه به وضعیت نظام‌های کنترلی رفتاری فرصت‌طلبانه دارند. از اینرو، تقویت بستر نظارتی موجبات کاهش تضادمنافع مدیران را در سطح بازار فراهم می‌آورد.

فرضیه‌های پژوهش

به منظور پاسخ به سوالات پژوهش و به پشتوانه مبانی نظری و ادبیات پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین گردید:

فرضیه اول: مدیریت سود افزایشده با رفتار نامتقارن هزینه رابطه منفی و معنی داری دارد.

فرضیه دوم: راهبری شرکتی با رفتار نامتقارن هزینه رابطه منفی و معنی داری دارد.

فرضیه سوم: راهبری شرکتی، رفتار نامتقارن هزینه را در شرکت‌هایی که مدیریت سود افزایشده دارند به طور معنی داری افزایش می‌دهد.

روش پژوهش

این پژوهش، از نظر فلسفه از نوع اثباتی، از نظر منطق اجرا از نوع قیاسی، از نظر هدف از نوع توضیحی، از نظر فرایند اجرا از نوع کمی، از نظر زمان انجام از نوع طولی - گذشته‌نگر و از نظر روش گردآوری داده‌ها از نوع آرشیوی است (ساندرز و همکاران، ۲۰۱۱). متغیرهای مستقل

پژوهش، مدیریت سود افزاینده، اندازه هیات مدیره، درصد مدیران غیرموظف هیات مدیره، درصد سهامداران نهادی، تمرکز مالکیت، نوع حسابرسان، درصد مالکیت مدیران، درصد مالکیت سهامداران عمده و شاخص تجمیعی راهبری شرکتی و متغیر وابسته رفتار نامتقارن هزینه است. بعد از محاسبه آمارهای توصیفی شامل شاخص‌های مرکزی، پراکندگی و رابطه‌ای، از تحلیل رگرسیون استفاده شد؛ به این ترتیب که پایایی متغیرها بررسی شد و سپس به منظور تعیین روش برآورد، آزمون چاو (F مقید) و در گام بعد آزمون هاسمن انجام شد. سپس نگاره ضرایب مدل رگرسیونی بکار گرفته شد تا معنی دار بودن ضرایب مدل (با بکارگیری P-Value محاسبه شده و سطح خطای موردنظر α) تعیین شود؛ در پایان، پیش فرض‌های مدل (آزمون مستقل بودن خطاها، ثابت بودن واریانس خطاها، نرمال بودن خطاها و هم خطی متغیرهای مستقل) بررسی شد تا بتوان نتایج رگرسیون را پذیرفت.

به منظور آزمون رفتار نامتقارن هزینه از مدل زیر استفاده شد (ژای و هانگ، ۲۰۱۵؛ کو و همکاران، ۲۰۱۵):

$$\log \left[\frac{SGA_{i,t}}{SGA_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \beta_2 DUM_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \sum \beta_j DUM_{i,t} * contrl_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که در آن:

SGA_i = هزینه‌های اداری، عمومی و فروش شرکت i (در سال t و $t-1$)؛

REV_i = درآمد عملیاتی شرکت i (در سال t و $t-1$)؛

DUM = متغیر موهومی است؛ اگر شرکت i در سال t نسبت به سال $t-1$ با کاهش درآمد مواجه باشد ۱ و در غیر این صورت صفر است؛

$contrl_{i,t}$ = متغیرهای کنترلی است؛ که شامل CAPR درصد سرمایه‌بری (حاصل تقسیم مجموع ارزش خالص دارایی‌های ثابت بر درآمد عملیاتی شرکت i در سال t) و TOBQ نرخ رشد (حاصل تقسیم ارزش بازار بر ارزش دفتری شرکت i در سال t) می‌باشد.

چنانچه ضریب β_2 منفی و معنی دار باشد هزینه به طور میانگین رفتاری نامتقارن دارد.

برای آزمون فرضیه اول پژوهش از مدل (۲) استفاده شد (ژای و هانگ، ۲۰۱۵؛ کو و همکاران، ۲۰۱۵):

$$\log \left[\frac{SGA_{i,t}}{SGA_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \beta_2 DUM_{i,t} \quad \text{مدل (۲)}$$

$$+ \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \beta_3 DUM_{i,t} * EAMG_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right]$$

$$+ \sum \beta_j DUM_{i,t} * contrl_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

$EAMG_{i,t}$ = متغیری موهومی است و فرصت مدیریت سود افزایشده را نشان می‌دهد؛ چنانچه: ۱- نرخ بازده دارایی شرکت (حاصل تقسیم سود خالص بر میانگین مجموع دارایی‌ها) بین ۰ تا ۵٪ باشد و ۲- نسبت تغییرات سود خالص به جمع دارایی‌های شرکت در پایان دوره بین ۰ تا ۴٪ باشد، ۱ و در غیر این صورت صفر است.

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش از مدل (۳) استفاده شد (ژای و هانگ، ۲۰۱۵؛ کو و همکاران، ۲۰۱۵):

$$\log \left[\frac{SGA_{i,t}}{SGA_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \beta_2 DUM_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] \quad \text{مدل (۳)}$$

$$+ \beta_3 DUM_{i,t} * Cor_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right]$$

$$+ \sum \beta_j DUM_{i,t} * contrl_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

$Cor_{i,t}$: متغیر راهبری شرکتی است که شامل ۷ عنصر: اندازه هیات مدیره (تعداد اعضای هیات مدیره)، درصد مدیران غیرموظف هیات مدیره (نسبت اعضای غیرموظف به کل اعضا)، درصد سهامداران نهادی (درصد سهام در اختیار مالکان نهادی مطابق بند ۲۷ ماده یک قانون بورس اوراق بهادار)، تمرکز مالکیت (درصد سهام شناور آزاد)، نوع حسابرس (سازمان حسابرسی و موسسات حسابرسی معتمد بورس رتبه اول و مابقی صفر)، درصد مالکیت سهامداران عمده (درصد سهام در اختیار مالکان با مالکیت بیش از ۵٪) و درصد مالکیت مدیریتی (درصد سهام در اختیار اعضای هیات مدیره) می‌باشد؛ بعلاوه، به منظور سنجش اثر

تجمیعی عناصر فوق از شاخص تجمیعی راهبری شرکتی ($GoVar_{i,t}$) استفاده شد؛ که از حاصل جمع رتبه‌بندی بر حسب هر یک از عناصر راهبری شرکتی برای هر شرکت حاصل گردید (آقایی و حسنی، ۱۳۹۳؛ چن و همکاران، ۲۰۱۲؛ مجتهدزاده و اثنی عشری، ۱۳۹۱).

برای آزمون فرضیه سوم پژوهش از مدل (۴) استفاده شد (ژای و هانگ، ۲۰۱۵؛ کو و همکاران، ۲۰۱۵):

$$\log \left[\frac{SGA_{i,t}}{SGA_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \beta_2 DUM_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \beta_3 DUM_{i,t} * DGoVar_{i,t} * EAMG_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \sum \beta_j DUM_{i,t} * contrl_{i,t} * \log \left[\frac{REV_{i,t}}{REV_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۴)}$$

که در آن:

$DGoVar_{i,t}$ = متغیر موهومی است؛ چنانچه حاصل جمع رتبه‌بندی بر حسب هر یک از عناصر راهبری شرکتی برای هر شرکت در هر سال بیش از میانه رتبه‌های سالانه باشد صفر و در غیراین صورت یک است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند. نمونه آماری پژوهش نیز به روش غربالگری و با در نظر گرفتن ویژگی‌های زیر تعیین شد:

۱- نام شرکت تا پایان سال مالی ۱۳۸۴ در فهرست شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران درج شده باشد و تا پایان سال مالی ۱۳۹۳ در فهرست باقی مانده باشد؛

۲- دوره مالی آن منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد؛

۳- طی دوره زمانی مورد بررسی، تغییر سال مالی یا فعالیت نداده، حذف نشده و یا توقف فعالیت نداشته باشد؛

۴- در گروه شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری‌های مالی نباشد؛

به این ترتیب تعداد ۸۴ شرکت (۸۴۰ شرکت - سال) بررسی شد.

مبانی نظری پژوهش از کتب و مجلات تخصصی فارسی و انگلیسی و داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها با مراجعه به صورت‌های مالی، یادداشت‌های توضیحی، بانک جامع اطلاعاتی پایگاه اینترنتی سازمان بورس و اوراق بهادار و نرم افزار ره‌آورد نوین گردآوری شد.

روش آزمون فرضیات پژوهش

ابتدا پایایی متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین آزمون شد؛ نتایج حاکی از آن بود اکثریت متغیرها در سطح پایا هستند. بنابراین، نیازی به انجام آزمون هم‌انباشتگی نبود و از سطح متغیرها استفاده شد. سپس، با توجه به نتایج آزمون‌های چاو، از روش داده‌های ترکیبی (Pooled) برای برآورد مدل‌ها استفاده شد. آزمون‌های تشخیصی کولموگروف-اسمیرنوف، دوربین-واتسون و عامل تورم واریانس (VIF) نشان دادند برآورد مدل‌های پژوهش موجب دستیابی به ضرایب خطی بدون تورش، سازگار می‌شوند. بعلاوه، به منظور کاهش اثرات مربوط به ناهمسانی واریانس جملات اخلال بر نتایج رگرسیون از روش برآورد حداقل مربعات تعمیم‌یافته با وزن‌دهی به دوره‌ها استفاده شد. به منظور آزمون فرضیه اول، ضریب β_2 بررسی می‌شود؛ چنانچه ضریب مثبت و معنی‌دار باشد، فرضیه اول پژوهش تأیید می‌گردد. به منظور آزمون فرضیه دوم نیز ضریب β_3 بررسی می‌شود؛ چنانچه ضریب مثبت و معنی‌دار باشند فرضیه دوم تأیید می‌شود. به منظور آزمون سوم پژوهش نیز ضریب β_3 بررسی می‌شود؛ که منفی و معنی‌دار بودن آن موجب تأیید فرضیه سوم می‌شود.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرها به شرح نگاره ۱ می‌باشد. بررسی شاخص‌های مرکزی و پراکنندگی نشان داد هزینه‌های اداری، عمومی و فروش در مقایسه با درآمدهای عملیاتی به نسبت کمتری کاهش می‌یابد. به علاوه، متغیر تمرکز مالکیت به طور میانگین مقدار ۲۰٪ را اختیار کرده است که با حد آستانه معافیت مالیاتی مندرج در ماده ۱۴۳ قانون مالیات‌های مستقیم در خصوص سهام شناور تطابق دارد. در ضمن، آمارهای توصیفی نشان از مالکیت عمده مدیران شرکت دارد و به طور میانگین سهامداران نهادی، نیمی از مالکیت عمده را به خود اختصاص داده‌اند.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شرح متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
لگاریتم نسبت هزینه‌های اداری، عمومی و فروش	۰/۰۷	۰/۰۶۹	۰/۷۲	-۰/۴۷	۰/۱۲
لگاریتم نسبت درآمدهای عملیاتی	۰/۰۶۷	۰/۰۷۱	۰/۶۲	-۲/۹۴	۰/۱۶
درصد اعضای غیرموظف هیات مدیره	۰/۶۹	۰/۷۵	۱	۰	۰/۲۱
اندازه هیات مدیره	۵/۰۳	۵	۷	۵	۰/۲۱
درصد مالکیت سهامداران نهادی	۰/۴۳	۰/۴۱	۰/۹۹	۰	۰/۳۲
تمرکز مالکیت	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۷۵	۰	۰/۱۲
درصد مالکیت سهامداران عمده	۰/۷۴	۰/۷۸	۰/۹۹	۰/۱۵	۰/۱۷
درصد مالکیت مدیران	۰/۷۲	۰/۷۹	۰/۹۹	۰/۱۰	۰/۲۰

نتایج آزمون فرضیه‌ها

پیش از آزمون فرضیه‌های پژوهش، ابتدا وجود رفتار نامتقارن هزینه مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در نگاره (۲) نشان داده شده است.

نگاره (۲): نتایج آزمون رفتار نامتقارن هزینه

ضریب	β_0	β_1	β_2	β_3
مقدار	۰/۳۹	۰/۴۰	-۰/۳۶	-۰/۰۲
آماره t	۵/۰۷	۶/۰۹	-۳/۹	-۳/۱
سطح معنی داری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
آماره F	آماره دوربین-واتسون			
سطح معنی داری	۰/۰۰۰	t^2 تعدیل شده		
		۳۵/۸	۲/۲۵	۰/۱۱

سطح معنی داری آماره F بیانگر آن است که مدل توانسته است تغییرات در واریانس متغیر وابسته را به شیوه‌ای مناسب تبیین نماید. از بین متغیرهای کنترلی، تنها متغیر درصد سرمایه‌بری (β_3) به دلیل رابطه معنی دار با متغیر وابسته در مدل لحاظ شد. نتایج برآورد نشان داد ضریب β_2 منفی و معنی دار (در سطح ۱٪) است؛ به این معنی که هزینه به طور میانگین رفتاری نامتقارن دارد. مدل (۱) با استفاده از وقفه رو به جلو متغیر وابسته نیز مجدداً آزمون شد که نتایج تأیید شد.

فرضیه اول:

برای آزمون این فرضیه از مدل (۲) استفاده شد. ضرایب مدل برآورد شده، نتایج آزمون معنی داری هر یک و کل مدل در نگاره (۳) ارائه شده است:

نگاره (۳): نتایج آزمون فرضیه اول

β_4	β_3	β_2	β_1	β_0	ضریب
-۰/۰۱	-۰/۵۴	-۰/۳۶	۰/۴۰	۰/۰۳	مقدار
-۳/۲۲	-۲/۴۸	-۳/۹۷	۶/۱۰	۵/۶	آماره t
۰/۰۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	سطح معنی داری
۲/۲۵	آماره دوربین-واتسون		۲۶/۹	آماره F	
۰/۱۱	T^2 تعدیل شده		۰/۰۰۰	سطح معنی داری	

سطح معنی داری آماره F بیانگر آن است که مدل توانسته است تغییرات در واریانس متغیر وابسته را به شیوه‌ای مناسب تبیین نماید. از بین متغیرهای کنترلی، تنها متغیر درصد سرمایه‌بری (β_3) به دلیل رابطه معنی دار با متغیر وابسته در مدل لحاظ شد. نتایج برآورد نشان داد ضریب β_3 منفی و معنی دار (در سطح ۱٪) است؛ به این معنی که هزینه در شرکت‌هایی که مدیریت سود افزایش‌دهنده دارند در مقایسه با دیگر شرکت‌ها رفتار نامتقارن تری دارد. از آنجا که ممکن است هزینه امکان واکنش سریع به تغییرات درآمد را نداشته باشد، به منظور تحلیل‌های بیشتر، مدل (۲) مجدداً با استفاده از وقفه رو به جلو متغیر وابسته آزمون شد که نتایج آن به شرح نگاره (۴) است:

نگاره (۴): نتایج آزمون فرضیه اول با استفاده از وقفه رو به جلو متغیر وابسته

β_4	β_3	β_2	β_1	β_0	ضریب
۰/۰۱	۶/۴۱	-۰/۱۶	۰/۱	۰/۰۵	مقدار
۳/۰۵	۲/۶۶	-۱/۸۰	۴۷/۲	۱۰/۰۲	آماره t
۰/۰۰۱	۰/۰۰۷	۰/۰۷	۰/۰۱	۰/۰۰۰	سطح معنی داری
۲/۰۱	آماره دوربین-واتسون		۶/۱۹	آماره F	
۰/۰۲۶	T^2 تعدیل شده		۰/۰۰۰	سطح معنی داری	

نتایج مندرج در نگاره بالا نشان می‌دهد ضریب β_3 مثبت و معنی دار (در سطح ۱٪) است؛ به این معنی که هزینه در شرکت‌هایی که مدیریت سود افزایش‌دهنده دارند در مقایسه با دیگر شرکت‌ها، با تاخیری یکساله رفتاری متقارن از خود به نمایش می‌گذارد؛ به این ترتیب، فرضیه اول پژوهش رد نشد.

فرضیه دوم:

برای آزمون این فرضیه از مدل (۳) استفاده شد. ضرایب مدل برآورد شده، نتایج آزمون معنی‌داری هر یک و کل مدل در نگاره (۵) ارایه شده است:

نگاره (۵): نتایج آزمون فرضیه دوم- شاخص تجمیعی راهبری شرکتی

ضریب	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
مقدار	۰/۰۵	۰/۲۱	-۰/۰۱۷	۰/۱۲	-۰/۰۱
آماره t	۵/۸۶	۳/۱۲	-۱/۶۸	۱/۴۳	۱/۴۲
سطح معنی‌داری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۱۰
آماره F	۲۸/۸۴		آماره دورین- واتسون		
سطح معنی‌داری	۰/۰۰۰		T^2 تعدیل شده		

سطح معنی‌داری آماره F بیانگر آن است که مدل توانسته تغییرات در واریانس متغیر وابسته را به شیوه‌ای مناسب تبیین نماید. از بین متغیرهای کنترلی، تنها متغیر در صد سرمایه‌بری (β_3) به دلیل رابطه معنی‌دار با متغیر وابسته در مدل لحاظ شد. مدل (۳)، به ازای هر متغیر راهبری شرکتی به صورت جداگانه نیز آزمون شد. نتایج برآورد نشان داد متغیرهای اندازه هیات مدیره و درصد اعضای غیرموظف رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار (در سطح ۱٪) و متغیرهای درصد مالکیت سهامداران نهادی (در سطح ۱٪) و نوع حسابرس (در سطح ۵٪) رابطه‌ای منفی و معنی‌دار با رفتار نامتقارن هزینه دارند و مابقی متغیرهای راهبری شرکتی رابطه‌ای با رفتار نامتقارن هزینه ندارند؛ به این معنی که اندازه و استقلال اعضای هیات مدیره موجب کاهش رفتار نامتقارن هزینه می‌شوند. در حالیکه نوع حسابرس و سهامداران نهادی رفتار نامتقارن هزینه را تقویت می‌کنند. ضریب β_3 در خصوص شاخص تجمیعی راهبری شرکتی هم نشان داد نظام راهبری شرکتی رابطه منفی با رفتار نامتقارن هزینه دارد که در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است؛ به این ترتیب، فرضیه دوم پژوهش، به پشتوانه نتایج آزمون شاخص تجمیعی راهبری شرکتی، در سطح ۵٪ رد شد.

فرضیه سوم:

برای آزمون این فرضیه از مدل (۴) استفاده شد. از آنجا که مدل (۳) نشان داد شرکت‌هایی که در شرایط مدیریت سود افزایشده قرار دارند با تاخیری یکساله به کاهش درآمد واکنش نشان می‌دهند. بنابراین مدل (۴) با استفاده از وقفه رو به جلو متغیر هزینه‌های اداری، عمومی و

فروش برآورد شد. ضرایب مدل برآورد شده، نتایج آزمون معنی‌داری هر یک و کل مدل در نگاره (۶) ارائه شده است:

نگاره (۶): نتایج آزمون فرضیه سوم با استفاده از وقفه رو به جلو متغیر وابسته

β_4	β_3	β_2	β_1	β_0	ضریب
۰/۰۱	۷/۵۷	-۰/۱۵	۰/۱۲	۰/۰۵	مقدار
۲/۰۶	۲/۲۲	-۱/۶۰	۲/۹۲	۱۰/۹۳	آماره t
۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۱۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	سطح معنی‌داری
۲/۰۲	آماره دورین-واتسون		۴/۳۸	آماره F	
۰/۰۲	T^2 تعدیل شده		۰/۰۰۱	سطح معنی‌داری	

سطح معنی‌داری آماره F بیانگر آن است مدل توانسته تغییرات در واریانس متغیر وابسته را به شیوه‌ای مناسب تبیین نماید. از بین متغیرهای کنترلی، تنها متغیر درصد سرمایه‌بری (β_3) به دلیل رابطه معنی‌دار با متغیر وابسته در مدل لحاظ شد. نتایج برآورد نشان داد ضریب β_3 مثبت و معنی‌دار (در سطح ۱٪) است. از اینرو، استقرار نظام راهبری شرکتی مناسب در شرکت‌هایی که در شرایط مدیریت سود افزایش‌دهنده قرار دارند رفتار متقارن هزینه که از انگیزه‌های مدیریت ناشی شده است را کاهش نمی‌دهد. به این ترتیب، فرضیه سوم پژوهش رد شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تفکیک مالکیت از مدیریت، مفهومی است که در مرکز موضوع سهم‌خواهی ذی‌نفعان مختلف از منفعت و تضاد احتمالی آن قرار گرفته است. چنین موضوعی زمینه‌ساز مشکلات نمایندگی است به این معنی که مدیر از اختیارات خود در راستای انجام اقدامات فاقد ارزش افزوده و ناکارآمد بهره می‌گیرد؛ مشکلی که شناخت آن به سده ۱۸ و کار ثروت ملل آدم اسمیت بازمی‌گردد و وجودش هزینه‌های نمایندگی را به شرکت تحمیل می‌کند. شکست‌های شرکتی در اوایل سده ۲۱ نشان داد شرکت‌ها در گزارشگری مالی انگیزه‌های منفعت‌طلبانه خود را بر ارائه صادقانه غالب می‌کنند، به آرایش سود می‌پردازند و آن را به طریقه‌ای منفی مدیریت می‌نمایند. پیشینه‌سازی یکی از انواع مدیریت سود است که در آن مدیران با هدف تصویرسازی عملکردی بهتر، هزینه‌های کمتری را در دوره جاری شناسایی می‌کنند. یکی از دلایلی که مدیران را به انجام چنین عملی ترغیب می‌کند انگیزه‌های قراردادی است؛ هر چه شرکت از نظر اقتصادی شرایط نامساعدتری را تجربه کند مدیر به احتمال بیشتری ممکن است

به بیشینه سازی سود اقدام کند (اسکات، ۲۰۱۴). در سال‌های اخیر یکی از موضوعاتی که نظر محققان را به خود جلب کرد است رابطه غیرخطی هزینه‌های اداری، عمومی و فروش با درآمدهای عملیاتی شرکت بوده است؛ به این معنی که هزینه در شرایط کاهش درآمد در مقایسه با افزایش آن، به شیوه‌ای مشابه رفتار نمی‌کند. وقوع چنین پدیده‌ای، فارغ از دلایلش، از دو منظر نظریه رفتار اقتصادی و نظریه نمایندگی توجیه شده است؛ آنچه به کاهش مشکلات نمایندگی کمک می‌کند و جذب سرمایه، تصمیمات کارا و ارزش آفرینی پایدار را سبب می‌شود استقرار رویه‌ها، قوانین و فرایندهایی است که به هدایت و کنترل عملیات شرکت بپردازد که از آن تحت عنوان راهبری شرکتی یاد می‌شود. یک نظام راهبری مناسب می‌تواند با افزایش شفافیت گزارشگری مالی، بهبود استقلال مدیران و حساب‌رسان مستقل به عنوان بازوهای نظارتی و تدوین برنامه‌های عملیاتی منسجم از منافع ذینفعان به شیوه‌ای مناسب حمایت کند (بیان و بیواز، ۲۰۰۸). به این ترتیب انتظار بر آن است استقرار نظام راهبری مناسب، رفتار نامتقارن هزینه را در شرایطی که مدیران انگیزه‌های رفتار منفعت‌طلبانه دارند کاهش دهد؛ بر این اساس، هر چه مدیر انگیزه‌های بیشتری برای مدیریت سود به طریقه‌ای منفی داشته باشد انتظار می‌رود دامنه این اثرگذاری گسترده تر باشد.

در این مقاله رفتار هزینه در شرایطی که مدیریت انگیزه‌های مدیریت سود افزاینده را داراست بررسی و اثر نظام راهبری شرکتی بر این رفتار آزمون شد. هدف پاسخگویی به این سوالات بود که آیا انگیزه‌های مدیریت سود افزاینده بر تصمیمات مدیر در تعیین سطح هزینه موثر است؟ آیا نظام راهبری شرکتی مستقر در شرکت‌ها بر رفتار نامتقارن هزینه اثرگذار است؟ و آیا نظام راهبری شرکتی در شرایطی که مدیر فرصت مدیریت سود افزاینده را داراست با رفتار نامتقارن هزینه رابطه ای دارد؟ به این منظور رابطه مدیریت سود افزاینده، نظام راهبری شرکتی و اثر همزمان آنها با رفتار نامتقارن هزینه در بازه زمانی ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۳ در نمونه‌ای انتخابی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد هزینه به طور میانگین رفتاری نامتقارن دارد. این نتیجه با نتایج تحقیقات بنکر و همکاران (۲۰۱۳)، پروپوراتو و وربین (۲۰۱۰)، هی و همکاران (۲۰۱۰)، چراغی (۱۳۹۳)، زنجیردار و همکاران (۱۳۹۳)، شیه و همکاران (۱۳۹۳)، نمازی و همکاران (۱۳۹۱) و نمازی و دوانی‌پور (۱۳۹۱) تطابق دارد. بعلاوه، شرکت‌ها هنگامی که در شرایط مدیریت سود افزاینده قرار می‌گیرند با تاخیری یکساله به تغییرات کاهش‌ی درآمد واکنش نشان می‌دهند و هزینه‌ها را

در راستای افزایش سود کاهش می‌دهند. به این ترتیب، هزینه‌ها به طور میانگین در شرکت‌هایی که در شرایط مدیریت سود افزایشده قرار دارند در مقایسه با دیگر شرکت‌ها، رفتاری متقارن دارند. چنین نتیجه‌ای با مدیریت سود به انگیزه‌های قراردادی سازگار است و تاخیر یک ساله در کاهش هزینه نشانگر آن است امکان واکنش سریع به تغییرات درآمد به علت هزینه تعدیل منابع وجود ندارد. پژوهش‌های ژای و همکاران (۲۰۱۴)، وینریس و همکاران (۲۰۱۴)، بنکر و همکاران (۲۰۱۳)، چن و همکاران (۲۰۱۲)، چویی و لیجان (۲۰۱۱)، کو و همکاران (۲۰۱۱) و بالاگریشان و گروسا (۲۰۰۸) به نتایج مشابهی دست یافتند؛ این در حالیست که نتایج پژوهش‌های کاما و ویس (۲۰۱۳) و دایرینک و همکاران (۲۰۱۲) در تقابل با پژوهش حاضر قرار دارد؛ که ممکن است عوامل دیگری چون فرهنگ، بسترقانونی، انگیزه‌های پاداشی، شرایط اقتصادی موجب تصمیم‌گیری متفاوت مدیران شده باشند. در این پژوهش نشان داده شد دو رکن اندازه هیات مدیره و درصد اعضای غیرموظف می‌توانند به تقارن بیشتر رفتار هزینه کمک نمایند در حالیکه دو عنصر نوع حسابرس و درصد سهامداران نهادی رفتار نامتقارن هزینه را تقویت می‌کنند. در تفسیر چنین نتایجی می‌توان بیان داشت هیات مدیره و استقلال آن نقش مهمی در نظام راهبری شرکتی بر عهده دارد؛ ضمن آنکه به نظر می‌رسد حسابرسان بیش از آنکه به زمان شناسایی هزینه حساس باشند به سنت احتیاط در شناسایی هزینه وفادار باقی می‌مانند. از آنجایی که سهامداران نهادی عموماً در طبقه سهامداران عمده و گاه مدیریتی قرار می‌گیرند بنابراین اثر مثبتی را بر کاهش رفتار نامتقارن هزینه موجب نشده‌اند. در یک نگاه جامع می‌توان بیان داشت نظام راهبری شرکتی نتوانسته است رفتار فرصت طلبانه‌مدیر را در مدیریت هزینه به شیوه نامتقارن کاهش دهد. این مفهوم در شرکت‌هایی که در شرایط مدیریت سود افزایشده قرار دارند و ترجیح می‌دهند به دنبال کاهش درآمد با انگیزه کسب سود بیشتر (انگیزه‌های قراردادی) از هزینه‌هایشان بکاهد این معنی را می‌دهد که نظام راهبری شرکتی نمی‌تواند رفتار متقارن هزینه را کاهش دهد؛ به بیان دیگر، نظام راهبری شرکتی در شرکت‌هایی که در شرایط مدیریت سود افزایشده قرار دارند و انگیزه افزایش سود را دارند نمی‌تواند نقش کنترلی مناسبی را ایفا نماید. این نتیجه با نتایج تحقیقات هانگ و همکاران (۲۰۱۵)، ون و وانگ (۲۰۱۱)، باقری (۱۳۹۴)، صفرزاده و بیگ‌پناه (۱۳۹۳) و علیمرداری و احمدی (۱۳۹۲) تطابق ندارد؛ در این خصوص ممکن است شیوه محاسبه شاخص تجمیعی راهبری شرکتی به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری قوام راهبری شرکتی یکی از دلایل

چنین نتایجی باشد. از اینرو پیشنهاد می‌شود محققین با بکارگیری شاخص‌های متفاوت سنجش نظام راهبری شرکتی به عنوان یک کل، نقش معیار اندازه‌گیری را بر نتایج آزمون اثر راهبری شرکتی بر رفتار نامتقارن هزینه بررسی نمایند. بعلاوه، همانگونه که در تفسیر نتایج مربوط به آزمون فرضیه اول پژوهش ذکر شد عواملی چون تغییر بستر قانونی و شرایط اقتصادی می‌توانند رفتار هزینه را تحت تاثیر قرار دهند که شایسته است محققین با بررسی این عوامل، گستره دانش در خصوص رفتار هزینه و عوامل موثر بر آن را توسعه دهند. آنچه در این پژوهش حاصل شد آنکه ساختار هیات مدیره یکی از ارکان مهم در نظام راهبری شرکتی است؛ به گونه‌ای که دقت نظر در اندازه و شیوه چینش آن می‌تواند نقش قابل ملاحظه‌ای در جهت‌دهی تصمیمات مدیریت و حمایت از حقوق سرمایه‌گذاران داشته باشد. بدین سبب پیشنهاد می‌شود سازمان بورس و اوراق بهادار در تعیین آستانه‌های مرتبط با استقلال استخدامی و مالکیتی، نوع تخصص و تجربه در صنعت دقت نظر بیشتری داشته باشد تا موجبات تقویت بیشتر نظام راهبری شرکتی فراهم آید. ضمن آنکه نظارت بر ساختار مالکیت شرکت‌ها نیز از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. با توجه به آنکه در حال حاضر، پایگاه اطلاعاتی جامعی برای آگاهی سرمایه‌گذاران از ساختار مالکیت شرکت‌ها وجود ندارد پیشنهاد می‌شود سازمان بورس و یا شرکت‌های فعال در حوزه سیستم‌های اطلاعاتی اقدام لازم را در خصوص طراحی سیستم اطلاع‌رسانی مناسب بعمل آورند. گرچه احتیاط از جمله ویژگی‌هایی است که در چارچوب مفهومی گزارشگری مالی ایران به عنوان عاملی معرفی شده است که به ارائه گزارش قابل اتکا کمک می‌کند اما پیشنهاد می‌شود حساب‌برسان، تردید حرفه‌ای بیشتری را در اعمال آن با توجه به انگیزه‌های مدیریت از منظر انگیزه‌های قراردادی به کار بندند.

منابع

- اختیاری، عرفان. (۱۳۹۳). رابطه چسبندگی هزینه با تصمیمات مستقیم مدیران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی.
- ایزدی نیا، ناصر، سلطانی، علیرضا، فخارمنش، محمدرضا. (۱۳۹۳). تاثیر تغییرات فروش دوره‌های قبل بر رفتار نامتقارن هزینه، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۴، شماره ۲.
- آقایی، محمدعلی، حسنی، حسن. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر انگیزه‌های شخصی مدیران و متغیرهای حاکمیت شرکتی بر چسبندگی هزینه‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های حسابداری مالی، سال ششم، شماره ۴.

- بابایی رج، آیدا. (۱۳۹۳). تاثیر بینش مدیریت و تغییرات فروش بر رفتار نامتقارن هزینه ها، پایان نامه کارشناسی ارشد، موسسه آموزش عالی و غیرانتفاعی کار.
- باقری، شبنم. (۱۳۹۴). بررسی ارتباط چسبندگی هزینه‌های فروش، عمومی واداری با حاکمیت شرکتی برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی.
- چراغی، عبدالمجید. (۱۳۹۳). بررسی ساختار و رفتار چسبندگی هزینه در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید چمران اهواز.
- زنجیردار، مجید، غفاری آشتیانی، پیمان، مداحی، زهرا. (۱۳۹۳). بررسی و تحلیل عوامل موثر بر چسبندگی هزینه، فصلنامه حسابداری مدیریت، سال هفتم، شماره ۲۰.
- شیشه، سکینه، فتحی، زهرا، سپاسی، سحر. (۱۳۹۳). آزمون چسبندگی هزینه: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۳، شماره ۴.
- صفرزاده، محمدحسین، بیگ پناه، بهزاد. (۱۳۹۳). تاثیر چسبندگی هزینه بر برآورد محافظه کاری شرطی، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۴، شماره ۲.
- علیمراد، محمد، احمدی، سعیدعلی. (۱۳۹۲). حاکمیت شرکتی و رفتار نامتقارن هزینه‌های اداری، عمومی و فروش در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه حسابداری مالی، سال پنجم، شماره ۱۹.
- کردستانی، غلامرضا و سید مرتضی مرتضوی. (۱۳۹۱). بررسی تاثیر تصمیمات سنجیده مدیران بر چسبندگی هزینه‌ها، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۶۷.
- مجتهدزاده، ویدا، اثنی عشری، حمیده. (۱۳۹۱). رابطه خصوصی سازی، ساز و کارهای نظام راهبری شرکتی و اصلاح قوانین و مقررات با هزینه‌های نمایندگی در بنگاه‌های سابقاً دولتی، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۲، شماره ۱.
- نمازی، محمد و دوانیپور، ایرج. (۱۳۸۹). بررسی تجربی رفتار چسبندگی هزینه ها در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۶۲.
- نمازی، محمد، غفاری، محمد جواد و فریدونی، مرضیه. (۱۳۹۱). تحلیل بنیادی رفتار چسبندگی هزینه‌ها و بهای تمام شده بر دامنه ی تغییرات در بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت‌های حسابداری، دوره چهارم، شماره دوم.

Aghaei, M. A, and Hassani, H. (2015). Study of the Effect of Managers' Personal Incentives and Corporate Governance Variables on Costs Stickiness in Companies Listed in Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Accounting Research*, 6 (4) (in Persian).

- Alimoradi, M, and Aliahmadi, S. (2014). Corporate Governance and The GAandS Asymmetric Behavior in Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial accounting*, 5 (19) (in Persian).
- Anderson, M. , andBanker, R. andJanakiraman, S. (2003). Are Selling, General, and Administrative Costs'Sticky'? *Journal of Accounting Research*, 41 (1).
- Babaeiraj, A. (2015). The Effect of Management Perception and Sale's Changes on Cost Asymmetric Behavior, MA thesis, Kar University (in Persian).
- Bagheri, S. (2016). The Relationship Between GSandA expenses and Corporate Governance in Companies Listed in Tehran Stock Exchange, MA Thesis, Islamic Azad University (in Persian).
- Balakrishnan, R. , andGruca, T. S. (2008). Cost stickiness and core competency: *contemporary accounting research*, 25 (4).
- Banker,R, and Byzalov,D. (2014). Asymmetric cost behaviour, available at [www. ssrn. com](http://www.ssrn.com).
- Bhuiyan, M, and Biswas,P. (2008). Agency problem and the role of corporate governance , available at [www. ssrn. com](http://www.ssrn.com).
- Calleja, K, and Stelarios, M. and Thomas, D. (2006). A Note on Cost Stickiness: Some International Comparisons. *Management Accounting Research*, Vol. 17.
- Chen, C. and Lu, H. andSougiannis, T. (2012). The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs. *Contemporary Accounting Research*, 29 (1).
- Chen. S, and Xu. s, andWu, D. (2014). Corporate governance and the Asymmetric behavior of selling, general and administrative costs: the evidence from state antitakeover laws, available at: [www. ssrn. com](http://www.ssrn.com).
- Cheraghi, A. (2015) , The investigation of Cost structure and Behavior in Companies Listed in Tehran Stock Exchange, MA Thesis, Chamran University (in Persian).
- Clark. R. (2005). corporate governance changes in the wake of the sarbanes-oxley act: a morality tale for policymakers too, working paper, Harvard law school.
- Dierynck, B. andLandsman. W, and Renders. A. (2012). Do Managerial Incentives Drive Cost Behavior? Evidence about the Role of the Zero Earnings Benchmark for Labor Cost Behavior in Private Belgian Firms, *The Accounting Review*, vol. 87.
- Ekhtiyari, E. (2015). The Relationship Between Cost Stickiness and Management Decision, MA Thesis, Islamic Azad University (in Persian).

- He, D; and Teruya, J; and Shimizu, T. (2010). Sticky Selling, General and administrative Cost Behavior and its changes in Japan, available at www.ssrn.com.
- Ho koo. j, and song. s, and Paik. t. (2015). Earnings management and cost stickiness, *Accounting science and technology letter*, Vol. 84.
- Hong,L, andYong-liang, Z, and Bao-hua, L. (2015). Executive Compensation Corporate Governance and Cost Stickiness in State-owned Enterprise, *Economic Survey* , Vol. 32 (2).
- Izadinia, N, andSoltani, A, andFakharmanesh, M. (2015). Effect of Prior Sales Changes on Asymmetric Cost Behavior, *Empirical Research in accounting*, 4 (2) (in Persian)
- Jordan. C, and Clark. S. (2011). Big Bath Earnings Management: the case of goodwill impairment under SFAS NO. 142, *Journal of applies Business research*, Vol20: 2.
- Kama, I. , and Weiss. D. (2013). Do earnings targets and managerial incentives affect sticky costs, *Journal of accounting research*, 51 (1).
- Kokotakis,V, and mantalis. G, and Garefalakis,A, and Zanidakis,N, and Galifianakis ,G. (2013). The Sticky Cost on Greek Food, Beverages and Tobacco Limited Companies, *International journal of economics and business administration*, Vol. 1, Issue2.
- Kordestani, Gh, andMortazavi, M. (2012) , The investigation of Management Decision on Cost stickiness, *Journal of Accounting and Auditing Review*, 19 (67) (in Persian)
- Mojtahedzadeh, V, andEsnaashari, H. (2012). The Relationship Between Privatization, Corporate Governance Mechanisms and Regulation Environment Modification with Agency Costs in Previously Public Enterprises, *Empirical Research in Accounting*, 2 (1) (in Persian).
- Namazi, M, andDavanipour, E. (2010). The Empirical investigation of Cost Stickiness Behavior in TSE, *Journal of Accounting and Auditing Review*, No. 62 (in Persian).
- Namazi, M, andGhafari, M, and Fereydooni, M. (2012). Fundamental Analysis of Cost and Expense Behavior on Volatility Range in TSE, *Journal of Advance in Accounting*, 63/3 (in Persian).
- Pichetkun, N. (2012). the Determinants of Sticky Cost Behavior on political costs, agency Costs and Corporate Governance perspective; a Dissertation in Business Administration; Rajamangala University.
- Porporato, M. , andWerbin. (2010). Active cost management in banks: Evidence of sticky costs in Argentina. Brazil and Canada, available at www.ssrn.com.
- Safarzadeh, M. H, andBeig Panah, B. (2015). The Role of Cost Stickiness in Estimating Conditional Conservatism, *Empirical Research in Accounting*, 4 (2) (in Persian).

- Scott, W. , (2014) , financial accounting theory, 7th Edition, PEARSON Inc.
- Sheibe, S, andFathi, Z, andSepasi, S. (2015). Empirical Investigation of Cost Stickiness in Tehran Stock Exchange, *Empirical Research in accounting*, 3 (4) (in Persian).
- Shouyi, W. andLijun, W. (2011). Managerial Self-Interest, Board Governance and Cost Stickiness. Working Paper, Accounting School, Dongbei University of Finance and Economics.
- Venieris,G, and Naoum , G; and vlismas, O. (2014). Organization Capital and Sticky Behavior of selling, General and Administrative expenses; available at [www. ssrn. com](http://www.ssrn.com).
- Xu,S,andHong,Y. (2015). Earnings management, corporate governance and expense stickiness, *china journal of accounting research*, article in press.
- Yasukata, K. , and Kajiwara, T. (2011). Are sticky costs the result of deliberate decision of Managers?, Available at [www. ssrn. com](http://www.ssrn.com)
- Zanjirdar, M, and ghafari ashtiyani, P, and Madahi, Z. (2015) , an Analysis of Factors Affect Cost Stickiness, *Management Accounting Journal*, 7 (20) (in Persian).

تعیین کارایی هزینه و سود بانک‌ها با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها و بررسی عوامل تعیین کننده آن

علی غیوری مقدم*، صفدر علی پور**، زعیمه نعمت الهی***، ایرج اصغری****

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۰۱

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۶/۱۷

چکیده

هدف از پژوهش حاضر محاسبه کارایی هزینه و سود بانک‌های تجاری ایران و بررسی رابطه بین کارایی هزینه و سود با متغیرهای اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری است. این پژوهش در دو مرحله انجام شد. در مرحله نخست با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها، کارایی هزینه و سود ۱۰ بانک در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۲ مورد محاسبه قرار گرفت و در مرحله دوم با بهره‌گیری از رگرسیون داده‌های ترکیبی (پانلی) به بررسی رابطه میان کارایی هزینه و سود با متغیرهای پیش گفته پرداخته شد. در مرحله نخست بانک‌های مورد بررسی به طور نسبی در دو گروه کارا و غیر کارا از لحاظ هزینه و سود طبقه‌بندی گردید و مشخص شد که بانک‌های مورد بررسی از لحاظ کسب سود و کسب منافع کارایی بیشتری نسبت به صرف یا هزینه کردن منابع دارند. همچنین، از دیگر یافته‌های این مرحله از پژوهش، ارائه راهکاری برای بانک‌های ناکارا به منظور حرکت به سمت مرز کارایی بود. در حقیقت، تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها، واحدهای مرجع (از میان بانک‌های کارا) را برای بانک‌های ناکارا جهت تعیین هزینه و سود بهینه مشخص کرد. نتایج به دست آمده از اجرای مرحله دوم پژوهش حاکی از آن است که متغیرهای نسبت کفایت سرمایه و سودآوری بر کارایی هزینه تأثیر معناداری ندارند ولی متغیرهای نسبت هزینه به سود و اندازه در سطح خطای ۵٪ به ترتیب دارای تأثیر معکوس و مستقیم معناداری بر کارایی هزینه هستند. این نتایج به این معنی است بانک‌هایی که تمایل بیشتری برای کنترل هزینه‌ها دارند کارایی هزینه بالاتری داشته و بانک‌های بزرگتر نیز از صرفه‌جویی ناشی از مقیاس بیشتری برخوردارند. همچنین از نتایج دیگر پژوهش این بود که به استثنای متغیر سودآوری هیچکدام از دیگر متغیرهای مورد بررسی یعنی، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و اندازه تأثیر معنی داری بر کارایی سود ندارند.

واژه‌های کلیدی: کارایی هزینه و سود، تحلیل پوششی داده‌ها، صنعت بانکداری.

طبقه‌بندی موضوعی: C6, C1

کد DOI: 10.22051/jera.2017.2370

* دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشگاه شیراز و مربی، گروه حسابداری، دانشگاه خلیج فارس بوشهر، (نویسنده مسئول)، (ali.ghayouri@gmail.com)

** مربی، گروه حسابداری، دانشگاه خلیج فارس بوشهر، (safdar.alipur@gmail.com)

*** دانشجوی دکتری، گروه مدیریت، دانشگاه شیراز، (mojde.neamatollahi@gmail.com)

**** مربی، گروه حسابداری، دانشگاه خلیج فارس بوشهر، (asghari@pgu.ac.ir)

مقدمه

در طی دو دهه اخیر صنعت بانکداری در سر تا سر دنیا دستخوش تغییرات ژرف و شدیدی شده است. جهانی سازی بازارها و نهادهای مالی همراه با حذف قوانین و مقررات دولتی، ابتکارات مالی، انقلاب اطلاعات و کاربرد پیشرفته ارتباطات و فناوری باعث ایجاد یک محیط بانکداری رقابتی و اصلاح فناوری بانکها شده است. در نتیجه این پیشرفت‌ها و تحولات در حوزه بانکداری مدرن، بانکها تلاش می‌کنند تا به منظور ماندن در عرصه رقابت، از نظر هزینه و سود کارا تر عمل کنند. افزون بر این، به منظور کمک به بانکها در رویارویی با این چالش‌ها، مراجع مالی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، معیارهای گوناگونی را در جهت تجدید ساختار بخش‌های مالی و بهبود کارایی بانکداری به خدمت گرفته‌اند (سریری، ۲۰۱۰). مفهوم کارایی فراهم کننده اطلاعات با ارزشی است که مدیریت می‌تواند با آن، منابع کارایی را ردیابی کند. چنین تجزیه و تحلیلی به مدیریت کمک می‌کند تا احتمال بقا در بازارهای رقابتی را بهبود بخشد (آیسیک و حسن، ۲۰۰۲).

در ادبیات مالی، این مطلب قویاً استدلال شده که کارایی سود برتر از مفهوم کارایی هزینه است زیرا مطابق با کارایی سود، بانکها نه تنها زمانی که ورودی‌های گران‌تری به منظور تولید مقدار یکسانی خروجی به کار می‌برند مورد انتقاد قرار می‌گیرند، بلکه افزون بر این زمانی که سود کمتری با استفاده از همان مقدار از ورودی ایجاد می‌کنند نیز مورد بازخواست قرار می‌گیرند (آیسیک و حسن، ۲۰۰۲). پژوهش‌های زیادی به محاسبه کارایی نهادهای مالی پرداخته‌اند، اما تلاش‌های ناچیزی در راستای مقایسه معیارهای کارایی هزینه و سود صورت گرفته است. با عنایت به این موضوع، یک بانک می‌تواند اهداف زیادی را دنبال کند. در عین حال، کارایی سود طبیعتاً هدف نهایی آن است، در صورتی که کارایی هزینه یک ابزار مهم دستیابی به کارایی سود بلندمدت است (دلیس و همکاران، ۲۰۰۸).

دستیابی به کارایی سود نه تنها مستلزم این است که کالاها و خدمات با حداقل هزینه تولید شوند، بلکه نیازمند بیشینه سازی درآمدها نیز هست. بانک‌هایی که ناکارایی بالایی را نشان می‌دهند و متحمل بالاترین هزینه می‌شوند ممکن است قادر به ایجاد سودی بیشتر از بسیاری از بانک‌هایی باشند که کارایی هزینه دارند. بنابراین، محاسبه کارایی هزینه نیز تشکیل دهنده منع مهم‌تری از اطلاعات برای مدیریت بانک است (داس و گوش، ۲۰۰۹).

لذا جهت بررسی کارایی بانک‌ها، محاسبه هر دو کارایی هزینه و سود الزامی است. در هر صورت بررسی کارایی بانک‌ها هم از نقطه نظر اقتصاد خرد و هم از زاویه اقتصاد کلان اهمیت حیاتی دارد. از چشم‌انداز اقتصاد خرد، این موضوع با توجه به افزایش رقابت و بهبود در چارچوب نهادی، قانون‌گذاری و نظارتی، حیاتی است. از چشم‌انداز کلان، کارایی صنعت بانکداری بر هزینه واسطه‌گری مالی و ثبات کلی بازارهای مالی اثرگذار است. در حقیقت، بهبود در عملکرد بانک نمایانگر تخصیص بهتر منابع مالی است و بنابراین موجبات افزایش در سرمایه‌گذاری و متعاقباً کمک به رشد را فراهم می‌کند (دلیس و همکاران، ۲۰۰۸). با توجه به اهمیت کارایی بانک‌ها، در این پژوهش کوشش بر آن است تا با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها کارایی هزینه و سود بانک‌های تجاری در حال فعالیت در ایران مورد بررسی قرار گرفته و پیشنهادها لازم در راستای بهبود عملکرد آن‌ها ارائه شود. ادبیات پژوهش در زمینه مورد بررسی نشان می‌دهد که در راستای سنجش کارایی دو رویکرد اصلی پارامتریک و ناپارامتریک وجود دارد. روش مرز تصادفی و تحلیل پوششی داده‌ها به ترتیب از روش‌های پرکاربرد رویکردهای پارامتریک و ناپارامتریک به شمار می‌روند (دلیس و همکاران، ۲۰۰۸). بزرگ‌ترین مزیت تحلیل پوششی داده‌ها نسبت به الگوهای پارامتریک، توان مقایسه چندین واحد تصمیم‌گیرنده از لحاظ چندین معیار است. از مزایای دیگر آن نیز می‌توان به عدم نیاز به تخمین شکل تابع اشاره کرد. همچنین، سودمندی دیگر این روش در استفاده همه اطلاعات موجود است در حالی که روش‌های پارامتریک چنین توانایی را نداشته و داده‌ها را به صورت نمونه‌ای مورد بررسی قرار می‌دهند (هالکوس و سالاموریس، ۲۰۰۴).

با توجه به مزیت‌های بیان شده در رابطه با روش تحلیل پوششی داده‌ها، سهولت استفاده از این روش در سنجش کارایی و همچنین استفاده وسیع آن در پژوهش‌های پیشین از جمله مودوس و پاستور (۲۰۰۳)، دلیس و همکاران (۲۰۰۸)، عارف و کن (۲۰۰۸)، داس و گوش (۲۰۰۹)، رای و داس (۲۰۱۰)، در این پژوهش جهت سنجش کارایی هزینه و سود واحدهای مورد بررسی از روش مذکور استفاده می‌شود.

در ارتباط با بخش دوم پژوهش، یعنی شناسایی عوامل توضیح‌دهنده تغییرات سطح کارایی، پژوهشگران مختلف عوامل متعددی را مورد بررسی قرار داده‌اند که از جمله می‌توان به اندازه (آیسیک و حسن، ۲۰۰۲؛ آخیگ و مک‌نالتی، ۲۰۰۵؛ دلیس و همکاران، ۲۰۰۸؛ عارف و کن، ۲۰۰۸؛ داس و گوش، ۲۰۰۹؛ سریری، ۲۰۱۰؛ منلاگنیت، ۲۰۱۱؛ هوآنگ و فو، ۲۰۱۳)، کنترل

و حاکمیت شرکتی (آیسیک و حسن، ۲۰۰۲)، ساختار مالکیت (آیسیک و حسن، ۲۰۰۲؛ عارف و کن، ۲۰۰۸؛ داس و گوش، ۲۰۰۹، هوآنگ و فو، ۲۰۱۳)، ریسک (عارف و کن، ۲۰۰۸؛ منلاگیت، ۲۰۱۱)، سودآوری (عارف و کن، ۲۰۰۸؛ سریری، ۲۰۱۰)، تغییرات محیطی (عارف و کن، ۲۰۰۸)، هزینه (عارف و کن، ۲۰۰۸؛ سریری، ۲۰۱۰)، بانکداری سنتی یا اسلامی (سریری، ۲۰۱۰)، کفایت سرمایه (سریری، ۲۰۱۰)، رشد (هوآنگ و فو، ۲۰۱۳) اشاره کرد. هر چند برآیند نتایج پژوهش‌های پیشین در این ارتباط چندان متقاعد کننده نیست و در برخی موارد به نتایج کاملاً ناهمگونی منتهی شده است، با این حال، در پژوهش حاضر به بررسی برخی از عوامل احتمالی تعیین کننده کارایی که بیشتر مورد استناد قرار گرفته‌اند پرداخته می‌شود. بر این اساس، مطابق با عوامل مورد بررسی در پژوهش‌های پیشین خصوصاً عارف و کن (۲۰۰۸) و سریری (۲۰۱۰)، در این پژوهش تأثیر عوامل چهارگانه اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری بر کارایی هزینه و سود مورد واکاوی قرار می‌گیرد.

پیشینه پژوهش

در ارتباط با موضوع پژوهش حاضر، تلاش‌های متعددی عمدتاً در خارج از کشور انجام شده و شمار اندک پژوهش‌های صورت گرفته در داخل، با موضوع پژوهش حاضر ارتباط چندانی ندارند. با این حال، در ادامه ابتدا به بررسی برخی از پژوهش‌های داخلی صورت گرفته که نزدیکی بیشتری با اهداف پژوهش حاضر دارند، پرداخته شده و سپس پژوهش‌های خارجی ارائه می‌گردد.

در ایران، نویسندگانی از جمله حسینی و سوری (۱۳۸۶)، باصری و همکاران (۱۳۸۹) و نمازی و ابراهیمی (۱۳۸۹) به بررسی کارایی صرفاً فنی بانک‌ها با استفاده از روش‌های پارامتری یا ناپارامتری پرداخته‌اند. نتایج حاصل از پژوهش حسینی و سوری (۱۳۸۶) با استفاده از روش پارامتری حاکی از این بود که کارایی فنی بانک‌ها با تخصصی شدن آنها، تعداد شعب و زمان ارتباط مثبت و با اندازه بانک رابطه منفی دارد. باصری و همکاران (۱۳۸۹) با محاسبه شاخص کارایی فنی بر مبنای DEA دریافتند که بین اندازه شعب و کارایی فنی آنها رابطه چندانی وجود ندارد. به بیان دیگر وسعت شعب در جذب بیشتر سپرده‌ها اثر داشته اما در میزان کارایی آنها تأثیر قابل توجهی نداشته است. و نهایتاً بررسی نمازی و ابراهیمی (۱۳۸۹) با استفاده از روش DEA نشان داد که سه متغیر اصلی که بیشترین تأثیر را بر کارایی بانک‌های

تحت بررسی دارند عبارتند از میزان دارایی‌های ثابت، تعداد کارکنان و مشارکت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های مستقیم.

آسیک و حسن (۲۰۰۲) با بررسی اثر اندازه، کنترل و حاکمیت شرکتی و همین‌طور مالکیت بر کارایی هزینه و کارایی سود بانک‌های ترکیه با استفاده از روش مرز تصادفی به این نتیجه دست یافتند که ارتباط چندانی بین کارایی هزینه و کارایی سود وجود ندارد و کارایی سود بالا مستلزم کارایی هزینه بالا نیست و متوسط کارایی سود و هزینه به‌طور سیستماتیک و یکنواخت با افزایش اندازه کاهش می‌یابد.

مودوس و پاستور (۲۰۰۳) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل کارایی در هزینه‌ها و سود بخش بانکداری اسپانیا با استفاده از رویکرد ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها پرداختند. نتایج حاصل نشان‌دهنده وجود سطوح پایین‌تر کارایی سود در مقایسه با کارایی هزینه و همین‌طور کارایی سود جایگزین (پذیرش فرض وجود قدرت بازار در تعیین قیمت‌های خروجی) پایین‌تر در مقایسه با کارایی سود استاندارد بود. این نتایج دال بر وجود قدرت بازار در تعیین قیمت است.

آخیگ و مک‌نالتی (۲۰۰۵) با مقایسه کارایی سود بانک‌های تجاری کوچک، متوسط و بزرگ و بررسی منابع کارایی سود برای هر طبقه نشان دادند که کارایی سود به تناسب افزایش اندازه افزایش می‌یابد. بانک‌های کوچک می‌توانند از طریق بزرگ‌تر شدن، فعالیت در بازارهایی با نرخ ورشکستگی پایین، استقلال از شرکت‌های هلدینگ، کسب کارمزد بیشتر، فعالیت در بازارهای متمرکز و داشتن دارایی‌های بیشتر در وام‌ها تا اوراق بهادار، کارایی سود بالاتری را به دست آورند. بانک‌های بزرگ نیز می‌توانند با استفاده از اهرم بیشتر به این هدف دست یابند.

دلیس و همکاران (۲۰۰۸) به کمک روش پارامتریک به ارزیابی تجربی کارایی هزینه و سود بانک‌های تجاری یونان پرداختند و مقایسه‌ای بین دو روش پارامتریک مرز تصادفی و ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها انجام دادند. نتایج در سطح هر دو روش نشانگر سطوح پایین‌تر کارایی هزینه در مقایسه با کارایی سود بود. بانک‌های بزرگ‌تر کارایی هزینه بالاتر و کارایی سود پایین‌تری داشتند. روش تحلیل پوششی داده‌ها در مقایسه با روش مرز تصادفی متوسط ناکارایی بالاتری را نمایان می‌سازد.

عارف و کن (۲۰۰۸) با بررسی اثر متغیرهای نوع مالکیت، اندازه، ریسک، سودآوری و تغییرات محیطی کلیدی بر کارایی هزینه و سود بانکهای تجاری چینی با استفاده از تکنیک ناپارامتریک تحلیل پوششی داده‌ها نشان دادند که سطوح کارایی سود به طور بااهمیتی پایین‌تر از سطوح کارایی هزینه است، بانکهای با اندازه متوسط در مقایسه با بانکهای کوچک و بزرگ به طور بااهمیتی کارتر هستند، کارایی سود بالاتر بانکها منبعت از تمرکز بر فعالیت‌های کارمزد محور است، ضریب هزینه به سود به طور بااهمیتی منفی است به این معنی که بانکهای با کارایی بالاتر تمایل بیشتری برای کنترل هزینه‌ها دارند، ریسک اعتباری (نسبت وام به دارایی) با کارایی ارتباط معکوس دارد.

داس و گوش (۲۰۰۹) با بررسی عملکرد بخش بانکداری تجاری هندوستان با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها شاهد سطوح بالای کارایی در هزینه و سطوح پایین‌تر کارایی در سود بودند که این یافته منعکس کننده اهمیت ناکارایی طرف درآمدی فعالیت بانکداری است. افزون این، بانکهای دولتی و بانکهای بزرگتر کارایی سود بالاتری داشتند.

سریری (۲۰۱۰) با مقایسه کارایی هزینه و سود بانکهای تجاری سنتی و اسلامی در حوزه کشورهای شورای همکاری خلیج فارس با استفاده از روش مرز تصادفی دریافت که بانکهای حوزه خلیج فارس، در سودآوری به نسبت کارتر هستند تا کنترل هزینه‌ها. بانکهای سنتی در مقایسه با بانکهای اسلامی کارایی هزینه و کارایی سود بالاتری دارند. کارایی هزینه و کارایی سود با اندازه و سودآوری بانک ارتباط مستقیم اما با کفایت سرمایه و هزینه عملیاتی ارتباط معکوس دارد و نهایتاً فعالیت وام بالاتر نیز کارایی سود بانکها را افزایش می‌دهد اما اثر معکوسی بر کارایی هزینه دارد.

منلاگنیت (۲۰۱۱) با بررسی کارایی هزینه بانکهای تجاری فیلیپین با استفاده از تجزیه و تحلیل مرز تصادفی نشان داد عدم کاراییهای بااهمیتی در بین بانکهای داخلی (بومی) وجود دارد. بانکهای کوچک در مقایسه با بانکهای بزرگ، ناکارایی هزینه بیشتری دارند و این ناکارایی هزینه در بین بانکهای کوچک پایتر است. سرمایه مالی که انعکاس ریسک سرمایه و ریسک‌پذیری مدیر است اثر منفی بااهمیتی بر عدم کارایی هزینه اندازه‌گیری شده دارد.

هوآنگ و فو (۲۰۱۳) با استفاده از چارچوب فرامرزی تصادفی و مقایسه و اندازه‌گیری کارایی هزینه و شکاف مرز هزینه بین صنعت بانکداری در تایوان و چین نشان دادند که

بانک‌های تایوانی در کل مرز هزینه تولید برتری دارند اما کارایی هزینه عملیات کمتری دارند. بانک‌های خصوصی در تایوان بهترین مرز هزینه را دارند در حالی که بانک‌های خارجی در چین بالاترین کارایی هزینه را در بین تمامی بانک‌های تایوان و چین دارا می‌باشند. رشد در بازارهای سرمایه اثر مثبت و معناداری بر شکاف هزینه بانک دارد. افزایش در اندازه می‌تواند یک استراتژی مهم به منظور بهبود تکنولوژی هزینه بانک باشد.

فرضیه‌های پژوهش

هدف پژوهش مستلزم آن است که پژوهش در دو مرحله صورت گیرد؛ مرحله اول که در آن به سنجش کارایی سود و هزینه پرداخته می‌شود و مرحله دوم که به بررسی رابطه میان کارایی محاسبه شده در مرحله قبل با متغیرهای اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری می‌پردازد. فرضیه‌های پژوهش با توجه به پیشینه پژوهش، بویژه پژوهش‌های انجام شده توسط عارف و کن (۲۰۰۸) و سریری (۲۰۱۰) برای مرحله دوم به صورت زیر طراحی گردید:

۱. بانک‌های با اندازه بزرگ‌تر به طور معنادار از کارایی هزینه و سود بالاتری نسبت به بانک‌های کوچک‌تر برخوردارند. به بیان دیگر، بین کارایی هزینه و سود با لگاریتم دارایی‌های بانک‌های مورد بررسی رابطه مستقیم معناداری وجود دارد.
۲. بین کارایی هزینه و سود با نسبت کفایت سرمایه (کل دارایی‌ها/ سرمایه) بانک‌های مورد بررسی رابطه معکوس معناداری وجود دارد.
۳. بین کارایی هزینه و سود با نسبت هزینه به سود (سود خالص عملیاتی/ هزینه‌های عملیاتی) بانک‌های مورد بررسی رابطه معکوس معناداری وجود دارد.
۴. بین کارایی هزینه و سود با سودآوری (کل دارایی‌ها/ سود خالص عملیاتی) بانک‌های مورد بررسی رابطه مستقیم معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بر استفاده از مفهوم مرز کارایی جهت اندازه‌گیری کارایی هزینه و سود بانک‌های مورد بررسی تمرکز دارد، به عبارت دیگر از مفهوم میزان فاصله واحدهای

تصمیم گیرنده از مرز بهترین عملکرد (بهترین عملکرد در زمینه هزینه ها یا سود) به منظور ارزیابی بانکها استفاده می شود. ادبیات پژوهش در زمینه مورد بررسی نشان می دهد که در راستای سنجش کارایی دو رویکرد اصلی پارامتریک و ناپارامتریک وجود دارد. روش مرز تصادفی و تحلیل پوششی داده ها به ترتیب از روش های پر کاربرد رویکردهای پارامتریک و ناپارامتریک به شمار می روند (دلیس و همکاران، ۲۰۰۸). بزرگ ترین مزیت تحلیل پوششی داده ها نسبت به الگوهای پارامتریک، توان مقایسه چندین واحد تصمیم گیرنده از لحاظ چندین معیار است. از مزایای دیگر آن نیز می توان به عدم نیاز به تخمین شکل تابع اشاره کرد. همچنین، سودمندی دیگر این روش در استفاده همه اطلاعات موجود است در حالی که روش های پارامتریک چنین توانایی را نداشته و داده ها را به صورت نمونه ای مورد بررسی قرار می دهند (هالکوس و سالامورس، ۲۰۰۴).

با توجه به مزیت های بیان شده در رابطه با روش تحلیل پوششی داده ها، سهولت استفاده از این روش در سنجش کارایی و همچنین استفاده وسیع آن در پژوهش های پیشین از جمله مودوس و پاستور (۲۰۰۳)، دلیس و همکاران (۲۰۰۸)، عارف و کن (۲۰۰۸)، داس و گوش (۲۰۰۹)، رای و داس (۲۰۱۰)، در این پژوهش جهت سنجش کارایی هزینه و سود واحدهای مورد بررسی از روش مذکور استفاده می شود.

تکنیک تحلیل پوششی داده ها یک روش برنامه ریزی ریاضی است که به عنوان یک روش ناپارامتریک، برای اندازه گیری کارایی، در شرایطی که واحدهای مورد بررسی دارای چندین ورودی و خروجی هستند مورد استفاده قرار می گیرد. این روش در سال ۱۹۷۸ به وسیله "چارلز، کوپر و رودز" توسعه یافت. آن ها به دیدگاه غیر پارامتریک "فارل" که در سال ۱۹۵۷ برای ارزیابی کارایی واحدهای تصمیم گیری با دو ورودی و یک خروجی مطرح شده بود، برنامه ریزی ریاضی را اضافه کردند و به مدلی دست یافتند که به مدل CCR معروف است (نقل از: داینس و همکاران، ۲۰۰۳).

بنابراین، تحلیل پوششی داده ها عبارت است از یک روش ناپارامتریک که با استفاده از برنامه ریزی ریاضی به اندازه گیری کارایی می پردازد. این روش جایگزینی برای روش های پارامتریک محسوب می شود (رای، ۲۰۰۴). هدف این تکنیک تعیین کارایی یک سیستم یا واحد تصمیم گیری از طریق فرآیند چگونگی تبدیل ورودی ها به خروجی ها است. به عبارت

دیگر، هدف شناسایی واحدهایی است که بیشترین میزان خروجی را از کمترین میزان ورودی بدست می‌آورند. چنین واحدی که دارای کارایی مساوی "یک" باشد واحد کارا و دیگر واحدها که کارایی بین "صفر" و "یک" دارند واحدهای ناکارا شناخته می‌شوند (راماناتان، ۲۰۰۴).

به طور کلی می‌توان هدف تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها را تعیین مرز کارایی دانست که بدان وسیله می‌توان واحدهای کارا و ناکارا را از هم تفکیک کرد.

در کارایی هزینه هدف حداقل‌سازی هزینه‌های واحد مورد بررسی است. در این راستا، واحدهای مورد بررسی با در نظر گرفتن ورودی‌ها و خروجی‌های مشابه با قیمت‌های معین، مورد مقایسه قرار گرفته و با توجه به فاصله هر یک از آن‌ها از مرز بهترین عملکرد هزینه، کارایی هزینه تعیین می‌شود. مرز بهترین عملکرد توسط واحدهایی تشکیل می‌شود که نسبت به سایر واحدها دارای بهترین عملکرد از لحاظ هزینه کردن منابع باشند. به این واحدها عدد "یک" و به سایر واحدها با توجه به میزان فاصله از مرز کارایی یا مرز بهترین عملکرد عددی بزرگ‌تر مساوی "صفر" و کوچک‌تر از "یک" به عنوان کارایی هزینه اختصاص داده می‌شود. اگر فرض شود که N واحد تصمیم‌گیرنده (i, \dots, N) از p نهاده $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{ip}) \in R_{p++}$ با قیمت‌های $w_i = (w_{i1}, \dots, w_{ip}) \in R_{p++}$ برای تولید q ستاده $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iq}) \in R_{q++}$ یا قیمت‌های $r_i = (r_{i1}, \dots, r_{iq}) \in R_{q++}$ استفاده کنند، کارایی هزینه برای واحد j ام به صورت زیر محاسبه می‌شود (عارف و کن، ۲۰۰۸):

مدل (۱)

$$\begin{aligned} & \text{Min } \sum_p w_{jp} x_{jp} \\ & \text{s. t. } \sum_i \lambda_i y_{iq} \geq y_{jq} \forall q \\ & \sum_i \lambda_i x_{ip} \geq x_{jp} \forall p \\ & \sum_i \lambda_i = 1; \lambda_i \geq 0; i = 1, \dots, N \end{aligned}$$

با حل مدل ۱ بردار بهینه نهاده‌های واحد j ام $x_i^* = (x_{i1}^*, \dots, x_{ip}^*)$ که با توجه به ترکیب خطی از واحدهایی بدست می‌آید که نسبت به واحد مذکور با نهاده‌های برابر و یا کمتر ستاده‌های بیشتری را تولید می‌کنند. سپس، با استفاده از بردار بهینه و قیمت‌های هر یک از

نهادها، هزینه بهینه $(C_j^* = \sum_p w_{jp} x_{ip}^*)$ محاسبه شده و از تقسیم هزینه‌های بهینه بر هزینه‌های فعلی به صورت مدل ۲ می‌توان کارایی هزینه (CE_j) را محاسبه کرد (عارف و کن، ۲۰۰۸).

$$CE_j = \frac{\sum_p w_{jp} x_{ip}^*}{\sum_p w_{jp} x_{jp}} \quad \text{مدل (۲)}$$

کارایی سود مفهومی وسیع‌تر از کارایی هزینه را در بر می‌گیرد چرا که آن، تأثیر بردار تولید را بر روی هر دوی هزینه و درآمد مورد بررسی قرار می‌دهد. کارایی سود از کسر سود واقعی هر واحد تصمیم‌گیرنده به حداکثر سودی بدست می‌آید که می‌توانست با توجه به سایر واحدهای کارا کسب کند (سریری، ۲۰۰۹). مدل ۳، مدل برنامه‌ریزی خطی مربوط به محاسبه کارایی سود را به شرح زیر نشان می‌دهد (عارف و کن، ۲۰۰۸).

مدل (۳)

$$\begin{aligned} & \text{Max } \sum_q r_j y_{jq} - \sum_p w_{jp} x_{jp} \\ & \text{s. t. } \sum_i \lambda_i y_{iq} \geq y_{jq} \forall q \\ & \sum_i \lambda_i x_{ip} \geq x_{jp} \forall p \\ & \sum_i \lambda_i = 1; \lambda_i \geq 0; i = 1, \dots, N \end{aligned}$$

با حل مدل ۳ بردار بهینه نهادها $x_i^* = (x_{i1}^*, \dots, x_{ip}^*)$ و ستاده‌های $y_i^* = (y_{i1}^*, \dots, y_{iq}^*)$ واحد زام که با توجه به ترکیب خطی از سایر واحدهایی که نسبت به واحد مذکور با نهاده‌های برابر و یا کمتر، ستاده‌های بیشتری را تولید می‌کنند، بدست می‌آید. سپس، با استفاده بردار بهینه نهادها و ستاده‌ها و قیمت‌های آن‌ها مقدار بهینه سود $P_j^* = \sum_q r_j y_{jq}^* - \sum_p w_{jp} x_{jp}^*$ می‌توان کارایی سود (PE_j) را محاسبه کرد (عارف و کن، ۲۰۰۸).

$$PE_j = \frac{\sum_q r_j y_{jq} - \sum_p w_{jp} x_{jp}}{\sum_q r_j y_{iq}^* - \sum_p w_{jp} x_{ip}^*} \quad \text{مدل (۴)}$$

از مدل ۴ چنین استدلال می‌شود که اگر واحد مورد بررسی زیان داشته باشد امتیاز کارایی بدست آمده عددی منفی خواهد بود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که امتیاز کارایی سود برای واحدهای مورد بررسی عددی است که بین "یک" و "منفی بینهایت" قرار می‌گیرد.

همانطور که پیش از این بیان شد هدف پژوهش حاضر سنجش کارایی هزینه و سود و بررسی رابطه آن با اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری واحدهای مورد بررسی است. لذا پس از محاسبه نیاز است رابطه کارایی هزینه و سود با متغیرهای مذکور مورد ارزیابی قرار گیرد. به این منظور باید از رگرسیون داده‌های ترکیبی (پانلی) استفاده شود. از آنجا که داده‌های مورد استفاده مربوط به دوره زمانی ۸ ساله (۱۳۹۲-۱۳۸۵) و تعداد ۱۰ بانک است، این پژوهش هم با سری زمانی و هم با مقاطع سر و کار دارد. به منظور ترکیب داده‌های سری زمانی و داده‌های مقطعی باید از روش داده‌های ترکیبی استفاده شود. روش داده‌های ترکیبی، متغیرها را هم در میان جامعه آماری (بانک‌ها) و هم در طول زمان (سال) ارزیابی می‌کند. لذا با داشتن داده‌های ترکیبی استفاده از رگرسیون داده‌های ترکیبی (پانلی) الزامی است.

چگونگی برآورد مدل داده‌های ترکیبی، به فرضیات ما درباره عرض از مبدا و ضریب شیب (و جمله خطا) بستگی دارد، به منظور تشخیص اینکه از چه مدلی برای برآورد استفاده شود، بایستی از آزمون‌های تشخیصی استفاده گردد.

برای تعیین نوع مدل مورد استفاده در داده‌های ترکیبی از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود. رایج‌ترین آن‌ها آزمون چاو برای استفاده از مدل اثرات ثابت در مقابل مدل برآوردی داده‌های ترکیب شده (pool)، آزمون هاسمن برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل اثر تصادفی و آزمون بروش پگان (LM) برای استفاده از مدل اثر تصادفی در مقابل داده‌های ترکیب شده است (زراء نژاد و انواری، ۱۳۸۴).

به طور خلاصه، ابتدا باید بررسی شود که استفاده از رگرسیون تلفیقی (رگرسیون بدون در نظر گرفتن سری زمانی و مقاطع) بهتر است یا مدل اثرات ثابت، که این امر با آزمون چاو (یا آزمون F مقید) صورت می‌گیرد. اگر رگرسیون تلفیقی ارجح بود، نیازی به ادامه بررسی نیست. اما اگر مدل اثرات ثابت ارجح بود، باید آن در مقابل اثرات تصادفی آزمون شود تا از بین این دو مدل، مدل مناسب جهت برآورد مشخص گردد، که این کار با آزمون هاسمن صورت می‌گیرد. روش دیگر این است که ابتدا رگرسیون تلفیقی در مقابل اثرات تصادفی آزموده شود (با استفاده از آزمون ضریب لاگرانژ بروش-پگان)، اگر فرضیه صفر مدل آزمون بروش پگان رد نشود، رگرسیون تلفیقی ارجح بوده و نیازی به ادامه بررسی نیست. اما اگر مدل

اثرات تصادفی ارجح بود، آن را با استفاده از آزمون هاسمن در مقابل مدل اثرات ثابت مورد آزمون قرار می‌دهیم تا مدل ارجح جهت برازش داده‌ها معین شود (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

جامعه و نمونه پژوهش و دوره زمانی

جامعه مورد بررسی شامل بانک‌های تجاری فعال در ایران است که به دلیل تعداد اندک آن‌ها، از نمونه‌گیری استفاده نشد و همه بانک‌هایی که صورت‌های مالی‌شان در طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ در دسترس بود به عنوان نمونه (شامل ۱۰ بانک) انتخاب گردید.

متغیرهای پژوهش

با توجه به هدف پژوهش که سنجش کارایی هزینه و سود و بررسی رابطه آن با اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری واحدهای مورد بررسی است، متغیرهای پژوهش در دو گروه دسته‌بندی می‌شوند.

نگاره (۱): ورودی‌ها و خروجی‌های واحدهای مورد بررسی

علامت*	تعریف	پژوهش‌هایی که از این متغیرها استفاده کرده‌اند
X ₁	سپرده‌ها و سایر وجوه که برای پرداخت وام در دسترس قرار دارند	مودوی و پاستور (۲۰۰۳)،
X ₂	تعداد کارکنان	سریری (۲۰۱۰)، آخچگ و
X ₃	ارزش دفتری دارایی‌های ثابت = سرمایه فیزیکی	مک‌نالتی (۲۰۰۵)، آیسیک
Y ₁	وام‌های پرداختی به مشتریان	و حسن (۲۰۰۲)، دلپس و
Y ₂	سرمایه‌گذاری‌ها شامل کوتاه و بلندمدت	همکاران (۲۰۰۸)، عارف و
W ₁	X ₁ / بهره پرداختی = قیمت	کن (۲۰۰۸)، داس و گوش
W ₂	X ₂ / هزینه حقوق کارکنان = قیمت	(۲۰۰۹) و رای و داس
W ₃	X ₃ / سایر هزینه‌های عملیاتی = قیمت	(۲۰۱۰)
Γ ₁	Y ₁ / بهره دریافتی تسهیلات اعطایی = قیمت	
Γ ₂	Y ₂ / درآمد سرمایه‌گذاری‌ها = قیمت	

* X₁, X₂ و X₃ سه ورودی و Y₁ و Y₂ دو خروجی پژوهش را تشکیل می‌دهند.

گروه اول شامل ورودی‌ها و خروجی‌های واحدهای مورد بررسی به منظور سنجش میزان کارایی هزینه و سود است که در نگاره ۱ خلاصه شده است. گروه دوم نیز شامل متغیرهای مستقل اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری است که با هدف تعیین رابطه بین این متغیرها با کارایی هزینه و سود به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده‌اند. نحوه محاسبه متغیرهای مستقل مورد استفاده مرحله دوم پژوهش در نگاره ۲ ارائه شده است.

نگاره (۲): متغیرهای مستقل مورد استفاده مرحله دوم پژوهش

نام و علامت	تعریف	پژوهش‌هایی که از این متغیرها استفاده کرده‌اند
اندازه (Ln (Ass))	لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها	عارف و کن (۲۰۰۸) و سریری (۲۰۱۰)
نسبت کفایت سرمایه (EOA)	کل دارایی‌ها/ سرمایه	عارف و کن (۲۰۰۸) و سریری (۲۰۱۰)
نسبت هزینه به سود (COP)	سود خالص عملیاتی/ هزینه‌های عملیاتی	عارف و کن (۲۰۰۸) و سریری (۲۰۱۰)
سودآوری (ROA)	کل دارایی‌ها/ سود خالص عملیاتی	عارف و کن (۲۰۰۸) و سریری (۲۰۱۰)

یافته‌های پژوهش

به منظور محاسبه کارایی هزینه و سود از نرم‌افزار DEAFrontier 2007 در محیط نرم‌افزار Excel 2007 استفاده شد. نتایج به دست آمده در این مرحله برای بانک‌های مورد بررسی در نگاره ۳ خلاصه شده است. همچنین، در بخش دوم یافته‌ها نیز از نرم‌افزار EViews نسخه ۶ استفاده می‌شود.

نکته‌ای که در استفاده تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها باید مورد توجه قرار گیرد رابطه بین تعداد ستاده‌ها و نهاده‌ها با تعداد واحدهای تصمیم‌گیرنده است. به صورت تجربی ثابت شده که اگر رابطه ارائه شده در مدل ۵ بین تعداد ستاده‌ها و نهاده‌ها با تعداد واحدهای تصمیم‌گیرنده برقرار نباشد، نتیجه حل مدل نشان خواهد داد که بیشتر واحدهای تصمیم‌گیرنده کارا هستند (خواجوی و همکاران، ۱۳۸۴). لذا از آنجا که در این پژوهش تعداد بانک‌های مورد بررسی ۱۰ واحد است مشکل پیش گفته به شدت ظاهر خواهد شد.

نگاره (۳): کارایی هزینه و سود بانکهای مورد بررسی

نام واحد	کارایی سود	کارایی هزینه	نام واحد	کارایی سود	کارایی هزینه	نام واحد	کارایی سود	کارایی هزینه	نام واحد	کارایی سود	کارایی هزینه
DMU1-85	۰/۱۲	۰/۱۹	DMU4-85	۰/۲۱	۰/۲۶	DMU7-85	-۰/۰۶	۰/۳۲	DMU10-85	۱	۰/۳۸
DMU1-86	۱	۰/۲۹	DMU4-86	۰/۰۴	۰/۱۹	DMU7-86	-۰/۰۲	۰/۲۳	DMU10-86	۱	۰/۱۴
DMU1-87	۰/۵۲	۰/۳۴	DMU4-87	۰/۰۸	۰/۲۳	DMU7-87	۰/۲۶	۰/۵۲	DMU10-87	-۰/۱۸	۰/۳۱
DMU1-88	۱	۰/۳۴	DMU4-88	۱	۱	DMU7-88	۰/۳۱	۰/۴۲	DMU10-88	-۰/۱۴	۰/۴۵
DMU1-89	۰/۳۸	۰/۳۴	DMU4-89	۰/۲۱	۰/۵۵	DMU7-89	-۰/۸۴	۰/۷۵	DMU10-89	-۰/۶۸	۰/۵۵
DMU1-90	۰/۶۲	۰/۴۲	DMU4-90	۰/۱۹	۰/۶۷	DMU7-90	۱	۰/۸۵	DMU10-90	۱	۰/۸۵
DMU1-91	۱	۰/۳۷	DMU4-91	۰/۳۸	۰/۸۲	DMU7-91	۱	۰/۸۷	DMU10-91	۱	۱
DMU1-92	۰/۱۷	۰/۶۱	DMU4-92	۱	۱	DMU7-92	۱	۱	DMU10-92	۱	۱
DMU2-85	۱	۰/۹۴	DMU5-85	۰/۳۰	۰/۶۹	DMU8-85	۱	۰/۶۳			
DMU2-86	۰/۱۵	۰/۴۰	DMU5-86	۰/۰۹	۰/۲۴	DMU8-86	۰/۰۶	۰/۳۴			
DMU2-87	۰/۲۹	۰/۵۱	DMU5-87	۱	۰/۱۸	DMU8-87	۰/۰۳	۰/۳۰			
DMU2-88	۰/۳۴	۰/۵۰	DMU5-88	۱	۰/۶۶	DMU8-88	۰/۰۸	۰/۳۰			
DMU2-89	۰/۳۶	۰/۳۷	DMU5-89	۱	۰/۵۵	DMU8-89	۰/۴۹	۰/۳۹			
DMU2-90	۰/۱۹	۰/۳۰	DMU5-90	۱	۰/۶۶	DMU8-90	-۰/۱۷	۰/۳۲			
DMU2-91	۰/۱۷	۰/۲۳	DMU5-91	۱	۰/۸۰	DMU8-91	-۰/۰۸	۰/۲۴			
DMU2-92	۰/۲۱	۰/۲۶	DMU5-92	۱	۰/۷۵	DMU8-92	-۰/۰۶	۰/۲۲			
DMU3-85	-۰/۳۱	۰/۲۵	DMU6-85	۱	۱	DMU9-85	۱	۰/۸۱			
DMU3-86	-۰/۵۱	۰/۶۰	DMU6-86	-۰/۰۲	۰/۴۰	DMU9-86	-۰/۰۴	۰/۳۴			
DMU3-87	-۰/۴۱	۰/۵۸	DMU6-87	۰/۰۰	۰/۳۵	DMU9-87	۰/۰۳	۰/۳۳			
DMU3-88	-۰/۵۲	۰/۶۴	DMU6-88	-۰/۰۲	۰/۳۳	DMU9-88	۰/۱۷	۰/۴۲			
DMU3-89	-۱/۶۶	۰/۸۵	DMU6-89	-۰/۰۱	۰/۳۷	DMU9-89	۰/۶۳	۰/۸۵			
DMU3-90	-۱/۶۴	۰/۸۵	DMU6-90	۰/۰۱	۰/۴۱	DMU9-90	۰/۱۳	۰/۵۹			
DMU3-91	۱	۱	DMU6-91	۰/۰۱	۰/۲۸	DMU9-91	۰/۱۲	۰/۴۴			
DMU3-92	۱	۱	DMU6-92	-۰/۰۵	۰/۲۱	DMU9-92	۰/۱۷	۰/۳۴			

* بیانگر یک بانک مورد بررسی در سالهای مختلف است برای مثال DMU1-86 بیانگر بانک شماره ۱ در سال ۸۶ است

جهت رفع این مشکل در این پژوهش هر سال - بانک به عنوان یک واحد مجزا در نظر گرفته شد که بر این اساس تعداد واحدهای مورد بررسی در تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها به ۸۰ واحد افزایش یافت. بنابراین، کارایی هر واحد بر اساس مقایسه هر واحد در هر سال با خود آن واحد در سال‌های دیگر و سایر واحدها در سال‌های مختلف محاسبه می‌شود.

مدل ۵: (ستاده‌ها × نهاده‌ها) ≥ 2 تعداد واحدهای تصمیم‌گیرنده تحت بررسی

همان‌گونه که در نگاره ۳ مشاهده می‌شود در میان ۱۰ بانک مورد بررسی از لحاظ کارایی هزینه، برای مثال بانک شماره "۳" در سال‌های ۹۱ و ۹۲ (DMU3-91 و DMU3-92) دارای کارایی نسبی ۱۰۰ درصد است. همچنین، از نظر کارایی سود، برای مثال بانک شماره "یک" در سال‌های ۸۶ و ۸۸ (DMU1-86 و DMU1-88) در سطح کارایی نسبی ۱۰۰ درصد مشاهده می‌شوند.

از نتایج به دست آمده در نگاره ۳ می‌توان چنین برداشت کرد که کارایی هزینه دلیلی بر کارایی سود نیست و بالعکس. برای مثال، بانک شماره "یک" در سال ۸۶ (DMU1-86) دارای کارایی هزینه ۲۹٪ و کارایی سود ۱۰۰٪ است. این بدان دلیل است که در هنگام مقایسه بانک‌ها از لحاظ سود، بانک شماره "یک" در سال ۸۶ نسبت به سایر بانک‌ها در سال‌های مختلف، از حداکثر سود برخوردار بوده است ولی از لحاظ هزینه چنین مزیتی را نداشته است. یا می‌توان چنین استدلال کرد که بانک مذکور از لحاظ درآمد از کارایی نسبی بالایی برخوردار است که توانسته عدم کارایی در هزینه را جبران کرده و از لحاظ سود نسبت به سایر بانک‌های مورد بررسی در رتبه نخست قرار گیرد. نگاره ۳ همچنین بیانگر این موضوع است که بانک‌های مورد بررسی در کسب سود نسبت به هزینه کردن منابع کارا تر هستند چرا که از لحاظ سود ۲۵ سال - بانک کارا و از لحاظ هزینه تنها ۸ سال - بانک کارا بوده‌اند. به عبارتی دیگر مدیران بانک‌ها بیشترین تمرکزشان در کسب منافع هست تا صرف منابع.

یافته‌های دیگر در مرحله اول شامل کاربرد تحلیل پوششی داده‌ها در زمینه معیارسنجی است. به عبارت دیگر، تکنیک مزبور راه مناسب را جهت بهبود عملکرد نشان می‌دهد. در حقیقت، تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها با تعیین واحدهای مرجع (از میان واحدهای کارا) برای واحدهای ناکارا راه را برای بهبود نشان می‌دهد. نگاره ۴ واحدهای مرجع برای واحدهای ناکارا را به طور مختصر فقط برای ۸ سال - بانک نخست ارائه شده در نگاره ۳ نشان می‌دهد.

نگاره (۴): واحدهای مرجع برای واحدهای ناکارا

نام واحد	واحد مرجع برای کارایی هزینه
DMU1-85	0.177* (DMU4-88) + 0.822* (DMU6-85)
DMU1-86	0.356* (DMU4-88) + 0.643* (DMU6-85)
DMU1-87	0.498* (DMU4-88) + 0.501* (DMU6-85)
DMU1-88	0.555* (DMU4-88) + 0.444* (DMU6-85)
DMU1-89	0.650* (DMU4-88) + 0.349* (DMU6-85)
DMU1-90	0.988* (DMU4-88) + 0.011* (DMU10-92)
DMU1-91	0.942* (DMU4-88) + 0.057* (DMU4-92)
DMU1-92	0.667* (DMU4-88) + 0.332* (DMU4-92)

بانک‌های ناکارا می‌توانند با استفاده از اطلاعات نگاره ۴ خود را به مرز کارایی برسانند. برای مثال، بانک شماره "۱" در سال ۸۶ (DMU1-86) برای اینکه بتواند از لحاظ هزینه در سال ۸۶ کارا شود بایستی سطح نهاده‌ها و ستاده‌های خود را به سطح ۰/۳۵۶ برابر بانک شماره "چهار" در سال ۸۸ (DMU4-88) بعلاوه ۰/۶۴۳ برابر بانک شماره "شش" در سال ۸۵ (DMU6-85) برساند. این روند برای سایر بانک‌های ناکارا نیز باید تکرار شود.

قبل از اجرای مرحله دوم پژوهش و بررسی رابطه میان کارایی هزینه و سود با متغیرهای اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری، نیاز است آزمون چاو و هاسمن اجرا شود. این دو آزمون را باید برای تشخیص نوع مدل بکار گرفت. در حقیقت این دو آزمون بکار گرفته می‌شوند تا مشخص شود که آیا باید از رگرسیون تلفیقی یا رگرسیون داده‌های ترکیبی و در صورت تأیید رگرسیون داده‌های ترکیبی، آیا باید از مدل اثرات ثابت یا مدل اثرات تصادفی استفاده کرد. نتایج مربوطه در نگاره ۵ ارائه شده است.

نگاره (۵): نتایج آزمون چاو

	Statistic	d. f.	Prob.
هنگامی که متغیر وابسته کارایی هزینه باشد	۱/۶۰۷	۸۵۸	۰/۱۴۳
هنگامی که متغیر وابسته کارایی سود باشد	۰/۴۱۰	۸۵۸	۰/۹۱۰

آزمون چاو به منظور انتخاب از بین مدل اثرات ثابت (داده‌های ترکیبی) و مدل برآورد داده‌های تلفیقی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در مورد فرضیه‌های پژوهش، در نگاره ۵ آمده است. مقدار سطح معناداری ۰/۱۴۳ و ۰/۹۱۰ بیانگر این است که نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر داده‌های تلفیقی (مدل داده‌های تلفیق شده: H_0) را رد کرد. لذا، این مورد نشان‌دهنده لزوم استفاده از روش باداده‌های تلفیق شده است.

یافته‌های بدست آمده از اجرای مرحله دوم پژوهش، یعنی بررسی رابطه میان کارایی هزینه و سود با متغیرهای اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری در نگاره ۶ قابل مشاهده است. به منظور اجرای این مرحله مطابق با پژوهش سریری (۲۰۱۰)، از رگرسیون چند متغیره با داده‌های تلفیق شد استفاده شد. جهت پردازش اطلاعات، نرم افزار Eviews 6 با هدف دستیابی به مدل رگرسیونی مورد استفاده قرار گرفت.

نگاره (۶): مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی

کارایی هزینه		کارایی سود		متغیر وابسته متغیر مستقل
p-value	ضریب (β)	p-value	ضریب (β)	
۰/۰۰۳	-۱/۱۸۳	۰/۱۱۷	-۱/۴۶۱	مقدار ثابت
۰/۱۶۸	-۱/۱۸۶	۰/۲۷۶	-۲/۴۴۰	نسبت کفایت سرمایه
۰/۰۴۵	-۰/۱۹۸	۰/۰۹۵	۰/۰۰۱	نسبت هزینه به سود
۰/۰۰۰	۰/۰۸۰	۰/۰۹۰	۰/۰۸۳	اندازه
۰/۲۴۵	۳/۱۵۵	۰/۰۲۷	۱۵/۸۰۸	سودآوری
۰/۰۰۰	Prob (F-statistic)	۰/۰۰۱	Prob (F-statistic)	
۲/۲۳۸	D-W	۲/۱۶۲	D-W	
۰/۴۶۹	R ²	۰/۲۴۵	R ²	

نتایج به دست آمده از اجرای مرحله دوم پژوهش (ارائه شده در نگاره ۶) حاکی از آن است که متغیرهای نسبت کفایت سرمایه و سودآوری بر کارایی هزینه تأثیر معناداری ندارند ولی متغیرهای نسبت هزینه به سود و اندازه در سطح خطای ۵٪ به ترتیب دارای تأثیر معکوس و مستقیم معناداری بر کارایی هزینه هستند. در حقیقت می‌توان گفت که فرضیه‌های ۱ و ۳ پژوهش در باب ارتباط بین کارایی هزینه با نسبت هزینه به سود و اندازه بانک مورد تأیید قرار گرفت و فرضیه‌های ۲ و ۴ رد شدند.

از نتایج دیگر پژوهش این بود که در سطح خطای ۵٪ تنها متغیر سودآوری دارای تأثیر مثبت و معنادار بر کارایی سود است. همچنین، اگر سطح خطا ۱۰٪ در نظر گرفته شود، نسبت هزینه به سود و اندازه نیز تأثیر معنادار بر کارایی سود دارند، اگر چه که ضریب نسبت هزینه به سود خیلی کم و ناچیز (۰/۰۰۱) است. نسبت کفایت سرمایه نیز تأثیر معنی‌داری بر کارایی سود

ندارد. بنابراین، می‌توان گفت که در سطح خطای ۵٪ تنها فرضیه ۴ پذیرفته شد و سایر فرضیه‌ها رد گردید.

مقدار آماره دورین- واتسن (D-W) نتایج مربوط به آزمون استقلال خطاها (تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده توسط مدل رگرسیون) را نشان می‌دهد که اگر مقدار این ستون بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار گیرد به معنی استقلال خطاها است. با توجه به مقادیر این ستون که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار گرفته نتیجه این خواهد بود که خطاها مستقل از هم بوده و با یکدیگر همبستگی ندارند.

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به گسترده‌گی روزافزون صنعت بانکداری در سرتاسر دنیا از جمله ایران و با عنایت به اهمیت حیاتی تخصیص بهینه منابع مالی که در حوزه وظایف سیستم بانکداری قرار می‌گیرد، این پژوهش با هدف بررسی کارایی هزینه و سود بانک‌های فعال طرح‌ریزی شد. بررسی کارایی بانک از این نظر حائز اهمیت اساسی است که بهبود در عملکرد بانک نمایانگر تخصیص بهتر منابع مالی است و بنابراین موجبات افزایش در سرمایه‌گذاری و متعاقباً کمک به رشد را فراهم می‌کند. همچنین، در این پژوهش تلاش شد تا رابطه بین کارایی هزینه و سود با متغیرهای اندازه، نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به سود و سودآوری مورد بررسی قرار گیرد.

با توجه به اهداف، پژوهش در دو مرحله انجام شد. در مرحله اول، کارایی هزینه و سود بانک‌های مورد بررسی با استفاده از تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها مورد محاسبه قرار گرفت. نتایج این مرحله بانک‌های مورد بررسی را به طور نسبی در دو گروه کارا و غیر کارا از لحاظ هزینه و سود طبقه‌بندی کرد و بیان نمود که بانک‌های مورد بررسی از لحاظ کسب سود و کسب منافع کارایی بیشتری نسبت به صرف یا هزینه کردن منابع دارند چرا که تعداد ۲۵ سال-بانک از لحاظ سود کارا بودند اما از لحاظ هزینه تنها ۸ سال-بانک کارا شدند. این نتیجه همانند نتایج بدست آمده توسط آیسیک و حسن (۲۰۰۲)، دلیس و همکاران (۲۰۰۸) و سریری (۲۰۱۰) است که بیان داشتند کارایی بالای سود نمی‌تواند متضمن کارایی هزینه باشد. همچنین نتایج بدست آمده در این قسمت با نتایج ارائه شده توسط عارف و کن (۲۰۰۸) داس و گوش (۲۰۰۹) مغایر است. همچنین، از دیگر یافته‌های این مرحله از پژوهش، ارائه راهکاری برای

بانک‌های ناکارا به منظور حرکت به سمت مرز کارایی بود. در حقیقت، تکنیک تحلیل پوششی داده‌ها، واحدهای مرجع (از میان بانک‌های کارا) را برای بانک‌های ناکارا جهت تعیین هزینه و سود بهینه مشخص کرد. اطلاعات بدست آمده در این قسمت می‌تواند به مدیریت در تعیین استراتژی شرکت کمک کند. در واقع مدیران بانک‌های ناکارا می‌توانند با استفاده از واحدهای مرجع خود، هزینه و سود بهینه خود را محاسبه و راه‌های مناسب جهت دستیابی به این مقادیر بهینه را طراحی کنند. به طور مثال، مدیران واحدهای ناکارا برای دستیابی به سطح هزینه بهینه نسبی می‌توانند از تکنیک‌های مدیریت هزینه مانند هزینه یابی بر مبنای فعالیت، هزینه یابی بر مبنای هدف و مواردی از این دست استفاده کنند.

نتایج به دست آمده از اجرای مرحله دوم پژوهش حاکی از آن است که متغیرهای نسبت کفایت سرمایه و سودآوری بر کارایی هزینه تأثیر معناداری ندارند ولی متغیرهای نسبت هزینه به سود و اندازه در سطح خطای ۵٪ به ترتیب دارای تأثیر معکوس و مستقیم معناداری بر کارایی هزینه هستند. این نتایج به این معنی است بانک‌های که تمایل بیشتری برای کنترل هزینه‌ها دارند، کارایی هزینه بالاتری داشته و بانک‌های بزرگتر نیز از صرفه‌جویی ناشی از مقیاس بالاتری برخوردارند. نتایج بدست آمده در باب ارتباط نسبت هزینه به سود و اندازه با کارایی هزینه، منطقی و مطابق با حدس اولیه بیان شده در فرضیه‌های پژوهش است. این نتایج مشابه نتایج بدست آمده توسط عارف و کن (۲۰۰۸) و سریری (۲۰۱۰) می‌باشد.

عدم وجود ارتباط معنادار بین متغیرهای کفایت سرمایه و سودآوری با کارایی هزینه بر خلاف انتظار اولیه بود. عدم وجود تأثیر معنادار نسبت کفایت سرمایه بر روی کارایی هزینه را می‌توان در ناچیز بودن سرمایه بانک‌ها جستجو کرد که با بررسی این موضوع مشخص شد که به صورت میانگین تنها ۷/۲٪ از منابع بانک‌ها از طریق سرمایه تأمین شده و ۹۲/۸٪ دیگر از طریق استقراض است. عدم ارتباط سودآوری بر کارایی هزینه را نیز می‌توان در این دانست که مدیران بانک‌های مورد بررسی جهت افزایش سودآوری به بهبود مستمر و استفاده کارا از منابع توجهی ندارند. همانطور که پیش از این نشان داده شد بانک‌های مورد بررسی از لحاظ کارایی سود نسبت به کارایی هزینه در سطح بالاتری قرار داشتند. لذا منطقی است که افزایش سودآوری نتوانسته است هیچ ارتباطی مثبت و معناداری با کارایی هزینه داشته باشد. همچنین از نتایج دیگر پژوهش این بود که هیچکدام از متغیرهای نسبت کفایت سرمایه، نسبت هزینه به

سود، اندازه و سودآوری نمی‌توانند تأثیر معنی‌داری بر کارایی سود داشته باشند. این نتیجه مغایر با نتیجه بدست آمده توسط عارف و کن (۲۰۰۸) و سریری (۲۰۱۰) است.

از نتایج دیگر پژوهش این بود که تنها متغیر سودآوری دارای تأثیر مثبت و معنادار بر کارایی سود است. نسبت هزینه به سود، نسبت کفایت سرمایه و اندازه نیز تأثیر معنی‌داری بر کارایی سود نداشتند.

اینکه نسبت هزینه به سود بر کارایی هزینه تأثیر معنادار دارد اما بر کارایی سود ندارد را می‌توان در این موضوع دانست که این نسبت بر کارایی درآمد تأثیر معنادار ندارد (که بررسی‌های بیشتر این موضوع را ثابت نمود، این نتیجه در نگاه ۷ ارائه شده است) و در نتیجه تأثیرش بر کارایی هزینه به حدی نیست که عدم تأثیر بر کارایی درآمد را جبران کرده و به تأثیری معنادار بر کارایی سود (که برآیند کارایی هزینه و درآمد است) برسد. در باب عدم تأثیر متغیرهای اندازه و نسبت کفایت سرمایه بر کارایی سود می‌توان همان استلال‌های بیان شده در پاراگراف قبلی را دوباره مطرح نمود.

نگاره (۲): مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی

کارایی درآمد		متغیر وابسته
		متغیر مستقل
p-value	ضریب (β)	
۰/۰۰۰	-۱/۴۶۴	مقدار ثابت
۰/۴۳۲	-۰/۶۸۰	نسبت کفایت سرمایه
۰/۳۷۰	۰/۰۰۰	نسبت هزینه به سود
۰/۰۰۰	۰/۱۱۵	اندازه
۰/۰۲۷	۱۵/۸۰۸	سودآوری
۰/۰۰۰	Prob (F-statistic)	
۱/۵۰۰	D-W	
۰/۳۷۶	R ²	

با توجه به نتایج این پژوهش به مدیران بانکها پیشنهاد می‌شود از نتایج این پژوهش جهت طراحی استراتژی خود استفاده نموده و در راستای افزایش رقابت‌پذیری و بهبود عملکرد خود گام بردارند. در حقیقت به مدیران پیشنهاد می‌شود با الگوبرداری از واحدهای کارا، ورودی‌ها و خروجی‌های خود را تعدیل نموده تا به مرز بهترین عملکرد نزدیک شوند.

همچنین، یکی از نتایج مهم پژوهش حاضر این بود که بانک‌ها، هزینه‌های خود را کنترل و مدیریت نمی‌کنند، لذا به مدیران بانک‌ها پیشنهاد می‌شود در راستای صعود به مرز کارایی هزینه با بهره‌گیری از تکنیک‌های مدیریت و کنترل هزینه از جمله هزینه یابی استاندارد، هزینه یابی بر مبنای فعالیت و هدف، مهندسی ارزش و سایر موارد، در این مسیر گام مؤثری بردارند.

این پژوهش نیز همانند هر کار پژوهشی دیگر عاری از محدودیت نیست و تنها عاملی که این پژوهش را با محدودیت مواجه نموده عدم دسترسی به صورت‌های مالی همه بانک‌های فعال در ایران که باعث شد تعداد بانک‌های مورد بررسی در این پژوهش به ۱۰ واحد و ۸ سال کاهش یابد.

منابع

- افلاطونی، عباس و لیلی نیکبخت. (۱۳۸۹). کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری، مدیریت مالی و علوم اقتصادی. تهران: انتشارات ترمه.
- باصری، بیژن، محمد باقری شندی و مصطفی برات پور. (۱۳۸۹)، تحلیلی بر کارایی فنی شعب منتخب بانک ملت در شهر تهران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال هجدهم، شماره ۵۴، ۷۲-۵۵.
- حسینی، سید شمس الدین و امیررضا سوری. (۱۳۸۶)، برآورد کارایی بانک‌های ایران و عوامل مؤثر بر آن، فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی، شماره ۲۵، ۱۲۷-۱۵۵.
- خواجوی، شکراله، علیرضا سلیمی فرد و معصومه ربیعه. (۱۳۸۴). کاربرد تحلیل پوششی داده‌ها (DEA) در تعیین پرتفوی از کاراترین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره ۲۲، شماره ۲، ۸۹-۷۵.
- زراء نژاد، منصور و ابراهیم انواری. (۱۳۸۴). کاربرد داده‌های ترکیبی در روش تحلیل رگرسیون در علوم مختلف (با تأکید بر علوم اقتصادی-اجتماعی). همایش بین‌المللی روش‌های تحقیق در علوم، فنون و مهندسی. تهران: دانشگاه امام حسین.
- نمازی، محمد و شهلا ابراهیمی. (۱۳۸۹)، بررسی کارایی بانک‌های ایران با استفاده از تکنیک DEA به روش پله‌ای، مدیریت صنعتی، دوره ۲، شماره ۵، ۱۵۹-۱۷۴.
- Aflatuni, Abas. and Nikbahkt, Leili. (2010). Econometrics application in accounting, financial management and economics researches, Tehran: Termeh publications. (in persian)

- Akhigbe, A. and J. McNulty (2005). Profit Efficiency Sources and Differences among Small and Large U. S. Commercial Banks. *Journal of Economics and Finance*. 29 (3) , 289-299.
- Ariff, M. and L. Can (2008). Cost and profit efficiency of Chinese banks: A non-parametric analysis. *China Economic Review*. 19, 260-273.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Britain: John Wiley & Sons Ltd.
- Baseri, Bijan. , Bagheri Shendi, Mohammad. And Baratpour, Mostafa. (2010). An Analysis of Technical Efficiency of the Selected Branches of Mellat Bank in Tehran, *quarterly journal of economic researches and policies*, 18 (54) , 55-72. (in persian)
- Das. A and S. Ghosh (2009). Financial Deregulation and Profit Efficiency: A Non-parametric Analysis of Indian Banks. *MPRA*, 1-21.
- Delis, M. D. ; Fillipaki, A. K. and C. K. Staikouras (2008). Evaluating Cost and Profit Efficiency: A Comparison of Parametric and Nonparametric Methodologies. *MPRA*, 1-27.
- Dinc, M,K. E. Haynes, and M. Tarimcilar. (2003). integrating models for regional development decisions: A policy perspective. *Ann RegSci*, 37, 31-53.
- Halkos, G. E. and D. S. Salamouris (2004). Efficiency Measurement of the Greek Commercial Banks with the Use of Financial Ratios: a Data Envelopment Analysis Approach. *Management Accounting Research*. 15, 201-224.
- Hosseini, SayedShamsoddin. And Souri, Amirreza. (2007). Efficiency estimation of iranian banks and its effective factors, *journal of economic researches*, 7 (25) , 27-155. (in persian)
- Isik, I. and M. K. Hassan (2002). Cost and Profit Efficiency of the Turkish Banking Industry: An Empirical Investigation. *The Financial review*. 37, 257-280.
- Khajavi, Shokrollah. Salimifard, Alireza. And Rabie, Masoomeh. (2005). the application of data envelopment analysis (DEA) in determining a portfolio of the most efficient companies accepted at tehran stock exchange, *journal of social sciences and humanities of shiraz university*, 22 (2) , 75-89. (in persian)
- Maudos, J. and J. M. Pastor (2003). Cost and Profit Efficiency in the Spanish Banking Sector (1985-1996): A Non-Parametric Approach. *Applied FinancialEconomics*. 200, 1-19.
- Namazi, Mohammad. And Ebrahimi, Shahla. (2010). The Investigation of the Iranian Banks' Efficiency by Using Stepwise DEA Technique, *journal of industrial management*, 2 (5) , 159-174 (in persian)

- Ramanathan, R. (2004). Data Envelopment Analysis for weight derivation and aggregation in the analytic hierarchy process. *Computation & Operation Research*, 33, 1289–1307.
- Ray, S. C. (2004). *Data Envelopment Analysis*. FIRST Edition, America: Cambridge University Press.
- Ray, S. C. and A. Das (2010). Distribution of cost and profit efficiency: Evidence from Indian banking. *European Journal of Operational Research*. 201, 297-307.
- Srairi, S. A. (2010). Cost and profit efficiency of conventional and Islamic banks in GCC countries. *J. Prod Anal.* 34, 45-62.
- Zaranejad, Mansour. And Anvari, Ebrahim. (2005). Panel data application in regression analysis method in different sciences (focus on economic-social sciences) , the international conference on research methods in sciences, techniques and engineering, Tehran: Imam Hossein University. (in persian)

نقش اعتماد اجتماعی بر واکنش سرمایه گذاران نسبت به اعلان سود و تأثیر کیفیت سود و تأخیر در گزارش سود بر رابطه آن‌ها

مهديه حبيبي*، آزيتا جهانشاد**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۰۴

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۷/۱۴

چکیده

در بازارهای مالی، اطلاعات می‌تواند به صورت نشانه‌ها، علائم، اخبار و پیش‌بینی‌های مختلف از داخل یا خارج شرکت گزارش و در دسترس سهامداران قرار گیرد و موجب ایجاد واکنش سهامداران شود عوامل مؤثر زیادی وجود دارد که واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات افشاء شده را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از آنجا که ویژگی‌های شرکت‌ها متفاوت است، بنابراین به نظر می‌رسد جهت افزایش کارایی بازار سرمایه، بررسی عوامل مؤثر بر تأثیر پذیری سرمایه‌گذاران، یک ضرورت باشد. لذا هدف از انجام این تحقیق، آزمون نقش اعتماد اجتماعی بعنوان محرک رفتاری و بارزترین شاخصه سرمایه اجتماعی که یکی از جنبه‌های مهم روانشناختی و انسانی است بر واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود و تأثیر کیفیت سود و تأخیر در گزارش سود بر رابطه آنها می‌باشد، که از منظر ۲۱۰ سرمایه‌گذار حرفه‌ای در سطح ۷۰ شرکت فعال بورس برای سال ۹۲ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که سطح اعتماد بازار سرمایه در حد نسبتاً متوسط بوده و اینکه اعتماد به خودی خود بر واکنش سرمایه‌گذاران تأثیرگذار نمی‌باشد. سپس تأثیر دو متغیر کیفیت سود و تأخیر در گزارش سود بر رابطه بین اعتماد اجتماعی بر واکنش سرمایه‌گذاران مورد آزمون قرار گرفت و نتیجه آزمون حاکی از این بود که کیفیت سود و تأخیر در گزارش سود این رابطه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: اعتماد اجتماعی، واکنش سرمایه‌گذاران، اعلان سود، کیفیت سود، تأخیر در گزارش سود.

طبقه‌بندی موضوعی: G11

کد DOI: 10.22051/jera.2017.7956.1101

* کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، (m.870511@yahoo.com).

** دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، نویسنده مسئول، (az_jahanshad@yahoo.com).

مقدمه

اعتماد به عنوان بارزترین مشخصه سرمایه اجتماعی و مهمترین بعد فرهنگ؛ محرک رفتاری شناخته شده است که فرد بر اساس ذهنیت خود دست به انجام عملی می زند که ممکن است برای فرد مفید باشد و یا سبب رساندن حداقل زیان به وی شود (گامبتا، ۱۹۸۸). از آنجا که اعتماد تصور ذهنی فرد نسبت به احتمال بودن ثقل می باشد (گیوسو و همکاران، ۲۰۰۸) اثر بالقوه ای در واکنش سرمایه گذاران نسبت به اعلان سود شرکت دارد. همچنین بر اساس تئوری اقتصاد، اعتماد می تواند نقش مهمی در تعاملات بین مدیران و سرمایه گذاران در قراردادهای ناتمام ایفا کند. مدیران می توانند با انگیزه دستکاری نتایج گزارشات مالی نتایج واقعی شرکت پنهان کرده و مانع نظارت موثر سرمایه گذاران شوند. شناسایی انگیزه مدیران سبب می شود تا سرمایه گذاران نسبت به گزارشات مالی شرکت با محافظه کاری واکنش نشان دهند (گیوسو و همکاران، ۲۰۰۸). لذا با وجود اینکه اعتماد در انتقال اطلاعات از مدیران به سرمایه گذاران عامل مهمی می باشد، لیکن پیرامون آن تحقیقات زیادی صورت نگرفته و همچنان یک موضوع ناشناخته می باشد. بنابراین بررسی واکنش بازار سهام ایجاد شده توسط اعلان سود با در نظر گرفتن نقش اعتماد اجتماعی به عنوان یکی از مشخصه های مهم سرمایه اجتماعی و فرهنگی ضروری به نظر می رسد.

به دنبال نظر پیروردیو در کتاب اشکال سرمایه می توان بین سه نوع سرمایه شامل؛ سرمایه اقتصادی، سرمایه فرهنگی و سرمایه اجتماعی تمایز قائل شد که در سال های اخیر بررسی سرمایه اجتماعی موضوع تحقیقات زیادی شده است. پیروردیو با نگاهی ابزار سرمایه اجتماعی را چنین تعریف می کند: "مجموعه منابع حقیقی یا بالقوه مرتبط با مالکیت شبکه پایداری از روابط کم و بیش نهادینه شده بر اساس آشنایی و پذیرش متقابل" (پوردیو، ۱۹۸۶). به نظر می رسد توجه به سرمایه اجتماعی توسط واحدهای تجاری ضروری باشد. با در نظر گرفتن مفاهیم و نظریات اندیشمندان علوم اجتماعی می توان استنباط کرد که اعتماد به عنوان مهمترین مشخصه سرمایه اجتماعی و عاملی روانشناختی می تواند ضمن تقویت سرمایه اجتماعی رفتار اشخاص را نیز تحت تأثیر خود قرار دهد. از طرفی شرکت ها با ابزارهایی که در اختیار دارند بایستی شرایط را برای تصمیم گیری مناسب سرمایه گذاران فراهم نمایند و ویژگی های شرکتی و واقعیات جریان فعالیت خود را به اطلاع سرمایه گذاران برسانند.

از طرفی به دنبال تئوری بازار کارا، سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند و اطلاعات با سرعت بالایی بر قیمت سهام تاثیر می‌گذارد و قیمت‌ها خود را با توجه به این اطلاعات تعدیل می‌کنند. در واقع بازار کارا به سرمایه‌گذاران این اطمینان را می‌دهد که اطلاعات به صورت یکسان در اختیار همگان قرار گیرد. با توجه به محدودیت‌های موجود در انتقال اطلاعات و از طرفی جدایی مالکیت از مدیریت و تئوری نمایندگی که همواره انگیزه انتقال اطلاعات نادرست از سوی مدیران شرکت را فراهم می‌کند، بنابراین سرمایه‌گذاران به دنبال اطلاعات نزدیک به واقعیت جهت اتخاذ تصمیمات خود هستند. این یک مسئولیت اجتماعی را برای شرکت به وجود می‌آورد که به خواسته سرمایه‌گذاران پاسخ دهند.

از طرف دیگر تحلیلگران اوراق بهادار، مدیران شرکت‌ها، سرمایه‌گذاران و افرادی که در بازار سرمایه مشارکت دارند بیشترین توجه خود را به رقم سود به عنوان آخرین قلم اطلاعاتی صورت سود و زیان معطوف می‌کنند. هدف اولیه از گزارش سود، تأمین و ارائه اطلاعات مفید برای کسانی است که بیشترین علاقه را به گزارش مالی دارند. اما سود حسابداری همیشه نمی‌تواند معیار خوبی برای تصمیمات سرمایه‌گذاران باشد و برخی مواقع توسط مدیران دستکاری می‌شود (نمازی و رضایی، ۱۳۹۱). با توجه به تضاد منافع بین سرمایه‌گذاران و مدیران و انگیزه مدیران برای پیچیده کردن گزارشات مالی در به حداکثر رساندن منافع خود، این عمل می‌تواند موجبات انتشار اطلاعات گمراه‌کننده و نادرستی فراهم آورد که نتیجه آن واکنش غیرعقلایی سرمایه‌گذاران نسبت به سود اعلان شده از سوی مدیران خواهد بود و نهایتاً می‌تواند زمینه شک و بی‌اعتمادی سرمایه‌گذاران را به همراه داشته باشد (جهانشاد و ملکیان، ۱۳۹۲).

همچنین با توجه به این که شرکت‌ها اخبار خوب را به موقع و زودتر گزارش می‌کنند و اخبار بد با تأخیر در بازار منعکس می‌شوند، با در نظر گرفتن بی‌میلی مدیریت به انتشار زودتر اخبار بد این فرضیه زمانی مطرح می‌شود که کسانی که اخبار بد را دیرتر منتشر می‌کنند، در قبال انتشار این اخبار برای خود فرجه زمانی ایجاد می‌نمایند و در این فرجه زمانی احتمال کاهش بار منفی اخبار بد و نیز افزایش آستانه پذیرش مخاطبان از طریق دریافت اطلاعات مشابه از سایر شرکت‌ها وجود دارد. لذا آگاهی سرمایه‌گذاران از اخبار بد و یا خوب شرکت می‌تواند شرایطی را فراهم آورد که میزان واکنش آنان را برانگیزد. با استنباط از مفاهیم و نظریات مطرح شده انتظار می‌رود دو متغیر کیفیت سود و تأخیر در گزارشات محتوای اطلاعاتی سود را تحت تأثیر خود قرار دهند؛ و همچنین به عنوان عوامل تعدیلی مورد توجه سرمایه‌گذاران، بر سطح

اعتماد و ارتباط آن با واکنش سرمایه گذاران نسبت به اعلان سود تأثیر گذارند که در این تحقیق مورد آزمون قرار می گیرند.

مروری بر پیشینه

ناک و کیفر (۱۹۹۷) در مقاله تجربی در زمینه سرمایه اجتماعی اعتماد را به عنوان یک شاخص سرمایه اجتماعی بر اقتصاد بررسی کرده اند آنها به وسیله مطالعه یک پیوند مقطعی از اقتصاد بازار یا سرمایه اجتماعی، نتیجه نهایی اقتصادی آن را بررسی کردند. برای این منظور، آنها ارتباط بین اعتماد فردی، اصول همکاری مدنی و عملکرد اقتصادی را بررسی کردند و در تجزیه و تحلیل تجربی خود، در درجه اول بر نقش اعتماد با این دید که مهمترین شاخص سرمایه اجتماعی است متمرکز شدند و بر اساس تجزیه و تحلیل خود برای ۲۹ کشور، نتیجه گرفتند که اعتماد دارای یک اثر مهم در مجموع فعالیت اقتصادی است. با گنوی و همکاران (۲۰۰۲) واکنش بازار به تأخیر در گزارشگری را بررسی نمود و نتیجه گرفتند که سرمایه گذاران هنگامی که زمان مورد انتظار گزارشگری افزایش یابد واکنش نشان می دهند و این واکنش در روز کاری بعد شدیدتر است. لاورا بوتازی و توماس هلمن (۲۰۱۱) در ارتباط با اهمیت اعتماد و ارتباط آن با اقتصاد و تجارت، اهمیت اعتماد را برای سرمایه گذاری مورد بررسی قرار دادند و این سوال را مطرح کردند که آیا اعتماد در میان ملت ها بر تصمیم به سرمایه گذاری در کشورهای مختلف تأثیر می گذارد. نتایج پژوهش به این صورت است که اعتماد میان ملت ها تصمیمات سرمایه گذاران را به طور قابل توجهی تحت تأثیر قرار می دهد. این حتی پس از کنترل میزان متغیرهای عادی دیگر از جمله فاصله جغرافیایی، تفاوت در اطلاعات، زبان و سیستم های حقوقی همچنان تأثیر گذار است. مارک دیفوند و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی حفاظت از سرمایه گذار و محتوای اطلاعات اعلان سود سالانه با استفاده از مدارک و شواهد بین المللی پرداخت. وی پژوهش خود را با دو هدف: (۱) بررسی تفاوت های بین کشوری در واکنش سرمایه گذاران به اعلان سود سالانه و (۲) شناسایی تفاوت در محیط گزارشگری مالی در سطح کشور که ارزشمندی اطلاعات را تحت تأثیر قرار می دهد؛ با استفاده از ۴ عامل؛ (۱) کیفیت بالاتر سود (۲) اجرای قوی تر قوانین تجارت داخلی (۳) گزارشگری مالی موقت مکرر (۴) افشای مالی بیشتر، فرضیه واکنش بازار به اعلان سود سالانه را بررسی می کند. در نهایت به این نتیجه رسید که اعلام سود سالانه در کشورهای با درآمد با کیفیت

بالا تر یا اجرای قوانین تجارت داخلی بهتر آموزنده تر هستند، در حالی که اعلان سود سالانه در کشورهایایی که مکرر گزارشگری مالی موقت دارند، کمتر آموزنده است. همچنین دریافت که به طور متوسط، اعلان سود در کشورهای با نهادهای حفاظت از سرمایه گذار قوی، آموزنده تر هستند. میسایل پوزنر و همکاران (۲۰۱۳) با در نظر گرفتن گروهی از مطالعات در ارتباط با فرهنگ و سرمایه اجتماعی و بویژه اعتماد، همچنین مطالعات انجام شده در ارتباط با واکنش سرمایه گذاران به اطلاعات منتشر شده از سوی شرکت‌ها، سطح اعتماد را با در نظر گرفتن یک نمونه بزرگ از مشاهدات در ۲۵ کشور جهان در سه فرضیه بصورت جدا؛ اعتماد و نهادهای رسمی جانشین، حفاظت از سرمایه گذار و الزامات افشاء، سطح سواد سرمایه گذاران و عدم تقارن اطلاعاتی مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش بیان می کند که؛ (۱) هنگامی که حفاظت از سرمایه گذار و الزامات افشاء در یک کشور ضعیف باشند اعتماد به عنوان جایگزینی برای نهادهای رسمی مطرح می شود. (۲) هنگامی که سطح آموزش یک کشور پایین است، افراد کمتر تحصیل کرده در تصمیمات اقتصادی خود بر اعتماد تکیه می کنند. (۳) هنگامی که عدم تقارن اطلاعاتی در سطح بالایی باشد اعتماد نقش مهمی را در این محیط ایفا می نماید.

از مطالعات انجام شده در ایران نیز می توان به مطالعه اسلامی بیدگلی و اشرف طهرانی (۱۳۸۶) اشاره کرد که پژوهشی با عنوان رابطه اعتماد بیش از حد سرمایه گذاران انفرادی و حجم مبادلات آنها در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. در این مطالعه، درجه اعتماد بیش از حد سرمایه گذاران با معیارهای نادرست تخمین دقت اطلاعات، اثر بهتر از متوسط و توهم کنترل سنجیده شده و حجم مبادلات نیز به دو معیار میزان سرمایه گذاری و تعداد مبادلات شکسته شده است. فرضیات مهم تحقیق، رابطه کل حجم مبادلات با سه معیار اعتماد بیش از حد، مورد آزمون گرفته و هر سه فرضیه کلی تأیید شد. بنابراین عوامل رفتاری در هنگام تصمیم گیری نقش عمده ای دارند. در نتیجه به منظور پرهیز از یکسری خطاهای قضاوتی که صرفاً منبعث از تصورات و احساسات و نه منطق است؛ بجاست این عوامل را در نظر داشت و با ترکیب آنها با اقتصاد، پیش بینی صحیح تری از پدیده های مالی داشت. علیرضا مهرآذین و ستاره میرشکاری (۱۳۸۹) به بررسی تأخیر اعلان سود و مدیریت سود پرداختند. در این تحقیق تأثیر متغیر اخبار بد بر متغیرهای سود عملیاتی و مدیریت سود مورد بررسی قرار گرفته است و به این نتیجه دست یافتند که شرکت هایی که در چارک اول قرار گرفته اند به عنوان شرکت هایی که سود خود را به موقع اعلام می کنند تعیین شدند و شرکت هایی که در چارک

سوم قرار گرفتند به عنوان شرکت‌هایی که سود خود را با تأخیر اعلان می‌کنند تعیین شدند که با استفاده از روش‌های آماری و برازش خط رگرسیون سود خالص و مدت زمان تأخیر در اعلان سود، با اطمینان ۹۵ درصد نشان دادند که شرکت‌هایی که سود خود را با تأخیر اعلان می‌کنند دارای اخبار بد مرتبط با سود می‌باشند. شماخی و پوراحد (۱۳۹۲) در تحقیقی با عنوان بررسی رفتار سرمایه‌گذاران در زمان اعلام و پیش‌بینی سود شرکت‌های حاضر در بازار سرمایه پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات دریافتی عقلایی نمی‌باشد، در بسیاری از مشاهدات واکنش سرمایه‌گذاران بیش از حد مورد انتظار و در بسیاری دیگر، واکنش سهامداران کمتر از حد مورد انتظار گزارش شده است. همچنین نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات دریافتی پیرامون تغییرات سود می‌باشد که برای شرکت‌هایی که تغییر مثبت در سود خود گزارش کرده باشند واکنش کمتر از حد مثبت و برای شرکت‌هایی که تغییر منفی در سود خود را گزارش کرده بودند واکنش کمتر از حد منفی مشاهده شد. جهانشاد و ملکیان (۱۳۹۲) تحقیقی با عنوان نقش اعتماد بر واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود با تأکید بر سطح آموزش، الزامات نهادهای رسمی و عدم تقارن اطلاعاتی از منظر ۱۶۵ سرمایه‌گذار حرفه‌ای در سطح ۵۵ شرکت فعال بورس مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که سطح اعتماد بازار سرمایه در حد نسبتاً متوسط بوده و اینکه اعتماد اجتماعی به خودی خود بر واکنش سرمایه‌گذاران تأثیر ندارد.

فرضیه‌های پژوهش

۱. اعتماد اجتماعی بر واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود شرکت تأثیر می‌گذارد.
۲. رابطه بین اعتماد و واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود، به کیفیت سود بستگی دارد.
۳. رابطه بین اعتماد و واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود، به تأخیر در گزارش سود بستگی دارد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر بر مبنای هدف، از نوع پژوهش‌های کاربردی است. همچنین، از نظر ماهیت و روش، از نوع پژوهش‌های توصیفی-همبستگی محسوب می‌شود. الگوی آماری به کار گرفته

شده در این تحقیق، رگرسیون چند متغیره خطی می‌باشد. جامعه آماری در این تحقیق گروه سرمایه‌گذاران و شرکت‌های فعال تر بورس می‌باشد و برای انتخاب حجم نمونه از روش نمونه‌گیری سیستماتیک حذفی استفاده می‌شود.

جهت انتخاب نمونه سرمایه‌گذاران، با استفاده از روش نمونه‌گیری گروهی و با در نظر گرفتن بارزترین مشخصه‌ها، توانایی‌ها و اهداف سرمایه‌گذاران، و در نظر گرفتن وجه اشتراک بین آن‌ها، جامعه سرمایه‌گذاران به دو گروه سرمایه‌گذار مبتدی و سرمایه‌گذار حرفه‌ای تفکیک گردید و انتخاب نمونه از بین سرمایه‌گذاران حرفه‌ای که مشتری کارگزاری‌های الف هستند صورت گرفت و در نهایت ۲۱۰ پرسشنامه توسط کارگزاری‌های رتبه الف بین سرمایه‌گذاران حرفه‌ای توزیع شد.

همچنین با توجه به معیار نقدشوندگی بعنوان محرک انتخاب سرمایه‌گذاران و همچنین معیارهای سنجش و شرایط انتخاب شرکت‌ها در لیست ۵۰ شرکت فعال تر بورس، شرکت‌هایی که در این لیست قرار می‌گیرند می‌توانند به گونه‌ای مورد توجه سرمایه‌گذاران حرفه‌ای باشند. لذا این گروه شرکت‌ها به عنوان جامعه‌ی اولیه در نظر گرفته شد و با اعمال ضوابط ذیل نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک برای شرکت‌ها اعمال گردید:

تکانه (۱): نتایج حاصل از انجام نمونه‌گیری سیستماتیک پس از اعمال شرط اول

نتایج نهایی	شرط پنجم	شرط چهارم	شرط سوم	شرط دوم	
۷۰	۷۱	۷۲	۷۷	۱۵۷	تعداد نمونه قبل از اعمال شرط
	۷۰	۷۱	۷۲	۷۷	تعداد نمونه پس از اعمال شرط
۸۷	۱	۱	۵	۸۰	تعداد شرکت‌های حذف شده از نمونه

- شرکت‌هایی که در ۵ سال گذشته در لیست ۵۰ شرکت فعال تر بورس قرار گرفته باشند.
- از آنجا که لیست ۵۰ شرکت فعال تر در سال ۴ بار منتشر می‌شود، لذا حداقل در چهار دوره در لیست ۵۰ شرکت فعال تر باشند.
- در طول سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ در بازار بورس حضور داشته باشند.
- طی ۵ سال گذشته جزء شرکت‌های حذفی بورس نباشند.

- اطلاعات مالی مورد نیاز تحقیق در مورد شرکت در دسترس باشد.

که در نهایت ۷۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب گردید.

تجزیه تحلیل و مدل آزمون فرضیه‌ها

برای محاسبه فرضیه پژوهشی اول، از مدل رگرسیونی خطی زیر استفاده می‌گردد که توسط پوزنر (۲۰۱۳) مطرح و استفاده شده است.

$$\text{Market Reaction}_i = a_0 + a_1 * \text{Trust} + \sum_2^K a_i * \text{Control}_i + \varepsilon_i \quad (۱)$$

که در الگوی فوق:

Market Reaction: نشان دهنده متغیر واکنش سرمایه گذاران است و از آنجا که سرمایه گذاران همواره نسبت به اطلاعات ارائه شده از سوی شرکت‌ها واکنش نشان می‌دهند، بهترین مبنای سنجش واکنش سرمایه گذاران نسبت به اعلان سود، بازده غیرعادی می‌باشد. در روش استاندارد پژوهش‌های رویداری، بازده غیرعادی عبارت است از تفاوت بازده واقعی و بازده مورد انتظار (عادی) و نحوه محاسبه آن در رابطه (۲) بیان گردیده است:

$$r_{jt} - E = r_{jt} A_{jt} \quad \text{مدل (۲)}$$

مدل (۳) $(r_{jt} = \alpha_j + \beta_j r_{mt} + \varepsilon_{jt})$ مدل (۴) $(r_{jt} = \alpha_j + \beta_j r_{mt} + \varepsilon_{jt})$ در این مدل‌ها، A_{jt} بازده غیرعادی سهم j در دوره t ، r_{jt} بازده واقعی سهم در دوره t ، $E(R_{jt})$ معادل بازده پیش بینی شده بر اساس الگوی بازار است، α_j و β_j پارامترهای برآوردی برای الگوی بازار و r_{mt} بازده واقعی پرتفوی بازار در دوره t است.

Trust: تصویری از اعتماد اجتماعی است که بعنوان بارزترین شاخص سرمایه اجتماعی، یکی از جنبه‌های مهم و روانشناختی و انسانی است. اعتماد اجتماعی به دنبال ارزیابی‌های سایت جهانی (WVS) براساس سوال کلی زیر و سوالاتی در این زمینه، از طریق پرسشنامه میان سرمایه گذاران حرفه‌ای اندازه‌گیری می‌شود: « بطور کلی، به نظرتان به اکثر مردم می‌توان اعتماد کرد یا آنکه نیاز است در برخورد با مردم بسیار محتاط بود؟»

Control: بیانگر متغیرهای کنترلی است که شامل متغیرهای زیر می‌باشد:

Size: اندازه شرکت که از ضرب تعداد سهام عادی منتشر شده در قیمت بازار سهام عادی بدست می‌آید.

Lev: اهرم که از طریق تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.

PS: متغیر خطای پیش‌بینی سود برابر است با اختلاف سود (زیان) پیش‌بینی شده از سود (زیان) واقعی تقسیم بر قدر مطلق سود (زیان) پیش‌بینی شده.

|UE|: سود غیرمنتظره است که از تفاضل سود سالانه واقعی و سود سالانه پیش‌بینی شده محاسبه می‌شود.

جهت آزمون فرضیه دوم از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

مدل (۵)

$$\text{Market Reaction}_i = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{Trust} + \alpha_2 * \text{Earning Quality} + \alpha_3 * \text{Earning Quality} * \text{Trust} + \sum_2^K a_i * \text{Control}_i + \varepsilon_i$$

Earning Quality: کیفیت سود بعنوان متغیر تعدیل کننده اعتماد می‌باشد که مدل‌های مختلفی در تحقیقات گوناگون برای اندازه‌گیری کیفیت سود ارائه شده است. هیلی (۱۹۸۵)، دی آنجلو (۱۹۸۶) و جونز (۱۹۹۱)، مدل‌هایی ارائه کرده‌اند که در تحقیقات بارها آزموده شده‌اند. دجو و همکاران (۱۹۹۵) با ارائه مدلی که از آن پس مدل تعدیل شده جونز نام گرفت و مقایسه با مدل‌های جونز، هیلی و دی آنجو و مدل صنعت مورد مقایسه قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که مدل تعدیل شده جونز از قدرت بیشتری برای اندازه‌گیری کیفیت سود در واحدهای تجاری برخوردار است. بنابراین در تحقیق حاضر برای بررسی کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از مدل تعدیل شده جونز استفاده می‌شود که نحوه محاسبه آن به قرار زیر می‌باشد.

$$\text{TACC}_{i,t} = \Delta \text{CA}_{i,t} - \Delta \text{CL}_{i,t} + \Delta \text{CASH}_{i,t} + \Delta \text{STDEBT}_{i,t} - \text{DEPTN}_{i,t} \quad (۶) \text{ مدل}$$

در این رابطه TACC: معرف مجموع اقلام تعهدی، ΔCL : تغییر در بدهی‌های جاری، ΔCA : تغییر در دارایی‌های جاری، ΔCASH : تغییر در وجوه نقد، ΔSTDEBT : تغییر در حصة جاری بدهی‌های بلندمدت، DEPTN: هزینه استهلاک دارایی‌های ثابت و نامشهود.

اقدام تعهدی اختیاری معادل تفاوت بین مجموع اقدام تعهدی و اقدام تعهدی غیراختیاری می باشد. به منظور برآورد اقدام تعهدی غیراختیاری ابتدا مدل تعدیل شده جونز به شکل زیر تخمین زده می شود:

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_1 (1/A_{i,t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) + \alpha_3 (PPE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

که در آن $A_{i,t-1}$: مجموع دارایی های شرکت، ΔREV : تغییر در درآمد شرکت، ΔREC : تغییر در خالص دریافتی و PPE : اموال، ماشین آلات و تجهیزات.

معادله فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای هر صنعت تخمین زده می شود. سپس پارامترهای α_1 ، α_2 ، α_3 بدست آمده از این رگرسیون ها برای تخمین اقدام تعهدی غیراختیاری به شکل زیر مورد استفاده قرار می گیرد.

$$NDA_{i,t} = \alpha_1 (1/A_{i,t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}) + \alpha_3 (PPE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

که در آن $NDA_{i,t}$ اقدام تعهدی غیراختیاری شرکت می باشد. فرضیه سوم با هدف در نظر گرفتن تأثیر متغیر تأخیر در گزارش سود بیان می گردد. جهت آزمون فرضیه سوم از مدل رگرسیون زیر استفاده می شود:

مدل (۹)

$$\text{Market Reaction}_i = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{Trust} + \alpha_2 \text{Delay in Reporting} + \alpha_3 \text{Delay in Reporting} * \text{Trust} + \sum_2^K a_i * \text{Control}_i + \varepsilon_i$$

Delay in Reporting: معرف متغیر تأخیر در گزارش سود می باشد که برای تعیین شرکتهایی که گزارشهای خود را با تأخیر اعلان می کنند، از توزیع پراکندگی زمان سپری شده از پایان سال مالی تا تاریخ تشکیل مجمع عمومی عادی استفاده می شود، اگر شرکت در چارک سوم قرار گرفت به عنوان شرکتی که گزارش خود را با تأخیر اعلان می کنند در نظر گرفته می شود و اگر شرکت در چارک اول بود به عنوان شرکتی که گزارش خود را به موقع اعلان می کند تعیین می گردد در آن اگر سود با تأخیر گزارش شود برابر ۱ و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می شود (مهرآذین و میرشکاری، ۱۳۸۹).

یافته‌های پژوهش

آمارهای توصیفی اطلاعات مفیدی در خصوص متغیرها در اختیار محقق قرار می‌دهد که نگاره ۲ نتایج را نشان می‌دهد. تحلیل توصیفی متغیر بازده غیرعادی سهام حاکی از مثبت بودن میانگین این متغیر است. همچنین انحراف معیار این متغیر (به عنوان متغیر وابسته تحقیق) از میانگین آن بالاتر است. این یافته حاکی از آن است که نوسانات این متغیر در حد بالایی بوده است.

نگاره (۲): نتایج تحلیل توصیفی متغیرهای تحقیق

انحراف معیار	میانگین	حداکثر	حداقل	تعداد	
۲۲/۲۲۷۴۷۳	۱/۸۹۵۷۱۴	۱۲/۰۱	-۱/۳۴	۷۰	بازده غیرعادی سهام
۰/۱۶۰۷۹۹	۲/۹۸۰۶۴۷	۳/۳۴۱۹	۲/۴۷۴۴	۷۰	سطح اعتماد اجتماعی
۰/۶۷۶۸۵۹	-۰/۲۹۱۶۱۳	-۰/۰۰۱۵	-۵/۶۷۷۶	۷۰	کیفیت سود
۰/۵۰۳۴۰۴	۰/۴۸۵۷۱۴	۱	۰/۰۰۰	۷۰	تاخیر در گزارشگری مالی
۱/۷۸۱۶۶۳	۲۲/۵۵۶۸۸۷	۲۵/۷۷۰۷۳	۱۸/۹۲۱۲۴	۷۰	اندازه شرکت
۰/۳۰۱۶۹	۰/۴۶۶۳۹۵	۰/۹۵۰۲	۰/۰۱۸۰	۷۰	نسبت بدهی به دارایی
۰/۵۴۶۷۲۲۴	۰/۱۱۰۷۲۹	۲/۰۹۹۵	-۱/۷۸۵۷	۷۰	خطای پیش بینی سود
۰/۰۵۵۸۰۸۸	۰/۰۴۵۳۳۴	۰/۲۳۱۳	۰/۰۰۰	۷۰	سود غیرمنتظره

توزیع داده‌های آن به توزیع نرمال نزدیک نبوده است. این امر به لحاظ تجزیه و تحلیل فرضیه‌های تحقیق از اهمیت بالایی برخوردار است و به عنوان یکی از فرض‌های اساسی رگرسیون محسوب می‌شود. میانگین متغیر سطح اعتماد، ۲/۹۸ است. با توجه به اینکه اندازه‌گیری این متغیر، مبتنی بر معیار پنج درجه‌ای لیکرت بوده است؛ این مقدار، اندکی از میانه متغیر (عدد ۳) کمتر است. بطور کلی می‌توان گفت که اعتماد پاسخ‌دهندگان در حد متوسطی بوده است. میانگین بدست آمده برای متغیر کیفیت سود به مقدار حداکثری آن در مقایسه با مقدار حداقلی، نزدیک تر است. این یافته نشان می‌دهد که احتمالاً کیفیت سود بیشتر شرکت‌های نمونه آماری در سطح بالایی بوده است. با توجه به یافته‌های به دست آمده، در حدود ۴۸ درصد از شرکت‌های نمونه آماری دارای تاخیر در گزارشگری مالی بوده‌اند. مطابق با یافته‌ها، در حدود ۴۶ درصد از دارایی‌های شرکت‌های نمونه آماری از طریق بدهی تامین

شده است. میانگین بدست آمده برای خطای پیش بینی سود، مثبت است که نشان می دهد، سود واقعی شرکت های نمونه آماری در طول دوره تحقیق، از سود پیش بینی شده آنها کمتر بوده است. میانگین متغیر سود غیرمنتظره هر سهم، مثبت است. این یافته نشان می دهد که احتمالاً مدیران شرکت های نمونه آماری در خصوص عملکرد شرکت نگاه بدبینانه ای داشته اند و سود را در سطح پایین برآورد نموده اند.

بررسی پایایی پرسشنامه

جهت تعیین پایایی آزمون با تاکید بر همسانی درونی، از روش ضریب آلفای کرونباخ استفاده می شود. هر چه مقدار آلفا نزدیک به مقدار یک باشد نشان دهنده میزان پایایی بالاست. در تحقیق حاضر، جهت بررسی پایایی، پرسشنامه تحقیق ابتدا بین ۴۰ نفر از اعضای نمونه آماری توزیع شد و سپس آزمون پایایی انجام شد. نگاره شماره ۳ نتایج آزمون مذکور را نشان می دهد.

نگاره (۳): آزمون پایایی بخش اول پرسشنامه (متغیر سطح اعتماد)

Cronbach's Alpha	N of Items
۰/۷۹۲	۷۸

نگاره فوق نشان می دهد که میزان ضریب آلفای کرونباخ برای تعداد ۷۸ سوال مطرح شده جهت سنجش اعتماد، به میزان ۰/۷۹۲ می باشد. این مقدار، از ۰/۷ بالاتر می باشد و نشان می دهد که ابزار سنجش بکار رفته در تحقیق برای اندازه گیری متغیر مذکور، از اعتبار و پایایی لازم جهت استناد و انجام آزمون فرضیات، برخوردار است.

نتایج آزمون فرضیه اول

نتایج تحلیل آماری برای هر یک از متغیرهای مستقل و کنترلی الگوی آزمون فرضیه اول در نگاره شماره ۴ ارائه شده است. ضریب برآورد شده برای متغیر Trust که واکنش سرمایه گذاران به سطح اعتماد را نشان می دهد، به میزان ۰/۰۲ و با سطح معناداری ۰/۸۶۱ می باشد که بالاتر از ۰/۰۵ (سطح خطای آزمون) است. این یافته حاکی از این است که بین متغیرهای مذکور، ارتباط معناداری به لحاظ آماری وجود ندارد. در مجموع، نتایج نشان داد که اعتماد اجتماعی بر واکنش سرمایه گذاران تاثیر معناداری نداشته است. این یافته با

ادعای مطرح شده در فرضیه اول تحقیق ناسازگار است و این فرضیه در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. با توجه به مبانی نظری موجود، در خصوص یافته‌های فرضیه اول تحقیق

تکرار (۴): نتایج تجزیه و تحلیل آماری برای آزمون فرضیه اول

سطح معنی داری F	آماره F	آماره دوربین واتسون	R ² تعدیل شده
۰/۰۰۰	۱۳/۸۳۴	۲/۰۱۲	۰/۱۷
سطح معنی داری (P-value)	آماره t	اندازه ضریب β (استاندارد شده)	متغیر
۰/۸۶۱	۰/۱۷۶	۰/۰۲	Trust
۰/۰۰۱	-۳/۶۳۷	-۰/۴۰۲	Size
۰/۰۱۵	۲/۸۷۶	۰/۳۵۷	Lev
۰/۰۰۷	۲/۲۴۸	۰/۱۵۶	UE
۰/۴۶۸	۰/۷۳	۰/۰۸۲	PS

مبنی بر عدم واکنش بازار سرمایه به سطح اعتماد اجتماعی، می‌توان به این استدلال دست یافت که ظاهراً سرمایه‌گذاران و فعالان بازار سرمایه در ارزیابی اطلاعات سود، منابع و معیارهای دیگری غیر از اعتماد اجتماعی را مدنظر قرار دهند و اعتماد اجتماعی به خودی خود بر واکنش سرمایه‌گذاران تاثیرگذار نیست. یافته‌های فرضیه اول، با نتایج تحقیق میشل پوزنر و همکاران (۲۰۱۳) ناسازگار و با نتایج تحقیق جهان‌شاد و ملکیان (۱۳۹۲) مطابق می‌باشد.

نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج تحلیل آماری برای هر یک از متغیرهای مستقل و کنترلی الگوی آزمون فرضیه دوم در نگاره شماره ۵ ارائه شده است. ضریب بدست آمده برای متغیر $Earning\ Quality * Trust$ که تاثیر کیفیت سود بر ارتباط بین سطح اعتماد با واکنش سرمایه‌گذاران را نشان می‌دهد، برابر با $-۰/۰۹۳$ و با سطح معناداری $۰/۰۲۴$ است که کمتر از $۰/۰۵$ می‌باشد. بنابراین آزمون فرضیه، رابطه بین اعتماد و واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود به کیفیت سود بستگی دارد. مطابق با یافته‌ها، کیفیت سود بر این رابطه اثرگذار می‌باشد.

با توجه به مبانی نظری و تجربی موجود، در خصوص یافته‌های فرضیه دوم تحقیق مبنی بر تاثیر کیفیت سود بر واکنش بازار سرمایه به سطح اعتماد اجتماعی، می‌توان به دو استدلال کلی دست یافت.

نگاره (۵): نتایج تجزیه و تحلیل آماری برای آزمون فرضیه دوم

سطح معنی داری F	آماره F	آماره دوربین واتسون	R ² تعدیل شده
۰/۰۰۰	۱۸/۲۹۱	۱/۹۹۶	۰/۲۶۶
سطح معنی داری (P-value)	آماره t	اندازه ضریب β (استاندارد شده)	متغیر
۰/۸۲۳	۰/۲۲۴	۰/۰۲۵	Trust
۰/۰۲۴	-۲/۰۲۲	-۰/۰۹۳	EQ *Trust
۰/۰۰۱	-۳/۴۴۵	-۰/۳۸۷	Size
۰/۰۱۷	۲/۷۸۹	۰/۱۰۰	Lev
۰/۰۰۹	-۲/۲۴	-۰/۱۵۵	UE
۰/۴۴۶	۰/۷۶۷	۰/۰۸۶	PS

اول اینکه، احتمالاً سطح اعتماد اجتماعی سرمایه گذاران در شرکت‌های با کیفیت سود بالاتر، به عنوان یک عامل تعدیل کننده باعث کاهش واکنش غیر عقلایی سهامداران شده و اختلاف بین بازده شرکت با بازده بازار کاهش دهد. دوم اینکه، به نظر می‌رسد سرمایه گذاران تنها در صورت مداخله کیفیت سود به سطح اعتماد اجتماعی واکنش نشان می‌دهند و این امر حاکی از نقش کیفیت گزارشگری مالی در تبیین واکنش سرمایه گذاران است. همچنین یافته‌های فرضیه دوم را می‌توان در راستای نتایج همچنین، یافته‌های فرضیه دوم، با نتایج تحقیق میسایل پوزنر و همکاران (۲۰۱۳) و ثقفی و کردستانی (۱۳۸۳) دانست.

نتایج آزمون فرضیه سوم

نتایج تحلیل آماری برای هر یک از متغیرهای مستقل و کنترلی الگوی آزمون فرضیه سوم در نگاره شماره ۶ ارائه شده است. ضریب بدست آمده برای متغیر Delay in Reporting *Trust که تأثیر تأخیر در گزارش سود بر ارتباط بین سطح اعتماد با واکنش سرمایه گذاران نشان می‌دهد، برابر با ۰/۰۱۴ و با سطح معناداری ۰/۰۲۱ است که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد. تأخیر در گزارش سود بر این رابطه، تأثیر دارد. این یافته با مبانی نظری و ادعای مطرح شده در فرضیه سوم تحقیق سازگار می‌باشد.

تکانه (۶): نتایج تجزیه و تحلیل آماری برای آزمون فرضیه سوم

سطح معنی داری F	آماره F	آماره دوربین واتسون	R ² تعدیل شده
۰/۰۰۰	۱۷/۱۴۸	۲/۰۱۴	۰/۲۵۷
سطح معنی داری (P-value)	آماره t	اندازه ضریب β (استاندارد شده)	متغیر
۰/۸۷۹	۰/۱۵۳	۰/۰۱۷	Trust
۰/۰۲۱	۲/۱۱۴	۰/۰۱۴	Delay in Reporting *Trust
۰/۰۰۱	-۳/۵۱۷	-۰/۴	Size
۰/۰۰۸	۲/۸۶۹	۰/۱۱۴	Lev
۰/۰۳۷	-۱/۹۸۹	-۰/۱۵۴	UE
۰/۶۹۷	۰/۶۸۳	۰/۰۷۹	PS

با توجه به مبانی نظری و تجربی موجود، در خصوص یافته‌های فرضیه سوم تحقیق مبنی بر تأثیر تأخیر در گزارش سود بر واکنش بازار سرمایه به سطح اعتماد اجتماعی، می‌توان استدلال نمود که احتمالاً سرمایه‌گذاران تأخیر در گزارش سود را به عنوان یک نشانه از وجود اطلاعات و اخبار بد در شرکت تلقی نموده‌اند و در نتیجه، فاصله بین بازده شرکت با بازده بازار، افزایش یافته است. همچنین، این یافته‌ها در راستای نتایج باگنولی و همکاران (۲۰۰۲) و مهرآزین و میرشکاری (۱۳۸۹) است.

نتیجه‌گیری

در بازار سرمایه و در میان سرمایه‌گذاران اعتماد اجتماعی حاصل از مؤلفه‌های اعتماد درون‌گروهی، اعتماد برون‌گروهی اعتماد به سلسله مراتب و اعتماد به سایر نهادها و سازمان‌ها در قالب اعتماد بین‌شخصی و اعتماد تعمیم‌یافته، به‌خودی‌خود و بدون در نظر گرفتن عوامل تعدیلی مؤثر بر بازار سرمایه، در سطحی نمی‌باشد که بر واکنش آنها اثری قوی داشته باشد. از طرفی با توجه به تحلیل توصیفی واکنش سرمایه‌گذاران که حاکی از نوسانات بالای این متغیر است و با در نظر گرفتن تحقیقات پیشین می‌توان عدم ارتباط بین اعتماد و واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اعلان سود را دلیلی بر بی‌اعتمادی سرمایه‌گذاران به دلیل عدم ارائه اطلاعات شفاف و گزارشات مالی و غیرمالی شرکت‌ها دانست. بنابراین لازم است که عوامل تأثیرگذار بر اعتماد اجتماعی در بازار سرمایه را جهت بررسی نقش اعتماد بر واکنش

سرمایه گذاران در نظر گرفت و سعی شود که سطح اعتماد را با تقویت عوامل مؤثر بر آن، در سطحی مناسب حفظ شود. مطابق با نتایج بدست آمده، سرمایه گذاران به سطح اعتماد اجتماعی، واکنشی معناداری نداشته‌اند. این در حالی است که با توجه به مبانی نظری و یافته‌های تحقیق، سود یکی از اساسی‌ترین عناصر صورت‌های مالی است که همواره مورد توجه قرار گرفته است و از آن به عنوان معیاری برای ارزیابی تداوم فعالیت، کارآیی و بازنگری ساختار قراردادهای نمایندگان واحد اقتصادی یاد می‌شود و از آنجایی که کیفیت سود، زمینه بالقوه‌ی رشد سود و میزان احتمال تحقق سودهای آتی می‌باشد به عبارتی ارزش یک سهم تنها به سود هر سهم سال جاری شرکت بستگی ندارد بلکه به انتظار از آینده شرکت و قدرت سودآوری سال‌های آینده و ضریب اطمینان نسبت به آن بستگی دارد و لذا کیفیت سود برتر موجب فراهم آوردن اطمینانی نسبت به اطلاعات حاصل از شرکت می‌باشد که بدنبال آن اعتماد به همراه می‌آورد که در تحقیق حاضر با وارد شدن متغیر کیفیت سود مشاهده می‌شود که کیفیت سود اثری بر واکنش سرمایه گذاران نسبت به سطح اعتماد اجتماعی، دارد. همچنین با توجه به اینکه شرکت‌ها اخبار خوب را به موقع و زودتر گزارش می‌کنند و اخبار بد را تأخیر در بازار منعکس می‌شوند و با در نظر گرفتن بی‌میلی مدیریت به انتشار زودتر اخبار بد، این فرضیه زمانی مطرح می‌شود که کسانی که اخبار بد را دیرتر منتشر می‌کنند، در قبال انتشار این اخبار برای خود فرجه زمانی ایجاد می‌نمایند که در این فرجه زمانی احتمال کاهش بار منفی اخبار بد و نیز افزایش آستانه پذیرش مخاطبان از طریق دریافت اطلاعات مشابه از سایر شرکت‌ها وجود دارد. لذا آگاهی سرمایه گذاران از اخبار بد و یا خوب شرکت می‌تواند شرایطی را فراهم آورد که میزان واکنش آنان را برانگیزد که با نتایج به دست آمده، مشاهده شد که تأخیر در گزار شگری مالی نیز موجب واکنش سرمایه گذاران به اعتماد اجتماعی شده است. متناسب با یافته‌های حاصل از آزمون فرضیات تحقیق، به مدیران شرکت‌های سهامی پیشنهاد می‌شود که سعی نمایند با انتشار اطلاعات معتبر و موثر خارج از صورت‌های مالی و بگونه‌ای که در دسترس عموم باشد، سطح اعتماد اجتماعی به اطلاعات مالی منتشره را بالا برده و موجب ایجاد واکنش در سرمایه گذاران نمایند. به سرمایه گذاران توصیه می‌شود، کیفیت گزار شگری مالی شرکت‌ها را به عنوان یک عامل تأثیرگذار در ارزیابی شرکت‌ها و اخذ تصمیمات، مورد نظر قرار بدهند و تا حد امکان، انگیزه‌های منفعت‌جویانه مدیران را گزار شگری مالی خلاف واقع، در تصمیمات سرمایه گذاری لحاظ نمایند. به سهامداران توصیه می‌شود که زمان‌بندی

گزارشات مالی را به عنوان عاملی که کیفیت اطلاعات مالی را تهدید نماید، مدنظر قرار دهند. در این راستا، می‌توان روند گزارشگری مالی گذشته را در کنار زمان انتشار گزارشات میان دوره ای بررسی و در خصوص قابلیت اعتماد گزارشات منتشره شرکت قضاوت نموده و تصمیمات مرتبط با تامین سرمایه شرکت را متناسب با آن اتخاذ نمود.

همچنین در حوزه پژوهشی به محققان آتی موضوعات زیر پیشنهاد می‌شود؛ بررسی نقش اعتماد بر واکنش سرمایه گذاران نسبت به اعلان سود با تأکید بر محافظه کاری مدیران.

نقش اعتماد اجتماعی پیرامون تغییرات سود و واکنش سرمایه گذاران در روزهای منفی و مثبت بازار به نسبت اطلاعات دریافتی تحلیل شده توسط آن‌ها، بررسی مدل‌های مدیریت سود و تأثیر آن بر واکنش سرمایه گذاران نسبت به اعلان سود.

منابع

اسلامی بیدگلی، غلامرضا و طهرانی، اشرف. (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین اعتماد بیش از حد سرمایه گذاران انفرادی و حجم معاملات آنها در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۴، صص ۲۵۳-۲۳۱.

ثقفی، علی و کردستانی، علامرضا. (۱۳۸۳). بررسی و تبیین رابطه بین کیفیت سود و واکنش بازار به تغییرات سود نقدی. *مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، شماره ۳۷، صص ۷۲-۵۱. جهانشاد، آریتا و ملکیان، حمزه. (۱۳۹۴). نقش اعتماد بر واکنش سرمایه گذاران نسبت به اعلان سود با تأکید بر الزامات نهادهای رسمی و عدم تقارن اطلاعاتی. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، سال هفتم، شماره ۲۶، صص ۱۰۷-۹۲.

شماخی، حمیدرضا و پوراحد نوشهر، علیرضا. (۱۳۹۲). بررسی رفتار سرمایه گذاران در زمان اعلام و پیش بینی شرکت‌های حاضر در بازار سرمایه. پایان نامه دانشگاه علوم تحقیقات ساوه. مهرآذین، علیرضا. مسیح آبادی، ابوالقاسم و میرشکاری، ستاره. (۱۳۸۹). تأخیر اعلان سود و مدیریت سود. *فصلنامه مطالعات حسابداری*، شماره ۲۸، صص ۱۳۳-۱۰۷.

نمازی، محمد و رضایی، حمیدرضا. (۱۳۹۱). تأثیر نرخ تورم بر کیفیت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، سال دوم، شماره ۵، صص ۶۷-۹۱.

Bagnoli, M. , Kross, W. and Watts, S. (2002). The information in management'S expected earnings report date: A day late, a penny short. *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, pp. 1275-96.

Bottazi, L. , M. Da Rin, and T. Hellman, (2011). The importance of trust for investment: evidence from venture capital. *Working Paper*. NBER.

- Bourdieu, P. (1986). The Forms of Capital. In *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. J. Richardson (eds). New York, Greenwood Press: 241-258.
- Defond, M. , X. Hu, M. Hung, and S. Li, (2011). The impact of mandatory IFRS adoption on foreign mutual fund ownership: the role of comparability, *Journal of Accounting and Economics*. 51, pp. 240-258.
- Eslami Bidgoli, Gh. Tehrani, A. (2007). The relationship between the excess confidence of individual investors and their trading volume in Tehran Stock Exchange. *Economics Research*, 6 (4) , pp. 231-253 (in Persian).
- Fama, E. Fisher, L, Jensen, M. , and Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*. 10, pp. 1-21.
- Gambetta, D. , (1988). Can we trust? Trust: Making and breaking cooperative relations, electronic edition, Department of Sociology, University of Oxford, chapter 13, pp. 213-237.
- Guiso, L. , P. Sapienza, and L. Zingales.) 2008 (. Trusting the stock market. *Journal of Finance*, 63, pp. 2557-2600.
- Jahanshad, A. , Malekian, H. (2015). The role of trust on the reaction of investors against announcement of profit by emphasizing on the requirements of official institutions and information asymmetry. *Journal of Accounting and Auditing Research*, 26, pp. 92-107 (in Persian).
- Knack, S. and P. Keefer, (1997). Does social capital have an economic payoff? A Cross-Country Investigation. *Quarterly Journal of Economics*, 112, 1251-1288.
- Mehrazin, A. R. , Masihabadi, A. , Mirshekari, S. (2010). Delay in earnings announcement and earning management. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 28, pp. 107-133 (in Persian).
- Namazi, M. , Rezaei, H. R. (2012). Impact of inflation rate on earnings quality of Companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 5, pp. 67-91 (in Persian).
- Pevzner, Mikhail, and FeiXie, and Xiangang Xin, (2013). When Firms Talk, Do Investors Listen? The Role of Trust in Stock Market Reactions to Corporate Earnings Announcements. *Journal of Financial Economics*, 117, pp. 190–223.
- Saghafi, A. , Kordestani, G. (2004). Study of the relationship between earnings quality and market reaction to cash flow changes. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 37, pp. 51-72 (in Persian).
- Shamakhi, H. R. , Pourahad Noshahr, A. R. (2013). Investigating the behavior of investors at the time of announcing and forecasting the earning of companies in the capital market. *Thesis of Islamic Azad University of Saveh Science and Research* (in Persian)

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 افشا، همزمانی بازده سهام را افزایش دهند. این پژوهش بوسیله دو مدل رگرسیون توییت 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. عبارت 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 قاننات، (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 و همکاران (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) خاطر نشان می‌سازد، 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 اندازه‌گیری 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 نمی‌شود. رابطه‌ی نمایندگی می‌تواند منشأ این مشکل باشد. به عبارت دیگر، مدیران به منظور دستیابی 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 اندازه‌گیری 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 می‌کند تا از این طریق مجبور به ارائه‌ی اطلاعات مشروح به بازار سرمایه نشوند. هر چند مدیران ممکن است سرمایه‌گذاری‌هایی 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 سرمایه‌گذاری 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 پیش‌بینی 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 (چنونگ، 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 کوچکتري 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 پیش‌بینی جین و مایرس (۲۰۰۶) بود مبنی بر اینکه اشخاص درون سازمانی برای تحت کنترل گرفتن وجوه نقد فراتر از سطح مورد انتظار سرمایه‌گذاران 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 دهنده‌گی 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 بازده 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 دهنده‌گی 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 ارقام تعهدی و همزمانی قیمت در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که بین کیفیت ارقام تعهدی غیر اختیاری با همزمانی قیمت رابطه‌ای وجود ندارد، ولی بین کیفیت ارقام 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 می‌شوند که عدم شفافیت را افزایش دهند تا اشخاص برون سازمانی مجبور شوند برای تعیین وجوه نقد مورد انتظارشان 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 آزاد توزیع نشده، اشخاص درون سازمانی تمایل به افزایش همزمانی بازده سهام از طریق کاهش شفافیت داشته باشند. بر این 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 جمع‌آوری شده ابتدا در قالب بانک اطلاعات ذخیره شده و سپس با انتقال این داده‌ها به نرم افزارهای SPSS و Eviews زمینه تجزیه و تحلیل این داده‌ها فراهم گردید. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها نیز از روش رگرسیون توییت 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 می‌شود. 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 شرکت‌ها 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 ارقام 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 اندازه‌گیری مدیریت سود، روش ارقام تعهدی اختیاری است که فرض می‌کند مدیران برای مدیریت سود، به اختیارات خود در خصوص ارقام تعهدی حسابداری تکیه می‌کند (جونز، ۱۹۹۱). بنابراین در این فرضیه برای اندازه‌گیری مدیریت سود به عنوان متغیر وابسته از ارقام 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 ارقام تعهدی اختیاری DAC_{it} است. به منظور محاسبه ارقام تعهدی اختیاری شرکت، از مدل تعدیل شده‌ی جونز استفاده شده است:

$$DAC_{it} = \frac{TAC_{it}}{assets_{it-1}} - \left(\alpha_0 \frac{1}{Assets_{it-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Sales_{it} - \Delta AR_{it}}{Assets_{it-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{it}}{Assets_{it-1}} \right)$$

DAC_{it} بیانگر اقلام تعهدی اختیاری سالانه $Assets_{it-1}$ بیانگر کل دارایی‌های شرکت ΔAR_{it} بیانگر تغییر در حساب‌های دریافتی، $\Delta Sales_{it}$ 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 اندازه‌گیری 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 (LG_{it-1}): $Low Growth Proxies$ 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 سرمایه‌گذاری‌های 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 سرمایه‌گذاری در $R\&D$ برای یک شرکت، فرصت‌های سرمایه‌گذاری 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 دارایی‌ها،

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

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

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

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

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

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

متغیر وابسته‌ی این مدل همزمانی بازده سهام $P(R_{it}^2)$ 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:

(ROA) σ : انحراف معیار بازده دارایی‌ها 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 پژوهش‌های مورک و همکاران (۲۰۰۰) و مدل دورنو و همکاران (۲۰۰۴)، همزمانی بازده دارایی‌های شرکت i در سال t از فرمول زیر بدست می‌آید:

$$ROASYN_{it} = \log \left(\frac{R_{it,ROA}^2}{1 - R_{it,ROA}^2} \right)$$

در فرمول فوق، R_{ROA}^2 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:

$$ROA_{itQ} = \alpha_{0i} + \beta_{1i}ROA_{mtQ} + \beta_{1i}ROA_{mtQ-1} + \gamma_{1i}ROA_{jtQ} + \gamma_{2i}ROA_{jtQ-1} + \varepsilon_{itQ}$$

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 ماهه t بر اساس وزن ارزش بازار شرکت‌ها و ROA_{jt} 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 طوری که هر سال به چهار قسمت (Quarter) سه ماهه تقسیم شده و هر بازه، معادل سه سال (۱۲ قسمت) در نظر 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 نشانه‌های مقارن 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 (۰/۷۷۳۶ و ۱/۴۱۱۳)، RD (۰ و ۰/۰۰۹۲)، 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
$\sigma(ROA)$	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:

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

تکراره (۲): آزمون نرمال بودن جارکو-برا

متغیرها	$P(R_{it}^2)$	FCF	RD	TAN	SG	σ (ROA)	ROASYN
آماره‌ی آزمون	۶/۹۶۸۶ (۰/۱۲۳۵)	۲۷/۳۶۵۱ (۰/۰۸۲۱)	۴۲/۷۰۸۸ (۰/۱۱۰۲)	۱۵۰/۴۰۷۶ (۰/۰۹۲۸)	۲۳/۵۶۸۱ (۰/۱۲۱۴)	۲۵/۳۳۴۱ (۰/۰۶۵۲)	۱۹/۰۲۹۱ (۰/۰۹۷۱)
متغیرها	DEBT	VOL	NIND	INDCAP	SIZE	DAC	TAC
آماره‌ی آزمون	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)

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، ۰/۱۱۰۲، 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 هر دو متغیر مورد مطالعه در مقیاس نسبی و فاصله‌ای باشند از ضریب همبستگی گشتاوری پیرسون استفاده می‌شود. اگر ضریب همبستگی جامعه ρ و ضریب همبستگی نمونه‌ای به حجم n از جامعه Γ باشد، ممکن است Γ تصادفی و اتفاقی بدست آمده باشد. برای این منظور از آزمون معنی داری ضریب همبستگی استفاده می‌شود. 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(R2it)	FCF	RD	tan	SG	d(ROA)	ROASYN	DEPT	VOL	MIND	INDCAP	SIZE	DAC	TAC
p(R2it)	1													
FCF	0.2051 ^{**}	1.0000												
RD	-0.0259 ^{**}	-0.0982 [*]	1.0000											
tan	-0.0693 ^{**}	-0.3606 ^{**}	0.0261 ^{**}	1.0000										
SG	-0.0038 ^{**}	0.0813 [*]	-0.0928 [*]	0.0450	1.0000									
d(ROA)	-0.0092 [*]	0.0708	-0.0808 [*]	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					
MIND	-0.0470 ^{**}	-0.0819 [*]	0.0163 ^{**}	0.1406 ^{**}	-0.0540 ^{**}	0.0308	-0.1164 [*]	-0.0551 [*]	-0.2179 [*]	1.0000				
INDCAP	0.0493 ^{**}	0.1362 ^{**}	-0.0967 ^{**}	0.0306 ^{**}	0.0845 ^{**}	0.0631	0.0805	0.0197 [*]	-0.1669 ^{**}	-0.0182	1.0000			
SIZE	0.0493 ^{**}	0.1362 ^{**}	-0.0967 ^{**}	0.0306 ^{**}	0.0845 ^{**}	0.0631	0.0805	0.0197 [*]	-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 داده‌ها 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 داده‌ها 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 می‌شود و از آزمون‌ها 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 آزمون‌ها 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.

آزمون فرضیه اول

در این بخش از پژوهش به برآزش مدل فرضیه اول با استفاده از رگرسیون توییت 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 توییت 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 توییت 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 هر یک از سه حالت، یکی از سه شاخصه‌ی فرصت‌های رشد، یعنی نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به درآمد (RD)، نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها (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 هر یک 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 می‌شود 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 می‌باشد 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 توپیت 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}$				
شاخص‌های رشد			علامت	متغیرهای مستقل
(3) SG	(2) RD	(1) TAN	پیش بینی	
-۲/۶۴۴۷	-۵/۳۲۱۵	-۲/۹۳۵۹	[-]	FCF
(-۲/۸۳)**	(-۶/۳۶)***	(-۲/۵۵)**		
۳/۷۵۷۹	۱/۴۳۳۲	-۲/۷۴۹۳	[?]	LG
(۳/۳۶)**	(۳/۳۶)**	(-۲/۶۶)***		
۱/۲۰۲۲	۲/۰۱۸۵	۲/۱۴۱۱	[+]	FCF*LG
(۲/۵۳)**	(۲/۷۴)**	(۲/۵۱)**		
۳/۵۴۰۹	۵/۲۹۷۵	۵/۰۰۹۷	[+]	DEPT
(۲/۳۴)**	(۳/۴۲)***	(۳/۳۲)**		
-۱/۱۳۹۵	-۱/۲۱۰۴	-۱/۲۱۱۳	[-]	VOL
(-۲/۰۵)***	(-۲/۱۴)***	(-۲/۱۹)**		
۱/۹۰۴۸	۱/۸۵۰۱	۲/۹۱۸۴	[+]	SIZE
(۴/۴۷)***	(۴/۳۳)***	(۴/۵۵)***		
۰/۹۲۸۳	۰/۹۲۹۱	۰/۹۲۵۶	[+]	TAC
(۶/۲۴)***	(۶/۵۴)***	(۶/۰۵)***		
۱/۹۴۹۴	۱/۹۵۷۲	۱/۹۶۲۴	دوربین واتسون	
۰/۹۱۹۸	۰/۹۱۹۷	۰/۹۲۰۶	ضریب تعیین R ²	
			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 حالت‌های اول و دوم و سوم به ترتیب برابر با ۰/۹۱۹۷، ۰/۹۲۰۶ 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 نزدیک 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 توییت 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 توییت 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 دارایی‌ها (ROASYN) و انحراف معیار بازده دارایی‌ها (σ 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 (σ ROA) دارای ضریبی مثبت و معنادار در سطح معناداری ۱٪ می‌باشد.

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

$P(R_{it}^2) = \eta_i + \beta_1 FCF_{it-1} + \beta_2 LG_{it-1} + \beta_3 FCF_{it-1} \times LG_{it-1} + \gamma CONTROL_{it-1} + \varepsilon_{it}$			علامت پیش بینی	متغیرهای مستقل
شاخص‌های رشد کم				
(3) SG	(2) RD	(1) TAN		
۰/۷۷۷	۰/۶۳۷۵	۱/۹۴۴۴	[+]	FCF
(۳/۲۷) ***	(۲/۹۸) ***	(۶/۴۸) ***		
-۱۰/۹۷۴۹	-۳۴/۹۱۰۳	۱۱/۳۸۰۱	[?]	LG
(-۳/۸۵) ***	(-۳/۴۴) **	(۴/۱۷) ***		
۲/۸۶۵۸	۹۳/۶۸۵۸	۸/۶۲۰۵	[+]	FCF*LG
(۲/۱۸) **	(۵/۰۱) **	(۳/۸۲) ***		
۰/۸۹۷۱	۰/۸۹۰۵	۰/۸۸۱۹	[+]	σ (ROA)
(۷/۵۱) ***	(۷/۳۰) ***	(۷/۲۰) ***		
-۰/۳۰۷۹	-۰/۵۸۸۷	-۰/۷۵۷۴	[-]	ROASYN
(-۲/۷۷) **	(-۴/۸۹) **	(۶/۶۹) ***		
-۸/۳۴۸۸	-۰/۲۰۱۷	-۲/۵۹۳۶	[-]	DEPT
(-۸/۳۴) ***	(-۰/۵۱) *	(-۶/۶۳) **		
۹/۳۹۳۴	۱۷/۸۵۷	۱۴/۳۴۱۵	[+]	VOL
(۶/۱۵) **	(۱۱/۴۳) **	(۹/۲۴) **		
-۱/۰۴۲۲	۱/۱۶۴۱-	-۱/۰۴۵۵	[-]	NIND
(-۱/۹۹) **	(-۲/۱۷) **	(-۱/۹۷) **		
-۱/۳۴۳۱	-۲/۶۲۷۱	-۵/۸۴۶۸	[-]	INDCAP
(-۱/۹۷) **	(-۳/۷۲) **	(-۸/۴۱) ***		
۳/۵۲۸۸	۳/۴۷۲۳	۳/۰۶۲۴	[+]	SIZE
(۲/۷۱) ***	(۲/۵۷) **	(۲/۳۰) ***		
۲/۰۱۱۳	۱/۷۲۲۵	۲/۰۰۸۷		دوربین واتسون
۰/۱۹۸۷	۰/۱۸۵۴	۰/۱۷۷۳		ضریب تعیین R^2
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) مقدار 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 و سوم به ترتیب برابر با ۰/۱۷۷۳، ۰/۱۸۵۴ و ۰/۱۹۷۸ است 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 ۲/۰۸۷، ۲/۰۱۷۲ و ۲/۰۱۱۳ است. مقادیر

نزدیک 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 دوم پژوهش مورد تأیید واقع می‌شود 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 می‌کند یا خیر.

نتایج تحقیق حاکی از تأیید هر دو فرضیه 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 می‌گردند. بنابراین، مشکل جریان وجه نقد آزاد جنسن از طریق تحریک اشخاص درون سازمانی شرکت به ایجاد عدم شفافیت، به افزایش همزمانی بازده سهام کمک می‌کند. 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 می‌کند. 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 می‌شود 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 رشد 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). R² 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]

تأثیر چرخه تجاری و سررسید بدهی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت

پری راشدی*، حمیدرضا بزاززاده**

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۸/۱۸

تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۲/۱۱

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر چرخه تجاری و سررسید بدهی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت است. در این پژوهش اطلاعات مالی ۱۱۳ شرکت تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۲ بررسی شد (۱۲۴۳ شرکت - سال) و جهت آزمون فرضیه‌ها، از روش تحلیل رگرسیون مبتنی بر داده‌های ترکیبی استفاده گردید.

نتایج تحقیق نشان از آن داشت که بین چرخه تجاری و سرمایه‌گذاری شرکت در دارایی‌های ثابت رابطه معنادار و مستقیم و بین سررسید بدهی و سرمایه‌گذاری شرکت در دارایی ثابت رابطه معنادار و معکوس وجود دارد. علاوه بر این، نتایج پژوهش نشان داد چرخه تجاری بر رابطه بین سررسید بدهی و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت اثر معنادار و مستقیم دارد. آزمون‌های اضافی به تفکیک صنایع (محصولات دارویی، خودرو و ساخت قطعات، محصولات شیمیایی، فلزات و کاشی و سرامیک) نشان داد چرخه تجاری بر سررسید بدهی و سرمایه‌گذاری شرکت در دارایی‌های ثابت، تنها در صنعت محصولات دارویی موثر بوده اما در دیگر صنایع تأثیری نداشته است.

واژه‌های کلیدی: چرخه تجاری، ساختار سررسید بدهی، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت، دوره رشد،

دوره رکود.

طبقه‌بندی موضوعی: G11, G12

کد DOI: 10.22051/jera.2017.7334.1061

* دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد نیشابور، (rozhan.rashedi@yahoo.com).

** استادیار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد نیشابور، نویسنده مسوول، (hrbt_ni@yahoo.com).

مقدمه

طی سی سال گذشته، پس از آثار به یاد ماندنی برنان و شوارتز (۱۹۸۵) و مک دونالد و سیگل (۱۹۸۶)، بحث و تحقیقات بر روی تصمیمات سرمایه گذاری شرکت ها بر اساس تکنیک های قیمت گذاری اختیارات افزایش یافته است. بسیاری از تلاش ها در چارچوب اختیارات واقعی، برای گسترش درک ما از مسائل مختلف در جهان واقعی، انجام شده است. به عنوان مثال، تعدادی از آثار اخیر بر تأثیر چرخه تجاری بر تصمیمات سرمایه گذاری شرکت تاکید داشته است. همچنین، مشکل کمبود سرمایه گذاری و سرمایه گذاری مازاد ناشی از تضاد منافع همواره یک مسئله اساسی برای بررسی بوده است. با این وجود، بسیاری از تحقیقات، این موضوعات را به طور جداگانه مورد بررسی قرار داده اند و تعداد کمی در مورد تعامل بین آنها و ارتباط ابعاد مشترک ساختار سرمایه و تصمیمات سرمایه گذاری با چرخه تجاری و سررسید بدهی انجام شده است (جون ونیشپهارا، ۲۰۱۴ الف).

به عنوان مثال تحقیقات متعددی در مورد نقش انضباطی بدهی بر روی رفتار مدیران انجام شده است؛ گراسمان و هارت (۱۹۸۲) دریافتند سطوح بالاتر بدهی، تهدید ورشکستگی را افزایش می دهد و مدیران را بخاطر احتمال بالقوه از دست دادن کنترل شرکت تحت فشار قرار می دهد. بدهی بیشتر، مدیران را وادار می کند از تصمیماتی که باعث افزایش ارزش شرکت می شود، بپرهیزند و این به نفع سرمایه گذاران نخواهد بود. ایوازیان و همکاران (۲۰۰۵) نشان دادند که ساختار سررسید بدهی ها تأثیر بااهمیتی بر میزان سرمایه گذاری شرکت ها در دارایی های ثابت دارد. نوروش و یزدانی (۱۳۸۹) نشان دادند بین اهرم و سرمایه گذاری رابطه منفی و معنی دار برقرار است. همچنین، نتایج آنها نشان داد ارتباط اهرم - سرمایه گذاری برای شرکت هایی با فرصت رشد کمتر، قوی تر از شرکت هایی با فرصت رشد بیشتر است؛ اما کریمی و همکاران (۱۳۸۹) دریافتند بین اهرم مالی و تصمیمات سرمایه گذاری رابطه منفی معنادار وجود دارد، اما بین فرصت رشد و سرمایه گذاری رابطه معناداری وجود ندارد.

از سوی دیگر دو و مک کی (۲۰۱۰) نشان دادند شرایط اقتصادی در سطح کلان بر میزان سرمایه گذاری شرکت ها در دارایی های ثابت موثر است.

در این راستا جون و نیشی هارا (۲۰۱۴ الف و ۲۰۱۴ ب) با استفاده از یک مدل ریاضی نشان دادند که شرایط اقتصادی در سطح کلان می تواند بر میزان سرمایه گذاری شرکت موثر باشد و

شرایط اقتصادی بر رابطه بین سررسید بدهی‌ها و میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت تأثیر دارد. با این وجود هیچ تحقیق تجربی به بررسی تأثیر شرایط اقتصادی بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها و نیز تأثیر همزمان سررسید بدهی‌ها و شرایط اقتصادی بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت نپرداخته است.

تحقیق تئوریک جون و نیشی‌هارا (۲۰۱۴ الف و ۲۰۱۴ ب) و تدوین مدل ریاضی توجیه‌کننده رابطه فوق‌الذکر، انگیزه محققین برای بررسی تجربی این رابطه می‌باشد.

نقش مهم شرکت‌ها در اقتصاد و به ویژه تأثیر سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در رشد آنها و بالتبع تأثیر بر شاخص‌های کلان اقتصادی مانند اشتغال و تولید ایجاب می‌کند ابعاد انگیزشی مدیران برای اقدام به افزایش سرمایه‌گذاری شناسایی شود. نتایج این تحقیق می‌تواند به سیاست‌گذاران اقتصادی کمک کند بسته به شرایط رشد یا رکود اقتصادی کشور رویه‌های مناسب را اتخاذ نمایند.

مبانی نظری فرضیه‌های پژوهش

جون و نیشی‌هارا (۲۰۱۴ الف)، در مورد رابطه چرخه تجاری و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت مدلی تئوریک ارائه کرده‌اند که مبتنی بر استدلال‌های ذیل می‌باشد. آنها در مدل خود دو وضعیت اقتصادی رشد و رکود را مورد توجه قرار دادند که منجر به هزینه‌های تغییر برای شرکت‌ها می‌گردد. این هزینه‌های تغییر، وابسته به این شرایط اقتصادی‌اند و طبق چرخه مارکوف تغییر می‌کنند بدین معنا که تغییرات آنها مستقل از تغییرات گذشته آنهاست و تنها به وضعیت فعلی آنها بستگی دارد. در این مدل، محرک‌های سرمایه‌گذاری یا عدم سرمایه‌گذاری در هر حالت بصورت درونی تعیین می‌شوند. در این چارچوب، مشاهده می‌گردد که عدم سرمایه‌گذاری تحت تأثیر عواملی است که بر وضعیت نسبی جریان‌ات نقدی ادواری و هزینه‌های تغییر ناشی از تغییر وضع اقتصادی تأثیر می‌گذارند. اگر هزینه‌های تغییر افزایش یابد، در شرایط رکود، عدم سرمایه‌گذاری به تأخیر می‌افتد که باعث جلوگیری از شوک‌های ناشی از شرایط اقتصادی می‌شود و اگر جریان‌ات نقدی ادواری بیشتر باشد، اگر در شرایط رکود اقتصادی باشیم توقف سرمایه‌گذاری جلو می‌افتد که خود موجب تشدید رکود می‌گردد. بر اساس این مدل، تداوم هر یک از حالات چرخه تجاری نیز بر تصمیمات سرمایه‌گذاری تأثیر دارند و این تأثیر بستگی به وضعیت نسبی هزینه‌های تغییر و جریان‌ات نقدی ادواری دارد. اگر

هزینه‌های تغییر بیشتر باشد، زمان‌بندی سرمایه‌گذاری و توقف سرمایه‌گذاری در شرایطی که دوره رشد کوتاه و دوره رکود طولانی مدت باشد، جلو می‌افتد. اگر جریان نقدی ادواری بیشتر باشد، هنگامی که دوره رشد به درازا می‌انجامد و بزودی دوره رکود پایان می‌یابد زمان‌بندی سرمایه‌گذاری جلو می‌افتد در حالی که توقف سرمایه‌گذاری به تعویق می‌افتد.

در همین ارتباط پور حیدری و عالی پور (۱۳۹۰) دریافتند در شرایط رونق اقتصادی میزان سرمایه‌گذاری در شرکت‌های کوچک افزایش می‌یابد. همچنین آنها دریافتند تغییر فروش شرکت‌ها در دوران رونق بیشتر از دوران رکود است. کوینگلو (۲۰۰۵) نیز دریافت الگوی رفتاری مصرف و سرمایه‌گذاری با الگوی رفتاری تولید ناخالص داخلی در ارتباط است. بر اساس آنچه بیان شد فرضیه ۱ تحقیق بدین گونه تدوین گردید:

فرضیه ۱: رابطه معناداری بین میزان سرمایه‌گذاری شرکت در دارایی‌های ثابت با چرخه تجاری وجود دارد.

با توجه به نتایج تحقیق مایرز (۱۹۷۷)، کوتاه کردن سررسید بدهی ممکن است راه حلی برای مشکل عدم سرمایه‌گذاری باشد. از آنجایی که شرکت‌های با فرصت‌های رشد بیشتر از مشکل عدم سرمایه‌گذاری رنج می‌برند، انتظار می‌رود فرصت‌های رشد با سررسید بدهی ارتباط داشته باشد. دننگ (۲۰۰۸) دریافت شرکت‌های با رشد بالا انگیزه‌های عدم سرمایه‌گذاری را با کاهش اهرم نه با کوتاه کردن سررسید بدهی کنترل می‌کنند. اما در راستای کار مایرز (۱۹۷۷)، بارکلی و اسمیت (۱۹۹۵) دریافتند شرکت‌های با فرصت‌های رشد از بدهی بلندمدت‌تر در ساختار سرمایه خود استفاده می‌کنند. از سوی دیگر، فرصت‌های رشد یک شرکت به سطح سرمایه‌گذاری آن مربوط می‌شود. فرصت‌های رشد بیشتر در شرکتی که سعی می‌کند برای به حداکثر رساندن ارزش شرکت، از پروژه‌های با NPV مثبت استفاده کنند، به سرمایه‌گذاری بیشتر منجر می‌شود. ایوازیان، گی و کیو (۲۰۰۵ الف)، ایوازیان، گی و کیو (۲۰۰۵ ب)، دننگ (۲۰۰۸) رابطه مثبتی بین سطح Q توبین و سرمایه‌گذاری پیدا کردند. بنابراین، انتظار می‌رود رابطه مثبتی بین سررسید بدهی و سطح سرمایه‌گذاری وجود داشته باشد. بنا بر آنچه بیان شد فرضیه ۲ تحقیق بدین گونه تدوین گردید:

فرضیه ۲: رابطه معناداری بین میزان سرمایه‌گذاری شرکت در دارایی‌های ثابت با سررسید بدهی وجود دارد.

آنچنان که در دو بخش فوق عنوان شد، دوره‌های اقتصادی بر رشد شرکت‌ها و فرصت‌های رشد آنها تاثیر دارند و فرصت‌های رشد از یک سوی بر سرسید بدهی‌ها تاثیر گذار است و از سوی دیگر خود محرکی است برای سرمایه‌گذاری. این بدان معناست که فرصت‌های رشد ایجاد شده برای شرکت می‌تواند از یک سوی با ایجاد جریان‌ات نقدی جدید بر رفتارهای تامین مالی شرکت موثر باشد و از سوی دیگر محرکی برای تامین مالی بلندمدت برای انجام سرمایه‌گذاری‌ها باشد. بنا بر آنچه بیان شد فرضیه ۳ تحقیق بدین گونه تدوین می‌گردد:

فرضیه ۳: چرخه تجاری بر رابطه سرمایه‌گذاری شرکت در دارایی‌های ثابت با سررسید بدهی تأثیر دارد.

پیشینه پژوهش

پژوهش‌های داخلی

توکل نیا و همکاران (۱۳۹۳) دریافتند بین سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت و اهرم مالی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، ارتباط غیرخطی وجود دارد.

زیودار و همکاران (۱۳۹۱) در یافتند رابطه معنی‌داری بین جریان وجوه نقد عملیاتی و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای وجود دارد که این رابطه در شرکت‌های کوچک بیشتر است. همچنین با افزایش اندازه شرکت تحصیل دارایی‌های سرمایه‌ای کاهش می‌یابد.

نوروش و همکاران (۱۳۸۹) نشان دادند رابطه منفی و معنی‌دار بین اهرم و سرمایه‌گذاری برقرار است. همچنین، آن‌ها دریافتند که ارتباط اهرم-سرمایه‌گذاری برای شرکت‌هایی با فرصت رشد کمتر، قویتر از شرکت‌هایی با فرصت رشد بیشتر است.

کریمی و همکاران (۱۳۸۹) دریافتند که بین اهرم مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری رابطه منفی معنادار وجود دارد اما بین فرصت رشد و سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود ندارد.

حاجیه‌ها و همکاران (۱۳۸۹) دریافتند رابطه مثبت و معنی‌دار بین تولید ناخالص داخلی و ساختار سرسید بدهی وجود دارد. همچنین بین عرضه پول و ساختار سرسید بدهی رابطه

منفی وجود دارد. علاوه بر این بین نرخ تورم و ساختار سررسید بدهی هیچ گونه رابطه‌ای مشاهده نشد.

دسینه و همکاران (۱۳۸۸) مشاهده نمودند سرمایه‌گذاری‌ها هیچ گونه ارتباط معنی‌داری با شاخص‌های ساختار تأمین مالی ندارند. حال آنکه دارایی‌های ثابت با وام‌های بانکی و اندوخته‌ها رابطه مستقیم و با بدهی‌های جاری رابطه معکوس داشت.

پژوهش‌های خارجی

لی و همکاران (۲۰۱۰) دریافتند در شرکت‌های با رشد بالا و شرکت‌های با رشد کم رابطه منفی معناداری بین اهرم مالی و سرمایه‌گذاری وجود دارد؛ اما در شرکت‌های با رشد متوسط این رابطه مثبت است. استدلال آنها چنین بود که شرکت‌های با رشد متوسط، به آسانی می‌توانند منابع تأمین مالی خارجی به دست آورده و از فرصت‌های سرمایه‌گذاری استفاده کنند. بنابراین تأمین مالی از محل بدهی سبب ارتقاء سرمایه‌گذاری آنان خواهد شد.

آموثلا (۲۰۰۹) نشان داد اهرم بر سرمایه‌گذاری فقط برای شرکت‌های با فرصت‌های رشد پایین دارای تأثیر منفی است.

آن و همکاران (۲۰۰۶) دریافتند اهرم بر سرمایه‌گذاری تأثیری منفی دارد. همچنین شرکت‌هایی که دارای اهرم مالی بالاتری هستند، محدودیتی را بر سرمایه‌گذاری تحمیل می‌کنند و هرچه بدهی شرکت‌ها بیشتر باشد، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای آنها کمتر است.

ایوازیان و همکاران (۲۰۰۵الف) نشان دادند که ساختار سررسید بدهی‌ها تأثیر بااهمیتی بر میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت دارد.

کوینگلو (۲۰۰۵) دریافت فروش و رشد دارایی ثابت کاملاً با چرخه‌های تجاری در ارتباط هستند و این متغیرها به رکود اقتصادی نسبت به رونق اقتصادی حساسیت بیشتری دارند. البته، دامنه این تغییرات در همه صنایع یکسان نبوده است. برای نمونه، برای صنایع چرخه‌ای مانند صنعت خودرو تأثیر چرخه‌های تجاری بر متغیرهای حسابداری کاملاً قابل ملاحظه است، درحالی‌که برای صنایع غیر چرخه‌ای مانند صنعت دارو، این تأثیر تنها بر فروش و سرمایه‌گذاری قابل توجه بوده است.

روش پژوهش

این پژوهش از نوع شبه تجربی بوده و در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد. روش پژوهش این پژوهش از نظر جمع‌آوری داده‌ها کتابخانه‌ای و از نظر نوع اطلاعات پس‌رویدادی می‌باشد. روش پژوهش به صورت قیاسی - استقرایی بوده و از حیث تحلیل اطلاعات از نوع همبستگی است.

روش جمع‌آوری اطلاعات

داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش از طریق مطالعه کتابخانه‌ای به دست آمده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی مورد نیاز از سایت بانک مرکزی، داده‌های مربوط به قیمت سهام از سایت قدیم بورس اوراق بهادار و سایر داده‌های مورد نیاز از صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی آن‌ها در دسترس از طریق پایگاه‌های اینترنتی مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار (www.rdis.ir)، نرم‌افزار ره‌آورد نوین و سایت کدال (www.codal.ir) جمع‌آوری شده است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران است و جامعه آماری در دسترس شرکت‌هایی هستند که شرایط ذیل را داشته باشند:

۱. تا ابتدای سال ۱۳۸۲ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و تا پایان سال ۱۳۹۲ در آن حضور داشته باشند.
 ۲. دوره مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه باشد.
 ۳. طی سال‌های ۸۲ تا ۹۲ تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.
 ۴. اطلاعات مورد نیاز در دسترس باشد.
- در این پژوهش نمونه‌گیری انجام نشده است و با اعمال شرایط فوق ۱۱۳ شرکت انتخاب شدند.

مدل های تحقیق

مدل آزمون فرضیه ۱

به منظور آزمون فرضیه ۱ از مدل زیر استفاده شده است.

$$\begin{aligned} Inv_{i,t}/AT_{t-1} = & \beta_0 + \beta_1 BuCy_{i,t} + \beta_2 Sales_{i,t-1}/AT_{t-1} \\ & + \beta_3 CFO_{i,t}/AT_{t-1} + \beta_4 Q_{i,t-1} + \beta_5 lev_{i,t-1} \\ & + \beta_6 Inv_{i,t-1}/AT_{t-2} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$Inv_{i,t}$: سرمایه گذاری شرکت i در دارایی های ثابت در سال t

$BuCy_{i,t}$: متغیر موهومی چرخه تجاری (۱ برای دوره رشد و صفر برای دوره رکود)

$Sales_{i,t-1}$: فروش خالص شرکت i در سال $t-1$

$CFO_{i,t}$: جریان های نقدی شرکت i در سال t

$Q_{i,t-1}$: کیوتوین شرکت i در سال $t-1$

$lev_{i,t-1}$: سطح اهرم شرکت i در دوره $t-1$

$Inv_{i,t-1}$: سرمایه گذاری شرکت i در دارایی های ثابت در دوره $t-1$

مدل آزمون فرضیه ۲

فرضیه ۲ با استفاده از مدل (۲) آزمون شد.

$$\begin{aligned} Inv_{i,t}/AT_{t-1} = & \beta_0 + \beta_1 STDebt_{i,t-1} + \beta_2 Sales_{i,t-1}/AT_{t-1} \\ & + \beta_3 CFO_{i,t}/AT_{t-1} + \beta_4 Q_{i,t-1} + \beta_5 lev_{i,t-1} \\ & + \beta_6 Inv_{i,t-1}/AT_{t-2} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$STDebt_{i,t-1}$: سررسید بدهی شرکت i در دوره $t-1$.

مدل آزمون فرضیه ۳

به منظور آزمون فرضیه ۳ از مدل زیر استفاده شده است.

$$\begin{aligned} Inv_{i,t}/AT_{t-1} = & \beta_0 + \beta_1 BuCy_{i,t} + \beta_2 STDebt_{i,t-1} + \beta_3 BuCy_{i,t} \\ & * STDebt_{i,t-1} + \beta_4 Sales_{i,t-1}/AT_{t-1} \\ & + \beta_5 CFO_{i,t}/AT_{t-1} + \beta_6 Q_{i,t-1} + \beta_7 lev_{i,t-1} \\ & + \beta_8 Inv_{i,t-1}/AT_{t-2} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

متغیرها و نحوه اندازه‌گیری‌ها

متغیر وابسته: سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت

معادل ارزش ناخالص دارایی‌های ثابت مشهود است که با جمع دارایی‌های سال قبل تعدیل شده است.

متغیرهای مستقل

چرخه تجاری

هر چرخه تجاری شامل مراحل رونق و رکود اقتصادی است. در این تحقیق، تغییر مثبت تولید ناخالص داخلی معیار رشد و تغییر منفی آن معیار رکود می‌باشد. در این تحقیق به منظور انعکاس رکود و رونق اقتصادی از متغیر مجازی استفاده شده است که برای دوره رونق نشان دهنده عدد یک و برای دوره رکود نشان دهنده عدد صفر است.

$$\text{تولید ناخالص داخلی سال } (t-1) - \text{تولید ناخالص داخلی سال } (t) = \frac{\text{تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی}}{\text{تولید ناخالص داخلی سال } (t-1)}$$

سررسید بدهی

از تقسیم جمع تسهیلات دریافتی کوتاه مدت بر جمع کل تسهیلات بدست می‌آید.

متغیرهای کنترلی

فروش خالص، خالص وجه نقد عملیاتی، کیو توپین و اهرم بعنوان متغیرهای کنترلی انتخاب شده‌اند. تأثیر این متغیرها بر سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت در پاره‌ای از مطالعات مالی از جمله نوروش و همکاران (۱۳۸۹) و ایوازیان و همکاران (۲۰۰۵ الف) تأیید شده است.

فروش خالص سال قبل:

معادل فروش خالص سال قبل است که با جمع دارایی‌های سال قبل تعدیل شده است.

خالص وجه نقد عملیاتی:

معادل ارزش خالص وجه نقد عملیاتی است که با جمع دارایی‌های سال قبل تعدیل شده است.

شاخص کیو توین سال قبل:

معیار ارزیابی عملکرد که از رابطه ذیل بدست می آید:

$$\text{کیو توین} = \frac{\text{ارزش بازار سهام} + \text{ارزش دفتری بدهی ها}}{\text{ارزش دفتری دارایی ها}}$$

اهرم سال قبل:

معادل نسبت جمع تسهیلات دریافتی سال قبل به جمع دارایی های سال قبل است.

سرمایه گذاری سال قبل در دارایی ثابت:

معادل ارزش ناخالص دارایی های ثابت مشهود سال قبل است که با جمع دارایی های ۲ سال قبل تعدیل شده است.

یافته های پژوهش

آمار توصیفی

تکانه (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	مد	کمینه	بیشینه	انحراف معیار
سرمایه گذاری در دارایی ثابت	۰/۲۸۵	۰/۲۳۸	۰/۰۴۷	۰/۰۰۱	۲/۲۹۵	۰/۲۱۵۰
سررسید بدهی	۰/۳۳۷	۰/۳۲۰	۰/۰۰	۰/۰۰۰	۸/۲۶۱	۰/۳۰۰۱
فروش سال قبل	۰/۸۵۵	۰/۷۸۴	۰/۷۷۵	۰/۰۰۰	۹/۰۸۱	۰/۴۸۸
جریان وجه نقد عملیاتی	۰/۰۳۱۵	۰/۱۱۶	۰/۰۷۶	-۷۰/۷۵۵	۲/۱۴۴	۲/۶۵۰
کیو توین سال قبل	۱/۵۲۹	۱/۲۲۰	۰/۹۸۰	۰/۲۸۰	۱۱/۵۵۰	۱/۰۷۴
اهرم سال قبل	۰/۲۶۴	۰/۲۴۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۸۱۷	۰/۱۷
سرمایه گذاری سال قبل در دارایی ثابت	۰/۲۹۶	۰/۲۴۸	۰/۰۵۷	۰/۰۰۱	۰/۹۹۷	۰/۳۳۳

مقایسه میانگین، میانه و مد متغیرها نشان می دهد که بجز متغیر کیو توین و فروش سایر متغیرها احتمالاً کمی از توزیع نرمال فاصله داشته باشند.

بررسی همبستگی میان متغیرهای تحقیق

ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای تحقیق در نگاره (۲) ارائه شده است. چون متغیر چرخه تجاری، متغیری موهومی است از ضریب همبستگی اسپیرمن استفاده شده است. رابطه منفی بین سررسید بدهی و چرخه تجاری طبق فرضیه نمایندگی قابل توجه می‌باشد. بر اساس تئوری بازار ناکارا، درجه عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی در اقتصاد شکوفا و در حال پیشرفت کمتر است، اما در دوره رکود اقتصادی درجه عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی بالاتر خواهد بود.

نگاره (۲): ضرایب همبستگی پیرسون و اسپیرمن بین متغیرهای تحقیق

	سرمایه گذاری در دارایی ثابت	سررسید بدهی	فروش سال قبل	جریان وجه نقد عملیاتی	کیو توین سال قبل	اهرم سال قبل	چرخه تجاری
سرمایه گذاری در دارایی ثابت (P-Value)	۱						۰/۰۶۴ (۰/۰۲۳)
سررسید بدهی (P-Value)	-۰/۰۸۵ (۰/۰۰۳)	۱					-۰/۰۷۱ (۰/۰۱۳)
فروش سال قبل (P-Value)	۰/۱۵۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۲۰ (۰/۴۷۵)	۱				-۰/۰۰۵ (۰/۸۷۰)
جریان وجه نقد عملیاتی (P-Value)	۰/۰۲۹ (۰/۳۱۰)	۰/۰۰۴ (۰/۸۹۳)	۰/۰۰۱ (۰/۹۶۷)	۱			-۰/۰۳۵ (۰/۲۲۱)
کیو توین سال قبل (P-Value)	۰/۱۸۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۸۸ (۰/۰۰۰)	۰/۱۲۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۴ (۰/۱۲۳)	۱		۰/۱۰۹ (۰/۰۰۰)
اهرم سال قبل (P-Value)	۰/۱۸۱ (۰/۰۰۰)	۰/۵۲۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۶۴ (۰/۰۲۴)	۰/۰۲۴ (۰/۳۹۲)	-۰/۱۵۶ (۰/۰۰۰)	۱	-۰/۰۶۶ (۰/۰۱۹)
سرمایه گذاری سال قبل در دارایی ثابت (P-Value)	۰/۴۹۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۲ (۰/۰۶۴)	-۰/۰۰۲ (۰/۹۴۱)	۰/۰۱۰ (۰/۸۳۳)	۰/۰۴۵ (۰/۱۱۳)	۰/۰۱۹ (۰/۴۹۴)	۰/۰۷۲ (۰/۰۱۲)

به عبارت دیگر در دوره رکود اقتصادی اعتباردهندگان با ریسک بالاتری مواجه می‌شوند و هر چه دوره سررسید بدهی طولانی‌تر شود ریسک بیشتر می‌شود. بنابراین اعتباردهندگان بدهی‌هایی را انتخاب می‌کنند که سررسید کوتاهی داشته باشد. برعکس در اقتصاد شکوفا بدهی‌های بلندمدت به راحتی تحقق می‌یابد (ونگ و همکاران، ۲۰۱۰). از این رو انتظار می‌رود رشد تولید ناخالص داخلی با سررسید بدهی رابطه داشته باشد.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

آزمون فرضیه اول

این فرضیه با استفاده از مدل (۱) با استفاده از داده‌های پانل برآورد می‌شود و در صورتی که ضریب β_1 در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار باشد مورد تأیید قرار خواهد گرفت.

ابتدا آزمون‌های مقدماتی برای تعیین نحوه آزمون فرضیه انجام گردید که خلاصه نتایج آن‌ها به شرح ذیل می‌باشد:

تکراه (۳): نتایج آزمون‌های مقدماتی

نتیجه	p-value	آزمون
مدل داده‌های پانلی اثرات ثابت بهتر است	۲/۲e-۱۶	چاو
استفاده از مدل اثرات ثابت مناسب است	۲/۲e-۱۶	هاسمن
قابلیت ادغام اثر شرکت وجود ندارد	۲/۲e-۱۶	بروش پاگان (قابلیت ادغام اثرات شرکت)
قابلیت ادغام اثر زمان وجود ندارد	۲/۲e-۱۶	بروش پاگان (قابلیت ادغام اثرات زمان)
مدل خطی تعمیم یافته (GLM) مدل نهایی می‌باشد.	۲/۲e-۱۶	بروش گادفری

حال به آزمون فرضیه اول پرداخته می‌شود و برای این آزمون از مدل اثرات ثابت به روش تعمیم یافته بر روی ۱۲۴۳ مشاهده در قالب شرکت - سال استفاده می‌گردد.

تکانه (۴): نتیجه آزمون فرضیه اول

متغیر	ضریب	t آماره	p-value
ضریب ثابت	۰/۰۵۹۹	۰/۸۴۶۸	۰/۰۰۴۴
چرخه تجاری	۰/۰۲۷۱	۲/۷۹۴۰	۰/۰۰۵۲
فروش	۰/۰۷۴۶	۶/۴۲۲۶	۱/۳۴e-۱۰
جریان وجه نقد عملیاتی	۰/۰۰۳۶	۲/۴۰۲	۰/۰۱۶۳
کیو تو بین	۰/۰۲۵۴	۵/۷۲۶۸	۱/۰۲۳e-۰۸
اهرم	۰/۰۲۳۵۱	۷/۵۹۲۱	۳/۱۴۸ e۱۴
سرمایه گذاری سال قبل در دارایی ثابت	۰/۱۲۵۸	۹/۳۷۲۱	۲/۲-۱۶

آنچنان که مشاهده می‌گردد، سطح اطمینان برای ضریب متغیر چرخه تجاری ۰/۰۰۵۲ است که نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵٪ ضریب مثبت چرخه تجاری معنادار می‌باشد. لذا فرضیه ۱ تحقیق تأیید می‌شود؛ یعنی اگر اقتصاد در شرایط رشد باشد شرکت‌ها سرمایه‌گذاری بیشتری انجام می‌دهند و در شرایط رکود، سرمایه‌گذاری شرکت‌ها برای افزایش ظرفیت عملیاتی شان کاهش می‌یابد.

آزمون فرضیه دوم

ابتدا آزمون‌های مقدماتی برای تعیین نحوه آزمون فرضیه انجام می‌گردد که نتایج آنها به شرح ذیل می‌باشد:

تکانه (۵): نتایج آزمون‌های مقدماتی

آزمون	p-value	نتیجه
چاو	۲/۲e-۱۶	مدل داده‌های پانلی اثرات ثابت بهتر است
هاسمن	۲/۲e-۱۶	استفاده از مدل اثرات ثابت مناسب است
بروش پاگان (قابلیت ادغام اثرات شرکت)	۲/۲e-۱۶	قابلیت ادغام اثر شرکت وجود ندارد
بروش پاگان (قابلیت ادغام اثرات زمان)	۲/۲e-۱۶	قابلیت ادغام اثر زمان وجود ندارد
بروش گادفری	۲/۲e-۱۶	مدل خطی تعمیم یافته (GLM) مدل نهایی نمی‌باشد.

حال به آزمون فرضیه دوم پرداخته می‌شود و برای این آزمون از مدل اثرات ثابت به روش تعمیم یافته بر روی ۱۲۴۳ مشاهده در قالب شرکت - سال استفاده می‌گردد.

نگاره (۶): نتیجه آزمون فرضیه دوم

متغیر	ضرایب	آماره t	p-value
ضریب ثابت	۰/۰۹۴۵	۴/۷۹۰۹	۱/۶۶۰e-۰۶
سررسید بدهی	-۰/۰۵۶۱	-۳/۵۸۰۴	۰/۰۰۰۳
فروش	۰/۰۷۰۷	۶/۰۹۱۹	۱/۱۱۶e-۰۹
جریان وجه نقد عملیاتی	۰/۰۰۳۵	۲/۳۵۸۴	۰/۰۱۸۳
کیو توین	۰/۰۲۵۶	۵/۸۰۹۱	۶/۲۸e-۰۹
اهرم	۰/۲۶۹۸	۸/۱۸۷۳	۲/۶۷۱e۱۶
سرمایه گذاری سال قبل در دارایی ثابت	۰/۱۲۶۶	۹/۴۴۵۳	۲/۲e-۱۶

همان‌طور که در نگاره (۶) مشاهده می‌گردد، سطح اطمینان برای ضریب متغیر سررسید بدهی ۰/۰۰۰۳ است که نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵٪ ضریب منفی سررسید بدهی معنادار می‌باشد. لذا فرضیه ۲ تحقیق تأیید می‌شود. متغیرهای کنترلی رابطه مثبت و معنادار دارند.

آزمون فرضیه سوم

ابتدا آزمون‌های مقدماتی برای تعیین نحوه آزمون فرضیه انجام می‌گردد که نتایج آنها به شرح ذیل می‌باشد:

نگاره (۷): نتایج آزمون‌های مقدماتی

آزمون	p-value	نتیجه
چاو	۲/۲e-۱۶	مدل داده‌های پانلی اثرات ثابت بهتر است
هاسمن	۲/۲e-۱۶	استفاده از مدل اثرات ثابت مناسب است
بروش پاگان (قابلیت ادغام اثرات شرکت)	۲/۲e-۱۶	قابلیت ادغام اثر شرکت وجود ندارد
بروش پاگان (قابلیت ادغام اثرات زمان)	۲/۲e-۱۶	قابلیت ادغام اثر زمان وجود ندارد
بروش گادفری	۲/۲e-۱۶	مدل خطی تعمیم یافته (GLM) مدل نهایی می‌باشد.

حال به آزمون فرضیه سوم پرداخته می‌شود و برای این آزمون از مدل اثرات ثابت به روش تعمیم یافته بر روی ۱۲۴۳ مشاهده در قالب شرکت - سال استفاده می‌گردد.

نگاره (۸): نتیجه آزمون فرضیه سوم

متغیر	ضریب	آماره t	p-value
ضریب ثابت	۰/۱۰۵۸	۴/۰۷۳۲	۴/۶۳۸e-۰۵
چرخه تجاری	-۰/۰۰۹۳	-۰/۴۸۳۵	۰/۶۲۸۷
سررسید بدهی	-۰/۱۵۷۲	-۳/۲۴۹	۰/۰۰۱۱
تأثیر متقابل چرخه تجاری و سررسید بدهی	۰/۱۰۴۲	۲/۱۹۷۸	۰/۰۲۷۹
فروش	۰/۰۷۰۱	۶/۰۵۴۷	۱/۴۰۷e-۰۰۹
جریان وجه نقد عملیاتی	۰/۰۰۳۶	۲/۴۱۸۷	۰/۰۱۵۵
کیو تو بین	۰/۰۲۴۰	۵/۴۳۵۹	۵/۵۴۱e-۰۰۸
اهرم	۰/۲۹۲۱	۸/۷۱۰۴	۲/۲e-۱۶
سرمایه‌گذاری سال قبل در دارایی ثابت	۰/۱۲۴۱	۹/۲۹۵۹	۲/۲e-۱۶

آنچنان که در نگاره (۸) مشاهده می‌گردد، سطح اطمینان برای ضریب متغیر تأثیر متقابل چرخه تجاری و سررسید بدهی ۰/۰۲۷۹ است که نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵٪ ضریب مثبت این متغیر معنادار می‌باشد. لذا فرضیه ۳ تحقیق تأیید می‌شود.

در ادامه آزمون‌های اضافی شامل آزمون فرضیه‌های تحقیق به تفکیک صنعت انجام گرفت که خلاصه نتیجه آن بشرح نگاره ذیل می‌باشد.

همچنان که در نگاره (۹) مشاهده می‌گردد، فرضیه‌ها در اکثر صنایع فوق تأیید نشده‌اند. در واقع تأیید فرضیه‌ها در حالت کلی بیشتر تحت تأثیر مشاهدات حذف شده در نگاره بالا است که مربوط به صنایع متعددی است که تعداد شرکت‌های کمی را در نمونه داشتند. در واقع نتایج تحقیق برای صنایع انتخاب‌نشده از صداقت بیشتری برخوردار بوده است.

نگاره (۹): خلاصه نتایج فرضیه‌ها به تفکیک صنعت

تعداد مشاهدات	فرضیه ۳		فرضیه ۲		فرضیه ۱		فرضیه‌ها صنایع
	تأیید	رد	تأیید	رد	تأیید	رد	
۱۲۴۳	تأیید	۰/۱۰۴۲ (۰/۰۲۷۹)	تأیید	-۰/۰۵۶۱ (۰/۰۰۰۳)	تأیید	۰/۰۲۷۱ (۰/۰۰۵۲)	در سطح کل
۱۴۳	تأیید	۰/۱۹۹۳ (۰/۰۱۷۳)	رد	۰/۰۶۴۲ (۰/۴۳۳۸)	رد	-۰/۰۱۸۳ (۰/۲۷۳)	مواد و محصولات دارویی
۲۳۱	رد	۰/۱۱۷۸ (۰/۳۷۰۱)	رد	۰/۰۰۲۰ (۰/۸۹۷۲)	رد	۰/۰۰۷۸ (۰/۷۰۹۴)	خودرو و ساخت قطعات
۱۶۵	رد	-۰/۰۸۸۷ (۰/۶۸۳۷)	رد	-۰/۰۰۱۳ (۰/۹۹۰۷)	رد	۰/۰۵۱۵ (۰/۱۶۷۹)	فلزات
۱۵۴	رد	-۰/۰۶۶۰ (۰/۴۸۵۱)	رد	-۰/۰۲۱۷ (۰/۸۳۱۷)	تأیید	۰/۰۴۹۳ (۰/۰۱۳۸)	مواد و محصولات شیمیایی
۹۹	رد	۰/۳۱۳۸ (۰/۱۶۳۹)	رد	۰/۰۹۰۳ (۰/۴۱۹)	رد	۰/۰۰۴۰ (۰/۹۰۲۷)	کاشی و سرامیک

نتیجه گیری

نتیجه آزمون فرضیه اول نشان می‌دهد که بین چرخه تجاری و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد. در واقع در شرایط رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در دارایی‌های ثابت افزایش یافته و در شرایط رکود کاهش می‌یابد. رابطه مثبت متغیر کنترلی نسبت کیوتوبین که معیاری برای فرصت‌های رشد است، با سرمایه‌گذاری، تأیید کننده نتیجه گیری بالاست؛ زیرا با توجه به نگاره (۲)، ضریب همبستگی چرخه تجاری و فرصت‌های رشد مثبت و برابر با ۰/۱۰۹ می‌باشد، طبق تئوری‌ها در دوره اقتصادی رشد، فرصت‌های رشد برای شرکت‌ها بیشتر شده و لذا سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت افزایش می‌یابد. این نتیجه با پیش‌بینی‌های جون و نیشی‌هارا (۲۰۱۴ ب) همخوانی دارد.

نتیجه آزمون فرضیه دوم نشان می‌دهد که بین سرمایه‌گذاری و سررسید بدهی ارتباط منفی معنی‌داری وجود دارد. نتیجه حاصل مشابه نتیجه ایوازیان و همکاران (۲۰۰۵ الف) می‌باشد.

نتیجه آزمون فرضیه سوم نیز نشان‌دهنده تأثیر مثبت چرخه تجاری بر رابطه سررسید بدهی و سرمایه‌گذاری شرکت در دارایی‌های ثابت است. در واقع در شرایط رشد، افزایش تسهیلات دریافتی کوتاه مدت با افزایش سرمایه‌گذاری همراه است. در واقع با شروع دوره رشد اقتصادی، شرکت‌ها با روی آوردن به تسهیلات کوتاه مدت، سعی در افزایش ظرفیت عملیاتی خود دارند. استفاده از تسهیلات کوتاه مدت در واقع می‌تواند ناشی از عدم اطمینان مدیران به پایداری شرایط اقتصادی کشور باشد. بر این اساس پیشنهاد شماره ۱ و ۲ تحقیق تدوین گردید.

البته در این ارتباط نقش وجه نقد عملیاتی را نباید از خاطر دور داشت. طبق نتایج حاصل از نگاره ضرایب همبستگی، سرمایه‌گذاری‌ها در سال قبل رابطه مستقیمی با وجه نقد عملیاتی سال جاری داشته است که این خود به همراه افزایش تسهیلات دریافتی کوتاه مدت، منبع مالی مورد نیاز برای افزایش سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت سال جاری را تامین کرده است. لذا مشاهده می‌شود که ارتباط بین چرخه تجاری و وجه نقد عملیاتی معنادار نبوده و ضرایب مدل مربوطه نیز ضعیف هستند. بر این اساس پیشنهاد شماره ۳ تحقیق تدوین گردید.

پیشنادهایی برای انجام تحقیقات آتی

۱. تأثیر ریسک فرصت‌های رشد بر رابطه چرخه تجاری و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت.

۲. تأثیر عدم اطمینان محیطی بر رابطه بین سررسید بدهی‌ها و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت.

۳. بررسی رابطه بین وجه نقد عملیاتی و سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت.

منابع

- پورحیدری، امید. داریوش، عالی پور (۱۳۹۰). بررسی ارتباط بین داده‌های حسابداری با چرخه‌های تجاری در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳ (۲)، ۱-۱۶.
- توکل نیا، اسماعیل. فضل‌الله پور نقارچی، مهران. جاوید، حاتم (۱۳۹۳). اهرم مالی و ارتباط آن با توانایی مالی، رشد و سرمایه‌گذاری سنگین در دارایی‌های ثابت شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه راهبرد مدیریت مالی*، ۲ (۲)، ۷۹-۱۰۱.
- حاجیها، زهره. حسنعلی، اخلاقی (۱۳۸۹). ارائه مدلی برای تعیین ساختار سررسید بدهی شرکت‌های ایرانی بر اساس متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم و عرضه پول. *اقتصاد مالی*، ۴ (۱۱)، ۱۷۶-۱۵۵.
- دسینه، مهدی. احدی سرکنی، سید یوسف. یداله، نوری فرد. (۱۳۸۸). ارزیابی ارتباط بین ساختار تأمین مالی و تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری منابع در دارایی‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهشگر (مدیریت)*، ۶ (۱۶)، ۱۸-۲۹.
- زیودار، زهره. باتقوا، حامد. دستگیر، محسن. رحمان، ساعدی (۱۳۹۱). تأثیر جریان وجه نقد عملیاتی و اندازه شرکت بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۱ (۳)، ۱-۱۷.
- کریمی، فرزاد. اخلاقی، حسنعلی. فاطمه، رضایی (۱۳۸۹). بررسی تأثیر اهرم مالی و فرصت رشد شرکت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *حسابداری مالی*، ۲ (۸)، ۷۴-۶۰.
- نوروش، ایرج. سیما، یزدانی (۱۳۸۹). بررسی تأثیر اهرم مالی بر سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۲ (۲)، ۳۵-۴۸.
- Ahn, S. Denis, D. K. , Denis. (2006). Leverage and investment in diversifid firms. *Finananc Economy*. 79, 317-337
- Aivazian, V. , Ge, Y. and Qiu, J. (2005a). Debt Maturity Structure and Firm Investment, *Financial Management*, 34, 107-119.
- Aivazian, V. Ge, Y. and Qiu, J. (2005b). The Impact of Leverage on Firm Investment: Canadian Evidence, *Journal of Corporate Finance*, 11, 277-291.
- Barclay, J. M. and Smith, Jr. C. W. (1995). The Maturity Structure of Corporate Debt, *Journal of Finance*, 50, 609-631.
- Dang, A. V. (2008). Leverage, Debt Maturity and Firm Investment: An Empirical Analysis, SSRN Paper No: 1101350.
- Dasineh M. , Ahadi Sarkani S. Y, Nurifar Y. (2010). Evaluation of The relation between financing structure and decisions related to resource investment for assets of accepted companies In Tehran Stock Exchange.

- Quarterly *Journal of industrial strategic management (Pajouheshgar)* , 6 (16) , 18-29. (in persian)
- Du, D. P. , MacKay (۲۰۱۰). Investment and disinvestment under uncertainty and macroeconomic conditions. Working paper, available at www.papers.ssrn.com.
- Grossman, S. O. , Hart (1982). Corporate financial structure and managerial incentives. McCall, J. (ED) , *The Economics of Information and Uncertainty*. University of Chicago Press, Chicago, 107-142
- Hajiha, Z. H. A. , Akhlaghi (2010). The presentation of a model for determining debt maturity structure of Iranian companies based on variables of GDP, inflation rate and money supply. *Financial Economics*, 4 (11) , 176-155. (in persian)
- Jeon, Haejun Michi, Nishihara (۲۰۱۴ a). The effects of business cycle and debt maturity on a firm's investment and default decisions. Working paper, available at www.papers.ssrn.com.
- Jeon, Haejun Michi, Nishihara (۲۰۱۴ b). Macroeconomic conditions and a firm's investment decisions. *Finance Research Letters*, 11, 398-409.
- Karimi, Farzad, Akhlaghi, Hasanali, Fatemeh, Rezaei (2011). The Investigation of the effect of financial leverage and the growth opportunity of a company on investment decisions in listed companies in Tehran Stock Exchange, *Quarterly financial accounting journal*, 2 (8) , 60-74. (in persian)
- Li J. S. Chengqin W. Zhaohua (۲۰۱۰). The Impact of Debt Financing on Firm investment Behavior: Evidence from China. *International Journal of Digital ontent Technology & its Applications*, ۴(۹) ,17-26.
- Myers, S. , (1977). Determinants of corporate borrowing, *Journal of Financial Economics*, 5, 147-175.
- Noravesh, I. S. Yazdani (2010). The Impact of Leverage on Firm Investments in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Financial Accounting Research*, 2 (2) , 35-48. (in persian)
- Pourheydari, O. D. , Aelipour (2011). The Investigation of the Association between Accounting Fundamentals and Business Cycle in Tehran Stock Exchanch (TSE). *Journal of Financial Accounting Research*. 3 (2) , 1-16. (in persian)
- Qinglu, J. (۲۰۰۵). *Business Cycle, Accounting Behavior and Earnings Management*. Unpublished Ph. D Dissertation, Hong Kong University of Science and Technology
- Tavakol nia, E. Fazl o allah pur Nagharchi, M. H. , Javid (2014). Financial leverage and its relationship with financial ability, growth and heavy

- investment in fixed assets of Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*, 2 (2) , 79-101. (in persian)
- Umutlu, M. (۲۰۰۹). Firm leverage and investment decisions in an emerging market. *Springer Science&Business Media B. V.*
- Wang, Yanhui Sun, Yexin L. V. Qingjun (۲۰۱۰). Empirical Study on the Debt Maturity Structure Based on the Macroeconomic Variables. *International Journal of Business and Management*, 5 (12) , 135-140.
- Zivdar, Z. Bataghva, H. Dastgir, M. s. , Rahman (2012). Effect of operating cash flow and company size on investment decisions in capital assets. *Empirical Accounting Research*, 1 (3) , 1-17. (in persian)

تاثیر متغیرهای حسابداری محرک ریسک بر بازده غیرمتعارف سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مریم صابری*، مهدیه اسفندیارپور**، محمد نوروزی***

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۹/۰۹

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۱/۱۹

چکیده

هدف از پژوهش حاضر بررسی تاثیر متغیرهای حسابداری محرک ریسک بر بازده غیر متعارف سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد، در راستای این هدف اطلاعات مورد نیاز ۹۸ شرکت، در بازه زمانی ۶ ساله ۱۳۸۹-۱۳۹۴ از جامعه آماری که قابل دسترس بود، انتخاب گردید و با استفاده از نرم افزار Eviews7 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج آزمون‌ها حاکی از آن است که بین انحراف گردش دارایی و بازده غیرمتعارف و بین انحراف حاشیه سود و بازده غیرمتعارف و همچنین بین متوسط اهرم مالی و بازده غیرمتعارف رابطه وجود دارد، اما بین متوسط اهرم بدهی عملیاتی و بازده غیر متعارف رابطه وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: بازده غیر متعارف سهام، متغیرهای حسابداری محرک ریسک، انحراف گردش دارایی،

انحراف حاشیه سود، متوسط اهرم مالی.

طبقه‌بندی موضوعی: G32

کد DOI: 10.22051/jera.2017.7579.1083

* دانشجوی دکترای حسابداری، نویسنده مسئول، (Accsabri@gmail.com).

** کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه الزهراء، (Mahdieh_is@yahoo.com).

*** کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی (مالی) دانشگاه تربیت مدرس، (M.norози5272@yahoo.com).

مقدمه

در دنیای رقابتی امروز، بنگاه‌ها دائماً باید وضعیت خود، رقیبان، محیط و سایر عناصر و عوامل دخیل در فعالیت خود را رصد کنند و سپس دست به اقدامات مقتضی بزنند تا بتوانند در صحنه رقابت باقی بمانند و سوددهی داشته باشند. یکی از انواع هزینه‌های اثرگذار بر سودآوری، هزینه‌های ثابت است که تحت عنوان اهرم نامیده می‌شود. اهرم‌ها واحد انتفاعی را با تعهدات و مخاطرات زیاد روبرو می‌کنند. نظیر هزینه‌های ثابت عملیاتی، مانند استهلاک و هزینه‌های ثابت مالی مانند بهره وام و سود سهام ممتاز که ناشی از ساختار سرمایه است (نیکومرام و همکاران، ۱۳۸۵). اهرم‌ها از دیدگاه عملیاتی، مالی و ترکیبی به شناخت و تاثیر هزینه‌های ثابت کمک می‌کنند و مدیران مالی پس از شناخت هزینه‌ها، پیش‌بینی‌های حاصل از تغییرات فروش و سود قبل از بهره و مالیات که با کمک معیار سنجش اهرم‌ها تحت عنوان درجه اهرمی، مشخص می‌شوند، را انجام داده و برنامه‌های مالی را تنظیم می‌کنند. اصولاً اهمیت اهرم عملیاتی به این علت است که تغییر اندک در سطح فروش تغییرات بیشتری در سود قبل از بهره و مالیات ایجاد می‌کند. هر اندازه درجه اهرم عملیاتی بزرگتر باشد ریسک خطای پیش‌بینی سود قبل از بهره و مالیات بیشتر خواهد شد (دارابی و دیگران، ۱۳۸۸). بنابراین با کمک درجه اهرم عملیاتی، مدیران مالی قادرند اثر تغییرات فروش در سود عملیاتی قبل از کسر بهره و مالیات را بررسی نمایند. تفسیر درجه اهرم عملیاتی محاسبه شده در فرآیند برنامه‌ریزی سود بسیار ضروری است و اهمیت خاص دارد. بر این اساس پژوهش حاضر در پی پاسخ به این است که:

آیا متغیرهای حسابداری محرک ریسک بر بازده غیر متعارف سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تاثیر دارد؟

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

از جمله مسایل مهم پیش‌روی هر سرمایه‌گذاری در شرکت‌های سهامی عام، مسئله تعیین بازده هر سهم است. درحقیقت هر سرمایه‌گذار در بازار مذکور به دنبال حداکثر کردن منافع خود می‌باشد و به همین منظور چنانچه بتواند بازده یا قیمت اوراق بهادار و ریسک مربوط به آن را به نحو صحیح پیش‌بینی کند، در این صورت خواهد توانست در مورد خرید، نگهداری

و یافروش اوراق بهادار، به درستی تصمیم‌گیری نماید و از این طریق منافع خود را حداکثر نماید.

به منظور پیش‌بینی بازده یا قیمت اوراق بهادار، سرمایه‌گذار به یک مدل پیش‌بینی مناسب نیازمند است. از دیدگاه علم اقتصاد و مبانی نظری مربوطه، مدل پیش‌بینی بازده اوراق بهادار از جمله سهام، بایستی توانایی تعیین ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی را داشته باشد. بنابراین پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی اوراق بهادار در بازار بورس از اهمیت خاصی برخوردار خواهد بود. همچنین پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی در حوزه حسابداری نیز از اهمیت خاصی برخوردار است و براین اساس مدل‌هایی ارائه شده که با استفاده از سود و اجزای آن بتوان جریان‌های نقدی آتی را پیش‌بینی نمود. بر همین اساس بر سود حسابداری تاکید فراوان شده و بسیار مورد توجه محققین به خصوص، در حوزه حسابداری قرار گرفته است.

بازدهی غیرعادی، صورت و ظاهر واحدهای اقتصادی و اقتصاد جهانی و سراسری را نشان می‌دهد. یک مؤسسه بازرگانی موفق فقط روی سود متمرکز نمی‌باشد، بلکه به مدیریت ریسک صحیح نیز توجه دارد، ریسک و بازده با هم حرکت می‌کنند و به حداکثر رساندن بازده به وسیله ریسک ضروری می‌باشد. اهرم‌ها به کاربرد منابع و جوهی که برای شرکت هزینه ایجاد می‌کند اشاره دارد. هرچه اهرم مورد استفاده یا میزان بدهی‌ها، سهام ممتازی که برای شرکت هزینه ثابت ایجاد می‌کند بیشتر باشد ریسک مالی بیشتر می‌شود. ریسک ناشی از اهرم معمولاً در کنترل مدیریت است. نتایج تحلیلی اظهار می‌کند که عامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک شامل: درآمدها، رشد فروش، ارزش دفتری، سود سهام، درجه اهرم عملیاتی، درجه اهرم مالی، بازده بازار و ریسک بی‌خطر می‌باشد. همچنین استفاده از اهرم مالی بدان علت است که این اهرم به آثار سود هر سهم مربوط می‌شود و نتیجه تصمیماتی است که برای تامین مالی شرکت گرفته می‌شود. اهرم مالی را "اهرم ترازنامه" یا "اهرم ساختار سرمایه" نیز می‌نامند (ولی خانی، ۱۳۹۰). شرکت‌ها ترجیح می‌دهند که به اندازه کافی بالای نقطه سر به سر فعالیت داشته باشند، تا از خطر نوسانات فروش و سود فاصله بگیرند. (همان منبع، ۱۷۳) سود قبل از بهره و مالیات به عنوان اصلی‌ترین جزء سود خالص و سود خالص نیز مبنای تقسیم سود نقدی می‌باشد و سود نقدی مبنایی برای محاسبه بازدهی سهام شرکت است. همچنین زمانی که یک شرکت به علت داشتن بدهی مجبور به پرداخت بهره می‌باشد در درجه اهرم مالی (هزینه بهره) مطرح می‌شود این اهرم میزان تغییر درآمد عملیاتی را مشخص می‌کند (هامپتون، ۱۳۸۳).

با بالا رفتن هزینه‌های ثابت مالی، نظیر بهره و تعهدات تضمین شده و اقلام دیگر نظیر سود سهام ممتاز، باعث کاهش سود هر سهم می‌شود و بالا رفتن هزینه بهره، باعث افزایش درجه اهرم مالی نیز می‌گردد. با توجه به اینکه بازدهی غیر عادی به عنوان یکی از مصادیق سودآوری برای سرمایه‌گذاران مطرح می‌شود لذا دور از انتظار نیست که درجه اهرم مالی و عملیاتی نیز بر بازدهی غیرعادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تاثیرگذار باشد. به همین منظور نیز پژوهش‌های مختلفی در خصوص تغییرات بازده سهام شرکت‌ها صورت گرفته و با روش‌های مختلف به بررسی رفتار بازده سهام در برابر انتشار اطلاعات مرتبط با شرکت پرداخته‌اند. اما تا به حال تحقیقی که به بررسی تاثیر افزایش تدریجی درجه اهرم عملیاتی و درجه اهرم مالی بر بازده غیرعادی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار بپردازد صورت پذیرفته است. لذا این مهم در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد، تا بتوان با استفاده از بررسی و آزمون‌های تجربی طی سالیان مختلف راهکارهایی را برای کسب بالاترین سطح از بازدهی به سرمایه‌گذاران و سهامداران شرکت‌ها پیشنهاد نمود، بنابراین هدف این پژوهش متغیرهای حسابداری محرک ریسک بر بازده غیر متعارف سهام می‌باشد.

ژو و مالکیل (۲۰۰۳) به انجام پژوهشی تحت عنوان بررسی رفتار نوسان بازده غیرمتعارف مبادرت ورزیدند و با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به این نتیجه رسیدند که نوسان قیمت دسته‌ای خاص از سهام در طول زمان روندی افزایشی دارد. آنها در پژوهش خود نشان دادند که چگونه ایجاد تغییر در نسبت مالکیت سهام توسط نهادهای مالی، نوسان بازده غیر متعارف سهام را توضیح می‌دهد.

جیلینک (۲۰۰۷) پژوهشی را با عنوان اثر افزایش اهرم مالی بر مدیریت سود انجام داد. یافته‌های تحقیق او نشان می‌دهد تفاوت معنی‌داری بین میزان مدیریت سود شرکت‌هایی که بتدریج با افزایش اهرم مالی روبرو می‌شوند؛ نسبت به آن‌هایی که طی دوره مشابه همواره از درجه اهرم مالی زیادی برخوردار بوده‌اند وجود ندارد. همچنین با در نظر گرفتن میزان جریان نقد آزاد و رشد شرکت، تفاوت در میزان مدیریت سود معنی‌دار خواهد بود.

قش (۲۰۰۷) به تاثیر اهرم مالی سیاست تقسیم سود و سودآوری بر ارزش آتی شرکت در کشور هند پرداخته است. این پژوهش نشان می‌دهد که یک رابطه غیر خطی بین اهرم مالی و سودآوری و احتمال افزایش در ارزش آتی شرکت وجود دارد. احتمال افزایش در ارزش آتی

شرکت با افزایش اهرم مالی به طور تصاعدی کاهش پیدا می‌کند. در صورتی که احتمال افزایش در ارزش آتی شرکت با افزایش در پرداخت سود سهام و سودآوری شرکت افزایش پیدا می‌کند.

چن و دیگران (۲۰۱۰) در پژوهشی تحت عنوان نوسان بازده غیرمتعارف و کیفیت اطلاعات تحت اعمال نظرهای مدیریتی، به بررسی نوسان بازده غیر متعارف بین سال‌های ۱۹۷۸ تا سال ۲۰۰۹ پرداختند و چنین نتیجه گرفته‌اند که این نوسان در اثر نوسان اقلام تعهدی اختیاری و همبستگی موجود بین سود قبل از اعمال نظرهای مدیریتی و اقلام تعهدی اختیاری که منعکس کننده کیفیت اطلاعات منتشر شده توسط شرکت‌ها می‌باشد، ایجاد شده است.

یوماتلو (۲۰۱۰) در پژوهشی به بررسی اهرم مالی و تصمیمات سرمایه‌گذاری برای شرکت‌های تولیدی بورس در کشور ترکیه پرداخته است. خلاصه یافته‌های این پژوهش حاکی از این مطلب است که اهرم مالی تاثیر منفی بر بازده سهام دارد و شرکت‌هایی که بدهی بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها دارند؛ رغبت کمتری به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای از خود نشان می‌دهند.

نایس و همکاران (۲۰۱۱) در تحقیق خود "اثر نقدشوندگی بر بازده سهام و حجم نقدینگی اقتصادی" به بررسی تاثیر نقدشوندگی بر بازده سهام در بازار سهام تونس از طریق رگرسیون برش عرضی و با استفاده از داده‌های ماهانه پرداخته‌اند. آن‌ها اعلام نمودند که رابطه بین نقدشوندگی و بازده سهام منفی است. هم‌چنین دریافتند بین نقدینگی سهام و حجم نقدینگی اقتصادی رابطه معناداری و مستقیمی وجود دارد.

راجکوپال و ونتاچاکالام (۲۰۱۱) در پژوهشی تحت عنوان کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده غیر متعارف، یک دوره زمانی ۴۰ ساله را مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه رسیدند که پایین آمدن کیفیت گزارشگری مالی با افزایش نوسان بازده غیر متعارف در ارتباط است.

ونگ و ما (۲۰۱۴) در تحقیقی به بررسی رابطه میان نوسان پذیری بازده مازاد سهام، بازده مقطعی و بازده غیرعادی سهام پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد بین نوسان بازده مازاد سهام در دو پرتفوی بازده غیرعادی سهام (بیشترین و کمترین) تفاوت معناداری وجود دارد.

تقفی و همکاران (۱۳۸۹) در تحقیق خود با عنوان "هزینه حقوق صاحبان سهام و متغیرهای حسابداری محرک ریسک" بیان می‌کنند بر اساس الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تنها عامل ریسک که سرمایه‌گذاران، باید در تصمیم‌گیری‌های خود منظور کنند، ریسک سیستماتیک (بتا) است. پژوهش‌های متعدد نشان داده است که ریسک بازار (بتا)، تنها عامل ریسک موثر بر نرخ بازده مورد انتظار نیست و سایر عوامل ریسک غیر از بتا نیز هست. این تحقیق به بررسی و تحلیل رابطه متغیرهای اساسی حسابداری به منظور آگاهی دادن درباره خطری پرداخته است که در هزینه حقوق صاحبان سهام لحاظ می‌شود. با توجه به اینکه هزینه حقوق صاحبان سهام، معیار خلاصه‌ای از چگونگی تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در مورد تخصیص منابع است، میزان ارتباط میان هزینه حقوق صاحبان سهام و معیارهای ریسک مبتنی بر حسابداری، موید این است که در زمان تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، چقدر این معیارها، برای بازار اهمیت دارد. در این پژوهش به منظور محاسبه هزینه حقوق صاحبان سهام از سه الگوی گوردن، اوهانلون و استیل و قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده شده است. همچنین، برای آزمون فرضیات تحقیق، روش رگرسیون بکار رفته است. نمونه تحقیق شامل ۶۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره تحقیق طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۷ می‌باشد. نتیجه تحقیق، از رابطه میان هزینه حقوق صاحبان سهام و برخی متغیرهای ریسک مبتنی بر ارقام حسابداری و در نتیجه از مفید بودن تحلیل بنیادی برای تعیین ریسک حمایت می‌کند.

دارابی و همکاران (۱۳۸۸) در تحقیقی با عنوان ارزیابی رابطه بین اهرم عملیاتی با ریسک سیستماتیک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند. به همین منظور تعداد ۴۱ شرکت به عنوان نمونه از سال ۱۳۷۹ تا پایان سال ۱۳۸۶ انتخاب شد و با استفاده از مدل رگرسیون و همبستگی رابطه اهرم عملیاتی با ریسک و بازده در کل صنایع و سپس در ۶ صنعت مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نتایج بدست آمده از تحقیق بین اهرم عملیاتی و ریسک سیستماتیک ارتباط مثبت وجود دارد ولی بین اهرم عملیاتی و بازده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط مثبت وجود ندارد.

قربانی و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی تاثیر کیفیت گزارشگری مالی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ده ساله از سال ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۹ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که کیفیت گزارشگری مالی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیری معکوس دارد. هم‌چنین نتایج

پژوهش دلالت بر وجود تاثیر مستقیم متغیرهای بازده سالانه سهام، اهرم مالی، جریان نقدی عملیاتی سال آینده، بر نوسان بازده غیر متعارف سهام و نیز تاثیر معکوس اندازه شرکت بر نوسان بازده غیر متعارف سهام داشت.

نوجمنی (۱۳۹۰) در تحقیقی با عنوان بررسی تاثیر اهرم بدهی عملیاتی بر بازده آتی حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که رابطه معنادار مثبتی بین اهرم بدهی عملیاتی و اهرم بدهی قراردادی با بازده آتی حقوق صاحبان سهام شرکت‌ها وجود دارد و اهرم کل نیز موجب تعدیل رابطه اهرم بدهی عملیاتی با بازده آتی حقوق صاحبان سهام می‌شود.

فرضیه‌های پژوهش

این پژوهش شامل ۱ فرضیه اصلی و ۴ فرضیه فرعی می‌باشد.

فرضیه اصلی: بین متغیرهای حسابداری محرک ریسک و بازده غیر متعارف سهام رابطه وجود دارد.

فرضیه ۱: بین انحراف گردش دارایی و بازده غیر متعارف سهام رابطه وجود دارد.

فرضیه ۲: بین انحراف حاشیه سود و بازده غیر متعارف سهام رابطه وجود دارد.

فرضیه ۳: بین متوسط اهرم مالی و بازده غیر متعارف سهام رابطه وجود دارد.

فرضیه ۴: بین متوسط اهرم بدهی عملیاتی و بازده غیر متعارف سهام رابطه وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر طبقه بندی بر مبنای هدف، از نوع تحقیقات کاربردی است. هدف تحقیق کاربردی، توسعه دانش کاربردی در یک زمینه خاص است. هم چنین تحقیق حاضر، از نظر روش و ماهیت از نوع تحقیق همبستگی است. در این تحقیق هدف، تعیین میزان رابطه متغیر هاست. برای این منظور بر حسب مقیاس‌های اندازه‌گیری متغیرها، شاخص‌های مناسبی اختیار می‌شود.

جامعه آماری و حجم نمونه پژوهش

جامعه مطالعاتی پژوهش حاضر در برگیرنده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۹ می‌باشد. به علت گستردگی و حجم آماری جامعه و وجود برخی ناهماهنگی‌ها میان اعضای جامعه، نمونه انتخابی تحقیق شرکت‌هایی می‌باشند که مجموعه شرایط زیر را دارا باشند:

- (۱) در سال‌های مالی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ در بورس حضور داشته‌اند.
 - (۲) پایان سال مالی آن‌ها آخر اسفند هر سال بوده و در طول دوره فوق‌الذکر تغییری در سال مالی نداده‌اند.
 - (۳) در همه سال‌های مورد بررسی در پایان سال مالی اطلاعات و داده‌های مورد نیاز آن‌ها در دسترس باشد.
 - (۴) شرکت، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و واسطه‌گری‌های مالی نباشد.
 - (۵) شرکت‌هایی که وقفه معاملاتی بیش از ۴ ماه نداشته باشند.
 - (۶) نماد معاملاتی شرکت فعال و سهام آن حداقل یک‌بار در سال معامله شده باشد.
- پس از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۹۸ شرکت به عنوان نمونه آماری تحقیق انتخاب شدند. داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه، از نرم افزار تدبیر پرداز و همچنین صورت‌های مالی شرکت‌ها استخراج شد و پس از آماده سازی داده‌ها در نرم افزار Excel، تجزیه و تحلیل و برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه تحقیق با استفاده از نرم افزار Eviews7 انجام شد.

مدل و متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته:

بازده غیر متعارف $AR_{i,t}$: که از تفاوت بین بازده واقعی و بازده حاصل از کاربرد الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (بازده مورد انتظار) بدست می‌آید (پارسائیان، ۱۳۸۵).
بازده غیر متعارف سهام i در زمان t از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}) \quad \text{مدل (۱)}$$

که در آن:

$R_{i,t}$ بازده واقعی سهام آدر روز t است و از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

مدل (۲)

$$R_{i,t} = \frac{(P_{t+1} - P_t) + D + M + N}{P_t}$$

P_{t+1} = قیمت در روز پس از t ام P_t = قیمت در روز t ام

D = سود خالص M = مزایای حق تقدم

N = مزایای سود سهمی

$R_{m,t}$ بازده مورد انتظار بازار که از رابطه زیر قابل محاسبه می‌باشد:

$$R_{m,t} = \frac{TEDPIX_{t+1} - TEDPIX_t}{TEDPIX_t} \quad \text{مدل (۳)}$$

که در آن TEDPIX شاخص کل در بورس تهران است.

متغیرهای مستقل

متغیرهای اساسی حسابداری

به منظور شناسایی متغیرهای اساسی از الگوی ریسک بنیادی که توسط پنمن (۲۰۱۰) و ثقفی (۱۳۸۹) ارائه شده، استفاده شده است:

اهرم مالی: از تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها بدست می‌آید.

اهرم عملیاتی: عبارت است از درصد تغییرات سود عملیاتی نسبت به درصد تغییرات فروش.

نسبت گردش دارایی: این نسبت از تقسیم فروش خالص بر کل دارایی‌ها بدست می‌آید.

حاشیه سود خالص: از تقسیم سود خالص بر فروش به دست می‌آید.

آمار توصیفی

برای بررسی مشخصات عمومی و پایه‌ای متغیرها (سری‌ها) جهت برآورد و تخمین الگو (مدل) و تجزیه و تحلیل دقیق آنها، برآورد آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرها لازم است.

نگاره (۱): اندازه شاخص‌های آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	تعداد مشاهدات
اهرم مالی	۱/۴۳۷۸	۰/۶۶۴۸	۸/۵۴	۰/۰۰	۶/۵۸۶	۱۱/۹۹۰	۱۵۹/۸۱۶	۵۸۸
انحراف حاشیه سود	-۵/۲۰۳۸	۰/۰۰	۶۵۲	۲۵۴	۱۴۶	-۱۵/۸۷۰	۲۸۴	۵۸۸
اهرم بدهی عملیاتی	۱۵۰	۱۴۷۵	۱۲۸	-۲۰۶	۲۶/۱۴۵ ۲	-۶/۵۰۸	۳۲۹/۱۳۹	۵۸۸
انحراف گردش دارایی	۲/۲۹۲۷	۱/۹۱۹۷	۳۲/۲۵	۷/۹۰	۴۹/۱۹۱ ۵	-۵/۵۴۴	۶۴/۰۰۱	۵۸۸
بازده غیر متعارف	-۰/۱۵۹	-۰/۱۸۳۱	۲/۸۳۴۸	-۱/۲۴۷	۰/۵۰۲۱	۱/۱۲۱	۴/۲۷۵	۵۸۸

نتایج ارائه شده در نگاره (۱) نشان می‌دهد که متغیرهای تحقیق دارای چه ویژگی‌هایی هستند، همان گونه که ملاحظه می‌شود مقادیر میانگین و میانه، کمینه و بیشینه، انحراف معیار و چولگی و کشیدگی برای متغیرهای مستقل و متغیرهای وابسته که با استفاده از نرم افزار محاسبه شده است. اطلاعات اجمالی راجع به هر یک از متغیرهای توضیحی به شرح زیر می‌باشد؛ اهرم مالی کمینه و بیشینه آن در نمونه به ترتیب ۰/۰۰ و ۸/۵۴ می‌باشد و دارای میانگین ۱/۴۳۷۸ در نمونه آماری می‌باشد. انحراف حاشیه سود می‌باشد که کمینه و بیشینه آن در نمونه به ترتیب ۲۵۴ و ۶۵۲ می‌باشد و دارای میانگین -۵/۲۰۳۸ در نمونه آماری می‌باشد. اهرم بدهی عملیاتی می‌باشد که کمینه و بیشینه آن در نمونه به ترتیب -۲۰۶ و ۱۲۸ می‌باشد و دارای میانگین ۱۵۰ در نمونه آماری می‌باشد انحراف گردش دارایی می‌باشد که کمینه و بیشینه آن در نمونه به ترتیب ۷/۹۰ و ۳۲/۲۵ می‌باشد و دارای میانگین ۲/۲۹۲۷ در نمونه آماری می‌باشد. بنابراین بیشترین چولگی و کشیدگی در بین متغیرهای پژوهش مربوط به متغیر حاشیه سود خالص می‌باشد و اهرم بدهی عملیاتی با ۱۵۰ بیشترین میانگین را داراست و انحراف حاشیه سود با مقدار ۶۵۲، بیشترین مقدار و با انحراف معیار ۱۴۶. ۷۵۰۷۹ بیشترین پراکندگی را دارد. و

اختلاف بین کمینه و بیشینه داده‌ها بیانگر دامنه مناسب برای استفاده از متغیرهاست. ضریب کشیدگی نشان می‌دهد که داده‌ها از انسجام مناسبی برخوردارند. تفاوت ناچیز میان میانه و میانگین داده‌ها نیز حاکی از نرمال بودن آنها است.

نتایج آزمون فرضیه پژوهش

فرضیه اصلی تحت عنوان "بین متغیرهای حسابداری محرک ریسک و بازده غیرمتعارف رابطه وجود دارد" می‌باشد.

نگاره (۲): نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌ها برای آزمون فرضیه اصلی

ARI,t=α0+β1woasi,t+β2mpri,t+β3leoi,t+β4levi,t+ε0						
دوربین- واتسون	F آماره	R2/تعدیل شده	احتمال-p/ value	t آماره	ضریب	متغیر
۲/۰۳۶	۴۰/۳۲	۰/۱۱۵	۰/۰۰	۳/۴۷	۰/۳۱۲	ضریب ثابت
			۰/۰۰	۴/۵۴	۰/۳۰۷	اهرم مالی
	سطح معناداری		۰/۰۰۷۴	۲/۳۰۸	۰/۹۰۹	انحراف حاشیه سود
	۰/۰۰		۰/۲۵۸	-۱/۲۶۹	-۰/۰۰۷۷	اهرم بدهی عملیاتی
			۰/۰۰۳	۰/۵۴۷	۰/۰۴۸	انحراف گردش دارایی‌ها

همانطور که در نگاره (۲) فوق دیده می‌شود، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل (۰/۱۱۵) می‌باشد، که نشان دهنده توان توضیح‌دهندگی مناسب مدل به منظور تشریح متغیر وابسته می‌باشد. بدین معنی که حدود ۱۱/۵٪ از تغییرات متغیر وابسته، توسط مدل قابل تبیین می‌باشد. ملاحظه مقدار آماره F رگرسیون در این مدل حکایت از توان توضیح‌دهندگی مدل دارد زیرا مقادیر F محاسباتی در سطح خطای ۰/۰۵ درصد معنا دار می‌باشد. همچنین ملاحظه مقادیر آماره دوربین- واتسون موید این مطلب است که بین اجزا اخلاص مدل، خود همبستگی وجود ندارد زیرا این مقادیر در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشند. متغیرهای اهرم مالی، گردش دارایی‌ها و حاشیه سود با توجه به سطح معناداری آنان و با توجه به اینکه از سطح خطای ۵٪ کمتر می‌باشد، از مدل رگرسیونی حذف نمی‌گردند. بنابراین فرضیه تأیید می‌گردد. مدل رگرسیونی برآمده از این فرضیه به صورت زیر می‌باشد:

$$\text{مدل (۴)} \quad \text{AR}_{i,t} = 0.312 + 0.048 \text{woasi}_{i,t} + 0.909 \text{mpri}_{i,t} + 0.307 \text{lev}_{i,t} + \varepsilon_0$$

آزمون فرضیه اول

فرضیه تحت عنوان " بین انحراف گردش دارایی و بازده غیرمتعارف رابطه وجود دارد. می‌باشد.

نگاره (۳): نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده ها برای آزمون فرضیه فرعی اول

AR _{i,t} = α ₀ + β ₁ woasi _{i,t} + ε ₀						
متغیر	ضریب	t آماره	احتمال p-value	R ² تعدیل شده	F آماره	دوربین- واتسون
ضریب ثابت	۰/۰۳۸۷	۴/۴۵۸	۰/۰۰۲	۰/۱۷	۰۶۹.۱۲	۱/۹۵۸
انحراف گردش دارایی	-۰/۱۲۸	-۱/۰۳۶	۰/۰۴۱		سطح معناداری	
					۰/۰۳۳۳	

همانطور که در نگاره (۳) دیده می‌شود، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل (۰/۱۷) می‌باشد، که نشان‌دهنده توان توضیح‌دهندگی نسبتاً مناسب مدل به منظور تشریح متغیر وابسته می‌باشد. بدین معنی که حدود ۱۷٪ از تغییرات متغیر وابسته، توسط مدل قابل تبیین می‌باشد. ملاحظه مقدار آماره F رگرسیون در این مدل حکایت از توان توضیح‌دهندگی مدل دارد زیرا مقادیر F محاسباتی در سطح خطای ۰/۰۵ درصد معنادار می‌باشد. همچنین ملاحظه مقادیر آماره دوربین-واتسون مویده این مطلب است که بین اجزا اختلال مدل، خود همبستگی وجود ندارد زیرا این مقادیر در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشند. متغیر گردش دارایی با توجه به سطح معناداری آن که از سطح خطای ۵٪ کمتر می‌باشد، از مدل رگرسیونی حذف نمی‌گردد. بنابراین فرضیه فرعی اول پژوهش تأیید می‌گردد. مدل رگرسیونی برآمده از این فرضیه به صورت زیر می‌باشد:

$$\text{مدل (۲)} \quad 0.128 \text{woasi}_{i,t} + \varepsilon_0 - \text{AR}_{i,t} = 0.0387$$

آزمون فرضیه دوم

فرضیه تحت عنوان "بین انحراف حاشیه سود و بازده غیرمتعارف رابطه وجود دارد." می باشد.

نگاره (۴): نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده ها برای آزمون فرضیه فرعی دوم

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال p-value	R2 تعدیل شده	F آماره	دوربین- واتسون
ضریب ثابت	۰/۰۲۵	۲۱.۴	۰/۰۰	۰/۲۸۴۱	۲۰۱.۱۴	۲/۰۷
					سطح معناداری	
انحراف حاشیه سود	۰/۱۷۴	۸/۰۲	۰/۰۰		۰۰۹.۰	

همان‌طور که در نگاره (۴) دیده می‌شود، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل (۰/۲۸۴۱) می‌باشد، که نشان دهنده توان توضیح دهندگی نسبتاً مناسب مدل به منظور تشریح متغیر وابسته می‌باشد. بدین معنی که حدود ۲۸/۴٪ از تغییرات متغیر وابسته، توسط مدل قابل تبیین می‌باشد. ملاحظه مقدار آماره F رگرسیون در این مدل حکایت از توان توضیح‌دهندگی مدل دارد زیرا مقادیر F محاسباتی در سطح خطای ۰/۰۵ درصد معنادار می‌باشد. همچنین ملاحظه مقادیر آماره دوربین-واتسون مویده این مطلب است که بین اجزا اخلاص مدل، خود همبستگی وجود ندارد، زیرا این مقادیر در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشند. متغیر انحراف حاشیه سود با توجه به سطح معناداری آن که از سطح خطای ۵٪ کمتر می‌باشد، از مدل رگرسیونی حذف نمی‌گردد. مدل رگرسیونی برآمده از این فرضیه به صورت زیر می‌باشد:

$$AR_{i,t} = 0.025 + 0.174mpr_{i,t} + \varepsilon_0 \quad \text{مدل (۳)}$$

آزمون فرضیه سوم

فرضیه تحت عنوان "بین متوسط اهرم بدهی عملیاتی و بازده غیرمتعارف رابطه وجود دارد." می‌باشد.

نگاره (۵): نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده ها برای آزمون فرضیه فرعی سوم

متغیر	ضریب	t آماره	احتمال p-value	R2 تعدیل شده	F آماره	دوربین- واتسون
ضریب ثابت	۰/۵۲۷	۸/۲۵	۰/۰۰	۰/۰۹۸	۱۲/۵۸۷	۱/۹۷۴
					سطح F معناداری	
اهرم بدهی عملیاتی	-۰/۶۹۸	-۱/۰۲۳	۰/۶۶۹		۰/۰۰	

همانطور که در نگاره (۵) دیده می شود، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل (۰/۰۹۸) می باشد، که نشان دهنده توان توضیح دهنده گی مناسب مدل به منظور تشریح متغیر وابسته می باشد. بدین معنی که حدود ۹/۸٪ از تغییرات متغیر وابسته، توسط مدل قابل تبیین می باشد. ملاحظه مقدار آماره F رگرسیون در این مدل حکایت از توان توضیح دهنده گی مدل دارد زیرا مقادیر F محاسباتی در سطح خطای ۰/۰۵ در صد معنادار می باشد. هم چنین ملاحظه مقادیر آماره دوربین- واتسون موید این مطلب است که بین اجزا اخلاص مدل، خود همبستگی وجود ندارد زیرا این مقادیر در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ می باشند. متغیر اهرم بدهی عملیاتی با توجه به سطح معناداری آن و با توجه به اینکه از سطح خطای ۵٪ بیشتر می باشد، از مدل رگرسیونی حذف می گردد و فرضیه مورد پذیرش قرار نمی گیرد.

آزمون فرضیه چهارم

فرضیه تحت عنوان " بین متوسط اهرم مالی و بازده غیر متعارف رابطه وجود دارد. " می باشد.

نگاره (۶): نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده ها برای آزمون فرضیه فرعی چهارم

AR _{i,t} = α ₀ + λe _{i,t} + ε ₀						
متغیر	ضریب	t آماره	احتمال p-value	R2 تعدیل شده	F آماره	دوربین- واتسون
اهرم مالی	۰/۰۲۸	۴/۲	۰/۰۰	۰/۱۶۶۷	۱۰/۶۹۸	۱/۹۸۹
					سطح F معناداری	
	-۰/۲۰۷	-۲/۵۷	۰/۰۳۲		۰/۰۴۱	

همانطور که در نگاره (۶) دیده می‌شود، مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل (۰/۱۶۶۷) می‌باشد، که نشان‌دهنده توان توضیح‌دهندگی مناسب مدل به منظور تشریح متغیر وابسته می‌باشد. بدین معنی که حدود ۱۶/۶٪ از تغییرات متغیر وابسته، توسط مدل قابل تبیین می‌باشد. ملاحظه مقدار آماره F رگرسیون در این مدل حکایت از توان توضیح‌دهندگی مدل دارد زیرا مقادیر F محاسباتی در سطح خطای ۰/۰۵ درصد معنادار می‌باشد. همچنین ملاحظه مقادیر آماره دوربین- واتسون موید این مطلب است که بین اجزا اخلاص مدل، خود همبستگی وجود ندارد زیرا این مقادیر در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ می‌باشند. متغیر اهرم مالی با توجه به سطح معناداری که از سطح خطای ۵٪ کمتر می‌باشد، از مدل رگرسیونی حذف نمی‌گردد. مدل رگرسیونی برآمده از این فرضیه به صورت زیر می‌باشد:

$$0.207 \text{levi}_{t+\varepsilon} - \text{ARI}_{t=0}.028 \quad \text{مدل (۴)}$$

نتیجه‌گیری و بحث

این پژوهش به دنبال بررسی و ارزیابی رابطه بین متغیرهای حسابداری محرک ریسک تحت ۴ شاخص انحراف گردش دارایی، انحراف حاشیه سود، متوسط اهرم بدهی عملیاتی و متوسط اهرم مالی و بازده غیرمتعارف می‌باشد، که مورد آزمون و بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون‌ها حاکی از آن است که بین شاخص انحراف گردش دارایی و بازده غیرمتعارف ارتباط معناداری وجود دارد که این می‌تواند به دلیل کیفیت گزارشگری مالی باشد. راجکوپال و ونتاچاکالام (۲۰۱۱) و چن و دیگران (۲۰۱۰) در پژوهش‌های خود وجود رابطه‌ای معکوس بین کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده غیر متعارف سهام را نتیجه گرفتند. بنابراین از لحاظ مباحث مالی می‌توان نتیجه‌گیری را این گونه تفسیر نمود از آنجا که افزایش کیفیت گزارشگری مالی منجر به افزایش آگاهی سرمایه‌گذاران از اطلاعات مربوط به عملیات درون شرکت می‌گردد، با توجه به فرضیه بازار کارا انتظار بر این است که این اطلاعات در قیمت سهام منعکس گردد که در این صورت بازده غیر متعارف سهم با کاهش مواجه می‌گردد. فرضیه بعدی بیان‌کننده رابطه معنادار بین انحراف حاشیه سود و بازده غیر متعارف می‌باشد که این نتیجه‌گیری نیز با نتیجه پژوهش راجکوپال و ونتاچاکالام (۲۰۱۱) مطابق می‌باشد. که این رابطه را می‌توان این طور تفسیر نمود با افزایش سودآوری شرکت قیمت سهام آن شرکت نیز بالا می‌رود و به تبع آن بازده سهام آن شرکت با افزایش مواجه می‌شود.

فرضیه دیگر این پژوهش مبنی بر رابطه معنادار بین متوسط اهرم مالی و بازده غیر متعارف می‌باشد که این نیز با نتیجه پژوهش راجکوپال و ونتاچاکالام (۲۰۱۱) مطابقت دارد. آن‌ها نشان دادند که شرکت‌هایی که اهرمی تر هستند بحران‌های مالی بیشتری را تجربه می‌کنند و به این دلیل رابطه‌ای مثبت بین بازده غیر متعارف سهامشان و اهرم مالی آنها وجود دارد. از لحاظ مباحث مالی می‌توان نتیجه‌گیری را این طور تفسیر نمود که هر چه شرکت اهرمی تر باشد ریسک آن شرکت نیز بالاتر می‌رود و از آنجا که بازده غیر متعارف سهام معیاری برای ارزیابی ریسک شرکت می‌باشد در نتیجه مطابق انتظار این متغیر نیز بالاتر می‌رود. در نهایت آخرین یافته بر عدم وجود رابطه معنادار بین شاخص متوسط اهرم بدهی عملیاتی و بازده غیر متعارف دلالت دارد. نتایجی که در این تحقیق از فرضیه‌های آزمون بدست آمده با نتایج حاصل از تحقیق یوماتلو (۲۰۱۰) و دارابی و همکاران (۱۳۸۸)، مطابقت دارد. نتایج حاصل از تحقیق آنها نشان‌دهنده این امر بود که بین اهرم عملیاتی و بازده در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط منفی وجود دارد.

با توجه به نتایج این پژوهش پیشنهاد می‌شود نهادهای متولی قانون‌گذاری مالی نظیر سازمان حسابرسی، قوانین و استانداردها را به سمتی پیش ببرند که منجر به افزایش کیفیت گزارشات مالی و به تبع کاهش بازده غیر متعارف گردد. همچنین سازمان بورس و اوراق بهادار تهران در مواجهه با شرکت‌هایی با بدهی بالاتر با دقت بیشتری برخورد نماید و به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود در تصمیم‌گیری‌های خود به شاخص‌های انحراف گردش دارایی، انحراف حاشیه سود و متوسط اهرم مالی که موجب کسب سود و به تبع آن بازده بیشتر می‌شود، توجه بیشتری داشته باشند.

پیشنهادهای موضوعی به محققان آتی

۱. تأثیر چرخه عمر شرکت بر بازده غیر متعارف شرکت‌ها،
۲. تحلیل دامنه شکاف عدم تقارن اطلاعاتی بین اعضای حرفه، تهیه کنندگان و استفاده کنندگان اطلاعات حسابداری بر پایه بازده غیر متعارف شرکت‌ها،
۳. بررسی رابطه بین شاخص‌های این پژوهش به تفکیک صنعت تا نتایج دقیق‌تری به دست آید.

منابع

- امیریگ، مهدی. (۱۳۹۲). بررسی تاثیر نگهداشت وجه نقد، اهرم و سود هر سهم در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد مازندران.
- ثقفی، علی. رحمانی، علی. معتمدی فاضل، مجید. (۱۳۸۹). هزینه حقوق صاحبان سهام و متغیرهای حسابداری محرک ریسک. *دانش حسابداری*، شماره ۲، ص ۹.
- دارابی، رویا. سعیدی، عطیه. (۱۳۸۸). ارزیابی رابطه‌ی بین اهرم عملیاتی با ریسک سیستماتیک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)*، دوره ۱، شماره ۲، صص ۱۴۵-۱۶۲.
- دارابی، رویا. ملیحه علی فری. (۱۳۸۹). تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام در حمایت از خریدهای اهرمی. *مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی*، شماره سوم.
- رهنمای رودپشتی، فریدون. نیکومرام، هاشم. شاهوردیان، شادی. (۱۳۸۵). *مدیریت مالی راهبردی*. انتشارات کساکوش.
- صابرنوچمنی، زهرا. (۱۳۹۰). بررسی تاثیر اهرم بدهی عملیاتی بر بازده آتی حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اراک.
- ملایی، مهناز. (۱۳۸۶). رابطه بین سود حسابداری و جریان وجوه نقد عملیاتی با ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه اصفهان.
- هاشمی، سید عباس. کمالی، احسان. (۱۳۸۹). تاثیر افزایش تدریجی اهرم مالی؛ میزان جریان نقدی آزاد و رشد شرکت بر مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله دانش حسابداری*، شماره ۲، صفحات ۹۵-۱۱۵.
- هامپتون، وارون. (۱۳۸۳). *مدیریت مالی (جلد اول)*. ترجمه: وکیلی فرد، مسعود و وکیلی فرد، حمیدرضا. انتشارات علمی فوج.
- هندریکسن، الدون و مایکل اف ون بردا. (۱۳۸۵). *تئوری‌های حسابداری*. جلد اول، انتشارات ترمه.
- Ahn, s. Denis, d. Denis, k. (2006). Leverage and investment in diversified firms. *Finance. Econ. , Vol79*, pp317-337.
- Amir Beig, Mahdi. (1392). the effect of cash holdings, leverage and earnings per share of companies in the Tehran Stock Exchange, MA thesis, University of Mazandaran. (In Persian)
- Andress, C. (2011). Family ownership, Financing constraints and Investment Decisions. Working Paper.
- C. Hendrickson, Eldon. And Van Breda, Michael F. (1385). Translated by Ali Parsaeian, *Theory of Accounting*. The first volume, published Termeh.

- Chen, C. Huang, A. G. Jha, R. (2010). Idiosyncratic return volatility, economic activity, and managerial discretion. Working Paper, University of Waterloo.
- Darabi, roya. Ali fari, malihe. (1389). the impact of macroeconomic variables on stock returns in support of procurement leverage. *Journal of financial engineering and portfolio management*, No. 3, pp. 20-35. (In Persian)
- Darabi, roya. Sahidi, Atihe. (1388). Evaluate the relationship between operating leverage and systematic risk and return in Tehran Stock Exchange. *Research of financial accounting and auditing*, No. 2, pp. 145-162. in Persian
- Deylami, safiye. safari gerayli, mehdi. (1395). Examine the relationship between corporate governance and stock return volatility. *Empirical Research in Accounting*. No. 21, pp. 115-136. (In Persian)
- Dongmi, Li. (2012). Financial constraints: R&D investment, and stock returns. Rady School of Management University of Colifornia SanDiego, 1-6, 22-24
- Fazzari, S. M. Hubbard, R. G. Petersen, B. C. Blinder, A. S. and Poterba, J. M. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 141–206.
- George, Rejie. Kabir, Rezaul. Jing Qian. (2008). Investment Cash Flow Sensitivity and Financing Constraints: An Analysis of Indian Business Group Firms. *ssrn.com*, id=683725.
- Ghorbani, Behzad. (1392). Quality financial reporting and idiosyncratic volatility stocks. *Financial literacy of securities*, NO. 17. pp. 46-53. (In Persian)
- Gioll, A. and Mathur, N. (2003). The impact of board size, CEO duality, and corporate liquidity on the profitability of Canadian service firms. *Journal of Applied Finance and Banking*, Vol. 1, No. 3, pp. 83-95.
- Hashemi, seyed abas. Kamali, ehsan. (1389). the impact of the gradual increase in financial leverage, free cash flow and growth of the company's earnings management of listed companies in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting*, No. 2, pp. 95-115. In Persian.
- Jolink. (2007). Agency costs of free cash flow. *Corporate finance and takeovers. Aerican Reviw*, vol. 76, No. 2, PP323.
- Kaplan, Steven. Luigi, Zingales. (2003). Do financing constraints explain why investment is correlated with cash flow?. *Quarterly Journal of Economics*, 112, pp. 169–215.
- Lins, K. V. Strickland, D. Zenner, M. (2013). Do non-U. S. firms issue equity on US Stock exchanges to relax capital constraints?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 40, pp. 109–133.

- Malahi, mahnaz. (1386). the relationship between operating cash flow Svdhsabdary systematic Barysk Drbvrs Tehran Stock Exchange. Master's thesis. University of Esfahan. (In Persian)
- Mohammad reza khani, vahid. Pour heydari,omid. (1392). Effect Earnings Timeliness on Public Offering Abnormal Returns shares of companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Empirical Research in Accounting, No. 3*, pp. 55-67. (In Persian)
- Ou, J. A. S. H. Penman. (2010). Financial Statement Analysis and the Prediction of Stock Returns. *Journal of Accounting and Economics 11*, 295-330
- Rahnemay rodposhti, fereydon. Nikomaram, hashem. Shahverdiyan, shadi. (1385). *Strategic financial management*, publishing kavosh. (In Persian)
- Rajgopal, S. M. Venkatachalam. (2011). Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility. *Jaournal of Accounting and Economics, 51*, pp 1-20.
- Sabernoshamani, zahra. (1390). the effect of operating leverage future returns on equity of companies listed on Tehran Stock Exchange. MA thesis, University of Arak. (In Persian)
- Saghafi, Ali. Rahmani, Ali. Motamedi fazel, majid. (1389). Cost of equity and accounting variables driving risk. *Knowledge of accounting, No 2*, pp. 9. (In Persian)
- Sonia Baños-Caballero, Pedro J. García-Teruel, Pedro Martínez-Solano. (2014) , Working capital management, corporate performance, and financial constraints. *Journal of Business Research, JBR-07710*, Pages 7.
- Sung, c. (2009). On the intractions of financing and investment decisions. *Managerial finance, Vol35*, pp: 691-699.
- Umutlu, m. (2010). Firm leverage and investment decision in an emerging market. www.ssrn.com.
- Whited, Toni M. and Guojun Wu. (2006). Financial Constraints Risk. *Review of Financial Studies, 19*, pp. 531-559.
- Xu, Y. Malkiel, B. G. (2003). Investigating the behavior of idiosyncratic volatility. *Journal of Business, 76*, pp 613-644.
- Zhang, C. (2010). A Re-examination of the Causes of Time-Varying Stock Return Volatilities. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 45*, pp 663-684.

ارتباط استراتژی متنوع‌سازی شرکتی و پدیده مدیریت واقعی و مصنوعی سود

قادر داداش‌زاده*، رسول برادران حسن‌زاده**

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۰۷

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۱/۲۱

چکیده

متنوع‌سازی شرکتی شکلی از استراتژی شرکتی است که بسیاری از مدیران برای بهبود عملکرد شرکت از آن استفاده می‌کنند. براساس تئوری نمایندگی، مدیران اطلاعات بیشتری در مقایسه با سهامداران دارند و ممکن است تصمیماتی اتخاذ نمایند که هم‌راستا با منافع سهامداران نباشد. مدیران اغلب به منظور گمراه ساختن سهامداران نسبت به عملکرد اقتصادی واقعی شرکت، سود را مدیریت می‌کنند. یکی از عوامل مهمی که بر مدیریت سود تأثیرگذار است، می‌تواند استراتژی متنوع‌سازی شرکتی باشد. لذا هدف از این مطالعه، بررسی ارتباط بین استراتژی متنوع‌سازی شرکتی و پدیده مدیریت واقعی و مصنوعی سود می‌باشد. در این مطالعه با استناد به پژوهش ایمن خانچل (۲۰۱۵)، برای سنجش استراتژی متنوع‌سازی شرکتی از دو شاخص متنوع‌سازی تجاری و متنوع‌سازی جغرافیایی بر اساس مدل آپوستو (۲۰۱۰) استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش شامل ۱۲۴ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ می‌باشد و از اطلاعات مالی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ نیز استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بین متنوع‌سازی تجاری و مدیریت مصنوعی سود ارتباط وجود ندارد و بین متنوع‌سازی جغرافیایی و مدیریت مصنوعی سود ارتباط منفی و معنادار وجود دارد. همچنین بین متنوع‌سازی شرکتی و مدیریت واقعی سود ارتباط وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: استراتژی متنوع‌سازی شرکتی، متنوع‌سازی تجاری، متنوع‌سازی جغرافیایی، مدیریت سود.

طبقه‌بندی موضوعی: G39

DOI: 10.22051/jera.2017.7940.1102

* دانشجوی دکترای حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد مرند، نویسنده مسئول. (Ghaderdashzadeh@gmail.com).

** دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، (Baradaran313@iaut.ac.ir).

مقدمه

بسیاری از سازمان‌های امروزی در دنیا به سمت بزرگتر شدن و افزایش محیط فعالیت کسب و کارشان پیش می‌روند. شاید یکی از دلایل این امر، پاسخگویی به نیازهای چندگانه مشتریان باشد. مدیران سعی می‌کنند از طریق برآوردن نیازهای چندجانبه مشتریان، آنها را به سازمان‌شان وفادارتر سازند. به همین دلیل و دلایل فنی دیگر نظیر برآورده ساختن مواد اولیه و سیستم توزیع پخش محصول نهایی در درون سازمان، بسیاری از سازمان‌ها به تنوع روی آورده‌اند (تهرانی و واحد احمدیان، ۱۳۸۵). موضوع مدیریت سود در کشورهای که بازار سرمایه آنها دارای سابقه فعالیت طولانی‌تری می‌باشد، ادبیات غنی و رو به توسعه‌ای دارد. مدیریت سود می‌تواند به سه طبقه حسابداری متقلبانه، مدیریت ارقام تعهدی اختیاری و مدیریت واقعی سود (دستکاری‌های واقعی) تقسیم شود. حسابداری متقلبانه مربوط به انتخاب رویه‌های حسابداری مغایر با اصول پذیرفته حسابداری است. در مدیریت ارقام تعهدی، رویه‌های حسابداری مبتنی بر اصول پذیرفته حسابداری می‌باشد؛ اما تلاش می‌شود که عملکرد اقتصادی واقعی مبهم نشان داده شود (دیجو و اسکینر، ۲۰۰۰). دستکاری‌های واقعی به زمان‌بندی و ساختار بندی فرصت طلبانه معاملات عملیاتی، تأمین مالی و سرمایه‌گذاری توسط مدیریت واحد تجاری به منظور تأثیر گذاشتن بر سود گزارش شده در جهت‌ی خاص اطلاق می‌شود که شرکت را متحمل هزینه‌ها و پیامدهای اقتصادی آتی می‌نماید (چن، ۲۰۰۹).

انتظار می‌رود نتایج این پژوهش بتواند دستاورد و ارزش افزوده علمی داشته باشد که می‌توان به سه مورد اشاره نمود؛ اول اینکه نتایج این پژوهش می‌تواند موجب گسترش مبانی نظری پژوهش‌های گذشته در رابطه با استراتژی متنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود شود. دوم اینکه موضوع استراتژی متنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود به عنوان یک دستاورد علمی می‌تواند اطلاعات سودمندی را در اختیار قانون‌گذاران حوزه تدوین استانداردهای حسابداری و بازار سرمایه قرار دهد. سوم اینکه نتایج این پژوهش می‌تواند ایده‌های جدیدی برای انجام پژوهش‌های جدید در این حوزه پیشنهاد نماید.

نتایج پژوهش ایمن خانچل (۲۰۱۵)، دلالت بر آن دارد که استراتژی متنوع‌سازی شرکتی می‌تواند نقش معنادار و بااهمیتی در مدیریت مبتنی بر ارقام تعهدی و مدیریت مبتنی بر فعالیت‌های واقعی بازی کند. با وجود پشتوانه نظری این موضوع، شواهد تجربی در کشورمان، در

مورد این ادعا جمع‌آوری نشده است. در این راستا، در این پژوهش سعی شده است که بر اساس شواهد تجربی به این سوال پاسخ داده شود که ارتباط بین استراتژی متنوع‌سازی شرکت و مدیریت سود در بازار سرمایه ایران چگونه است؟ پاسخگویی به این مسأله، کمک شایانی به سرمایه‌گذاران، سهامداران و مدیران شرکت‌های بورسی در زمینه تحلیل بازار و بهینه‌سازی پرتفوی سرمایه‌گذاری می‌نماید.

مبانی نظری پژوهش

استراتژی متنوع‌سازی شرکتی

فرهنگ آکسفورد (۲۰۰۹) واژه تنوع را گسترش یا تغییر طیف محصولات، حوزه فعالیت یا مانند آنها، به منظور کاهش وابستگی بنگاه به یک بازار خاص و مانند آن (در مورد بنگاه‌ها) تعریف می‌کند. مفهوم متنوع‌سازی بستگی به تفسیر ذهنی از بازار جدید یا محصول جدید دارد که باید درک مشتریان به جای مدیران را از آن بازار یا محصول منعکس کند. در واقع محصولات منجر به ایجاد یا تحریک بازارهای جدید می‌شوند و بازارهای جدید، نوآوری محصول را ارتقاء می‌دهد (دادبه و باقرآبادی، ۱۳۹۱).

تعریف تنوع‌سازی از دیدگاه فرهنگ لغت بازاریابی بارون، استراتژی رشد شرکتی که به وسیله آن واحد تجاری با تحصیل یا ایجاد واحدهای تجاری دیگری که مستقیماً به بازار یا محصول آن واحد تجاری مرتبط نیستند، کل فروش‌هایش را انجام می‌دهد (نیکومرام و هادیان، ۱۳۹۲).

از نظر ماتسوکا (۲۰۰۱)، تنوع عبارت است از فرآیند جستجوی کسب و کارهای متناسب با توانمندی‌های بنگاه (ماتسوکا، ۲۰۰۱).

در استاندارد شماره ۲۵ حسابداری ایران، تنوع‌سازی تجاری و جغرافیایی بدین گونه تعریف شده است:

تنوع‌سازی تجاری: به شرکت یا شرکت‌هایی اطلاق می‌شود در دو یا چند بخش (قسمت) مختلف از بازار فعالیت می‌کند. در واقع، هر قسمت تجاری جزئی تفکیک‌پذیر از واحد تجاری است که یک محصول یا خدمت یا گروهی از محصولات یا خدمات مرتبط را ارائه می‌کند و دارای مخاطره و بازده‌ای متفاوت از سایر قسمت‌های واحد تجاری است.

تنوع‌سازی جغرافیایی: به شرکت یا شرکت‌هایی اطلاق می‌شود در دو یا چند منطقه جغرافیایی مختلف فعالیت می‌کنند. در واقع، هر قسمت جغرافیایی جزئی تفکیک‌پذیر از واحد تجاری است که به ارائه محصولات یا خدمات در منطقه جغرافیایی مشخصی بر یک منطقه یا مناطق جغرافیایی دیگر اشتغال دارد و دارای مخاطره و بازده‌ای متفاوت از اجزایی است که در سایر مناطق جغرافیایی فعالیت می‌کنند (استاندارد حسابداری ایران، شماره ۲۵، بند ۶).

انگیزه به کارگیری تنوع

تراوتین (۱۹۹۰)، تئوری انگیزه‌های تنوع را به این صورت تعریف می‌نماید:

- تئوری کارایی: هدف از به کارگیری استراتژی تنوع دستیابی به هم‌افزایی است. هم‌افزایی به عنوان واقعی‌تری تعریف شده است که از طریق صرفه‌جویی ناشی از مقیاس و صرفه‌جویی ناشی از وسعت در تولید، بازاریابی، مواد خام، تحقیق و توسعه و مهندسی از طریق ترکیب واحدهای تجاری به وجود می‌آید. هم‌افزایی مالی، عملیاتی و مدیریتی زمانی ایجاد می‌شود که فعالیتها و عملیات واحدهای تجاری، مکمل یکدیگر باشند.

- تئوری انحصاری: شرکت‌ها استراتژی تنوع را به کار می‌گیرند تا به قدرت بازاری دست یابند. مفروضات این تئوری این است که شرکت‌های مختلط استراتژی تنوع را به کار می‌گیرند تا از کمک مالی متقابل واحدهای تجاری بهره‌گیرند، رقابت را در چندین بازار همزمان محدود کنند و مانع ورود بالقوه رقبا به بازارشان شوند. این سه مزیت تئوری انحصاری از ایده روابط متقابل رقبا حمایت می‌نماید.

- تئوری ارزش: کسب و کارهایی را مدنظر قرار می‌دهد که توسط مدیرانی انجام می‌شود که اطلاعات بیشتری از بازار سهام در مورد ارزش بالقوه نامطمئن شرکت هدف دارند. مفروضات این تئوری این است که شرکت دارای اطلاعات با ارزش و منحصر به فردی برای بالا بردن ارزش مجموع کسب و کارها از طریق ادغام و اکتساب و تنوع‌بخشی کسب و کارهایی دارد که ارزش بالقوه دارند و از ترکیب این کسب و کارها ارزش‌افزایی می‌کند.

- تئوری ساختن امپراطوری: مدیران از طریق استراتژی تنوع، بیشتر اهداف شخصی‌شان را دنبال می‌نمایند تا افزایش ارزش سهامداران.

- تئوری فرآیند: تصمیمات استراتژیک بیشتر به عنوان نتایج فرآیندهای درونی شرکت از قبیل جریان‌ها عادی سازمان یا قدرت سیاسی در فرآیند تصمیم‌گیری شرح داده می‌شود تا گزینه‌ای کاملاً عقلایی.

- تئوری مهاجم: یک شرکت کسب و کارهایی را که دارای ثروت هستند تحت مالکیت و اکتساب خود درآورد و باعث انتقال ثروت از این کسب و کارها به شرکت مادر شود (هولدرنس و شیپام، ۱۹۸۵).

- تئوری اخلال: انگیزه‌های تنوع به دلیل اختلال اقتصادی رخ می‌دهد. اختلال اقتصادی بسیاری تغییرات در انتظارات افراد بوجود می‌آورد و درجه کلی عدم اطمینان را افزایش می‌دهد (گات، ۱۹۶۹).

مدیریت مصنوعی سود (مبتنی بر اقدام تعهدی)

شیپ (۱۹۸۹)، مدیریت سود را به عنوان مداخله هدفمند در فرآیند گزارشگری مالی با قصد تحصیل برخی منافع شخصی، تعریف می‌کند. این تعریف بر جنبه فرصت‌طلبانه مدیریت تمرکز دارد؛ یعنی، مدیریت با انگیزه‌های سودجویانه اقدام به مدیریت سود می‌کند و این اقدام موجب کاهش محتوای اطلاعاتی اعداد حسابداری می‌شود. از سوی دیگر، برخی محققان نگاهی آگاهی‌دهنده به مدیریت سود دارند و آن را به عنوان دستکاری اعداد سود توسط مدیران تعریف می‌کنند که به واسطه آن اطلاعات خصوصی و محرمانه مدیریت در مورد عملکرد آتی شرکت به سرمایه‌گذاران منتقل می‌شود. بر این اساس، مدیریت سود نه تنها موجب کاهش محتوای اطلاعاتی سود نخواهد شد، بلکه سرمایه‌گذاران را در تفسیر بهتر ارقام گزارش شده سود یاری می‌کند. در ادبیات پژوهش، فرصت‌طلبانه بودن مدیریت سود از مقبولیت بیشتری برخوردار است (جیراپورن و همکاران، ۲۰۰۸).

اصولاً مدیریت سود زمانی اتفاق می‌افتد که مدیریت در تلاش است تا تصویر مناسبتری از شرکت برای ذینفعان ارائه دهد؛ زیرا این تصویر بر منافع مدیران تأثیر مستقیم یا غیرمستقیم دارد (استروبل، ۲۰۰۹). بنابراین، همواره این نگرانی وجود دارد که سود به عنوان یکی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکرد مالی شرکت‌ها، توسط مدیران که در تضاد منافع بالقوه با سهامداران عادی هستند، با اهداف خاصی مدیریت شده باشد. اگرچه دلایل متفاوتی برای انگیزه‌های مدیریت سود توسط مدیران در سایر کشورهای ارائه شده است (تأمین مالی، هزینه

نمایندگی، جذب سهامدار جدید، فرآیندهای سیاسی و... (بوکیت و اسکندر، ۲۰۰۹)، اما طرح پاداش مبتنی بر سود من‌الجمله دلایل دستکاری سود در شرکت‌های ایرانی است (پورحیدری و همتی، ۱۳۸۳).

مدیریت واقعی سود (مبتنی بر فعالیتهای واقعی)

شپیر (۱۹۸۹) معتقد است که مدیریت سود می‌تواند فعالیت‌های واقعی را نیز شامل گردد؛ این نوع مدیریت سود از طریق تغییر در فعالیت‌های عملیاتی با هدف گمراه کردن ذینفعان انجام می‌شود. تفاوت اساسی بین مدیریت اقلام تعهدی و دستکاری فعالیت‌های واقعی در زمان‌بندی مدیریت سود است. در مقایسه با مدیریت اقلام تعهدی، هرگونه دستکاری در فعالیت‌های واقعی می‌باید در دوره‌ای از سال به وقوع بپیوندد. دستکاری فعالیت‌های واقعی هنگامی رخ می‌دهد که پیش‌بینی مدیران حاکی است که سود در برآورده ساختن اهداف مورد نظرشان با شکست روبرو خواهد شد، مگر اینکه آنها کارهایی را صورت دهند که از روش عادی شرکت نشأت می‌گیرد و یا هنگامی که برخی عوامل دیگر (استانداردهای حسابداری سخت‌گیر) مدیریت اقلام تعهدی را با محدودیت روبرو می‌سازند. مزیت دیگر تغییر فعالیت‌های واقعی در جهت دستکاری سود این است که حساب‌سازان و قانون‌گذاران کمتر متوجه چنین رفتاری می‌شوند. از تفاوت‌های دیگر این دو شکل مدیریت سود می‌توان به این موضوع اشاره کرد که مدیریت اقلام تعهدی در سال وقوع، نسبتاً مشخص است اما دستکاری فعالیت‌های واقعی به آسانی قابل تشخیص نیست (یو، ۲۰۰۸).

چن (۲۰۰۹)، مدیریت سود واقعی به زمان‌بندی و ساختاربندی فرصت‌طلبانه معاملات عملیاتی، تأمین مالی و سرمایه‌گذاری توسط مدیریت واحد تجاری به منظور تأثیر گذاشتن بر سود گزارش شده در جهتی خاص اطلاق می‌شود که شرکت را متحمل هزینه‌ها و پیامدهای اقتصادی آتی می‌نماید.

مدیریت سود واقعی در قالب دستکاری در فعالیت‌های واقعی عبارت است از (روی‌چادوری، ۲۰۰۶؛ ولی‌زاده لاریجانی، ۱۳۸۷):

دستکاری فروش

روی چادوری (۲۰۰۶)، دستکاری در فروش را به صورت تلاش‌های مدیریت در جهت افزایش موقتی فروش در طول سال تعریف می‌کند که از طریق ارائه تخفیفات قیمت و یا شرایط اعتباری آسانتر حاصل می‌شود و جریان‌های نقدی ورودی برای فروش را کاهش می‌دهد. بنابراین، انتظار می‌رود دستکاری در فروش به فعالیتهای عملیاتی کمتری در دوره جاری منجر گردد. مشتریان ممکن است انتظار این تخفیف قیمت را در دوره‌های آتی نیز داشته باشند. بنابراین، وقتی که در دوره‌های بعد تخفیف قیمت حذف می‌شود و قیمت به میزان قبلی باز می‌گردد، ممکن است موجب کاهش فروش در آن دوره‌ها گردد و در نتیجه سودآوری آتی شرکت با خطر مواجه شود.

دستکاری تولید

نوع دوم مدیریت واقعی سود، تولید کالاهای اضافه‌تر از میزان لازم برای برآورده ساختن تقاضای مورد انتظار است. اضافه تولید، بهای تمام شده کالاهای فروش رفته را کاهش می‌دهد، که به حاشیه سود ناخالص بالاتر منجر می‌شود. به هر حال، هزینه‌های تولید و نگهداری اضافی ممکن است تحمل شود و به احتمال زیاد باعث افزایش هزینه‌های نهایی می‌شود که به هزینه‌های تولید سالیانه بالاتر نسبت به فروش منجر می‌شود (روی چادوری، ۲۰۰۶؛ ولی زاده لاریجانی، ۱۳۸۷).

دستکاری مخارج اختیاری

نوع سوم مدیریت واقعی سود، کاهش هزینه‌های اختیاری است؛ مخارج اختیاری مانند تحقیق و توسعه، تبلیغات و مخارج نگهداری، معمولاً در دوره وقوع به هزینه منظور می‌شوند. از این رو، شرکتها می‌توانند با استفاده از کاهش مخارج اختیاری، هزینه‌های گزارش شده را کاهش و سود را افزایش دهند. این عمل به ویژه زمانی رخ می‌دهد که چنین مخارجی موجب کسب درآمد و سود فوری نگردد. اگر مدیران مخارج اختیاری را به منظور کسب اهداف سودآوری کاهش دهند، مجبورند که این مخارج را به صورت غیرعادی در سطح پایین نشان دهند (روی چادوری، ۲۰۰۶؛ ولی زاده لاریجانی، ۱۳۸۷).

استراتژی متنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود

در برخی از کشورهای توسعه‌یافته شرکت‌هایی که وام دریافت نموده‌اند ممکن است از جانب اعتباردهنده نظارت گردند. با این حال اثربخشی نظارت ممکن است با توجه به پیچیدگی شرکت‌ها متفاوت باشد. اگر کیفیت اطلاعات شرکت‌های متنوع‌سازی شده (پیچیده) نسبت به شرکت‌های متمرکز متفاوت باشد، در آن صورت اثر بدهی بر مدیریت سود (افزایش درآمد) به میزان تنوع‌سازی بستگی خواهد داشت (گونزالو و استفان، ۲۰۱۰).

دو فرض رقابتی برای بررسی رابطه بین تنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود وجود دارد که عبارتند از (گونزالو و استفان، ۲۰۱۰؛ نیکومرام و هادیان، ۱۳۹۲):

- فرض نابرابری اطلاعاتی: براساس این فرض، تنوع‌سازی شرکتی، پیچیدگی‌های سازمانی زیادی ایجاد می‌کند که منجر به افزایش نابرابری اطلاعاتی از یک طرف بین مدیران و سهامداران و از سوی دیگر بین مدیران و جامعه می‌شود. ممکن است مدیران از این نابرابری اطلاعاتی به عنوان فرصتی برای دستکاری در سود بهره ببرند. فرض نابرابری اطلاعاتی بین مدیریت سود و تنوع‌سازی شرکتی رابطه مستقیمی را پیش‌بینی می‌کند (همان منبع).

- فرض اقلام تعهدی جبرانی یا خنثی‌کننده: براساس این فرض، شرکت‌های متنوع‌سازی شده جریان‌های نقدی‌شان را از منابع گوناگون استخراج می‌کنند. اقلام تعهدی ایجاد شده توسط چنین جریان‌های نقدی نسبت به یکدیگر وابستگی زیادی ندارند و تمایل به حذف یا خنثی کردن یکدیگر دارند. در نتیجه این امر شرایط را برای دستکاری سود توسط مدیران شرکت‌های متنوع‌سازی شده دشوارتر خواهد کرد. فرض اقلام تعهدی جبرانی یا خنثی‌کننده بین مدیریت سود و تنوع‌سازی شرکتی رابطه معکوسی را پیش‌بینی می‌کند (همان منبع).

شرکت‌ها با تنوع‌بخشی به مسیرهای کسب و کار می‌توانند از اقتصاد حوزه، افزایش قدرت بازار و مزیت رقابتی، ظرفیت بدهی بالا و تئوری‌های بازار سرمایه داخلی کارا بهره ببرند. با وجود این منافع ذاتی تنوع‌سازی شرکتی، ادبیات تجربی نشان می‌دهد که تنوع‌سازی باعث از بین رفتن ارزش سهامداران می‌شود (عطاله و همکاران، ۲۰۱۲). این کاهش ارزش معمولاً از دیدگاه تئوری نمایندگی بیان می‌شود که در آن مدیران بیش از آنکه به فکر شرکت‌ها باشند، به نفع خودشان تنوع‌سازی می‌کنند.

دو فرضیه مهم که می‌تواند ارتباط بین تنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود را تبیین کند، فرضیه تضاد نمایندگی و فرضیه تغییرپذیری سود می‌باشد. فرضیه اول نشان می‌دهد شرکت‌های متنوع‌سازی شده بیشتر شرایط مطلوبی را برای مدیریت سود فراهم می‌کند که آن مبتنی بر عدم تقارن اطلاعاتی، تخصیص نامناسب سرمایه‌گذاری و تنوع فرهنگی است. فرضیه دوم نشان می‌دهد که متنوع‌سازی می‌تواند مدیریت سود را تقلیل دهد که آن مبتنی بر سودهای گزارشی و تحمل ریسک شرکت‌های تنوع‌سازی شده است (ایمن خانچل، ۲۰۱۵).

پیشینه پژوهش

برخی از پژوهش‌های مشابه در ارتباط با موضوع، در نگاره (۱) اشاره شده است:

نگاره (۱): پیشینه پژوهش

پژوهشگران	سال	موضوع پژوهش	نتایج پژوهش
گونزالو و استفان	۲۰۱۰	ارتباط بدهی، تنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود	بین تنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود ارتباط وجود ندارد.
وظیفه دوست و همکاران	۲۰۱۴	تأثیر تنوع‌سازی شرکتی بر عدم تقارن اطلاعاتی و عملکرد شرکت	تنوع‌سازی شرکتی بر عدم تقارن اطلاعاتی و عملکرد شرکت تأثیرگذار است.
آجای و مدهوماتی	۲۰۱۵	ارتباط بین استراتژی متنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود	استراتژی متنوع‌سازی شرکتی موجب تشدید مدیریت سود نمی‌شود.
ایمن خانچل	۲۰۱۵	ارتباط بین استراتژی متنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود	متنوع‌سازی تجاری و متنوع‌سازی جغرافیایی به ترتیب موجب کاهش و افزایش مدیریت سود می‌شود.
نیکومرام و هادیان	۱۳۹۲	تبیین جایگاه بدهی و تنوع‌سازی شرکتی در مدیریت سود	بین بدهی، تنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود رابطه وجود ندارد.
حاجیها و سعید	۱۳۹۳	رابطه بین متنوع‌سازی شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی	بین متنوع‌سازی شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه‌های پژوهش

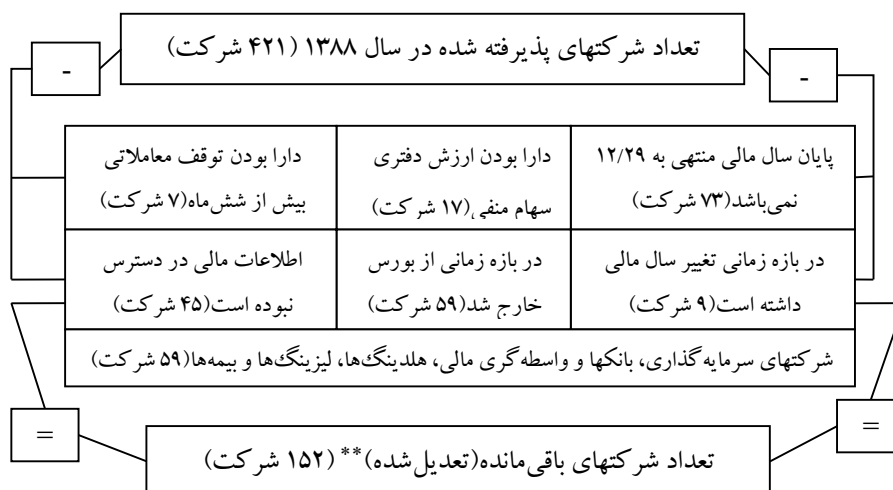
با توجه به افزایش نابرابری اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران، پیچیدگی‌های سازمانی ایجاد شده از طریق تنوع‌سازی شرکتی، ممکن است مدیران از این نابرابری اطلاعاتی به عنوان فرصتی برای دستکاری در سود بهره ببرند. شرکت‌های متنوع‌سازی شده که مبتنی بر عدم

تقارن اطلاعاتی، تخصیص نامناسب سرمایه‌گذاری و تنوع فرهنگی است، بیشتر شرایط مطلوبی را برای مدیریت سود فراهم می‌کند (ایمن خانچل، ۲۰۱۵). بنابراین، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر مطرح می‌شود:

- فرضیه اول: بین متنوع‌سازی تجاری و مدیریت مصنوعی سود ارتباط وجود دارد.
- فرضیه دوم: بین متنوع‌سازی جغرافیایی و مدیریت مصنوعی سود ارتباط وجود دارد.
- فرضیه سوم: بین متنوع‌سازی تجاری و مدیریت واقعی سود ارتباط وجود دارد.
- فرضیه چهارم: بین متنوع‌سازی جغرافیایی و مدیریت واقعی سود ارتباط وجود دارد.

روش‌شناسی و نمونه آماری پژوهش

با توجه به اینکه از اطلاعات گذشته برای آزمون فرضیات استفاده می‌شود، از نوع تحقیقات پس‌رویدادی است. جامعه آماری پژوهش شامل شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ می‌باشد، البته توجه به این موضوع که در مدل‌های استفاده شده در روابط متغیرها، داده چهارسال قبل [محاسبه ضریب K، ریسک عملیاتی و ریسک تجاری] و داده یک سال آتی (GR_Sales) (رشد فروش آتی شرکت) مورد استفاده قرار می‌گیرد، عملاً دوره پژوهش دربرگیرنده ده سال (۱۳۸۴-۱۳۹۳) است که جامعه آماری پژوهش بر اساس معیارهای زیر محدود شده است:



^{**} توضیح بر اینکه با توجه به دارا بودن نقش اطلاعات مالی ۱۳۸۷-۱۳۸۴ و ۱۳۹۳ در نمونه پژوهش، تعدیلاتی نسبت به نمونه انتخابی اعمال شده است؛ {در فواصل زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۷، سه (۳) مورد از شرکت‌ها تاریخ پذیرش آن در بورس سال ۱۳۸۶، دو (۲) مورد از شرکت‌ها تاریخ پذیرش آن در بورس سال ۱۳۸۵ می‌باشد، دو (۲) مورد از شرکت‌ها ارزش دفتری سهام آنها در سال ۱۳۹۳ منفی می‌باشد. توجه به این موضوع که برای اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش، به معیار صنعتی بودن شرکت توجه می‌شود؛ بنابراین لازم است شرکت‌هایی که در صنایع مختلف تعداد آنها به حدنصاب (بالای ۵ شرکت) برسد به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شود. از میان شرکت‌های مورد بررسی، تعداد ۲۱ شرکت در صنایع مختلف جهت محاسبه متغیرها، تعداد آنها به حدنصاب نرسید. در مجموع تعداد ۲۸ شرکت از نمونه انتخابی قبلی کنارگذاشته شده است}. بنابراین با این اوصاف، تعداد ۱۲۴ شرکت (۶۲۰ سال- شرکت) در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شد. ضمناً داده‌های مربوط به شرکت‌های نمونه از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و سایت بورس اوراق بهادار گردآوری و برای انجام محاسبات، از صفحه گسترده اکسل و برای آزمون فرضیه‌ها از نرم‌افزار Eviews نسخه ۸ استفاده شده است.

مدل و متغیرهای پژوهش

در این پژوهش استراتژی متنوع سازی شرکتی و مدیریت سود در شرکت‌های بورسی در قالب مدل‌های رگرسیونی با استناد از مدل ایمن خانچل (۲۰۱۵) به صورت ذیل بررسی می‌شود:

$$DISAC_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \sum DIVER_{it} + \beta_2 \sum Control_{it} + \epsilon_{it} \quad (1) \text{ مدل}$$

$$APC_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \sum DIVER_{it} + \beta_2 \sum Control_{it} + \epsilon_{it} \quad (2) \text{ مدل}$$

متنوع‌سازی تجاری (D_BU) و متنوع‌سازی جغرافیایی (D_GE) به عنوان نمایندگان استراتژی متنوع‌سازی شرکتی (DIVER) متغیر مستقل است و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

- متنوع‌سازی تجاری (D_BU): برای بررسی آن مطابق با پژوهش آپوستو (۲۰۱۰) از شاخص آنتروپی استفاده می‌شود. شاخص آنتروپی عبارت است از:

$$ENTR - IND = \sum_{j=1}^n P_{jit} \ln \left(\frac{1}{P_{jit}} \right)$$

P_{jit} : فروش شرکت i بر کل فروش صنعت j در سال t .

- متنوع‌سازی جغرافیایی (D_GE): براساس پژوهش آپوستو (۲۰۱۰)، از نسبت فروش صادراتی به کل فروش برای اندازه‌گیری متغیر مذکور استفاده شده است.

متغیرهای وابسته در این پژوهش، مدیریت مصنوعی سود (AEM) و مدیریت واقعی سود (REM) می‌باشد که در ادامه به شیوه اندازه‌گیری آنها پرداخته می‌شود:

- اقلام تعهدی اختیاری (DISAC) (نماینده مدیریت مصنوعی سود) می‌باشد که از الگوی دیچو و همکاران (۲۰۰۳) استفاده شده است. شیوه اندازه‌گیری الگوی مذکور طبق پژوهش ایمن خانچل (۲۰۱۵) به صورت مدل (۳) می‌باشد:

مدل (۳)

$$TA = \alpha + \beta_1 (\Delta Sales - (1 - K) \Delta REC) + \beta_2 PPE + \beta_3 \log TA + \beta_4 GR_Sales + \epsilon$$

TA: اقلام تعهدی کل (تفاوت سود عملیاتی و جریان نقد عملیاتی)؛

$\Delta Sales$: تغییرات فروش شرکت؛

ΔREC : تغییرات حساب‌های دریافتی شرکت؛

K: تغییر مورد انتظار در حساب‌های دریافتی را برای تغییر در فروش شرکت لحاظ می‌کند که از طریق مدل رگرسیونی زیر (مدل ۴) برآورد می‌شود:

مدل (۴)

$$\Delta REC = \alpha + K * \Delta Sales + \epsilon$$

جهت محاسبه ضریب K برای هر سال - شرکت، ۶۲۰ مدل تخمین زده شده است.

PPE: ارزش ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت؛

LogTA: لگاریتم کل دارایی‌های شرکت؛

GR_Sales: رشد فروش آتی شرکت.

به منظور استاندارد سازی، کلیه متغیرها بر دارایی‌های ابتدای سال تقسیم می‌شود. قدرمطلق مقادیر باقی مانده مدل رگرسیون فوق نشانگر اقلام تعهدی اختیاری (مدیریت مصنوعی سود) می‌باشد.

- هزینه‌های تولید غیرعادی (APC) (نماینده مدیریت واقعی سود) می‌باشد که از الگوی تعدیل شده روی چاودوری (۲۰۰۶) توسط گانی (۲۰۱۰) استفاده شده است. سطح عادی هزینه‌های تولید غیرعادی (APC) طبق الگوی روی چاودوری (۲۰۰۶) به قرار مدل (۵) است (یانگ، ۲۰۱۴):

مدل (۵)

$$\frac{PROD_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{Sale_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta Sale_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta Sale_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

$PROD_{i,t}$: (بهای تمام شده کالای فروخته + تغییر موجودی کالا) شرکت i

سال t؛

$A_{i,t-1}$: کل دارایی‌های شرکت i در سال t-1؛

$Sale_{i,t}$: فروش شرکت i بین سال t و t-1؛

$\Delta Sale_{i,t}$: تغییرات فروش شرکت i بین سال t و t-1؛

الگوی تعدیل شده سطح عادی هزینه‌های تولید غیرعادی (APC) مدل روی چاودوری (۲۰۰۶) توسط گانی (۲۰۱۰) به قرار الگوی (۶) می‌باشد؛ به گونه‌ای که قدرمطلق باقی مانده مدل زیر به عنوان معیار هزینه‌های تولید غیرعادی (APC) در نظر گرفته می‌شود (یانگ، ۲۰۱۴):

مدل (۶)

$$\frac{PROD_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 MV_{i,t} + \alpha_3 Q_{i,t} + \alpha_4 \frac{Internal Funds_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_5 \frac{Sale_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_6 \frac{\Delta Sale_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_7 \frac{\Delta Sale_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

$MV_{i,t}$: حاصل ضرب قیمت سهام پایان سال در تعداد سهام شرکت i در سال t؛

$$(Q_{i,t} / A_{i,t} (MV_{i,t} + DLTT_{i,t}$$

$DLTT_{i,t}$: کل بدهیهای بلندمدت شرکت i در سال t ؛

$Internal Funds_{i,t}$: (سود قبل از ارقام غیرمترقبه + هزینه تحقیق و توسعه + هزینه

استهلاک دارایی‌های ثابت و نامشهود) شرکت i در سال t .

مطابق پژوهش ایمن خانچل (۲۰۱۵)، متغیرهای کنترل عبارت است از:

- عدم تقارن اطلاعاتی (IA): مکلاکلین و همکاران (۱۹۹۸)، از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام (MB) به عنوان شاخص عدم تقارن اطلاعاتی (IA) یاد می‌کنند. بالاتر بودن نسبت فوق بیانگر عدم تقارن اطلاعاتی بالا می‌باشد؛

- تضاد نمایندگی (AC): مکلاکلین و همکاران (۱۹۹۸)، از جریان نقدی آزاد (FCF) به عنوان پروکسی تضاد نمایندگی (AC) یاد می‌کنند؛

کل دارایی / (سود سهام - مالیات - هزینه بهره - سود عملیاتی قبل از استهلاک) = FCF

- ریسک عملیاتی (RISK): انحراف استاندارد سود عملیاتی به فروش (چهارسال قبل)؛

- ریسک تجاری (OCFV): انحراف استاندارد جریان نقد عملیاتی به دارایی (چهارسال قبل)؛

- مخارج سرمایه‌ای (CAPEXP): مخارج سرمایه‌ای / دارایی؛

- اندازه شرکت (SIZE): لگاریتم طبیعی کل دارایی شرکت؛

- اهرم مالی (END): کل بدهی / کل دارایی.

یافته‌های پژوهش

- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش: نگاره (۳)، آمار توصیفی متغیرها را نشان می‌دهد:

تکانه (۳): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
D_BU	۰/۸۷۸	۱/۲۷۵	۰/۳۵۸	۰/۲۸۸
D_GE	۰/۱۰۹	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۸۷
DISAC	۰/۱۱۲	۱/۰۹۲	۰/۰۰۰۱	۰/۱۲۰
APC	۰/۰۷۶	۰/۸۸۱	۰/۰۰۰۶	۰/۰۸۶
MB	۲/۴۰۳	۸۷/۷۸	۰/۳۰۳	۳/۹۳۴
FCF	-۰/۰۰۴	۰/۴۹۲	-۰/۴۸۶	۰/۰۹۱
RISK	۰/۰۷۲	۰/۶۷۴	۰/۰۰۲	۰/۰۸۲
OCFV	۰/۰۸۶	۰/۳۶۵	۰/۰۱۲	۰/۰۴۸
CAPEXP	۰/۰۸۸	۰/۷۸۴	-۰/۳۵۶	۰/۱۰۹
SIZE	۱۳/۶۶	۱۸/۴۵	۹/۹۴۹	۱/۳۲۵
END	۰/۵۸۲	۰/۹۹۶	۰/۰۱۷	۰/۱۸۳

مقدار میانگین متنوع‌سازی تجاری (۰/۸۷۸) و جغرافیایی (۰/۱۰۹) حاکی از آن است که گرایش شرکت‌های ایرانی در طی بازه زمانی پژوهش، به متنوع‌سازی تجاری بیشتر بوده و تا حدودی از متنوع‌سازی جغرافیایی نیز برخوردار بوده‌اند. مقدار میانگین مدیریت مصنوعی و واقعی سود نشان می‌دهد به طور متوسط شرکت‌های ایرانی در بازه زمانی پژوهش از مدیریت سود بالایی برخوردار نبوده است. مقدار میانگین اهرم مالی بیانگر آن است که تا حدودی شرکت‌های مورد بررسی در نمونه از جرگه شرکت‌های اهرمی و نه سرمایه‌ای بوده است.

- آزمون مانایی متغیرهای پژوهش: از آنجایی که احتمال متغیرهای پژوهش در آزمون لوین، لین و چو و آزمون هادری کمتر از ۵٪ است، تمامی متغیرهای پژوهش مانا می‌باشند؛ این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه شرکت‌های مورد بررسی تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

نگاره (۴): آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	آزمون لوین، لین و چو		آزمون هادری	
	آماره F	احتمال	آماره F	احتمال
D_BU	-۳/۰۱	۰/۰۰۱۳	۱۴/۲۵	۰/۰۰۰۰
D_GE	-۶۱/۲	۰/۰۰۰۰	۱۹/۲۸	۰/۰۰۰۰
DISAC	-۳۳/۸	۰/۰۰۰۰	۱۵/۱۴	۰/۰۰۰۰
APC	-۳۴/۶	۰/۰۰۰۰	۱۸/۰۷	۰/۰۰۰۰
MB	-۴۵/۶	۰/۰۰۰۰	۲۰/۹	۰/۰۰۰۰
FCF	-۲۶/۵	۰/۰۰۰۰	۱۸/۷۰	۰/۰۰۰۰
RISK	-۴۳/۴	۰/۰۰۰۰	۱۴/۱۳	۰/۰۰۰۰
OCFV	-۳۵/۸	۰/۰۰۰۰	۱۳/۷۳	۰/۰۰۰۰
CAPEXP	-۴۹/۸	۰/۰۰۰۰	۱۵/۲۸	۰/۰۰۰۰
SIZE	-۴۴/۹	۰/۰۰۰۰	۱۷/۰۸	۰/۰۰۰۰
END	-۲۵/۵	۰/۰۰۰۰	۱۵/۵۶	۰/۰۰۰۰

- آزمون فرضیه اول و دوم: خلاصه نتایج آماری فرضیه اول و دوم به شرح زیر است:

نگاره (۵): خلاصه نتایج آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش

فرضیه دوم (متغیر مستقل: متنوع‌سازی جغرافیایی)				فرضیه اول (متغیر مستقل: متنوع‌سازی تجاری)				متغیرها
VIF	احتمال t	آماره t	ضریب β	VIF	احتمال t	آماره t	ضریب β	
-	۰/۳۸۷	-۰/۸۶۵	-۰/۰۴	-	۰/۲۲۷	-۱/۲۰	-۰/۰۶	α
۱/۱۲۰	۰/۰۲۱	-۲/۳۰	-۰/۰۶	۱/۰۱۷	۰/۰۹۳	۱/۶۸	۰/۰۲۶	D_BU / D_GE
۱/۰۵۲	۰/۹۸۰	-۰/۰۲۴	-۰/۰۰۰۰۳	۱/۰۴۰	۰/۸۲۹	-۰/۲۱	-۰/۰۰۰۳	MB
۱/۰۹۹	۰/۰۰۰	۵/۶۰۶	۰/۲۹۰	۱/۰۹۲	۰/۰۰۰	۵/۳۷	۰/۲۷۷	FCF
۱/۰۰۴	۰/۰۰۰	۵/۸۶۸	۰/۵۴۳	۱/۰۰۴	۰/۰۰۰	۵/۷۹	۰/۵۳۷	OCFV
۱/۰۳۱	۰/۰۰۳۸	۲/۹۰۶	۰/۱۷۲	۱/۰۳۹	۰/۰۰۸	۲/۶۲	۰/۱۵۳	RISK
۱/۰۱۴	۰/۹۳۱	-۰/۰۸۶	-۰/۰۰۳	۱/۰۱۴	۰/۸۰۸	-۰/۲۴	-۰/۰۱	CAPEXP
۱/۰۵۶	۰/۰۸۴	۱/۷۲۹	۰/۰۰۶	۱/۰۴۰	۰/۱۴۳	۱/۴۶	۰/۰۰۵	SIZE
۱/۱۹۷	۰/۱۵۰	۱/۴۴۰	۰/۰۳۸	۱/۱۳۰	۰/۰۵۰	۱/۹۶	۰/۰۵۲	END
R ² = ۰/۱۱۱		F لیمر = ۰/۷۱۹		R ² = ۰/۱۰۸		F لیمر = ۰/۷۱۷		
Prob. F = ۰/۰۰۰		D-W = ۱/۷۴۳		Prob. F = ۰/۰۰۰		D-W = ۱/۷۲۷		
آزمون وایت = ۰/۰۰۰		آزمون هاروی = ۰/۰۰۰		آزمون وایت = ۰/۰۰۰		آزمون هاروی = ۰/۰۱۳		
روش: داده‌های تلفیقی (Pooling)				روش: داده‌های تلفیقی (Pooling)				

مقادیر احتمال آزمون هاروی و وایت برای هر کدام از فرضیه‌ها کمتر از ۵٪ است؛ مشکل ناهمسانی واریانس در مدل‌های فوق قابل رویت است، برای رفع آن از روش EGLS استفاده می‌شود. همچنین مقادیر D-W نشان می‌دهد که فرض عدم همبستگی بین خطاها قابل پذیرش است. احتمال F لیمر که بیشتر از ۵٪ است، از روش تلفیقی استفاده می‌شود. اعتبار آماره F نشان از معنادار بودن الگوی رگرسیون خطی است. ضریب تعیین نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل و کنترلی حدوداً ۱۱٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند. مقادیر VIF به معنی قابل اغماض بودن هم خطی میان متغیرها می‌باشد. احتمال t متغیر D_BU که بیشتر از ۵٪ است؛ فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید نمی‌شود. همچنین احتمال t متغیر D_GE که کمتر از ۵٪ است؛ فرضیه دوم در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید می‌شود. بنابراین بین متنوع‌سازی جغرافیایی و مدیریت مصنوعی سود ارتباط منفی و معنادار وجود دارد. از بین متغیرهای کنترلی، بین تضاد نمایندگی، ریسک تجاری و ریسک عملیاتی با مدیریت مصنوعی سود ارتباط مثبت و معنادار وجود دارد و سایر متغیرهای کنترلی معنادار نیستند.

- آزمون فرضیه سوم و چهارم: خلاصه نتایج آماری فرضیه سوم و چهارم به شرح زیر است:

تکراه (۶): خلاصه نتایج آزمون فرضیه سوم و چهارم پژوهش

فرضیه سوم (متغیر مستقل: متنوع‌سازی تجاری)				فرضیه چهارم (متغیر مستقل: متنوع‌سازی جغرافیایی)				
متغیرها	ضریب β	آماره t	احتمال t	VIF	ضریب β	آماره t	احتمال t	VIF
α	۰/۱۰۲	۲/۷۳	۰/۰۰۶	-	۰/۰۹۲	۲/۶۲	۰/۰۰۹	-
D_BU / D_GE	-۰/۰۱۲	-۱/۱۲	۰/۲۶۲	۱/۰۱۸	۰/۰۲۸	۱/۵۹	۰/۱۱۲	۱/۱۲۱
MB	۰/۰۰۰۷	۰/۷۰۲	۰/۴۸۲	۱/۰۴۰	۰/۰۰۰۵	۰/۵۷۱	۰/۵۶۷	۱/۰۵۲
FCF	۰/۲۱۹	۶/۰۸	۰/۰۰۰	۱/۰۹۲	۰/۲۱۴	۵/۹۱	۰/۰۰۰	۱/۰۹۸
OCFV	۰/۲۱۳	۳/۳۵	۰/۰۰۰	۱/۰۰۴	۰/۲۱۰	۳/۳۲	۰/۰۰۰	۱/۰۰۴
RISK	۰/۰۹۳	۲/۳۱	۰/۰۲۰	۱/۰۳۹	۰/۰۸۳	۲/۰۴	۰/۰۴۱	۱/۰۳۱
CAPEXP	۰/۰۱۰	۰/۳۷۷	۰/۷۰۶	۱/۰۱۴	۰/۰۰۸	۰/۲۹۴	۰/۷۶۸	۱/۰۱۴
SIZE	-۰/۰۰۵	-۲/۳۲	۰/۰۲۰	۱/۰۴۰	-۰/۰۰۵	-۲/۴۷	۰/۰۱۳	۱/۰۵۶
END	۰/۰۵۹	۳/۲۶	۰/۰۰۱	۱/۱۳۰	۰/۰۶۵	۳/۵۵	۰/۰۰۰	۱/۱۹۷
F لیمر = ۰/۳۶۳		R ² = ۰/۱۰۱		F لیمر = ۰/۳۶۵		R ² = ۰/۱۰۳		
D-W = ۱/۸۴۹		Prob. F = ۰/۰۰۰		D-W = ۱/۸۴۳		Prob. F = ۰/۰۰۰		
آزمون هاروی = ۰/۰۰۰		آزمون وایت = ۰/۰۰۰		آزمون هاروی = ۰/۰۰۰		آزمون وایت = ۰/۰۰۰		
روش: داده‌های تلفیقی (Pooling)				روش: داده‌های تلفیقی (Pooling)				

مقادیر احتمال آزمون هاروی و وایت برای هر کدام از فرضیه‌ها کمتر از ۵٪ است؛ مشکل ناهمسانی واریانس در مدل‌های فوق قابل رویت است، برای رفع آن از روش EGLS استفاده می‌شود. همچنین مقادیر D-W نشان می‌دهد که فرض عدم همبستگی بین خطاها قابل پذیرش است. احتمال F لیمر که بیشتر از ۵٪ است، از روش تلفیقی استفاده می‌شود. اعتبار آماره F نشان از معنادار بودن الگوی رگرسیون خطی است. ضریب تعیین نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل و کنترلی حدوداً ۱۰٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌نمایند. مقادیر VIF به معنی قابل اغماض بودن هم خطی میان متغیرها می‌باشد. احتمال t متغیر D_BU که بیشتر از ۵٪ است؛ فرضیه سوم در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید نمی‌شود. همچنین احتمال t متغیر D_GE که بیشتر از ۵٪ است؛ فرضیه چهارم در سطح اطمینان ۹۵٪ تأیید نمی‌شود. از بین متغیرهای کنترلی، بین تضاد نمایندگی، ریسک تجاری، ریسک عملیاتی و اهرم مالی با مدیریت واقعی سود ارتباط مثبت و معنادار وجود دارد و بین اندازه شرکت و مدیریت واقعی سود ارتباط منفی و معنادار وجود دارد و بین عدم تقارن اطلاعاتی و مخارج سرمایه‌ای با مدیریت واقعی سود ارتباط وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

در این پژوهش به بررسی ارتباط بین استراتژی متنوع‌سازی شرکتی و پدیده مدیریت واقعی و مصنوعی سود در بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ (با لحاظ نمودن اطلاعات مالی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳) با تعداد ۱۲۴ شرکت پرداخته شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد بین متنوع‌سازی تجاری و مدیریت مصنوعی سود ارتباط وجود ندارد و بین متنوع‌سازی جغرافیایی و مدیریت مصنوعی سود ارتباط منفی و معنادار وجود دارد. همچنین بین متنوع‌سازی شرکتی و مدیریت واقعی سود ارتباط وجود ندارد. ضمن اشاره به مبانی نظری پژوهش، متنوع‌سازی شرکتی شکلی از استراتژی شرکتی است که بسیاری از مدیران برای بهبود عملکرد خود از آن استفاده می‌کنند. متنوع‌سازی جغرافیایی از طریق تنوع صادرات محصولات می‌تواند رشد شرکت را افزایش داده و باعث بهبود شرایط شرکت شود، ایفای این نقش حسابداری، به توسعه اقتصادی کمک می‌کند. مدیریت سود که از پدیده عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد نمایندگی ناشی می‌شود، طبق پژوهش‌های انجام گرفته در این زمینه، معضلاتی را برای شرکت فراهم می‌کند. نتایج پژوهش حاضر، متنوع‌سازی جغرافیایی یکی از عوامل تأثیرگذار بر دستکاری سود از طریق ارقام

تعهدی می‌شود؛ شرکت‌هایی که تنوع جغرافیایی بالایی دارند، دستکاری سود از طریق اقلام تعهدی کمتری داشته‌اند. شرکت‌ها با تنوع صادرات می‌توانند اطمینان بازار سرمایه را افزایش دهند و از این طریق فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهتری را به دست آورند. افزایش تنوع بازار سرمایه نیز موجب سرمایه‌گذاری بیشتر، کارایی بازار، تخصیص بهینه منابع و در نهایت رشد و شکوفایی اقتصادی می‌شود. توضیح بر اینکه سهامداران و مالکان نهادی شرکت‌ها با توجه به نفوذ قابل ملاحظه‌ای که در امر تصمیم‌گیری و کنترل دارند، بهتر می‌توانند نقشی در محدود کردن رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران ناشی از دستکاری سود ایفا نمایند. سهامداران به منظور درک اهمیت بالای تنوع صادرات که منجر به بهبود اعتبار و ارزش شرکت و در نتیجه شهرت یافتن توان رقابتی شرکت در اقتصاد کشور می‌گردد، بهتر می‌توانند عملکرد مدیران را در زیر ذره‌بین خودشان قرار دهند. بنابراین فروش صادراتی به عنوان نماینده متنوع‌سازی جغرافیایی شرکت در بازار سرمایه ایران آن چنان از اهمیت بالایی برخوردار است که حتی می‌تواند به تنزل مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی نیز بیانجامد. در حالت کلی نتایج پژوهش از عدم ارتباط متنوع‌سازی شرکتی و مدیریت سود حکایت می‌کند؛ یعنی مدیریت سود تحت تأثیر متنوع‌سازی شرکتی نمی‌گردد. دلیل این امر کم‌توجهی سهامداران، سرمایه‌گذاران و سایر ذینفعان شرکت‌ها نسبت به استراتژی متنوع‌سازی شرکت‌ها می‌باشد و البته در این امر نمی‌توان شرایط حاکم بر بازار سرمایه ایران را نادیده گرفت. نتایج پژوهش با یافته‌های گونزالو و استفان (۲۰۱۰)، آجای و مدهوماتی (۲۰۱۵)، آمیدو و کویپو (۲۰۱۵)، ایمن خانچل (۲۰۱۵) و نیکومرام و هادیان (۱۳۹۲) مطابقت دارد.

در خصوص ارتباط معکوس متنوع‌سازی جغرافیایی و مدیریت مصنوعی سود، به سهامداران و سرمایه‌گذاران شرکت‌ها پیشنهاد می‌گردد توجه بیشتری به استراتژی متنوع‌سازی جغرافیایی داشته باشند و آن را در مدل‌های تصمیم‌گیری خود لحاظ نمایند. به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌گردد شرکت‌ها را به رعایت کامل استاندارد حسابداری شماره ۲۵ مبنی بر افشای فروش به طور کامل بر اساس فروش جغرافیایی از سوی شرکت‌ها موظف نمایند. با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهادهایی به منظور بهبود وضع موجود به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود تا وجود راهبرد متنوع‌سازی و نیز کارایی نسبی آن را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس مدنظر قرار دهند. به مدیران شرکت‌ها توصیه می‌شود تا در خصوص شفاف‌سازی هرچه بیشتر ارائه اطلاعات در خصوص اهداف راهبرد متنوع‌سازی و لزوم و منافع آن و نیز تأثیرات آن بر

فعالیت‌های عمومی شرکت در بازار تلاش بیشتری انجام دهند. یکی از محدودیت‌های پژوهش، دوره زمانی و مکانی مورد بررسی است که استفاده‌کنندگان از نتایج این پژوهش در تسری آن به شرکت‌های غیربررسی و همچنین برای دوره‌های زمانی به غیر از دوره زمانی مورد بررسی لازم است با احتیاط عمل کنند. همچنین، در این پژوهش اطلاعات مالی بدون تعدیل برای اثرات ناشی از تورم استفاده شده است. لذا پیامدهای احتمالی ناشی از تورم بر اطلاعات مالی وجود دارد. بدیهی است در صورتی که اطلاعات مالی بر اساس تورم تعدیل شوند، ممکن است نتایج متفاوتی به دست آید.

منابع

- اصول و ضوابط حسابداری و حسابرسی استاندارد حسابداری ایران. (۱۳۸۸). سازمان حسابرسی، "استاندارد شماره ۲۵، گزارشگری برحسب قسمت‌های مختلف".
- پورحیدری، ا. و همتی، د. (۱۳۸۳). "بررسی اثر قراردادهای بدهی، هزینه‌های سیاسی، طرح‌های پاداش و مالکیت بر مدیریت سود"، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال یازدهم، شماره ۳۶. تهران، ر. و واحد احمدیان، ه. (۱۳۸۵). "بررسی رابطه بین تنوع محصولات با ریسک و بازدهی سهام شرکت‌های تولیدی بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۸.
- حاجیها، ز. و سعید، ا. (۱۳۹۳). "بررسی رابطه بین متنوع‌سازی شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی"، فصلنامه راهبرد مدیریت مالی، سال دوم، شماره ۶.
- دادبه، فاطمه. و باقرآبادی، س. م. (۱۳۹۱). "متنوع‌سازی شرکتی و گزارشگری مالی با رویکرد استاندارد حسابداری"، روزنامه دنیای اقتصاد، شماره ۲۷۹۶.
- نیکومرام، هاشم. و هادیان، س. ا. (۱۳۹۲). "تبیین جایگاه بدهی و تنوع‌سازی شرکتی در مدیریت سود"، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال پنجم، شماره ۲۰.
- ولی‌زاده لاریجانی، ز. (۱۳۸۷). "بررسی نتایج واقعی سود"، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه الزهراء (س).

Accounting Standards and Accounting Standards of Iran's Accounting Standards. (2009). Audit Organization, *Standard No 25, Reporting by Different Parts*. (In Persian).

Ajay, Ranjitha. Madhumathi, R. (2015). Diversification Strategy and Earning Management. *www. ssn. com*.

Amidu, Mohammed. Kuipo, Ransome. (2015). Earnings management, funding and diversification strategies of banks in Africa, *Accounting Research Journal*, 28 (2) , pp 172-194.

- Apostu, Andreea. (2010). the Effect of Corporate Diversification Strategies on Capital Structure. *Aarhus School of Business, Aarhus University*.
- Dadbeh, Fatima. Baqerabadi, S. M. (2002). Corporate Diversification and Financial Reporting with the Standard Accounting Approach. *Economy World Bank, No. 2796*. (In Persian).
- Dechow, P. M. Skinner, D. J. (2000). Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, *practitioners and regulators, 14 (2)* , 235-250.
- Gonzalo Rodríguez-Pérez, Stefan van Hemmen. (2010). Debt, Diversification and Earnings Management. *Journal of Account and Public Policy 29*, 138-159.
- Gunny, K. (2005). What are the consequences of real earnings management? *www.ssrn.com*.
- Gunny, K. A. (2010). The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance: Evidence from meeting earnings benchmarks. *Contemporary Accounting Research, 27 (3)* , 855-888.
- Hajiha, Z. Saeed, A. (2004). Investigating the Relationship between Corporate Diversification and Information Asymmetry. *Financial Management Strategy Quarterly, 2 (6)*. (In Persian).
- Imen Khanchel, Mehdi. (2015). Corporate Diversification and Earnings Management. *www.researchgate.net*.
- Jiraporn, Pornsit. Gary Miller, Soon Suk Yoon. Young Sang, Kim. (2008). Is earnings management opportunistic or beneficial? An agency theory perspective. *International Review of Financial Analysis, 17 (3)* , pp 622-634.
- Matususaka, J. G. (2001). Corporate Diversification, Value Maximization, and Organizational Capabilities. *The Journal of Business, 74 (3)* , 409-431.
- McLaughlin, R. A, Safieddine, A. Vasudevan, G. (1998). The information content of corporate offerings of seasoned securities: an empirical analysis, *Financial Management, Vol. 27 No. 2*, 31-45.
- Nicomaram, Hashem. Hadian, SA. (2003). Explaining the Position of Debt and Corporate Diversification in Profit Management. *Journal of Financial Accounting and Audit Research, Vol. 5, No. 20*. (In Persian).
- Pourheidari, A. Hemmati, D. (2004). Investigating the Effect of Debt Contracts, Political Expenses, Rewards and Ownership on Profit Management. *Quarterly Journal of Accounting and Auditing, Vol. 11, No. 36*. (In Persian).
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics, 42*.

- Schipper, Katherine. (1989). "Commentary on earnings management. *Accounting Horizons*", 3 (4) , 91-102.
- Strobl, G. (2009). Earnings manipulation and the cost of capital. *University of North Carolina at Chapel Hill*.
- Tehrani, R. Ahmadian unit, E. (1385). Investigating the Relationship between Diversified Products with Risk and Stock Returns of Tehran Stock Exchange Companies. *Journal of Business Research, No. 38*. (In Persian).
- Thomas, S. (2002). Firm Diversification and Asymmetric Information: Evidence from Analyst's Forecasts and Earnings Announcements. *Journal of Financial Economics 64*, 373-396.
- Valizadeh Larijani, Z. (2008). Review of Real Profit Outcomes, Master's thesis, *Al-Zahra University (Q)*. (In Persian).
- Yu, W. (2008). Accounting-based earnings management and real activities manipulation. *Georgia institute of technology*.

The Relation between Corporate Diversification Strategy and Real and Artificial Earning Management

Ghader Dadashzade *, Rsul Baradaran Hasanzade **

Received : 2016/12/27

Approved: 2017/04/10

Abstract

Corporate Diversification is a form of business strategy used by many managers to improve their firm's performance. Based on agency theory, management has more information compared with other shareholders and may make decisions that are not in line with the interests of shareholders. Managers often manage earnings in order to mislead shareholders about the corporate actual economic performance. One of the important factors affecting earning management can be Corporate Diversification Strategy. Therefore this research is aimed to investigate the relation between Corporate Diversification Strategy and Real and Artificial Earning Management. This research, according to Imen Khanchel (2015) , uses two Business and Geographical Diversification indexes based on Apostu Model (2010) in order to measure Corporate Diversification Strategy. The statistical population includes 124 firms over the period from 2009 to 2013 and also some financial information of years 2005 to 2014 has been used. The results show that there is no relation between Business Diversification Strategy and Artificial Earning Management and there is a significant negative relation between Geographical Diversification Strategy and Artificial Earning Management. Also, there is no relation between Corporate Diversification Strategy and Real Earning Management.

Keywords: Corporate Diversification Strategy, Business Diversification, Geographic Diversification, Earnings Management.

Jel clacification: G39

DOI: 10.22051/jera.2017.7940.1102

* Phd Student of Accounting, Azad University, Marand Branch, corresponding author, (Ghaderdadashzadeh@gmail.com).

** Associated Prof. of Accounting, Azad University, tabriz Branch, (Baradaran313@iaut.ac.ir).

The Effect of Accounting Variables Driving Risk on Abnormal Stock Returns

Maryam Saberi*, Mahdieh Esfandiarpour*, Mohammad Norozi***

Received : 2016/11/29

Approved: 2017/04/08

Abstract

This study is aimed to investigate the effect of accounting variables driving risk on abnormal stock returns of firms listed in the Tehran Stock Exchange. The sample consists of 98 firms during the period from 2010 to 2015. The data collected is analyzed using the software Eviews7. The results indicate that asset turnover deviation, margin deviation and average financial leverage have a relation to abnormal returns; however, average operating debt leverage has no relation to abnormal returns.

Keywords: abnormal stock returns, accounting variables driving risk, asset turnover deviation, deviation margin, average financial leverage

Jel clification: G32.

DOI: 10.22051/jera.2017.7579.1083

* Phd Student of accounting, Corresponding Author, (Accsaberi@gmail.com).

* MSC. Of economic, University of Alzahra, Tehran, Iran, (Mahdieh_is@yahoo.com).

*** MSC. Of financial management, University of Tarbiat Modares, Tehran, Iran, (M.norozi5272@yahoo.com).

The Effects of Business Cycle and Debt Maturity on a Firm's Investment in Fixed Assets

Pari Rashedi*, Hamidreza Bazazzade**

Received : 2016/11/08

Approved: 2017/03/01

Abstract

This research is aimed to investigate of the effects of business cycle and debt maturity on a firm's investment in fixed assets. To do this, the financial information of 113 industrial firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2004 to 2014 (1243 firm-years) is examined and to test the hypotheses, the method of regression analysis based on pooled data is used. The results show that there is a significant positive relation between business cycle and investment in fixed assets, and a significant negative relation between debt maturity and investment in fixed asset. Additionally, the results show that business cycle has significant positive effect on the relation between debt maturity and investment in fixed assets. Extra tests on industry levels (medical materials and productions, car and pieces structure, chemical materials and productions, metals, tile and ceramic) show that business cycle is effective on debt maturity and investment in fixed assets only in chemical industry not other industries.

Keywords: Business cycle, Structure of debt maturity, Investment in fixed assets, Boom, Recession.

Jel clacification: G11, G12

DOI: 10.22051/jera.2017.7334.1061

* Msc student of accounting, Islamic Azad University, Neyshabur Branch, (rozhan.rashedi@yahoo.com).

** Assistant Prof. Of Accounting, Islamic Azad University, Neyshabur Branch, (hrbt_ni@yahoo.com).

The Impact of Free Cash Flow and Growth Opportunity on Disclosure Quality and Stock Return Synchronicity

Mohamad Ali Aghaei^{*}, Saeed Sirghani^{**}, Saleh Orfizade^{***}

Received: 2016/12/27

Approved: 2017/04/23

Abstract

This paper is aimed to investigate whether Jensen's free cash flow problem increases stock return synchronicity or not. Based on the previous studies, this is expected that low-growth firms with high free cash flow increase stock return synchronicity by decreasing disclosure quality. This research examines the hypotheses using two Tobit regression models. The sample consists of 112 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2007/3/20 to 2015/3/20. The research findings show that free cash flow and growth opportunities respectively have significant negative and significant positive effects on disclosure quality and also they respectively have significant positive and significant negative effects on stock return synchronicity. Accordingly, in low-growth firms with high free cash flow, disclosure quality is lower and stock return synchronicity is higher and the findings of the previous studies are supported. In other words, this can be resulted that Jensen's free cash flow problem increases stock return synchronicity.

Keywords: Jensen's free cash flow problem, disclosure quality, stock return synchronicity

Jel clacification: G02, G12, G14

DOI: 10.22051/jera.2017.7956.1101

^{*} Associate Prof of Tarbiat Modares University, (AGHAEIM@modares.ac.ir).

^{**} MSc student of Tarbiat Modares University, corresponding author, (Saeedsirghani@yahoo.com).

^{***} MSc student, Ghaenat Azad University, (saleh.orfizadeh2010@gmail.com).

The Relation between Social Trust and Investors' Reaction to Earning Announcement and the Impact of Earning Quality and Delay in Reporting on this Relation

Mahdieh habibi^{*}, Azita Jahanshad^{**}

Received : 2016/05/24

Approved: 2016/10/05

Abstract

In the financial markets, the information can be reported as signs, symptoms, news and various predictions from inside or outside of a firm in order to be available for shareholders and stimulate their reaction. There are many factors which affect the investors reaction to information disclosed and since the characteristics of companies are different, investigating the factors effective on investors' reaction is necessary for increase of capital markets efficiency. So this study is aimed to examine the relation between social trust as a behavioral stimulus and the most obvious feature of social capital, and the investors' reaction to earning announcement, as well as the impact of earning quality and delay in reporting on this relation. The sample consists of 210 professional investors in 70 firms listed in Tehran Stock Exchange. The results indicate that the level of social trust in the capital market is relatively moderate and the trust itself has no effect on the investors' reaction. Then the study examines the impact of the two variables earning quality and delay in reporting on the relation between social trust and investors' reaction and results show that this relation is affected by earning quality and delay in reporting.

Keywords: Social trust, Investors Reaction, Earnings Announcement, Earning Quality, Delay in Reporting.

Jel clacification: G11

DOI: 10.22051/jera.2017.7956.1101

* M.A.in Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, corresponding author, (m.870511@yahoo.com).

** Associate Professor, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, corresponding author, (az_jahanshad@yahoo.com).

Factors Effective on Cost and Profit Efficiencies of Banks based on Data Envelopment Analysis Technique

Ali Ghayouri Moghadam^{*}, Safdar Alipour^{**}, Zaeimeh
Nematollahi^{***}, Iraj Asghari^{****}

Received : 2016/05/21

Approved: 2016/09/07

Abstract

This research is aimed to measure cost efficiency and profit efficiency of Iranian commercial banks and to investigate the relation of cost efficiency and profit efficiency to some variables of size, capital adequacy ratio, cost to income ratio and profitability. This research is accomplished in two steps: first, cost and profit efficiencies of 10 banks over the period from 2006 to 2010 are calculated using Data Envelopment Analysis technique and then the relation of cost efficiency and profit efficiency to pre-determined variables is investigated utilizing panel data regression. At the first stage, the sample banks are classified into two groups of efficient and inefficient with respect to cost and profit and it is revealed that the investigated banks have more profit efficiency than cost efficiency. Moreover, findings of this research provide inefficient banks with a technique for moving towards efficiency. In fact, the Data Envelopment Analysis technique discovers reference units (among efficient banks) in order to determine optimum cost and profit required for inefficient banks. The results from the second phase of this research indicate that some assumed variables of efficiency including capital adequacy ratio and profitability ratio do not affect significantly the cost efficiency. However, the variables of cost to income ratio and size have significant negative and positive effects on cost efficiency respectively at the 5% level of error, indicating that the banks more willing to control costs are more cost efficient and also the larger banks are more taking advantages of economies of scale. Moreover, other results of this research indicate that except for the profitability variable, none of the other investigated variables, i. e. capital adequacy ratio, cost to income ratio and size have a significant effect on the profit efficiency.

Keywords: cost and profit efficiency, data envelopment analysis, banking industry.

Jel clacification: C1,C6.

DOI: 10.22051/jera.2017.2370

^{*} Ph.D Student, Accounting Department, University of Shiraz and Instructor, Accounting department, Persian Gulf University, Bushehr, Corresponding Author. (ali.ghayouri@gmail.com).

^{**} Instructor, accounting Department, Persian Gulf University, Bushehr. (safdar.alipur@gmail.com).

^{***} Ph.D Student, Accounting Department, University of Shiraz, (mojde.nematollahi@gmail.com).

^{****} Instructor, accounting department, Persian Gulf University, Bushehr. (asghari@pgu.ac.ir).

The Relation of Upward Earnings Management Incentives and Corporate Governance Mechanism to Asymmetric Expense Behavior

Hamideh Esnaashari*, Shabnam Javanmard**

Received : 2017/01/07

Approved: 2017/04/20

Abstract

This study is aimed to investigate the relation of upward earnings management incentives and corporate governance system to asymmetric expense behavior. This research uses the relation of logarithm of SG&A ratio and logarithm of operating revenue ratio to measure the asymmetric expense behavior. The corporate governance system is measured by 7 variables including board size, the percentage of nonexecutive directors ownership, the percentage of institutional shareholder ownership, ownership concentration, the percentage of major shareholders ownership, the percentage of management ownership, auditor type and a combined proxy. Return on assets (ROA) rate and changes of net income to total assets ratio are used to measure upward earnings management incentives. The sample consists of 98 firms listed in Tehran Stock Exchange (TSE) during the period from 2005 to 2014 considering certain criteria. GLS- pooled method is run to analyze data. The results reveal that expense behaves asymmetric on average. Additionally, expense behaves symmetric in firms with upward earnings management incentives with an annual Lag in comparison with others. Corporate governance system has no significant relation to expense behavior on average. This system does not increase asymmetric behavior of expense in firms with upward earnings management incentives.

Keywords: Asymmetric expense behavior, upward earnings management, corporate governance

Jel clacification: G32

DOI: JERA-1601-1118 (R2)

* Assistant professor of Accounting, Shahid Beheshti University, Corresponding Author, (hamidehasnaashari@gmail.com).

**Master of accounting, parandak institute of higher education, (mojafarinanearia@gmail.com).

The Relation of Earnings Quality, Voluntary Disclosure and Information Asymmetry to the Expense of Equity

Ebrahim Abbasi^{*}, Mohsen Bazrafshan^{**}

Received : 2016/05/23

Approved: 2016/10/16

Abstract

This study examines the relation of earnings quality, voluntary disclosure and information asymmetry to the expense of equity. The sample consists of 127 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2010 to 21014. The hypotheses are tested using multivariate regression and software Eviews, Spss and STATA. The results show that there is a significant negative relation of the voluntary disclosure and earnings quality to the cost of equity. In other words, any improvement of earnings quality and voluntary disclosure of a firm reduces its cost of equity. Also, there is a significant positive relation between information asymmetry and cost of equity, that is, the more information asymmetry the more cost of equity in a firm.

Keywords: earnings quality, voluntary disclosure, information asymmetry, cost of equity.

JEL Classification: M41 , M49

DOI: 10.22051/jera.2017.15625.1676

^{*} Associate Prof. of management, Alzahra University, corresponding author, (abbasiebrahim2000@yahoo.com).

^{**} MSc. Of accounting, Islamic Azad University, Shahrood, (Bazrafshan.Mohsen@Gmail.Com).

Quarterly Earnings Informativeness and Information Asymmetry

Musa Bozorg Asl*, Azade Adibi**

Received : 2017/01/18

Approved: 2017/04/17

Abstract

Effectiveness of the earnings reporting process as one of the most important elements of shareholders' decision making depends on the information extent this process provides for the capital market. Elements such as information asymmetry and news in the company have impact on earnings reporting process and its earnings informativeness. The main objective of this study is to analyze the impact of information asymmetry and bad news on quarterly Earnings Informativeness of firms listed in Tehran Stock Exchange. The sample consists of 75 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2010 to 2015 and the hypothesis is tested using the panel fixed effects regression method. The results indicate that an increase in information asymmetry and bad news at the end of a quarter has a positive significant effect on the Earnings Informativeness of that quarter.

Keywords: voluntary disclosure incentives, earnings informativeness, information asymmetry, bad news.

Jel classification: G14, M41

DOI: 10.22051/jera.2017.8280.1139

* Associate prof. of Accounting, Allame Tabatabaie University, (mbozorgasl@gmail.com).

** MSc of Accounting, Allame Tabatabaie University, corresponding author, (adibi.azadeh@yahoo.com).

Accruals Quality Evaluation Improvement

Amir Mohamadi*, Ali Saghafi**

Received : 2016/09/27

Approved: 2017/01/14

Abstract

Precise studies of accruals quality evaluation models in the last years show that there are some factors impairing the models' quality of distinguishing normal and abnormal accruals, which results in Type I and type II errors. This research is aimed to recognize these factors in order to improve the models. This research evaluates abnormal accruals of 123 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2001 to 2013 using a new measure and also considering sticky accruals, the firm performance, long term accruals and cash flow analysis. This measure ability is compared with other models measures. The results show that the new measure has more ability and less type I and type II errors in distinguishing normal and abnormal accruals.

Keywords: Accruals Quality, Abnormal accruals, Sticky Accruals, Earnings Quality

Jel clacification: M41, G14

DOI: 10.22051/jera.2017.6978.1037

* Phd of Accounting, Allame Tabatabaei University, corresponding author, (amirmohamadi82@gmail.com).

** Professor of Accounting, Allame Tabatabaei University. (amirmohamadi82@gmail.com)

Table of content

Accruals Quality Evaluation Improvement.....	1
Amir Mohamadi, Ali Saghafi	
Quarterly Earnings Informativeness and Information Asymmetry.....	15
Musa Bozorg Asl, Azade Adibi	
The Relation of Earnings Quality, Voluntary Disclosure and Information Asymmetry to the Expense of Equity.....	39
Ebrahim Abbasi, Mohsen Bazrafshan	
The Relation of Upward Earnings Management Incentives and Corporate Governance Mechanism to Asymmetric Expense Behavior.....	61
Hamideh Esnaashari, Shabnam Javanmard	
Factors Effective on Cost and Profit Efficiencies of Banks based on Data Envelopment Analysis Technique.....	83
Ali ghayouri Moghadam, Safdar Alipour, Zaeimeh Nematollahi, Iraj Asghari	
The Relation between Social Trust and Investors' Reaction to Earning Announcement and the Impact of Earning Quality and Delay in Reporting on this Relation.....	107
Mahdieh habibi, Azita Jahanshad	
The Impact of Free Cash Flow and Growth Opportunity on Disclosure Quality and Stock Return Synchronicity.....	125
Mohamad Ali Aghaei, Saeed Sirghani, Saleh Orfizade	
The Effects of Business Cycle and Debt Maturity on a Firm's Investment in Fixed Assets.....	151
Pari Rashedi, Hamidreza Bazazzade	
The Effect of Accounting Variables Driving Risk on Abnormal Stock Returns.....	171
Maryam Saberi, Mahdieh Esfandiyarpour, Mohammad Norozi	
The Relation between Corporate Diversification Strategy and Real and Artificial Earning Management.....	191
Ghader Dadashzade, Rsul Baradaran Hasanzade	

Licence Holder: Alzahra University
Director: Hoseini, Seyed Ali (Assist. Prof. Alzahra University)
Editor in chief: Rahmani, Ali (Prof. Alzahra University)
Scientific and Literally Editor: Amir Mohamadi
English Editor: Ebrahimi, Elaheh
Cover Designer: Teymourian, Hedye
Lay out editor: Esfandi, Khadijeh
Journal Expert: Pakkhesal, Azam
Print and Binding: Alzahra University Publishing

Editorial Board

Ahmadpour, Ahmad, Prof. of Mazandaran University
Pourheidari, Omid, Prof. of Baahonar University
Hejazi, Rezvan, Prof. of Alzahra University
Khalifesoltani, seyed ahmad, Asso. Prof. of Alzahra University
Rahmani, Ali, Prof. Alzahra University
Sajadi, Hosein, Prof. of Chamraan University
Soleimani Amiri, Gholamreza, Associate Prof. of Alzahra University
Mashayekh, Shahnaz, Asso. Prof. Alzahra University
Mashayekhi, Bita, Asso. Prof. Tehran University
Mehrani, Sasan, Asso. Prof. of Tehran University

Address: Alzahra University, Vanak, Tehran-Iran. P. O Box
1993891176

Tel & Fax: (+9821) 88212578

Website: <http://journals.alzahra.ac.ir/jera>

Email: jera@alzahra.ac.ir

In the Name of God



Alzahra university

Quarterly Journal of

Empirical Research in Accounting

Autumn 2017, Vol 7, Number 25