

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال اول، شماره ۳، بهار ۱۳۹۱، صص ۱۹-۳۴

رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و پراکندگی بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

عبدالکریم مقدم*، مصطفی احمدی نژاد**، سلطان جوانمردی***

تاریخ دریافت: ۹۰/۰۸/۱۷

تاریخ تصویب: ۹۰/۱۰/۱۴

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی نحوه تأثیرگذاری کیفیت گزارشگری مالی بر پراکندگی بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بر اساس ادبیات، کاهش در کیفیت گزارشگری مالی موجب افزایش نوسان بازدهی غیرعادی سهام شرکت‌ها می‌شود (راجگوپال و وینکتچالم، ۲۰۱۱). این پژوهش، داده‌ها به صورت سالانه و برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

به منظور اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی از سه معیار کاهش در کیفیت ارقام تعهدی، ارقام تعهدی اختیاری و مجذور ارقام تعهدی اختیاری استفاده و پراکندگی بازدهی غیرعادی سهام نیز از طریق واریانس بازدهی غیرعادی ماهانه سهام اندازه‌گیری شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که هموارسازی سود با استفاده از ارقام تعهدی کل و ارقام تعهدی اختیاری توسط بازارهای سهام درک و باعث افزایش واریانس بازدهی غیرعادی سهام شرکت‌ها می‌شود.

واژگان کلیدی: کیفیت گزارشگری مالی، ارقام تعهدی، ارقام تعهدی اختیاری، مجذور ارقام تعهدی اختیاری

کد طبقه بندی موضوعی: M49

*استادیار گروه حسابداری دانشگاه پیام نور مرکز تهران (نویسنده مسئول) (A_Moghad@pnu.ac.ir)

**کارشناسی ارشد از دانشگاه اصفهان (Mostafa_Ahmadinegad@yahoo.com)

***کارشناسی ارشد از دانشگاه پیام نور (SoltanJavanmard@yahoo.com)

مقدمه

هدف اصلی صورت‌های مالی ارائه‌ی اطلاعات مناسب در مورد وضعیت مالی و عملیاتی شرکت برای اتخاذ تصمیم درست توسط سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان است. زمانی که صورت‌های مالی این هدف را تأمین کنند از کیفیت مناسبی برخوردار خواهند بود (ابودی & هوسگس، ۲۰۰۵). ولی دو عامل تضاد منافع^۱ عدم تقارن اطلاعاتی^۲ بین مدیران و مالکان باعث می‌شود که مدیران اقدام به تحریف اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی نمایند (راجگوپال و وینکتچالم، ۲۰۱۱). زیرا از یک طرف مدیر خود مالک شرکت نیست و آثار اقتصادی تصمیمات خود را تجربه نمی‌کند (آرترام و همکاران، ۲۰۰۹)، و از طرف دیگر به دلیل همسو نبودن منافع مدیران و مالکان، برخی از تصمیمات مدیران برخلاف منافع مالکان اتخاذ می‌شود. علاوه بر این، وجود عدم تقارن اطلاعاتی موجب می‌شود که سهامداران نتوانند به درستی عملکرد مدیران را شناسایی و پاداش آن‌ها را بر مبنای عملکردشان تعیین نمایند (والاس، ۲۰۰۳). بنابراین، مدیران برای افزایش حقوق و مزایای خود اقدام به مدیریت سود می‌کنند؛ و سود مورد انتظار سهامداران را گزارش می‌کنند تا امنیت شغلی خود را نیز حفظ نمایند. اعمال مدیریت سود در نهایت باعث می‌شود صورت‌های مالی وضعیت واقعی شرکت را به طور مناسبی افشاء نکند و نتوان با استفاده از این صورت حساب‌ها تصمیم درستی اتخاذ نمود. در نتیجه کیفیت گزارشگری مالی^۳ کاهش می‌یابد (حبیب و همکاران، ۲۰۱۱). پژوهش‌های گذشته نشان داده است که در سال‌های جاری مدیران در هنگام ضعیف بودن نتایج عملیات شرکت برای اعمال مدیریت سود از ارقام تعهدی اختیاری^۴ و کل ارقام تعهدی^۵ استفاده می‌کنند (موسی، ۱۹۸۷). بنابراین، در این پژوهش فرض بر این است که استفاده‌ی مدیران از ارقام تعهدی اختیاری و ارقام تعهدی کل منجر به کاهش کیفیت گزارشگری مالی و افزایش نوسان بازدهی غیرعادی سهام شرکت‌ها می‌شود.

در بسیاری از مطالعات حسابداری و مالی، کیفیت گزارشگری مالی میزان صداقت مدیران در ارائه‌ی اطلاعات منصفانه و حقیقی برای تصمیم‌گیرندگان تعریف شده است (راجگوپال و وینکتچالم، ۲۰۱۱). به عبارت دیگر، هرگاه مدیران در ارائه‌ی ارقام مندرج در صورت‌های مالی دو واژه‌ی بی‌طرفی^۶ و عینیت^۷ را رعایت کرده باشند، می‌توان گفت که کیفیت گزارشگری مالی وجود دارد (برندت، ۲۰۱۰).

از طرفی؛ اصول پذیرفته شده‌ی حسابداری اختیاراتی به مدیران داده است که بر مبنای آن قادر خواهند بود سطح سود گزارش شده‌ی شرکت را تغییر دهند و همواره سودهای یکسانی گزارش کنند. مهم‌ترین این عوامل اقلام تعهدی کل و اقلام تعهدی اختیاری هستند. اقلام تعهدی اختیاری به معنی اختیار مدیران در تعیین زمان شناسایی و سقف فروش‌های نسبه است (احمدی‌نژاد و هرمزی، ۱۳۹۰، ۸). چنانچه مدیران طی یک دوره انتظار وقوع نوسان‌های زیادی در سود شرکت را داشته باشند؛ می‌توانند با افزایش و یا کاهش سقف فروش‌های نسبه و همچنین تغییر زمان شناسایی این فروش‌ها همواره سودهای یکسانی را گزارش کنند (گاش و اولسون، ۲۰۰۹). انتظار می‌رود بین اقلام تعهدی اختیاری و واریانس بازدهی غیرعادی سهام رابطه‌ی مثبتی وجود داشته باشد (راجگوپال و وینکتچالم، ۲۰۱۱).

تعبیر عمومی از اقلام تعهدی این است که وقتی مدیران سود حسابداری را به مبلغی بیش از وجوه نقد حاصل شناسایی کنند، اقلام تعهدی ایجاد می‌شود (محمد زادگان، ۱۳۸۵، ۴۴). اگر مدیران به طور معناداری اقدام به هموارسازی سودهای گزارش شده نکنند، می‌توان با استفاده از این سودها، جریان‌های نقد آتی شرکت را پیش‌بینی کرد (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵). در این حالت اقلام تعهدی از کیفیت لازم برخوردار هستند. ولی اگر مدیران با استفاده از اقلام تعهدی اقدام به هموار نمودن سود نمایند، رابطه‌ی بین سودهای گزارش شده و جریان‌های نقد آتی مخدوش شده و نمی‌توان جریان‌های نقد آتی را پیش‌بینی کرد (راجگوپال و وینکتچالم، ۲۰۱۱). عدم توانایی اقلام تعهدی در پیش‌بینی جریان نقد آتی کیفیت آن را کاهش می‌دهد. بنابراین، انتظار می‌رود بین کاهش در کیفیت اقلام تعهدی و واریانس بازدهی غیرعادی سهام رابطه‌ی مثبتی وجود داشته باشد.

همچنین پژوهش‌های گذشته ثابت کرده‌اند که اعمال مدیریت سود با استفاده از اقلام تعهدی اختیاری تأثیری چندین برابر کل مبلغ سود تحریف شده بر تصمیم سرمایه‌گذاران دارد (راجگوپال و وینکتچالم، ۲۰۱۱). زیرا استفاده از اقلام تعهدی اختیاری از یک طرف فروش و سود گزارش شده‌ی شرکت را تعدیل می‌کند و تعبیر سرمایه‌گذاران از سودهای تقسیمی آینده را تغییر می‌دهد. از طرف دیگر باعث تغییر مبلغ دارایی‌های گزارش شده در ترازنامه می‌شود و ساختار دارایی‌های شرکت را مخدوش می‌کند (همان، ۶). در نتیجه

قیمت سهام شرکت‌ها بیش از مبلغ مدیریت سود نوسان پیدا می‌کند. در این پژوهش برای آزمون تأثیر مضاعف ارقام تعهدی اختیاری بر بازدهی غیرعادی سهام شرکت‌ها از مجذور ارقام تعهدی اختیاری ۹ استفاده شده است و انتظار می‌رود بین مجذور ارقام تعهدی اختیاری و واریانس بازدهی غیرعادی سهام رابطه‌ی مثبتی وجود داشته باشد.

پیشینه پژوهش

راجکوپال و وینکتچالم^{۱۰} (۲۰۱۱)، در پژوهشی تحت عنوان "کیفیت گزارشگری مالی و پراکندگی بازدهی غیرعادی سهام" رابطه‌ی بین کاهش در کیفیت گزارشگری مالی و پراکندگی بازدهی غیرعادی سهام شرکت‌ها را بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها حاکی از آن است که کاهش در کیفیت گزارشگری مالی باعث افزایش پراکندگی بازدهی غیرعادی سهام شرکت‌ها می‌شود.

حبیب و همکاران^{۱۱} (۲۰۱۱) در پژوهشی با عنوان "عدم اطمینان‌های محیطی و احساس بازار از هموارسازی سود" رابطه‌ی بین هموارسازی سود و بازدهی جاری سهام را بررسی کردند. در این پژوهش معیار هموارسازی سود همبستگی منفی بین تغییرات شرکت‌ها در نحوه‌ی استفاده از ارقام تعهدی اختیاری برای مدیریت سود و تغییرات سودهای مدیریت نشده تعریف شده است. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که برای شرکت‌های فعال در شرایط عدم اطمینان بالا، قیمت‌های جاری سهام به طور معناداری تحت تأثیر سودهای هموارشده قرار می‌گیرد. بنابراین، مدیران برای دستیابی به این ارزش اطلاعاتی اقدام به هموارسازی سود می‌نمایند.

عرب مازار یزدی و طالبیان (۱۳۸۸)، در پژوهشی با عنوان "کیفیت گزارشگری مالی، ریسک اطلاعاتی و هزینه سرمایه" به بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و ریسک اطلاعاتی بر هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴ پرداختند. یافته‌های تحقیق آن‌ها حاکی از آن است که هزینه‌ی سرمایه‌ی شرکت‌های با کیفیت ارقام تعهدی پایین از هزینه‌ی سرمایه‌ی شرکت‌های با کیفیت ارقام تعهدی بالا بیشتر است. همچنین یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان داد که ارقام تعهدی اختیاری بیشتر از ارقام تعهدی غیر اختیاری هزینه‌ی سرمایه‌ی شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

فرضیه‌های پژوهش

پژوهش حاضر مشتمل بر سه فرضیه به شرح زیر است:

فرضیه اول: "بین کاهش در کیفیت اقلام تعهدی و پراکندگی بازدهی غیرعادی سهام رابطه‌ی مثبت و معناداری وجود دارد."

فرضیه دوم: "بین اقلام تعهدی اختیاری و پراکندگی بازدهی غیرعادی سهام رابطه‌ی مثبت و معناداری وجود دارد."

فرضیه سوم: "بین مجدور اقلام تعهدی اختیاری و پراکندگی بازدهی غیرعادی سهام رابطه‌ی مثبت و معناداری وجود دارد."

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بین سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۸۸ است. در این پژوهش از روش نمونه‌گیری هدفمند و یا حذف سیستماتیک استفاده شده است، لذا تمامی شرکت‌های حائز شرایط زیر به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند:

- ۱- سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه باشد.
 - ۲- داده‌های مورد نیاز طی سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۸۹ در دسترس باشد.
 - ۳- فعالیت آن‌ها تولیدی باشد و جزء شرکت‌های لیزینگ و واسطه‌گری مالی نباشند.
- با رعایت محدودیت‌های فوق جمعاً ۱۲۹ شرکت به عنوان نمونه‌ی آماری انتخاب شدند.

روش و نوع پژوهش

این پژوهش، توصیفی از نوع پس رویدادی و در حوزه‌ی تحقیقات همبستگی است. داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه‌ی هر یک از متغیرها، از بانک‌های اطلاعاتی «تدبیر پرداز»، «ره‌آوردنویز» و سایت اینترنتی مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی - سازمان بورس اوراق بهادار ۱۲ استخراج شده است.

کیفیت ارقام تعهدی

برای برآورد کیفیت ارقام تعهدی از مدل اصلاح شده (دیچو و دیچاو، ۲۰۰۲) توسط (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵) به شرح رابطه‌ی (۱) استفاده شده است:

$$TCA_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 CFITD_{i,t-1} + \varphi_2 CFITD_{i,t} + \varphi_3 CFITD_{i,t+1} + \varphi_4 \Delta REV_{i,t} + \varphi_5 PPE_{i,t} + v_{i,t}$$

$TCA_{i,t}$: کل ارقام تعهدی جاری است، که با استفاده از رابطه‌ی (۲) محاسبه می‌شود:

$$TCA_{i,t} = \Delta CA_{i,t} - \Delta CL_{i,t} - \Delta CASH_{i,t} + \Delta STDEBT_{i,t}$$

$\Delta CA_{i,t}$: تغییرات در دارایی‌های جاری شرکت t در سال t

$\Delta CL_{i,t}$: تغییرات در بدهی‌های جاری شرکت t در سال t

$\Delta CASH_{i,t}$: تغییرات در وجه نقد عملیاتی شرکت t در سال t

$\Delta STDEBT_{i,t}$: تغییر در حصة جاری بدهی‌های بلند مدت شرکت t در سال t

$CFITD_{i,t}$: جریان وجوه نقد ناشی از عملیات شرکت t در سال t که با استفاده از رابطه‌ی

(۳) محاسبه می‌شود:

$$CFITD_{i,t} = IBEX_{i,t} - TCA_{i,t} + DEPN_{i,t}$$

$IBEX_{i,t}$: سود خالص قبل از ارقام غیر مترقبه شرکت t در سال t

$DEPN_{i,t}$: مجموع هزینه‌ی استهلاک شرکت t در سال t

$CFITD_{i,t-1}$: جریان وجوه نقد ناشی از عملیات شرکت $t-1$ در سال $t-1$

$CFITD_{i,t+1}$: جریان وجوه نقد ناشی از عملیات شرکت $t+1$ در سال $t+1$

$\Delta REV_{i,t}$: تغییرات فروش شرکت t در سال t

$PPE_{i,t}$: ارزش ناخالص دارایی‌های ثابت شرکت t در سال t

لازم به ذکر است که به منظور حذف اثر اندازه‌ی شرکت‌های با حجم سرمایه و

دارایی‌های متفاوت و برآورد دقیق کیفیت ارقام تعهدی، همه‌ی متغیرهای رابطه‌ی (۱) با

استفاده از جمع کل دارایی‌ها در پایان سال قبل همگن شده‌اند. انتظار می‌رود افزایش واریانس

بازده‌ی غیرعادی سهام رابطه بین ارقام تعهدی و جریان نقد آتی را مخدوش کند.

اقلام تعهدی اختیاری

برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری از مدل (فاما و فرنچ ۱۹۹۷) به شرح رابطه‌ی (۴) استفاده شده است:

$$\frac{TA_{i,t}}{LTA} = \delta_0 + \delta_1 \frac{(\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t})}{LTA} + \delta_2 \frac{PPE_{i,t}}{LTA} + \delta_3 ROA_{i,t} + \eta_{i,t}$$

TA_{i,t}: کل اقلام تعهدی شرکت آدر سال t است که با استفاده از رابطه‌ی (۵) محاسبه می‌شود:

$$TA_{i,t} = TCA_{i,t} - DEPN_{i,t}$$

LTA: جمع کل دارایی‌ها در پایان سال مالی قبل برای شرکت آدر سال t

$\Delta AR_{i,t}$: تغییرات حساب‌های دریافتی شرکت آدر سال t

ROA_{i,t}: نرخ بازده دارایی‌های شرکت آدر سال t

سمت راست رابطه‌ی (۴) کل اقلام تعهدی شرکت و سمت چپ آن اقلام تعهدی غیر اختیاری را نشان می‌دهد. مابه‌التفاوت این دو سمت معادله ($\eta_{i,t}$ نشان دهنده‌ی اقلام تعهدی اختیاری است (حیب و همکاران، ۲۰۱۱)).

متغیر زمان

در این پژوهش فرض بر این است که هموارسازی سود توسط مدیران باعث بی‌اعتماد شدن سرمایه‌گذاران نسبت به صورت‌های مالی می‌شود. بنابراین، افزایش پراکندگی بازدهی غیرعادی سهام شرکت‌ها را در پی دارد. از این رو، برای اندازه‌گیری زمان واکنش سرمایه‌گذاران به سودهای هموارشده از متغیر کنترلی زمان استفاده شد. این متغیر به ازای هر سال پژوهش مقدار مشخصی را اختیار می‌کند. انتظار می‌رود رابطه‌ی مثبتی بین متغیر زمان و واریانس بازدهی غیرعادی سهام وجود داشته باشد. همچنین این انتظار نیز وجود دارد که بین حاصل ضرب متغیر زمان و معیارهای هموارسازی سود (کیفیت اقلام تعهدی، اقلام تعهدی اختیاری و مجذور اقلام تعهدی اختیاری) و واریانس بازدهی غیرعادی سهام رابطه‌ی معکوسی وجود داشته باشد. زیرا بی‌اعتماد شدن سرمایه‌گذاران نسبت به صورت‌های مالی باعث می‌شود در سال‌های بعد بیشتر تصمیم‌های خود را بر مبنای اطلاعاتی غیر از صورت‌های مالی اتخاذ نمایند و با گذشت زمان رویه‌های هموارسازی سود تأثیر کمتری بر بازدهی غیرعادی سهام داشته باشد. حتی ممکن است تأثیر معکوسی بر بازدهی غیرعادی سهام ایجاد کند.

جریان وجوه نقد همگن شده (CFAT)

برای حذف اثر داده‌های شرکت‌های با حجم سرمایه‌ی متفاوت سعی شده است که خالص جریان وجوه نقد شرکت‌ها با استفاده از میانگین جمع کل دارایی‌های آن‌ها همگن شود. اعمال مدیریت سود توانایی سودهای حسابداری را برای پیش‌بینی جریان نقد آتی کاهش می‌دهد. بنابراین، انتظار می‌رود بین بازدهی غیرعادی سهام و جریان وجوه نقد همگن شده رابطه‌ی معناداری وجود نداشته باشد.

آزمون‌های مربوط به داده‌های ترکیبی

از آنجا که در این پژوهش داده‌های شرکت‌ها به صورت ترکیبی آزمون شده‌اند، برای تشخیص تابلویی یا تلفیقی بودن آن‌ها و همچنین تشخیص ثابت یا تصادفی بودن اثرات عرض از مبدأ، باید داده‌های ترکیبی به ترتیب با دو آزمون F-لیمر ۱۳ و هاسمن^{۱۴} انجام می‌شد. اما نتیجه‌ی آزمون F-لیمر برای مدل‌های برآورد کننده‌ی کیفیت اقلام تعهدی و اقلام تعهدی اختیاری، تلفیقی^{۱۵} وزن داده‌ها را تأیید کرد. به عبارت دیگر، عرض از مبدأ داده‌های مذکور به صورت اثرات ثابت^{۱۶} است و دیگر نیازی به آزمون هاسمن نبود. از آنجا که در آزمون همه‌ی مدل‌های از یک متغیر کنترلی به عنوان متغیر نشان دهنده‌ی زمان استفاده شده است، لذا آزمون‌های F-لیمر و هاسمن برای این مدل‌ها قابل انجام نبود و همه‌ی آن‌ها به صورت داده‌های تلفیقی با اثرات ثابت عرض از مبدأ برآورد شدند.

آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش

واریانس بازدهی غیرعادی سهام، متغیر زمان، معیارهای هموارسازی سود (کیفیت اقلام تعهدی، اقلام تعهدی اختیاری و مجذور اقلام تعهدی اختیاری و حاصل ضرب متغیر زمان با هر یک از معیارهای هموارسازی سود، متغیرهای اصلی هستند که اطلاعات مربوط به آمار توصیفی آن‌ها در نگاره (۱) ارائه شده است:

نگاره‌ی (۱): آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش

نماد متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	میانه	انحراف معیار
واریانس بازدهی غیرعادی سهام	۰.۰۲۹۵	۹.۳۸۴۳	۱.۱۵۰۴	۰.۶۴۸۰	۱.۴۷۰۳
زمان	۱	۳	۲	۲	۰.۸۶۷۶
کیفیت اقلام تعهدی	۰.۲۹۴۴-	۰.۳۹۰۵	۲.۳۳-	۰.۰۱۱۹-	۰.۱۰۸۱

نگاره‌ی (۱): آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش

انحراف معیار	میانگین	میانگین	حداکثر	حداقل	نماد متغیر
۰.۱۳۸۵	۰.۰۰۷۳-	۰.۰۲۲۳	۰.۷۷۱۸	۰.۱۸۳۳-	اقدام تعهدی اختیاری
۰.۰۵۲۵	۰.۰۰۶۲	۰.۰۱۹۶	۰.۵۹۵۶	۰.۰۰۰	مجذور اقدام تعهدی اختیاری
۰.۲۲۹۴	۰.۰۲۰۴-	۷.۷۵-	۰.۸۶۱۵	۰.۷۶۳۱-	تعهدی اقدام کیفیت × زمان
۰.۲۸۲۱	۰.۰۱۰۱-	۰.۰۴۲۹	۱.۴۳۸	۰.۵۴۹۸-	اختیاری تعهدی اقدام × زمان
۰.۰۸۹۶	۰.۰۱۰۲	۰.۰۳۷۱	۱.۰۳۳۹	۰.۰۰۰	اختیاری تعهدی اقدام مجذور × زمان

آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌ها از سه مدل رگرسیونی چند متغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی استفاده شده است که نتایج حاصل از اجرای هر یک از آن‌ها به شرح زیر است:

نتایج آزمون فرضیه‌ی اول

برای آزمون فرضیه‌ی اول از رابطه‌ی (۶) به شرح زیر استفاده شد که نتایج آن در نگاره (۲) ارائه شده است:

$$VAR_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 TIME_t + \lambda_2 TIME_t DD_{i,t-1} + \lambda_3 TIME_t CFAT_{i,t+1} + \lambda_4 TIME_t CFAT_{i,t-1} + \lambda_5 TIME_t VCFAT_i + \lambda_6 DD_{i,t-1} + \lambda_7 CFAT_{i,t+1} + \lambda_8 CFAT_{i,t-1} + \lambda_9 VCFAT_i + \lambda_{10} BM_{i,t-1} + \lambda_{11} SIZE_{i,t-1} + \lambda_{12} LEV_{i,t-1} + \lambda_{13} RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$VAR_{i,t}$: واریانس سالانه‌ی بازدهی غیرعادی ماهانه‌ی سهام شرکت i در سال t

$TIME_t$: متغیر کنترلی زمان در سال t

$DD_{i,t-1}$: کیفیت اقدام تعهدی محاسبه شده برای شرکت i در سال $t-1$

$CFAT_{i,t+1}$: جریان وجوه نقد همگن شده برای شرکت i در سال $t+1$

$CFAT_{i,t-1}$: جریان وجوه نقد همگن شده برای شرکت i در سال $t-1$

$VCFAT_i$: واریانس جریان وجوه نقد همگن شده با استفاده از میانگین دارایی‌ها

$BM_{i,t-1}$: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال $t-1$

$SIZE_{i,t-1}$: لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال $t-1$

$LEV_{i,t-1}$: نسبت بدهی‌های بلند مدت به جمع کل دارایی‌های شرکت i در سال $t-1$

$RET_{i,t}$: بازدهی سالانه‌ی سهام شرکت i در سال t

تکانه (۲): رابطه‌ی بین کاهش در کیفیت ارقام تعهدی و واریانس بازدهی غیرعادی سهام

نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی T	سطح معناداری
$TIME_t$	۰.۲۱۷۶	۰.۰۵۵۲	۳.۹۴۰۷	۰.۰۰۰۱
$TIME_t DD_{i,t-1}$	-۱.۰۳۶۹	۰.۴۴۸۴	-۲.۳۱۲۵	۰.۰۲۱۳
$TIME_t CFAT_{i,t+1}$	۰.۵۲۳۲	۰.۳۱۱۷	۱.۶۷۸۷	۰.۰۹۴۰
$TIME_t CFAT_{i,t-1}$	-۰.۴۶۹۹	۰.۳۵۶۰	-۱.۳۲۰۲	۰.۱۸۷۶
$TIME_t VCFAT_i$	-۳.۷۰۸۶	۲.۹۳۸۸	-۱.۲۶۲۰	۰.۲۰۷۸
$DD_{i,t-1}$	۱.۸۶۵۵	۰.۸۸۱۷	۲.۱۱۵۸	۰.۰۳۵۰
$CFAT_{i,t+1}$	-۰.۴۳۹۳	۰.۶۵۵۹	-۰.۶۷۰۰	۰.۵۰۳۲
$CFAT_{i,t-1}$	۱.۰۴۷۷	۰.۷۲۶۳	۱.۴۴۲۵	۰.۱۵۰۰
$VCFAT_i$	۱۲.۹۸۱۰	۶.۴۰۷۹	۲.۰۲۵۷	۰.۰۴۳۵
$BM_{i,t-1}$	۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۰۶	۰.۳۳۸۱	۰.۷۳۵۵
$SIZE_{i,t-1}$	۰.۰۴۱۰	۰.۰۴۱۸	-۰.۹۸۱۱	۰.۳۲۷۲
$LEV_{i,t-1}$	۰.۴۲۰۷	۰.۳۳۱۵	۱.۲۶۹۰	۰.۲۰۵۲
$RET_{i,t}$	۰.۴۰۹۴	۰.۰۹۱۳	۴.۴۸۳۳	۰.۰۰۰۰
ضریب تعیین: ۰.۱۷۷۶	ضریب تعیین تعدیل شده: ۰.۱۴۹۰		آماره‌ی F: ۶.۱۹۷۷	
دوربین-واتسون: ۱.۹۹۰۰		معناداری آماره F: ۰.۰۰۰۰۰۰		

از آنجا که سطح معناداری متغیرهای ($TIME_t$ ، $TIME_t DD_{i,t-1}$ و $DD_{i,t-1}$) کمتر از ۵٪ است، فرضیه‌ی اول مبنی بر وجود رابطه‌ی مثبت و معنادار بین بازدهی غیرعادی سهام و کاهش کیفیت ارقام تعهدی تأیید می‌شود. منفی بودن ضریب متغیر ($TIME_t DD_{i,t-1}$) به معنی ارتباط معکوس تأثیر هموارسازی سود و واریانس بازدهی غیرعادی سهام در طی زمان است. همچنین مطابق انتظار اولیه از یک طرف، رابطه مثبت و معناداری بین متغیر زمان و بازدهی غیرعادی سهام وجود دارد که این موضوع بی‌اعتمادی شدن سرمایه‌گذاران نسبت به صورت‌های مالی را نشان می‌دهد. از طرف دیگر، هموارسازی سود توانایی ارقام تعهدی برای پیش‌بینی جریان‌های نقد آتی را مخدوش می‌کند و با جریان وجوه نقد جاری نیز رابطه معناداری نخواهد داشت. همچنین معنادار بودن یا نبودن متغیرهای کنترلی ($RET_{i,t}$ ، $LEV_{i,t-1}$ ، $SIZE_{i,t-1}$ ، $BM_{i,t-1}$) تأثیری در آزمون فرضیه ندارد. سطح معناداری آماره‌ی F نیز کمتر از ۵٪ می‌باشد، که این امر معتبر بودن مدل رگرسیونی را از نظر آماری تأیید

می‌کند. آماره‌ی دورین-واتسون نیز در محدوده‌ی (۲.۲ و ۱.۸) قرار دارد؛ بنابراین، می‌توان بیان کرد که بین اجزای اخلال آن خود همبستگی وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه دوم

برای آزمون فرضیه‌ی دوم از رابطه‌ی (۷) به شرح زیر استفاده شد که نتایج آن در

نگاره‌ی (۳) ارائه شده است:

$$VAR_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 TIME_t + \lambda_2 TIME_t DA_{i,t-1} + \lambda_3 TIME_t CFAT_{i,t+1} + \lambda_4 TIME_t CFAT_{i,t-1} + \lambda_5 TIME_t VCFAT_i + \lambda_6 DA_{i,t-1} + \lambda_7 CFAT_{i,t+1} + \lambda_8 CFAT_{i,t-1} + \lambda_9 VCFAT_i + \lambda_{10} BM_{i,t-1} + \lambda_{11} SIZE_{i,t-1} + \lambda_{12} LEV_{i,t-1} + \lambda_{13} RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

DA_{i,t-1}: اقلام تعهدی اختیاری شرکت آدر سال t-1

نگاره (۳): رابطه‌ی بین اقلام تعهدی اختیاری و واریانس بازدهی غیرعادی

سهام

نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی T	سطح معناداری
TIME _t	۰.۱۷۲۱	۰.۰۵۵۰	۳.۳۱۳۱	۰.۰۰۱۹
TIME _t DA _{i,t-1}	-۰.۸۰۰۲	۰.۳۵۵۸	-۲.۲۴۹۴	۰.۰۲۵۱
TIME _t CFAT _{i,t+1}	۰.۴۰۵۹	۰.۳۱۳۹	۱.۲۹۲۹	۰.۱۹۶۹
TIME _t CFAT _{i,t-1}	-۰.۰۰۷۹	۰.۲۹۹۲	-۰.۰۲۶۳	۰.۹۷۹۰
TIME _t VCFAT _i	-۲.۵۱۰۰	۳.۲۹۰۸	-۰.۷۶۲۷	۰.۴۴۶۱
DA _{i,t-1}	۱.۴۹۱۵	۰.۷۲۱۸	۲.۰۶۶۲	۰.۰۳۹۵
CFAT _{i,t+1}	-۰.۲۱۴۷	۰.۶۶۹۰	-۰.۳۲۰۹	۰.۷۴۸۴
CFAT _{i,t-1}	۰.۲۱۱۶	۰.۶۷۴۳	۰.۳۱۳۸	۰.۷۵۳۸
VCFAT _i	۱۰.۰۴۶۴	۷.۳۴۰۲	۱.۳۶۸۷	۰.۱۷۱۹
BM _{i,t-1}	۰.۰۰۰۱	۰.۰۰۰۶	۰.۲۱۲۰	۰.۸۳۲۲
SIZE _{i,t-1}	-۰.۰۵۲۲	۰.۰۴۱۹	-۱.۲۴۷۰	۰.۲۱۳۲
LEV _{i,t-1}	۰.۳۲۲۲	۰.۳۲۶۴	۰.۹۸۷۰	۰.۳۲۴۳
RET _{i,t}	۰.۴۲۰۷	۰.۰۸۹۷	۴.۶۸۶۲	۰.۰۰۰۰
ضریب تعیین: ۰.۱۸۷۶		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰.۱۵۹۴		آماره‌ی F: ۶.۶۲۹۰
دورین-واتسون: ۱.۹۶۰۸		معناداری آماره F: ۰.۰۰۰۰۰۰		

از آنجا که سطح معناداری متغیرهای (TIME_t، TIME_tDA_{i,t-1} و DA_{i,t-1}) کمتر از ۵٪ است،

فرضیه دوم مبنی بر وجود رابطه‌ی مثبت و معنادار بین بازدهی غیرعادی سهام و اقلام تعهدی اختیاری تأیید می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه‌ی سوم

برای آزمون فرضیه‌ی سوم از رابطه‌ی (۸) به شرح زیر استفاده شد که نتایج آن در

نگاره‌ی (۴) ارائه شده است:

$$\begin{aligned} VAR_{i,t} = & \lambda_0 + \lambda_1 TIME_t + \lambda_2 TIME_t ABACC^2_{i,t-1} + \lambda_3 TIME_t CFAT_{i,t+1} \\ & + \lambda_4 TIME_t CFAT_{i,t-1} + \lambda_5 TIME_t VCFAT_i + \lambda_6 ABACC^2_{i,t-1} \\ & + \lambda_7 CFAT_{i,t+1} + \lambda_8 CFAT_{i,t-1} + \lambda_9 VCFAT_i + \lambda_{10} BM_{i,t-1} \\ & + \lambda_{11} SIZE_{i,t-1} + \lambda_{12} LEV_{i,t-1} + \lambda_{13} RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

ABACC²_{i,t-1}: مجذور اقلام تعهدی اختیاری شرکت آدر سال t-1

نگاره (۴): رابطه‌ی بین مجذور اقلام تعهدی اختیاری و واریانس بازدهی

غیرعادی سهام

نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی T	سطح معناداری
TIME _t	۰.۲۳۵۰	۰.۰۶۴۰	۳.۶۶۶۹	۰.۰۰۰۳
TIME _t ABACC ² _{i,t-1}	۰.۰۴۹۰۱	۰.۷۷۱۹	۰.۰۶۳۵	۰.۹۴۹۴
TIME _t CFAT _{i,t+1}	۰.۳۵۹۱	۰.۳۲۵۱	۱.۱۰۴۵	۰.۲۷۰۱
TIME _t CFAT _{i,t-1}	-۰.۰۸۴۹۹	۰.۳۰۳۱	-۰.۲۸۰۴	۰.۷۷۹۳
TIME _t VCFAT _i	-۳.۹۱۱۶	۲.۳۶۷۹	-۱.۶۵۲۰	۰.۰۹۹۴
ABACC ² _{i,t-1}	-۰.۴۸۲۹	۱.۱۶۲۶	-۰.۴۱۵۴	۰.۶۷۸۱
CFAT _{i,t+1}	-۰.۴۲۰۳	۰.۶۷۴۷	-۰.۶۲۲۹	۰.۵۳۳۷
CFAT _{i,t-1}	۰.۷۶۰۹	۰.۶۷۰۷	۱.۱۳۴۴	۰.۲۵۷۳
VCFAT _i	۱۲.۸۶۴۰	۵.۷۰۶۸	۲.۲۵۴۱	۰.۰۲۴۸
BM _{i,t-1}	۰.۰۰۱۶	۰.۰۰۱۳	۱.۲۹۳۶	۰.۱۹۶۶
SIZE _{i,t-1}	-۰.۰۳۸۴	۰.۰۴۸۸	-۰.۷۸۷۷	۰.۴۳۱۴
LEV _{i,t-1}	۰.۶۱۲۰	۰.۳۳۸۹	۱.۸۰۵۹	۰.۰۷۱۷
RET _{i,t}	۰.۴۶۲۸	۰.۱۱۱۵	۴.۱۵۲۷	۰.۰۰۰۰
ضریب تعیین: ۰.۱۶۰۸		ضریب تعیین تعدیل شده: ۰.۱۳۱۶		آماره‌ی F: ۵.۴۹۹۵
دوربین-واتسون: ۱.۹۳۰۸		معناداری آماره F: ۰.۰۰۰۰۰۰		

از آنجا که سطح معناداری متغیرهای (TIME_t، TIME_tABACC²_{i,t-1} و ABACC²_{i,t-1}) بیشتر از ۵٪

است، فرضیه‌ی سوم مبنی بر وجود رابطه‌ی مثبت و معنادار بین بازدهی غیرعادی سهام و

مجذور اقلام تعهدی اختیاری رد می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران کاهش در کیفیت گزارش‌گری مالی را درک می‌کنند و از طریق تعدیل قیمت سهام نسبت به آن واکنش نشان می‌دهند که این امر از طریق افزایش نوسان بازدهی غیرعادی سهام نمایانگر می‌شود. نتایج این پژوهش انتظارات اولیه‌ی مندرج در بخش چارچوب نظری را تأیید کرد و با نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط راجگوپال و وینکتچالم (۲۰۱۱) و حبیب و همکاران (۲۰۱۱) نیز مطابقت دارد. به‌همه‌ی سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در تصمیم‌گیری‌های خود برای خرید و فروش سهام شرکت‌ها اعتماد کمتری به سودهای کم نوسان داشته باشند و سعی کنند معیارهای دیگری از جمله صورت جریان وجوه نقد، میزان فروش‌های نقدی و مانده‌ی مطالبات شرکت را در تصمیم‌گیری‌های خود دخالت دهند. زیرا بسیاری از اعمال هموارسازی‌های سود تأثیر کوتاه‌مدت دارند و در بلندمدت موجب کاهش سودآوری شرکت می‌شوند. همچنین از آنجا که مقدار ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده در تمامی مدل‌های این پژوهش اندک است، می‌توان بیان کرد که متغیرهای دیگری علاوه بر متغیرهای مورد بررسی می‌تواند بازدهی غیرعادی سهام شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار داده باشد که پیشنهاد می‌شود این موضوع در پژوهش‌های آتی بررسی شود.

پی‌نوشت‌ها

1. 1-Conflict of Interest
2. Information asymmetry
3. Financial Reporting Quality
4. Discretionary Accruals
5. Total Accruals
6. Objectivity
7. Verifiability
8. Square of Discretionary Accruals
9. Rajgopal and Venkatachalam
10. Habib et al
11. F-Limer test
12. <http://www.rdis.ir>
13. Husman test
14. Pooled
15. Fixed Effect
16. Verifiability

منابع

- ۱- احمدی نژاد، مصطفی. (۱۳۹۰). «رابطه‌ی بین عدم اطمینان‌های محیطی و استفاده‌ی مدیران از اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، ص ۵۸.
- ۲- ایزدی نیا، ناصر و سید یاسر نظر زاده. (۱۳۸۸). «بررسی ارتباط کیفیت سود و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، مجله توسعه و سرمایه، شماره ۳، ص ۸۷-۱۱۰.
- ۳- خواجه‌جوی، شکرالله و امین ناظمی. (۱۳۸۴). «بررسی ارتباط بین کیفیت سود و بازدهی سهام با تأکید بر نقش ارقام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران» بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۰، ص ۳۷-۶۰.
- ۴- فروغی، داریوش و مصطفی احمدی نژاد. (۱۳۹۰). «رابطه‌ی بین عدم اطمینان‌های محیطی و استفاده‌ی مدیران از اقلام تعهدی اختیاری در بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، مجله‌ی تحقیقات حسابداری، شماره‌ی ۹، ص ۱-۱۹.
- ۵- عرب مازار یزدی، محمد و سید محمد طالبیان. (۱۳۸۸). «کیفیت گزارشگری مالی، ریسک اطلاعاتی و هزینه‌ی سرمایه»، فصلنامه مطالعات حسابداری، شماره ۲۱، ص ۱-۳۰.
- ۶- محمد زادگان، اکبر. (۱۳۸۵). «بررسی رابطه بین قابلیت اتکای اقلام تعهدی با پایداری سود و قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره) قزوین، ص ۴۷.
- 7- Aboody, D., Hughes, J., Liu, J. (2005). «Earning equality, insider trading and cost of capital», *Journal of Accounting Research*, 43, 651-673.
- 8- Ahmed; Kamran, M. Godfrey; Jayne & M. Saleh; Norman. (2008). «Market perceptions of discretionary accruals by debt renegotiating firms during economic downturn», *The International Journal of Accounting*, Vol 43, 114-138.
- 9- Ashbaugh-Skaife, H., Gassen, J., Lafond, R. (2006). «Does stock price synchronicity represent firm-specific information? The international evidence», *Working Paper, University of Wisconsin, Madison*, Vol 2, 21-43.
- 10- Artram, S., Brown, G., Stulz, R. (2009). «Why do foreign firms have less idiosyncratic risk than U.S. firms?», *Working Paper, Ohio State University*, 87.

- 11- Badertscher, B., Collins, D. W., Lys, T. Z. (2008). «Earnings management and the predictive ability of accruals with respect to future cash flows», *Working Paper, Northwestern University*, 113.
- 12- Bali, T. G., Cakici, N., Yan, X., Zhang, Z. (2005). «Does idiosyncratic risk really matter?», *Journal of Finance*, 66, 905–929.
- 13- Brandt, M., Brav, A., Graham, J., Kumar, A. (2010). «The idiosyncratic volatility puzzle: time trend or speculative episodes?», *Review of Financial Studies*, 23 (2), 863–899.
- 14- Chen, C., Huang, A. G., Jha, R. (2010). «Idiosyncratic return volatility, economic activity, and managerial discretion», *Working Paper, University of Waterloo*, 134.
- 15- Dasgupta, S., Gan, J., Gao, J. (2009). «Transparency, price informativeness, stock return synchronicity: theory and evidence», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44 (2), 16–31.
- 16- Dechow, P., Dichev, I. (2002). «The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors», *The Accounting Review* 77 (Suppl.), 35–59.
- 17- Fama, E., French, K. (1993) «Common risk factors in the returns on stocks and bonds» *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.
- 18- Fama, E., French, K. (1997) «Industry costs of equity» *Journal of Financial Economics* 43, 153–193.
- 19- FASB, (1978) «Statement of financial accounting Concept 1: Objectives of financial reporting by business enterprises. Stamford» *CT: FASB*, 117–139.
- 20- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K. (2005) «The market pricing of accruals quality» *Journal of Accounting and Economics* 39, 295–327.
- 21- Gosh; Dipankar & Olsen; Lori, (2009) «Environmental Uncertainty and Managers' use of Discretionary accruals» *Accounting, Organizations & Society; Vol 34*, 188–205.
- 22- Habib, Ahsan; Hossain, Mahmud and Jiang, Haiyan; (2011) «Environmental Uncertainty and the Market Pricing of Earnings Smoothness» *The Journal of Advance in Accounting, Incorporating advances in International Accounting*, No 10, PP1–10.
- 23- Irvine, P., Pontiff, J. (2009) «Idiosyncratic return volatility, cash flows, and product market competition» *Review of Financial Studies* 22(3), 1149–1177.
- 24- Jones, J. (1991) «Earnings management during import relief investigations» *Journal of Accounting Research*, 29, 193–228.

25- Kothari, S.P., Leone, A.J., Wasley, C.E. (2005) «Performance matche ddiscretionary accrual measures» *Journal of Accounting and Economics*, 39, 1 63–197.

26- Louis; Henock & Robinson; Dahlia, (2005) «Do managers credibly use accruals to signal private information? Evidence from the pricing of discretionary accruals around stock splits» *Journal of Accounting & Economic*, Vol 39, 361-380.

27- McNichols, M. (2002) «Discussion of The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors» *The Accounting Review*, 77, 61–69.

28- Moses, O.D. (1987); "Income Smoothing and Incentives: Empirical Test Using Accounting Changes"; *The Accounting Review*, PP, 358-375.

29- O'Hara, M. (2003) «Presidential address: liquidity and price discovery» *Journal of Finance* 58, 1335–1354.

30- Rajgopal, Shiva and Venkatachalam, Mohan, (2011) «Financial Reporting Quality and Idiosyncratic Return Volatility» *The Journal of Accounting and Economics*, No 51, PP 1-20.

31- Ruth, W, Epps and Cynthia, P. Guthrie, (2010) «Sarbanes-Oxley 404 material Weaknesses and Discretionary Accruals» *Journal of Accounting Forum*, No 34, PP 67-75.

32- Wanda A. Wallace, (2002) «The Economic role of the audit in free and regulated markets» *Accounting & auditing Standards' Directorate*, page 69.

33- Watts, R., Zimmerman, J. (1986) «Positive Accounting Theory Prentice-Hal », Vol 2, 181

Archive of SID