فصلنامه رویکردهای پژوهشی نو در علوم مدیریت
Journal of New Research Approaches in Management Science
سال دوم. شماره هشتم. پاییز ۱۳۹۷، صص۲۵٤-۲۳۱ Vol 2. No 8. 2018, p 231-253
شماره شاپا (۲۵۸۸-۵۵٦۱) ISSN: (2588-5561)

بررسی کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام

حدیث گودرزی[۱]. خه بات کریم فر[۲]. دکتر فرید صفتی[۳]
۱. گروه مدیریت مالی، واحد بروجرد، دانشگاه آزاد اسلامی، بروجرد، ایران
۲. گروه مدیریت مالی، واحد بروجرد، دانشگاه آزاد اسلامی، بروجرد، ایران
۳. گروه حسابداری، واحد بروجرد، دانشگاه آزاد اسلامی، بروجرد، ایران

چکیده
هدف از این پژوهش تأثیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام می باشد. در این بررسی روش این تحقیق از حیث هدف تحقیق، از جمله تحقیقات کاربردی و بر حسب طبقه بندی بر مبنای روش از نوع تحقیقات همبستگی است. همچنین در این تحقیق از اطلاعات ۱۱۲ شرکت فعال در بازه زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۵ با استفاده از روش رگرسیون داده‌های تابلویی استفاده گردیده است، در این پژوهش فرضیه ها به تفکیک صنعت در صنایع کانی های فلزی و غیر فلزی، پتروشیمی، مواد غذایی، خودرو و قطعات، لاستیک وپلاستیک، کاشی و سرامیک، شیمیایی و دارویی و سایر صنایع مورد آزمون قرار گرفته است. جهت اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی از مدل اقلام تعهدی اختیاری بهره گرفت شد و تاثیر این متغیرها در هریک از صنایع به صورت جداگانه بر نوسانات بازده غیر متعارف سهام سنجیده شده است، که نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول مبنی بر تاثیر کیفیت گزارشگری مالی بر اساس مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسانات بازده غیر متعارف سهام نشان می‌دهد که در صنایع کانی های غیر فلزی و کاشی سرامیک تاثیر مثبت بوده و در صنایع کانی های فلزی، لاستیک و پلاستیک وشیشه، شیمیایی و دارویی و سایر صنایع منفی و معنی دار بوده است، و در سایر صنایع از قبیل پتروشیمی، مواد غذایی و خوردرو و قطعات رابطه معنادار مشاهده نشده است.

واژه‌های کلیدی: کیفیت گزارشگری مالی، نوسان بازده غیر متعارف سهام، مدل اقلام تعهدی اختیاری.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

مقدمه

عملکرد و رویه های حسابداری طی قرون متمادی دستخوش تغییرات قابل ملاحظه ای بوده است ولی درجریان این تغییرات، هدف نهایی حسابداری که همان نیازهای اطلاعاتی استفاده کنندگان خدمات حسابداری است، بدون تغییر مانده است.

گروههای مختلف استفاده کننده از اطلاعات مالی به دلیل مناسبات متفاوتی که با واحد تجاری دارند، غالبا نیازمند انواع متفاوت اطلاعات هستند. گزارشگری مالی فراتر از صورت‌های مالی است و سایر ابزارهای اطلاع رسانی مانند گزارش هیات مدیره، گزارشهای ادواری و اطلاع رسانی اینترنتی را شامل می‌شود. گزارشگری مالی فقط یک محصول نهایی نیست، بلکه فرآیندی متشکل از چند جزء است که عوامل زیادی برکیفیت گزارشگری مالی تاثیر گذارهستند، همچنین گزارشگری مالی نیز برعوامل مختلفی از جمله نوسانات بازده غیر متعارف بازده سهام تاثیر گذاراست.

پیشینه تحقیق

الف) پیشینه خارجی

کالیمپالی و نایاک[1](۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان (نوسان بازده غیر متعارف و نقدشوندگی) به دنبال تعیین گستره ای هستند که سرمایه گذاران نگران تأثیر نوسان پذیری و نقدشوندگی بر انتشار اوراق قرضه شرکتها هستند. نتایج این پژوهش نشان می دهد که نوسان پذیری و نقد شوندگی تأثیر با اهمیتی بر میزان انتشار اوراق قرضه شرکت‌ها دارد.

فنگ چن[2](۲۰۱۰) طی تحقیق تحت عنوان " کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه گذاری شرکتهای خصوصی در بازارهای نوظهور" به بررسی نقش کیفیت گزارشگری مالی (**FRQ**) در شرکتهای خصوصی در بازارهای نوظهور و ارتباط آن با کارایی سرمایه گذاری پرداخت. وی با استفاده از داده های بانک جهانی در مورد شرکت ها به این نتیجه رسید که کیفیت گزارشگری مالی بصورت مثبت با کارایی سرمایه‌گذاری در ارتباط است. همچنین وی دریافت که تامین مالی از طریق بانک در حال افزایش است و انگیزه های برای به حداقل رساندن درآمد برای مقاصد مالیاتی در حال کاهش است. این چنین ارتباطی بین انگیزه ها برای دادن مالیات کمتر و نقش اطلاعاتی درآمد، غالبا در تاریخچه تحقیقات، اظهار شده است. یکی از اهداف کیفیت گزارشگری مالی، تسهیل اختصاص کارآمد سرمایه است. یکی از جنبه های مهم این نقش، بهبود تصمیمات سرمایه گذاری شرکتهاست. نتایج تحقیق وی حاکی از تایید فرضیه وی مبنی بر این که افزایش شفافیت مالی این پتانسیل را دارد که مشکلات هم سرمایه گذاری کمتر از حد و هم سرمایه

1. Kalymypaly and Nayak
2. Feng Chen

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

گذاری بیشتر از حد را کاهش دهد، می‌باشد. با این وجود، این یافته ها اغلب محدود به شرکت‌های بزرگ عام در ایالات متحده آمریکا است.

همچنین بیدل و هیلاری (۲۰۰۹) [۳]طی تحقیقی به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی با کیفیت بالا در گزارشگری مالی کارایی سرمایه گذاری بالا و حساسیت وجه نقد سرمایه گذاری پایینی را دارند.

ب) پیشینه داخلی

کردستانی و رحیمی (۱۳۹۰) به پژوهشی با عنوان بررسی عوامل تعیین کننده انتخاب سطح کیفیت گزارشگری مالی و اثرات اقتصادی آن در بازار سرمایه پرداخته اند. نتایج این پژوهش دلالت بر وجود یک رابطه مثبت و معنی دار بین مالکیت نهادی و سطح کیفیت گزارشگری مالی دارد. بین رشد فروش، سرمایه گذاری در دارایی های ثابت و اهرم مالی و سطح کیفیت گزارشگری رابطه و معنی داری وجود نداشته است. همچنین بین سطح کیفیت گزارشگری مالی با هزینه سرمایه سهام عادی و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه و معنی داری مشاهده نشده است.

عبده تبریزی و دموری (۱۳۹۰) در تحقیقی با عنوان شناسایی عوامل مؤثر بر بازده بلند مدت سهام جدیداً پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌هایی را بررسی کردند که برای نخستین بار در بورس اوراق بهادار تهران عرضه شده بودند. در این تحقیق شرکت‌های تازه وارد به بازار طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۸ مورد بررسی قرار گرفته‌اند و عوامل مؤثر بر بازده بلند مدت این شرکت‌ها به طور خاص مورد آزمون قرار گرفته است. این عوامل عبارت از حجم معاملات سالانه سهام، اندازه شرکت و بازده کوتاه مدت حاصل از خرید و فروش سهام شرکت‌های مربوط است. نتایج این تحقیق نشان دهنده وجود بازده کوتاه مدت بیشتر سهام شرکت‌های جدیدالورود به بازار نسبت به شاخص بازار بوده است. بنابراین آنان عملکرد قیمت‌گذاری سهام شرکت‌های جدیدالورود به بورس را مشابه بازارهای سرمایه در کشورهای مختلف دانسته‌اند (عبده تبریزی و دموری، ۱۳۹۰، ص ۲۷).

بهرام فر (۱۳۸۸) در مقاله ای به بررسی تأثیر متغیرهای حسابداری بر بازده غیر عادی آتی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۸۰ ـ ۸۸ پرداخت. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای درجه اهرم مالی، اقلام تعهدی، ارزش بازار شرکت، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، هزینه استقراض، توزیع سود نقدی، با بازده غیر متعارف سهام رابطه معکوس دارند. درحالی که متغیرهای نرخ بازده سرمایه‌گذاری، رشد دارایی ثابت، تغییر در وجوه نقد عملیاتی، رابطه مستقیمی با بازده غیر متعارف دارند.

---

1. Biddle,G. ,Hillary

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

بیان مسأله

هدف اصلی صورت های مالی ارائه ی اطلاعات مناسب در مورد وضعیت مالی و عملیاتی شرکت برای اتخاذ تصمیم درست توسط سرمایه گذاران و اعتباردهندگان است. زمانی که صورت های مالی این هدف را تأمین کنند از کیفیت مناسبی برخوردار خواهند بود. (ابودی و هوگس، ۲۰۰۵)[۴]

ولی دو عامل تضاد منافع[۵] عدم تقارن اطلاعاتی[۶] بین مدیران و مالکان باعث می‌شود که مدیران اقدام به تحریف اطلاعات مندرج در صورت های مالی نمایند (راجگوپال و وینکتچالم، ۲۰۱۱)[۷] زیرا از یک طرف مدیر خود مالک شرکت نیست و آثار اقتصادی تصمیمات خود را تجربه نمی کند و از طرف دیگر به دلیل همسو نبودن منافع مدیران و مالکان، برخی از تصمیمات مدیران برخلاف منافع مالکان اتخاذ می شود (آرترام و همکاران، ۲۰۰۹)[۸] علاوه بر این، وجود عدم تقارن اطلاعاتی موجب می‌شود که سهامداران نتوانند به درستی عملکرد مدیران را شناسایی و پاداش آن ها را بر مبنای عملکردشان تعیین نمایند (والاس، ۲۰۰۳)[۹]

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 حساب ها تصمیم درستی اتخاذ نمود. در نتیجه کیفیت گزارشگری مالی کاهش می‌یابد (حبیب و همکاران، ۲۰۱۱)[۱۰] پژوهش های گذشته نشان داده است که در سال های جاری مدیران در هنگام ضعیف بودن نتایج عملیات شرکت برای اعمال مدیریت سود از اقلام تعهدی اختیاری[۱۱] و کل اقلام تعهدی[۱۲] استفاده می کنند (موسی، ۱۹۸۷)[۱۳]

چنانچه مدیران طی یک دوره انتظار وقوع نوسان های زیادی در سود شرکت را داشته باشند؛ می توانند با افزایش و یا کاهش سقف فروش های نسیه و همچنین تغییر زمان شناسایی این فروش ها همواره سودهای یکسانی را گزارش کنند (گاش و اولسون، ۲۰۰۹)[۱۴] بنابراین انتظار می رود بین اقلام تعهدی اختیاری و نوسانات غیر متعارف بازده سهام رابطه ی 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). اگر مدیران به طور معناداری

---

1. Aboody & Hughes
2. Conflict of Interest
3. Information asymmetry
4. Rajgopal & Venkatachalam
5. Artram & el
6. Wallace
7. Habib & el
8. Discretionary Accruals
9. Total Accruals
10. Moses
11. Gosh &Olsen

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

اقدام به هموارسازی سودهای گزارش شده نکنند، می توان با استفاده از این سودها، جریان های نقد آتی شرکت را پیش بینی کرد (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵)[۱۵]

لذا این پژوهش به دنبال یافتن پاسخ برای سوال ذیل است:

آیا کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد؟

روش پژوهش

از لحاظ طبقه‌بندی تحقیق بر مبنای هدف این تحقیق از نوع تحقیقات کاربردی است. هدف تحقیق کاربردی توسعه دانش کاربردی در یک زمینه خاص است. به عبارت دیگر تحقیق کاربردی به سمت کاربرد عملی دانش هدایت می‌شود. تحقیق حاضر از لحاظ طبقه‌بندی برحسب روش، از نوع تحقیقات توصیفی است. تحقیق توصیفی شامل مجموعه روش‌هایی است که هدف آن‌ها توصیف کردن شرایط یا پدیده‌های مورد بررسی است. از بین تحقیقات توصیفی این تحقیق از نوع تحقیقات پس رویدادی می‌باشد. از دیگر سو این تحقیق از لحاظ تئوریک از نوع تحقیقات اثباتی و از لحاظ استدلال از نوع استقرایی می‌باشد. همچنین این تحقیق ازنوع تحقیقات شبه‌تجربی در حوزه تحقیقات حسابداری مالی می‌باشد. در واقع تحقیقات شبه‌تجربی به منظور نزدیک ساختن تحقیق به شرایط تجربیات حقیقی، در مواردی به‌کار گرفته می‌شود که امکان کنترل یا به‌کارگیری تمام متغیرهای مربوط وجود ندارد. در این نوع از تحقیقات، محقق باید پژوهش خود را با توجه به همه محدودیت‌ها به انجام برساند. کلیه تحقیقات مشهور به تحقیقات میدانی، تحقیقات عملی و اجرایی و نیز اشکال پیچیده‌تر تحقیق کاربردی که کنترل متغیرها به طور نسبی امکان دارد جزء تحقیقات شبه تجربی قرار می‌گیرند.

فرضیه ها

فرضیه اصلی اول:

کیفیت گزارشگری مالی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تاثیر دارد.

فرضیه فرعی اول:

کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر دارد.

1. Kothari & el

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

متغیرهای پژوهش

متغیر مستقل:

کیفیت گزارشگری مالی بر اساس مدل اقلام تعهدی اختیاری

براساس مطالعات انجام شده، مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) قوی‌ترین مدل برای توصیف و کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد.

بر این اساس در تحقیق حاضر از مدل مذکور برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری استفاده شده است. در مدل تعدیل شده جونز ابتدا کل اقلام تعهدی به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$$TA_{t,i} = \Delta CA_{t,i} - \Delta CL_{t,i} - \Delta CASH_{t,i} + \Delta STD_{t,i} - DEP_{t,i}$$

TA: کل اقلام تعهدی شرکت **i** در سال **t**

$\Delta CA_{t,i}$: تغییر در دارایی‌های جاری شرکت **i** بین سال **t** و **t-1**

$\Delta CL_{t,i}$: تغییر در بدهی‌های جاری شرکت **i** بین سال **t** و **t-1**

$\Delta CASH_{t,i}$: تغییر در وجه نقد شرکت **i** بین سال **t** و **t-1**

$\Delta STD_{t,i}$: تغییر در حصه جاری بدهی‌های بلندمدت شرکت **i** بین سال **t** و **t-1**

$DEP_{t,i}$: هزینه استهلاک شرکت **i** در سال **t**

پس از محاسبه کل اقلام تعهدی، پارامترهای $\alpha_3, \alpha_2, \alpha_1$ به منظور تعیین اقلام تعهدی غیر اختیاری، از طریق فرمول زیر برآورد می‌شوند.

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

که داریم:

$TA_{i,t}$: کل اقلام تعهدی شرکت **i** در سال **t**

$\Delta REV_{i,t}$: تغییر در درآمد فروش شرکت **i** بین سال **t** و **t-1**

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

$A_{i,t-1}$: کل ارزش دفتری دارایی‌های شرکت **i** در سال **t-1**

ε_{it}: اثرات نامشخص عوامل تصادفی

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

$\alpha_3, \alpha_2, \alpha_1$: پارامترهای برآورده شده شرکت

پس از محاسبه پارامترهای $\alpha_3, \alpha_2, \alpha_1$ از طریق روش حداقل مربعات طبق فرمول ذیل اقلام تعهدی غیر اختیاری به شرح زیر تعیین می شود:

$$NDA_{i,t} = \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \alpha_2[\Delta REV_{i,t} - \Delta REC)/A_{i,t-1}] + \alpha_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$$

که در آن:

$NDA_{i,t}$: اقلام تعهدی غیر اختیاری شرکت **i** در سال **t**

$\Delta REV_{i,t}$: تغییر در درآمد فروش شرکت **i** بین سال **t** و **t-1**

ΔREC: تغییر در حساب‌های دریافتنی شرکت **i** بین سال **t** و **t-1**

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

$A_{i,t-1}$: کل ارزش دفتری دارایی‌های شرکت **i** در سال **t-1**

و در نهایت اقلام تعهدی اختیاری **(DA)** پس از تعیین **NDA** به صورت زیر محاسبه می شود:

$$DA_{i,t} = (TA_{i,t}/A_{i,t-1}) - NDA_{i,t}$$

متغیر وابسته

نوسانات غیر متعارف بازده سهام

از تفاوت بازده واقعی سهام و بازده مورد انتظار یا بازده کل بازار محاسبه می‌شود (پارساییان، ۱۳۸۵، ص۲۲۷).

نحوه اندازه گیری بازده سهام شرکت (بازده عادی)

بازده سرمایه‌گذاری در سهام عادی، در یک دوره معین، با توجه به قیمت اول و آخر دوره و منافع حاصل از مالکیت، بدست می‌آید. منافع حاصل از مالکیت در دوره هایی که شرکت، مجمع برگزار کرده باشد به سهامداران تعلق می گیرد و در دوره هایی که مجمع برگزار نشده باشد منافع مالکیت؛ برابر با صفر خواهد بود. بازده سرمایه‌گذاری در سهام، با استفاده از رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$R_{it} = \frac{(P_t - P_{t-1}) + D_t}{P_{t-1}} * 100$$

که در آن:

R_{it}: بازده سهام شرکت **i** درسال **t**.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

$\mathbf{P_t}$: قیمت سهام در پایان سال $\mathbf{t}$.

$\mathbf{P_{t-1}}$: قیمت سهام در ابتدای سال $\mathbf{t}$.

$\mathbf{D_t}$: منافع مالکیت (سود سهام پرداختنی).

منافع حاصل از مالکیت ممکن است به شکل های مختلفی به سهامداران پرداخت شود که عمده ترین آنها عبارتند از: سود نقدی، افزایش سرمایه از محل اندوخته (سهام جایزه)، افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده های نقدی، تجزیه سهام و تجمیع سهام (راعی، ۱۳۸۳).

در این تحقیق منافع حاصل از مالکیت $\boldsymbol{D_t}$ سودسهام پرداختنی در نظر گرفته شده است.

نحوه اندازه گیری بازده بازار سهام

بازده بازار سهام از فرمول زیر محاسبه نمودند:

$$RM_{it} = \frac{TEDPIX_t - TEDPIX_{t-1}}{TEDPIX_{t-1}} * 100$$

$\boldsymbol{RM_{it}}$: بازده بازار سهام شرکت $\mathbf{i}$ در سال $\mathbf{t}$.

$\boldsymbol{TEDPIX_t}$: بازده قیمت و سود نقدی سهام درسال $\mathbf{t}$.

$\boldsymbol{TEDPIX_{t-1}}$: بازده قیمت و سود نقدی سهام در سال $\mathbf{t-1}$.

نحوه اندازه گیری بازده غیر متعارف سهام

با استفاده از این مدل که در برخی پژوهش‌های مبتنی بر بازده سهام مورد استفاده قرار گرفته است می‌توان تفاضل بازده بازار با بازده واقعی سهام شرکت را مقایسه و تفاضل حاصله را بازده غیرعادی آن شرکت تلقی کرد (زیوبرسکی[1]۲۰۰۴):

$$\mathbf{AR_i = R_{it} - RM_{it}}$$

که در آن:

$\boldsymbol{AR_i}$: بازده غیر متعارف سهام شرکت $\mathbf{i}$.

$\boldsymbol{R_{it}}$: بازده سهام شرکت $\mathbf{i}$ برای سال $\mathbf{t}$.

$\boldsymbol{RM_{it}}$: بازده بازار سهام شرکت $\mathbf{i}$ برای سال $\mathbf{t}$.

نحوه نوسان بازده غیر متعارف سهام

$$\boldsymbol{VAR}\mathbf{it} = \sigma 2\boldsymbol{AR_i}$$

$$\boldsymbol{VAR}\mathbf{it} = \sigma 2\boldsymbol{AR_i}$$

$\boldsymbol{VAR}\mathbf{it}$: نوسان بازده غیر متعارف سهام شرکت $\mathbf{i}$ در سال $\mathbf{t}$

$\sigma 2\boldsymbol{AR_i}$: واریانس سالیانه بازده غیر متعارف

1. Ziobrowski, A.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت

یکی از فاکتورهای درونی شرکت‌ها که بر ساختار مالی و سودآوری شرکت تاثیر می گذارد اندازه شرکت می‌باشد که دراین پژوهش از طریق لگاریتم طبیعی دارایی‌ها محاسبه می‌شود: (تاکیا و همکاران، ۲۰۱۲).

$$\log(\text{asset})$$

اهرم مالی

اهرم مالی بیانگر آن است که شرکت تا چه حد به تامین مالی از طریق ایجاد بدهی (استقراض) به جای افزایش سرمایه متکی است. نسبت های اهرمی، ابزارهایی جهت تعیین میزان احتمال قصور (ناتوانی) شرکت در ایفای تعهدات مربوط به بدهی‌هایش می‌باشند. این نسبت به صورت زیر محاسبه می‌گردد: (تاکیا و همکاران، ۲۰۱۲).

$$\text{LEV} = \frac{\text{liability}_{i,t}}{\text{asset}_{i,t}}$$

بازده دارایی‌ها

رایج ترین شاخص جهت محاسبه‌ی سودآوری بازده دارایی‌ها می‌باشدکه به صورت زیر اندازه گیری می‌شود: (تاکیا و همکاران، ۲۰۱۲).

$$\text{Profit(ROA)} = \frac{\text{Net income after Tax}}{\text{Total asset}_{i,t}}$$

جامعه آماری

جامعه آماری این تحقیق دربرگیرنده شرکت های منتخبی خواهد بود که طی سال های ۱۳۸۹ تا پایان۱۳۹۵ در بورس اوراق بهادار فعالیت داشته اند شرکت‌های منتخب بورسی با ویژگی های زیرانتخاب خواهند شد:

شرکت هایی که از ابتدای سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و در قلمرو زمانی پژوهش فعال باشند.

شرکت‌هایی که سال مالی آنها به پایان اسفند ماه ختم شود.

شرکت هایی که عضو صنایع واسطه گری مالی، سرمایه گذاری‌ها، بیمه ها و بانک ها (باتوجه به تفاوت در ماهیت فعالیت) نباشند.

شرکت ها نباید طی بازه زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۵ تغییر در سال مالی داشته باشند.

شرکت ها وقفه معاملاتی بیش از ۶ ماه نداشته باشند.

صورت های مالی آن ها حسابرسی شده باشد.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

جدول ۱ انتخاب جامعه آماری

شرح	تعداد شرکت‌ها
تعداد شرکت های که در سال ۱۳۸۹ در بورس حضور داشته اند	۵۱۴ شرکت
تعداد شرکت های که در سال ۱۳۹۵ در بورس حضور داشته اند	۶۸۱ شرکت
تعداد شرکت های که در سال های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۵ در بورس حضور داشته اند	۳۱۸ شرکت
شرکت هایی که پایان سال مالی آنها ۱۲/۲۹ منتهی نمی باشد و شرکت هایی که تغیر در سال مالی داشته اند.	(۱۷۲) شرکت
شرکت های هلدینگ، واسطه گر مالی، بیمه و بانک ها. . .	(۳۴) شرکت
تعداد شرکت هایی که داده های آنها جمع آوری شده است (نمونه نهایی)	۱۱۲ شرکت

در نهایت با توجه به محدودیت های ذکر شده ازبین کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ۱۱۲ شرکت به صورت حذف سیستماتیک به عنوان جامعه انتخاب گردید و اطلاعات مربوط به متغیرهای این ۱۱۲ شرکت جمع آوری گردید، بنابراین اطلاعات پژوهش مربوط به ۷۸۴ سال برای شرکت‌ها می‌باشد.

آمار توصیفی

جدول ۲ آمار توصیفی متغیرهای مدل را نشان می‌دهد که شامل اطلاعات مربوط به میانگین، انحراف معیار، میانه، ضریب کشیدگی و ضریب چولگی می‌باشد.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

جدول ۲ آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

نوع متغیر	متغیرها	نماد	تعداد مشاهدات	شاخص های مرکزی		شاخص پراکندگی	شاخص های توزیع	
				میانگین	میانه	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی
وابسته	نوسان بازده غیر متعارف	**N**	۷۸۴	**0. 577775**	**0. 592532**	**0. 141402**	**-0. 867447**	**5. 204098**
مستقل	کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری	**DA**	۷۸۴	**-3. 80E+10**	**-1. 27E+08**	**8. 52E+11**	**-23. 28611**	**543. 4900**
کنترلی	اندازه شرکت	**SIZE**	۷۸۴	**5. 952068**	**5. 893661**	**0. 802285**	**0. 557435**	**3. 424412**
	اهرم مالی	**Lev**	۷۸۴	**0. 746237**	**0. 654592**	**0. 512155**	**2. 913649**	**14. 74498**
	بازده دارایی ها	**ROA**	۷۸۴	**2. 108139**	**0. 037673**	**11. 03561**	**8. 018647**	**81. 74416**

اصلی ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر نوسان بازده غیر متعارف برابر با ۰. ۵۷۷۷۷۵ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. همچنین پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آنها نسبت به میانگین است. از مهم ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. در بین متغیرهای تحقیق کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل مربع مدل اقلام تعهدی اختیاری دارای بیشترین و نوسان بازده غیر متعارف کمترین میزان پراکندگی را دارا می‌باشند.

آزمون دیکی فولر تعمیم یافته جهت مانایی متغیرها

جدول۳ آزمون مانایی متغیرها

متغیر	Statistic	*p-value*
N	۵۷۹۵ .۲۶-	۰۰۰۰ .۰
DA	۹۹۲۳۶ .۲-	۰۰۱۴ .۰
SIZE	۳۷۲۹ .۱۳-	۰۰۰۰ .۰
Lev	۲۷۴۰۹ .۳-	۰۰۰۵ .۰
ROA	۴۳۲۶ .۱۷-	۰۰۰۰ .۰

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

فرض صفر در این آزمون وجود ریشه واحد یا بطور معادل، عدم مانایی متغیر ها می‌باشد که اگر مقدار **p-value** کمتر از ۰.۰۵ باشد فرض صفر رد می شود و متغیرها مانا هستند.

بررسی ناهمسانی واریانس

جدول٤ نتایج آزمون ناهمسانی وایت

فرضیه ها		شرح	مقدار آماره	احتمال	P-VALE	نتیجه
فرضیه اصلی اول	فرضیه فرعی ۱	F-statistic	0. 235326	0. 9984	P ≥ ۰.۰۵	همسانی واریانس
		Obs*R-squared	3. 366746	0. 9982		

با توجه به اینکه آماره این آزمون ها در سطح ۵ درصد و معنی دار نیست، بنابراین فرض ناهمسانی واریانس رد شده و همسانی واریانس جملات اخلال پذیرفته می شود.

آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

جدول ۵ آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

	فرضیه ها	آماره F لیمر	احتمال	p-value	نتیجه	آماره هاسمن	احتمال	p-value	نتیجه
فرضیه فرعی ۱	کانی های فلزی	۶۲۰۸۰۸ .۱۵	۰۰۰۰ .۰	۰۵ .۰P<	داده های تابلویی	۶۸۴۳۳۲ .۸	۰۶۹۵ .۰	۰۵ .۰P≥	اثرات تصادفی
	کانی های غیر فلزی	**17. 061242**	۰۰۰۰۰۰ .۰	۰۵ .۰P<	داده های تابلویی	**1. 320450**	۸۵۷۹ .۰	۰۵ .۰P≥	اثرات تصادفی
	نفت و پتروشیمی	**8. 175141**	**0. 0002**	۰۵ .۰P<	داده های تابلویی	**32. 700564**	۰۰۰۰۰۰ .۰	۰۵ .۰P<	اثرات ثابت
	مواد غذایی	**1. 490915**	**0. 0708**	۰۵ .۰P≥	داده های تلفیقی	-	-	-	-
	خودرو و قطعات	**20. 834309**	**0. 0000**	۰۵ .۰P<	داده های تابلویی	**13. 705784**	۰۰۸۳ .۰	۰۵ .۰P<	اثرات ثابت
	لاستیک و پلاستیک و شیشه	**4. 276026**	**0. 0086**	۰۵ .۰P<	داده های تابلویی	**17. 104103**	۰۰۱۸ .۰	۰۵ .۰P<	اثرات ثابت
	کاشی و سرامیک	**2. 332931**	**0. 1048**	۰۵ .۰P≥	داده های تلفیقی	-	-	-	-
	شیمیایی و دارویی	**5. 050863**	**0. 0007**	۰۵ .۰P<	داده های تابلویی	**11. 116938**	۰۲۵۳ .۰	۰۵ .۰P<	اثرات ثابت
	سایر صنایع	**10. 976449**	**0. 0000**	۰۵ .۰P<	داده های تابلویی	**6. 179233**	۱۸۶۲ .۰	۰۵ .۰P≥	اثرات تصادفی

در فرضیه فرعی اول – صنعت کانی فلزی و کانی غیر فلزی و سایر صنایع با توجه به اینکه مقدار **p-value** به دست آمده از آزمون **F** لیمر برابر با صفر می باشد، فرض صفر رد شده ۰. ۰۵> **p-value** و روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود. همچنین با توجه به مقدار **p-value** به دست آمده از آزمون هاسمن که بزرگتر تر از ۰. ۰۵ می باشد، فرض صفر آزمون هاسمن تایید شده و روش اثرات تصادفی پذیرفته می شود. همچنین در فرضیه فرعی اول – نفت و پتروشیمی و خودرو و قطعات و لاستیک و پلاستیک و شیشه و شیمیایی و دارویی با توجه به اینکه مقدار **p-value** به دست آمده از آزمون **F** لیمر برابر با صفر می باشد، فرض صفر رد شده ۰. ۰۵> **p-value** و روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود. همچنین با توجه به مقدار **p-value** به دست آمده از آزمون هاسمن که کوچکتر از ۰. ۰۵ می باشد، فرض صفر آزمون هاسمن رد شده و روش اثرات ثابت پذیرفته می شود.

تجزیه و تحلیل فرضیه ها

فرضیه اصلی:

کیفیت گزارشگری مالی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تاثیر دارد.

این فرضیه طبق فرضیه ها ذیل مورد آزمون قرار می گیرد.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

فرضیه فرعی اول:

کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر دارد.

فرضیه های آماری H_1, H_o را در رابطه با این فرضیه بصورت زیر می توان بیان نمود:

$$\begin{cases} H_o: a_1 = 0 \\ H_1: a_1 \neq 0 \end{cases}$$

H_o : کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر ندارد.

H_1: کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر دارد.

جدول ۵ نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه فرعی اول

	(VAR) نوسان بازده غیر متعارف سهام متغیر وابسته				
کانی های فازی	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
	C	0. 431223	0. 041447	10. 40417	0. 0000
	DA	-2. 07E-12	8. 65E-13	-2. 394242	0. 0200
	SIZE	0. 008040	0. 005839	1. 376853	0. 1740
	LEV	0. 004883	0. 004459	1. 095008	0. 2782
	ROA	0. 000277	0. 000338	0. 819339	0. 4161
	آماره دوربین واتسون		1. 546165	Adjusted R-squared	
	Prob(F-statistic)		0. 0000	0. 890189	
	Estimation Command: ========== **LS(CX=F,WGT=CXDIAG,COV=CXWHITE,NODF) N C DA SIZE LEV ROA** **Estimation Equation:** ========== **N = C(1) + C(2)*DA + C(3)*SIZE + C(4)*LEV + C(5)*ROA + [CX=F]** **Substituted Coefficients:** ========== **N = 0. 431223226272 - 2. 0704989602e-12*DA + 0. 00804002614868*SIZE + 0. 0048827026268*LEV + 0. 000276689943306*ROA + [CX=F]**				
کانی های غیر فازی	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
	C	0. 601038	0. 012811	46. 91587	0. 0000
	DA	2. 46E-12	9. 80E-14	25. 13821	0. 0000
	SIZE	0. 004930	0. 001632	3. 021557	0. 0033
	LEV	-0. 010280	0. 007546	-1. 362392	0. 1764

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

	ROA	-0. 000130	0. 000194	-0. 667003	0. 5064
	آماره دوربین واتسون	1. 539103		Adjusted R-squared	
	Prob(F-statistic)	0. 0000		0. 942360	
	Estimation Command: ========== LS(CX=F,WGT=CXDIAG,COV=CXWHITE,NODF) N C DA SIZE LEV ROA Estimation Equation: ========== N = C(1) + C(2)*DA + C(3)*SIZE + C(4)*LEV + C(5)*ROA + [CX=F] Substituted Coefficients: ========== N = 0. 601037796682 + 2. 46324700339e-12*DA + 0. 00492978321295*SIZE - 0. 0102803242898*LEV - 0. 000129549218733*ROA + [CX=F]				
نفت و پتروشیمی	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
	C	0. 476858	0. 057227	8. 332702	0. 0000
	DA	-1. 55E-13	5. 36E-13	-0. 289653	0. 7744
	SIZE	0. 021247	0. 007356	2. 888382	0. 0077
	LEV	0. 011751	0. 020029	0. 586710	0. 5625
	ROA	-0. 001363	0. 000263	-5. 183344	0. 0000
	آماره دوربین واتسون	2. 255175		Adjusted R-squared	
	Prob(F-statistic)	0. 0000		0. 738688	
	Estimation Command: ========== LS(CX=F,WGT=CXDIAG,COV=CXWHITE,NODF) N C DA SIZE LEV ROA Estimation Equation: ========== N = C(1) + C(2)*DA + C(3)*SIZE + C(4)*LEV + C(5)*ROA + [CX=F] Substituted Coefficients: ========== N = 0. 476857857792 - 1. 55298725141e-13*DA + 0. 021247217448*SIZE + 0. 0117509972413*LEV - 0. 00136319224341*ROA + [CX=F]				
مواد غذایی	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
	C	0. 671407	0. 079916	8. 401362	0. 0000
	DA	-2. 94E-13	2. 47E-13	-1. 192105	0. 2472
	SIZE	-0. 021221	0. 012734	-1. 666408	0. 1112
	LEV	-0. 052406	0. 028052	-1. 868126	0. 0765

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

	0. 4116	-0. 838521	0. 000237	-0. 000199	ROA
	Adjusted R-squared		2. 010884	آماره دوربین واتسون	
	0. 779797		0. 0000	Prob(F-statistic)	
	Estimation Command: ========== LS(CX=F,WGT=CXDIAG,COV=CXWHITE) N C DA SIZE LEV ROA Estimation Equation: ========== N = C(1) + C(2)*DA + C(3)*SIZE + C(4)*LEV + C(5)*ROA + [CX=F] Substituted Coefficients: ========== N = 0. 671407420478 - 2. 94170832987e-13*DA - 0. 0212207832644*SIZE - 0. 052405598897*LEV - 0. 000198946886702*ROA + [CX=F]				
خودرو و قطعات	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
	C	0. 529770	0. 017508	30. 25958	0. 0000
	DA	3. 88E-14	1. 23E-13	0. 315345	0. 7537
	SIZE	-0. 003242	0. 002361	-1. 372878	0. 1753
	LEV	-0. 007373	0. 005837	-1. 263198	0. 2118
	ROA	0. 000124	5. 13E-05	2. 421226	0. 0187
	آماره دوربین واتسون		1. 526858	Adjusted R-squared	
	Prob(F-statistic)		0. 0000	0. 957795	
	Estimation Command: ========== LS(CX=F,WGT=CXDIAG,COV=CXWHITE,NODF) N C DA SIZE LEV ROA Estimation Equation: ========== N = C(1) + C(2)*DA + C(3)*SIZE + C(4)*LEV + C(5)*ROA + [CX=F] Substituted Coefficients: ========== N = 0. 52977024196 + 3. 87523625746e-14*DA - 0. 00324172187202*SIZE - 0. 00737323581369*LEV + 0. 000124107532904*ROA + [CX=F]				
محصولات پلاستیک و شیشه	متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
	C	0. 584063	0. 027256	21. 42884	0. 0000
	DA	-2. 92E-11	1. 09E-11	-2. 685038	0. 0125

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

	0. 008566	0. 004616	1. 855813	0. 0748	SIZE
	-0. 005246	0. 002590	-2. 025371	0. 0532	LEV
	0. 000785	0. 000735	1. 068186	0. 2953	ROA
	آماره دوربین واتسون	1. 727715	Adjusted R-squared		
	Prob(F-statistic)	0. 0000	0. 726388		

Estimation Command:

==========

LS(CX=F,WGT=CXDIAG,COV=CXWHITE,NODF) N C DA SIZE LEV ROA

Estimation Equation:

==========

N = C(1) + C(2)*DA + C(3)*SIZE + C(4)*LEV + C(5)*ROA + [CX=F]

Substituted Coefficients:

==========

N = 0. 584062895947 - 2. 92351338979e-11*DA + 0. 00856625635437*SIZE - 0. 00524613642921*LEV + 0. 000784787748951*ROA + [CX=F]

کاشی و سرامیک

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
C	0. 453267	0. 088027	5. 149200	0. 0000
DA	5. 09E-12	2. 08E-12	2. 451169	0. 0236
SIZE	0. 024008	0. 014682	1. 635126	0. 1177
LEV	-0. 015899	0. 013119	-1. 211929	0. 2397
ROA	0. 047791	0. 005941	8. 044646	0. 0000
آماره دوربین واتسون		1. 796408	Adjusted R-squared	
Prob(F-statistic)		0. 0000	0. 381166	

Estimation Command:

==========

LS(CX=F,WGT=CXDIAG,COV=CXWHITE,NODF) N C DA SIZE LEV ROA

Estimation Equation:

==========

N = C(1) + C(2)*DA + C(3)*SIZE + C(4)*LEV + C(5)*ROA + [CX=F]

Substituted Coefficients:

==========

N = 0. 453267355267 + 5. 08674053707e-12*DA + 0. 0240075252843*SIZE - 0. 0158990649628*LEV + 0. 0477906383552*ROA + [CX=F]

شیمیایی و دارویی

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
C	0. 598466	0. 018871	31. 71358	0. 0000
DA	-2. 38E-13	1. 17E-13	-2. 031576	0. 0492
SIZE	0. 002569	0. 003073	0. 835986	0. 4084

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

	0. 0390	-2. 137845	0. 007821	-0. 016720	LEV
	0. 2163	-1. 257483	0. 009890	-0. 012437	ROA
	Adjusted R-squared		1. 571236	آماره دوربین واتسون	
	0. 785945		0. 0000	Prob(F-statistic)	
	Estimation Command: ========== LS(CX=F,WGT=CXDIAG,COV=CXWHITE,NODF) N C DA SIZE LEV ROA Estimation Equation: ========== N = C(1) + C(2)*DA + C(3)*SIZE + C(4)*LEV + C(5)*ROA + [CX=F] Substituted Coefficients: ========== N = 0. 598465944136 - 2. 3786796759e-13*DA + 0. 0025686964019*SIZE - 0. 0167199136251*LEV - 0. 0124367511611*ROA + [CX=F]				
	p-value	آماره t	انحراف استاندارد	ضریب	متغیر
	0. 0000	40. 70012	0. 014670	0. 597084	C
	0. 0138	-2. 507085	3. 77E-15	-9. 46E-15	DA
	0. 2836	1. 078266	0. 002430	0. 002620	SIZE
	0. 3177	-1. 004392	0. 003667	-0. 003683	LEV
	0. 0000	11. 74604	4. 73E-05	0. 000556	ROA
	Adjusted R-squared		1. 555901	آماره دوربین واتسون	
	0. 949306		0. 0000	Prob(F-statistic)	
سایر صنایع	Estimation Command: ========== LS(CX=F,WGT=CXDIAG,COV=CXWHITE,NODF) N C DA SIZE LEV ROA Estimation Equation: ========== N = C(1) + C(2)*DA + C(3)*SIZE + C(4)*LEV + C(5)*ROA + [CX=F] Substituted Coefficients: ========== N = 0. 597083741398 - 9. 46410406722e-15*DA + 0. 00261999272478*SIZE - 0. 00368330599787*LEV + 0. 000555660222881*ROA + [CX=F]				

با توجه به نتایج حاصل از آزمون مدل رگرسیون به شرح جدول فوق، مشاهده می‌شود که مقدار **P-Value** مربوط به آماره **F (prob (F-statistic))** که بیانگر معنی دار بودن کل رگرسیون است، برابر ۰. ۰۰۰ بوده و حاکی از آن است که مدل درسطح اطمینان ۹۵ درصد و معنی دار می‌باشد. ضریب تعیین

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

تعدیل شده R^2 برای صنعت کانی های فلزی برابر ۰. ۸۹۰۱۸۹ بوده و بیانگر این مطلب است که تقریباً ۸۹٪ از تغییرات متغیر وابسته با متغیرهای مستقل مدل قابل تبیین است، که نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی خوبی از این رگرسیون است. وهمچنین آماره دوربین واتسون ۱. ۵۴۶۱۶۵ می باشد، که این مقدار بین ۱. ۵ تا ۲. ۵ است، که نشان دهنده عدم خود همبستگی بین متغیرها می باشد.

همانگونه که در جدول ۵ ملاحظه می شود، ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری (**DA**) در صنعت کانی های فلزی برابر با ۰. ۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۲۰۷- و عدد و معنی داری (**Prob**) آن ۰. ۰۲۰۰ می باشد. با توجه به آماره **t**و **p-Value**این متغیر، نتایج نشانگر معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می باشد. این یافته ها نشان می دهد که فرضیه **HO**رد و فرضیه **H1**تایید می شود بنابراین کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر منفی و و معنی داری دارد.

همانگونه که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری (**DA**) در صنعت کانی‌های غیر فلزی برابر با ۰. ۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۲۴۶ و عدد و معنی داری (**Prob**) آن ۰. ۰۰۰۰ می‌باشد. با توجه به آماره **t**و **p-Value** این متغیر، نتایج نشانگر معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می باشد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که فرضیه **HO**رد و فرضیه **H1**تایید می شود بنابراین کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر مثبت و و معنی داری دارد.

همانگونه که در جدول ۵ ملاحظه می شود، ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری (**DA**) در صنعت نفت و پتروشیمی برابر با ۰. ۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۱۵۵ - و عدد و معنی داری (**Prob**) آن ۰. ۷۷۴۴ می‌باشد. با توجه به آماره **t**و **p-Value**این متغیر، نتایج نشانگر عدم معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می باشد. این یافته ها نشان می دهد که فرضیه **HO**تایید و فرضیه **H1**رد می‌شود بنابراین کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر ندارد.

همانگونه که در جدول ۵-۴ ملاحظه می‌شود، ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری (**DA**) در صنعت مواد غذایی برابر با ۰. ۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۲۹۴- و عدد و معنی داری (**Prob**) آن ۰. ۲۴۷۲ می باشد. با توجه به آماره **t**و **p-Value**این متغیر، نتایج نشانگر عدم معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می باشد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که فرضیه **HO**تایید و فرضیه **H1**رد می شود بنابراین کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر ندارد.

همانگونه که در جدول ۵-۴ ملاحظه می‌شود، ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری (**DA**) در صنعت خودرو و قطعات برابر با ۰. ۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۳۸۸ و عدد و معنی داری

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

(Prob) آن ۰. ۷۵۳۷ می‌باشد. با توجه به آماره **t**و **p-Value** این متغیر، نتایج نشانگر عدم معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می‌باشد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که فرضیه **HO**تایید و فرضیه **H1**رد می‌شود بنابراین کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر ندارد.

همانگونه که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری (**DA**) در صنعت لاستیک و پلاستیک و شیشه برابر با ۰. ۰۰۰۰۰۰۰۰۰۲۹۲- و عدد و معنی داری **(Prob)** آن ۰. ۰۱۲۵ می باشد. با توجه به آماره **t**و **p-Value**این متغیر، نتایج نشانگر معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می باشد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که فرضیه **HO**رد و فرضیه **H1**تایید می‌شود بنابراین کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر منفی و و معنی داری دارد.

همانگونه که در جدول ۵ ملاحظه می شود، ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری (**DA**) در صنعت کاشی و سرامیک برابر با ۰. ۰۰۰۰۰۰۰۰۰۵۰۹ و عدد و معنی داری **(Prob)** آن ۰. ۰۲۳۶ می‌باشد. با توجه به آماره **t**و **p-Value**این متغیر، نتایج نشانگر معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می باشد. این یافته ها نشان می دهد که فرضیه **HO**رد و فرضیه **H1**تایید می شود بنابراین کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر مثبت و و معنی داری دارد.

همانگونه که در جدول ۵ملاحظه می شود، ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری (**DA**) در صنعت شیمیایی و دارویی برابر با ۰. ۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۲۳۸- و عدد و معنی داری **(Prob)** آن ۰. ۰۴۹۲ می‌باشد. با توجه به آماره **t**و **p-Value**این متغیر، نتایج نشانگر معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می‌باشد. این یافته ها نشان می دهد که فرضیه **HO**رد و فرضیه **H1**تایید می شود بنابراین کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر منفی و و معنی داری دارد.

همانگونه که در جدول ۵ ملاحظه می شود، ضریب متغیر کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری (**DA**) در صنعت سایر صنایع برابر با ۰. ۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۰۹۴۶- و عدد و معنی داری **(Prob)** آن ۰. ۰۱۳۸ می باشد. با توجه به آماره **t**و **p-Value**این متغیر، نتایج نشانگر معنی داری این ضریب در سطح خطای ۵ درصد می باشد. این یافته ها نشان می دهد که فرضیه **HO**رد و فرضیه **H1**تایید می‌شود بنابراین کیفیت گزارشگری مالی طبق مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسان بازده غیر متعارف سهام اثر منفی و و معنی داری دارد.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

نتیجه‌گیری کلی تحقیق

این پژوهش به دنبال یافتن تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر نوسان بازده غیر متعارف سهام می باشد. در این پژوهش فرضیه ها به تفکیک صنعت در صنایع کانی‌های فلزی و غیر فلزی، پتروشیمی، مواد غذایی، خودرو و قطعات، لاستیک وپلاستیک، کاشی و سرامیک، شیمیایی و دارویی و سایر صنایع مورد آزمون قرار گرفته است. جهت اندازه گیری کیفیت گزارشگری مالی از مدل اقلام تعهدی اختیاری و مربع اقلام تعهدی اختیاری بهره گرفت شده است و تاثیر این متغیرها در هریک از صنایع به صورت جداگانه بر نوسانات بازده غیر متعارف سهام سنجیده شده است، که نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی اول مبنی بر تاثیر کیفیت گزارشگری مالی بر اساس مدل اقلام تعهدی اختیاری بر نوسانات بازده غیر متعارف سهام نشان می دهد که در صنایع کانی های غیر فلزی و کاشی سرامیک تاثیر مثبت و معنی دار داشته و در صنایع کانی های فلزی، لاستیک و پلاستیک وشیشه، شیمیایی و دارویی و سایر صنایع تاثیر منفی و معنی دار و در سایر صنایع از قبیل پتروشیمی، مواد غذایی و خوردرو و قطعات رابطه معنی دار مشاهده نشده است. مبانی نظری پژوهش نیز این نتیجه گیری را تایید می نماید. راجکوپال و ونتاچاکالام (۲۰۱۱) و چن و دیگران (۲۰۱۰) در پژوهش های خود وجود رابطه ای معکوس بین کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده غیر متعارف سهام را نتیجه گرفته اند. از لحاظ مباحث مالی می توان چنین نتیجه گیری را اینگونه تفسیر نمود که از آنجا که افزایش کیفیت گزارشگری مالی منجر به افزایش آگاهی سرمایه گذاران 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 نوسان بازده غیر متعارف سهام با کاهش مواجه خواهد شد. همچنین در این پژوهش مشخص گردید بازده سالانه سهام بر نوسان بازده غیر متعارف سهام تأثیر مستقیم دارد. البته این نتیجه برخلاف نتیجه پژوهش دافی ۱۹۹۵می باشد. وی مشاهده نمود که عملکرد بازده سهام با نوسان بازده رابطه منفی دارد. از لحاظ مباحث مالی می توان چنین نتیجه گیری را اینگونه تفسیر نمود که هنگامی که بازده سالانه سهام یک شرکت بالا می رود انتظار افزایش در قیمت سهام این شرکت در سرمایه گذاران به وجود می آید و با توجه به اینکه نوسان بازده غیر متعارف سهام از طریق واریانس گیری از بازده های سهام به دست می آید با افزایش بازده سهام این واریانس نیزافزایش می یابد. از دیگر یافته های این پژوهش تأثیر معکوس اندازه شرکت بر نوسان بازده غیر متعارف سهام می باشد. این نتیجه گیری مطابق با پژوهش پاستور و ورونسی (۲۰۰۳) می باشد که نشان دادند شرکتهای کوچکتر نوسان های بازده بالاتری را تجربه می کنند و هرچه اندازه شرکت بزرگتر شود نوسان بازده کمتر می شود. از لحاظ مباحث مالی می توان چنین نتیجه‌گیری را اینگونه تفسیر نمود که هرچه اندازه شرکت بزرگتر شود با توجه به اینکه حجم مبنای سهام این شرکت برای معامله در بورس بالاتر می رود نوسان قیمتی سهام این شرکت کمتر می شود، زیرا برای ایجاد تغییر در قیمت سهام این شرکت نیاز به معاملات بیشتری نسبت به شرکت های کوچکتر می باشد.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

پیشنهادهایی مبتنی بر یافته‌های فرضیات پژوهش

با توجه به نتایج ارائه شده مبنی بر یافته های فرضیه، پیشنهادهایی به شرح زیر ارائه می‌شود.

با توجه به نتیجه فرضیه فرعی اول کیفیت گزارشگری مالی در مدل اقلام تعهدی اختیاری منجر به کاهش نوسانات بازده غیر متعارف سهام می‌گردد، لذا به سرمایه گذاران پیشنهاد می گرد در اتخاذ تصمیمات اقتصادی خود مبنی بر خرید یا فروش سهام شرکت ها در شرکت‌هایی سرمایه گذاری کنند، که از کیفیت گزارشگری بالایی برخوردار باشند. همچنین با توجه به رد این فرضیه‌ها به صنایعی همچون نفت و پتروشیمی، مواد غذایی و خودرو و قطعات به استفاده کنندگان توصیه می شود به این صنایع کمتر توجه نمایند و بخش قابل ملاحظه تصمیمات خود را معطوف به صنایعی همچون کانی های فلزی و غیر فلزی، لاستیک و پلاستیک و شیشه، کاشی و سرامیک و شیمیایی و دارویی و سایر صنایع نمایند. تا توان پیش بینی خود را با استفاده از تغییرات در کیفیت گزارشگری مالی ارزیابی نمایند.

پیشنهادهایی برای پژوهش های آتی

ـ تاثیر کیفیت گزارشگری مالی بر هزینه سرمایه.

ـ تاثیر کیفیت سود بر نوسانات بازده غیرمتعارف سهام.

ـ تاثیر کیفیت گزارشگری مالی بر کیفیت سود.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

فهرست منابع و مآخذ

الف) منابع فارسی:

ـ بهرام فر، ن، ۱۳۸۳، "بررسی تاثیر متغیرهای حسابداری بر بازده غیر عادی سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران "، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۳۷، ص ۵۰-۲۳.

ـ عبده تبریزی، ح، و داریوش دموری، ۱۳۸۵، " شناسایی عوامل موثر بر بازده بلند مدت سهام جدید پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، تحقیقات مالی، شماره۱۵.

ب) منابع لاتین:

__ Biddle, G. , G. Hillary, and R. Verdi, (2009), " Ho w does financial reporting quality improve investment efficiency"?, Journal of Accounting and Economics 48, P:112-138

__ Feng Chen ," Ole-Kristian Ho pe,Financial Reporting Quality and Investment Efficiency of Private Firms in Emerging Markets", Rotman Sc Ho ol of Management University of Toronto,2010,P: 35-42.

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]

[Downloaded from mail.jnraims.ir on 2026-11-19]