

تبیین تأثیر ناهنجاری در گزارشگری مالی بر چولگی منفی بازده سهام

چکیده

هدف اصلی پژوهش تبیین تأثیر ناهنجاری در گزارشگری مالی بر چولگی منفی بازده سهام است. در راستای هدف پژوهش اطلاعات از صورت های مالی ۱۵۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱ الی ۱۴۰۲ استخراج شد. برای محاسبه متغیر معیار چولگی منفی بازده سهام خطر سقوط مورد انتظار قیمت سهام از مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۹) استفاده است. نتایج حاصل از یافته های پژوهش نشان می دهد که سطح معنی داری آماره تی برای متغیر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدیریت سود مبتنی بر اقلام واقعی از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد کمتر است، بنابراین وجود تأثیرگذاری معنادار بین متغیرهای فوق و معیار چولگی منفی بازده سهام تأیید می شود.

واژه های کلیدی: ناهنجاری در گزارشگری مالی، چولگی منفی بازده سهام، مدیریت سود

سرمایه گذاران زمانی در یک واحد اقتصادی سرمایه گذاری می کنند که نخست، درباره آن اطلاعات کافی داشته باشند و دوم، به این اطلاعات اطمینان کنند. سود مهمترین محصول سامانه حسابداری می باشد که هدف اصلی آن فراهم آوردن اطلاعات لازم برای ارزیابی عملکرد و توانایی پیش بینی جریانهای نقدی آتی است (مهرانی و همکاران، ۱۳۹۳). ناهنجاری در گزارشگری مالی یکی از جریان های اصلی تحقیقات در ادبیات گزارشگری مالی است و تحقیقات متعددی در خصوص آن صورت گرفته است (حمیدیان و عرب صالحی، ۱۳۹۷). اعتماد استفاده کنندگان خصوصاً سرمایه گذاران، سهامداران و اعتبار دهندگان به اطلاعات این صورت ها انگیزه ای است که شخص را به دستکاری در گزارشگری مالی هدایت می کند (بهرامی و همکاران، ۱۳۹۹). فرض زیربنایی در اغلب تحقیقات این حوزه آن بوده است که مدیران بنگاه های اقتصادی برای رسیدن به اهداف معینی ممکن است محتوای گزارشات مالی را مدیریت کنند. مدیران واحدهای اقتصادی به همان اندازه که به انتشار اخبار خوب در خصوص شرکت متمایل هستند؛ سعی در پنهان نمودن اخبار بد نیز دارند. این انگیزه های متفاوت افشاگری از عوامل گوناگونی ریشه می گیرد، مثل قراردادهای پرداخت پاداش و نگرانی های شغلی (بال و کوتاری، ۲۰۱۳). از سویی دیگر دستکاری در گزارشگری عملکرد می تواند ریسک سقوط سهام را از طریق تاثیر بر تصمیم گیری نیز تحت تاثیر قرار دهد. از آنجائی که درآمد از طریق اقدامات واقعی دستکاری می شوند، احتمال زیادی وجود دارد که انتظارات سهامداران دستکاری شود، از این رو احتمال مداخله گری آنها کاهش می یابد (آچاریا و لمبرشت، ۲۰۱۵). دخالت در اقلام واقعی در نهایت جریان های نقدی آزاد شرکت را تغییر می دهد زیرا این امر شامل نادیده انگاشتن برخی فعالیت ها برای به حداکثر رساندن ارزش می شود و بنابراین تأثیرات منفی بر عملکرد و بازدهی سهام در آتی دارد (کوتاری و همکاران، ۲۰۱۶).

گانی در پژوهش خود نشان داده است دستکاری در اقلام واقعی بر عملکرد آتی زمانی که این امر توسط بنگاه به منظور برآورده کردن برخی بنچ مارک ها که باعث افزایش شهرت در بازار شده اند، تأثیر مثبت دارد. دلایل زیادی مبنی بر نوسان بیش از حد بازار سهام وجود دارد؛ یک ریسک که با دیدگاه مبتنی بر کارایی بازار سازگار است ریشه در متغیر بودن بتا دارد. بنابراین می توان ادعا کرد که ریسک شرکت و نوسان آن می تواند تأثیرات قابل ملاحظه ای در بازار و قیمت سهام داشته باشد (چنگ و همکاران، ۲۰۱۲). دلایل دیگر ریشه در عوامل رفتاری دارند. بنابراین این ابهام حاصل می شود که شاخص های ناهنجاری در گزارشگری مالی بر روی چولگی منفی بازده سهام تأثیرگذار است؟ هدف اصلی پژوهش تبیین تأثیر ناهنجاری در گزارشگری مالی بر چولگی منفی بازده سهام است.

مبانی نظری پژوهش

در حالت کلی ریسک سقوط قیمت سهام همسان با چولگی منفی بازده سهام، از لحاظ آماری این گونه تعریف شده است: سقوط قیمت سهام در بازار سرمایه، زمانی رخ می دهد که بازده ماهانه خاص شرکت طی یک دوره زمانی، $3/2$ انحراف معیار کمتر از میانگین بازده ماهانه خاص شرکت طی همان دوره باشد. اساس این تعریف بر این مفهوم آماری قرار دارد که با فرض نرمال بودن توزیع بازده ماهانه خاص شرکت، نوسان هایی که در فاصله میانگین بعلاوه $3/2$ انحراف معیار و میانگین منهای $3/2$ انحراف معیار قرار می گیرند، از جمله نوسان های عادی محسوب می شوند و نوسان های خارج از این فاصله جزو موارد غیرعادی قلمداد می شوند. با توجه به این که سقوط قیمت سهام یک نوسان غیرعادی است، عدد $3/2$ به عنوان مرز بین نوسان های عادی و غیرعادی در

نظر گرفته می‌شود (هیلی و همکاران^۱، ۱۹۹۹). با وجود این که پدیده عدم تقارن منفی یا چولگی منفی در بازده بازار سهام مورد توافق همه صاحب نظران است، اما سازوکار اقتصادی که منتهی به بروز این پدیده می‌شود، هنوز به صورت صریح و روشن مشخص نشده است (هاتون و همکاران^۲، ۲۰۰۹). در متون مالی نظریه‌ها و رویکردهای گوناگونی پیرامون توضیح پدیده سقوط قیمت سهام ارایه شده است.

بلک و کریستی^۳ (۲۰۰۷) در توصیف چگونگی بروز پدیده سقوط قیمت سهام، تئوری اثرات اهرمی را مطرح کردند. این تئوری بیان می‌کند که کاهش یا افزایش در قیمت سهام یک شرکت، اهرم‌های مالی و عملیاتی آن را افزایش یا کاهش می‌دهد و به‌طور متقابل منتهی به نوسان بازده سهام و به دنبال آن، چولگی منفی بازده سهام را به همراه دارد. بلانچارد و واتسون^۴ (۱۹۸۲) در توصیف چولگی منفی بازده سهام، مدل حباب تصادفی قیمت سهام را بیان کردند. بر اساس تئوری‌های مالی نوین، ارزش یک سهم با مجموع ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی آن برابر است. هم‌چنین بر اساس فرضیه بازار کارا، قیمت سهام در یک بازار کارا برابر یا حول و حوش ارزش ذاتی آن در نوسان است. اما در بعضی مواقع بر اثر یک شوک (انتشار اطلاعات جدید و ...)، قیمت‌ها بدون هیچ توجیه بنیادی و اقتصادی افزایش می‌یابد و به عبارت دیگر قیمت سهام به‌طور قابل ملاحظه روند صعودی به خود می‌گیرد. این فرآیند به عنوان حباب قیمتی مطرح می‌شود. بلانچارد و واتسون بر این باورند که چولگی منفی بازده سهام یا سقوط قیمت سهام از ترکیدن حباب‌های قیمتی ناشی می‌شود. فرنچ و همکاران^۵ (۱۹۸۷) و کمبل و هنشل^۶ (۱۹۹۲)، جهت تبیین پدیده سقوط قیمت سهام یا چولگی منفی بازده سهام، ساز و کار نوسان

1. Healy *et al.*

2. Bleck and Liu.

3. Chen *et al.*

4. Blanchard and Watson.

5. French *et al.*

6. Campbell and Hentschel.

معکوس را بیان کردند. طبق این رویه، ورود اخبار (اطلاعات) جدید به بازار اعم از مطلوب و نامطلوب، منتهی به افزایش نوسان بازار می‌شود و بنابراین صرف مخاطره افزایش خواهد یافت. اگر چه این افزایش در صرف مخاطره، تا حدودی اثر مثبت اخبار مطلوب (خوب) را کاهش می‌دهد اما اثر منفی اخبار نامطلوب (بد) را تقویت می‌کند. بنابراین کاهش قیمت سهام در اثر ورود اخبار نامطلوب به بازار نسبت به افزایش آن در اثر ورود اطلاعات مطلوب، بیشتر خواهد بود. این ساز و کار منتهی به چولگی منفی بازده سهام یا سقوط قیمت سهام می‌شود. پوتربا و سامرس (۲۰۱۰) این ساز و کار را مورد انتقاد قرار دادند. آن‌ها معتقدند که نوسان‌های بازار ماهیتی کوتاه‌مدت دارند و بنابراین نمی‌توان انتظار داشت که این نوسان‌ها صرف مخاطره را به‌طور چشم‌گیر تحت تأثیر قرار دهد (هانگ و استین^۷، ۲۰۰۳).

فرضیه پژوهش: معیارهای ناهنجاری در گزارش‌گری مالی بر چولگی منفی بازده سهام تأثیر دارد.

- معیارهای مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی بر معیارهای ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر دارد.
- معیارهای مدیریت سود مبتنی بر اقلام واقعی بر معیارهای ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر دارد.
- معیار هموارسازی سود بر معیارهای ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر دارد.
- معیار ناهنجاری اقلام تعهدی بر معیارهای ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر دارد.
- معیار تقلب بر معیارهای ریسک سقوط قیمت سهام تأثیر دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت و محتوایی از نوع همبستگی و از نظر هدف کاربردی است. انجام پژوهش در چارچوب استدلال‌های قیاسی- استقرایی صورت می‌پذیرد، بدین معنی که مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش از

⁷. Hong and Stein.

راه کتابخانه‌ای، مجلات و سایر سایت‌های معتبر در قالب قیاسی، و گردآوری داده‌ها برای تأیید و رد فرضیه‌ها از راه استقرایی صورت می‌پذیرد. به دلیل نوع داده‌های مورد مطالعه، مقایسه‌ی هم‌زمان داده‌های مقطعی و طولی از روش الگوهای داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) برای برآورد ضرایب و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. ابتدا برای تعیین روش به کارگیری داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها از آزمون چاو استفاده شده است. فرضیه‌های آماری این آزمون به شرح زیر است:

H_0 = Pooled Data

H_1 = Panel Data

در این آزمون فرض صفر مبنی بر همگن بودن داده‌هاست و در صورت تأیید، باید کلیه داده‌ها را با یکدیگر ترکیب کرد و به وسیله‌ی یک رگرسیون کلاسیک تخمین پارامترها را انجام داد، در غیراین صورت داده‌ها را به صورت داده‌های پانلی در نظر گرفت. در صورتی که نتایج این آزمون مبنی بر به کارگیری داده‌ها به صورت داده‌های پانلی شود، برای تخمین مدل پژوهش باید یکی از مدل‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شود. برای انتخاب یکی از دو مدل باید آزمون هاسمن اجرا شود. فرض صفر آزمون هاسمن مبنی بر مناسب بودن مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل‌های رگرسیونی داده‌های تابلویی است.

جامعه و نمونه‌ی آماری پژوهش

جامعه آماری این پژوهش در برگرنده کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. دوره زمانی پژوهش از سال ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۲ در نظر گرفته شده است. هم‌چنین در این پژوهش نمونه‌ای به حجم ۱۵۵ شرکت براساس معیارهای زیر از جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شد:

الف) با توجه به دوره زمانی دسترسی به اطلاعات (۱۴۰۲-۱۳۹۱)، شرکت قبل از سال ۱۳۹۱ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشد و نام آن تا پایان سال ۱۴۰۲ از فهرست شرکت‌های یاد شده حذف نشده باشد؛

ب) به منظور افزایش توان هم‌سنجی و همسان‌سازی شرایط شرکت‌های انتخابی، سال مالی شرکت‌ها باید به پایان اسفند ماه هر سال منتهی شود؛

پ) به دلیل شفاف نبودن مرزبندی بین فعالیت‌های عملیاتی و تأمین مالی شرکت‌های مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و ...)، این شرکت‌ها از نمونه حذف شده‌اند؛

ت) شرکت‌ها نباید توقف فعالیت داشته و دوره فعالیت خود را تغییر داده باشند.

در این پژوهش معیارهای ناهنجاری گزارش‌گری مالی متغیر مستقل است. معیارهای فوق به شرح زیر هستند:

معیار نخست: مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی

الف- روش اول به پیروی از کو و همکاران (۲۰۱۷) از رابطه (۱) استفاده شد:

رابطه (۱)

$$\Delta WCA_{jt} = \alpha_{+0} + \alpha_1 CFO_{jt-1} + \alpha_2 CFO_{jt} + \alpha_3 CFO_{jt+1} + \alpha_4 \Delta REV_{jt} + \alpha_5 \Delta PPE_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

که در این رابطه:

ΔWCA_{jt} = نسبت تغییر در اقلام تعهدی سرمایه در گردش بر میانگین دارایی‌ها.

CFO = نسبت جریان نقدی عملیاتی بر میانگین دارایی‌ها،

ΔREV = نسبت تغییر در درآمد شرکت بر میانگین دارایی‌ها و

PPE = نسبت دارایی ثابت مشهود بر میانگین دارایی‌ها است.

رابطه (۲)

$$\Delta Wac_{i,t} = \Delta CA_{i,t} - \Delta C_{i,t} - \Delta CL_{i,t} + \Delta STD_{i,t}$$

که در این رابطه:

ΔC_i = نسبت تغییر در وجه نقد بر میانگین دارایی‌ها،

$\Delta CL_{i,t}$ = نسبت تغییر در بدهی‌های جاری بر میانگین دارایی‌ها و

$\Delta STD_{i,t}$ = نسبت تغییر در تسهیلات مالی دریافتی کوتاه مدت بر میانگین دارایی‌ها است.

در رابطه بالایی توان با ضرب نمودن مقادیر خطاها در منفی یک، از آن به عنوان شاخصی برای محاسبه کیفیت گزارشگری مالی استفاده نمود دیچو و دیچاو، (۲۰۰۲).

ب- روش دوم به پیروی از کوتاری و همکاران، (۲۰۰۵) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۳)

$$TA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/Assets_{i,t-1}) + \alpha_2 \Delta Rev_{i,t} + \alpha_3 PPE_{i,t} + \alpha_4 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در این رابطه TA معرف مجموع اقلام تعهدی است که به صورت رابطه (۴) قابل محاسبه است:

رابطه (۴)

$$TA_{i,t} = (\Delta CA_{i,t} - \Delta CASH_{i,t} - \Delta CL_{i,t} + \Delta STDEBT_{i,t} - DEPN_{i,t})$$

در معادله فوق متغیرها به شرح زیر هستند:

$$TA_{i,t} = \text{اقلام تعهدی شرکت } i \text{ در سال } t,$$

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

$$\Delta CASH_{i,t} = \text{تغییرات وجه نقد شرکت } i \text{ در سال } t,$$

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

$$\Delta STDEBT_{i,t} = \text{تغییرات تسهیلات کوتاه مدت یا حصه جاری شرکت } i \text{ در سال } t,$$

$$DEPN_{i,t} = \text{هزینه استهلاک دارایی‌های مشهود و نامشهود شرکت } i \text{ در سال } t$$

$$Assets_{i,t-1} = \text{دارایی‌های ابتدای دوره شرکت } i \text{ در سال } t,$$

$$TA_{i,t} = \text{کل اقلام تعهدی شرکت } i \text{ در سال } t \text{ تقسیم بر دارایی‌های ابتدای دوره،}$$

$$\Delta Rev_{i,t} = \text{برابر با تغییر سالانه درآمدهای عملیاتی تقسیم بر کل دارایی‌های ابتدای دوره،}$$

$PPE_{i,t}$ = اموال، ماشین آلات و تجهیزات برای شرکت i در سال t تقسیم بر دارایی های ابتدای سال،

$ROA_{i,t}$ = بازده دارایی ها برای شرکت i در سال t تقسیم بر دارایی های ابتدای سال.

در این پژوهش، قدر مطلق ارزش های اقلام تعهدی اختیاری در منفی یک ضرب می گردد؛ بنابراین، ارزش های بالاتر بیانگر کیفیت گزارشگری مالی بالاتر می باشد (تقی زاده خانقاه و زینالی، ۱۳۹۴ و کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵).

پ- روش سوم به پیروی از کازنیک (۱۹۹۹) به صورت زیر محاسبه می شود:

این مدل با افزودن تغییر خاص وجه نقد عملیاتی، مدل جونز را تعدیل می کند و به صورت رابطه (۵) محاسبه می شود.

رابطه (۵)

$$TAC/TA_{i,t} = \beta_1(1/TA)_{i,t} + \beta_2(\Delta REV - \Delta REC)_{i,t}/TA_{i,t} + \beta_3(PPE/TA)_{i,t} + \beta_4(\Delta CFO/TA)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

$TAC_{i,t}$: مجموع اقلام تعهدی

$TA_{i,t}$ = دارایی های ابتدای دوره شرکت i در سال t .

$\Delta REV_{i,t}$ = تغییر در درآمد فروش شرکت i در سال t .

$\Delta REC_{i,t}$ = تغییر در حسابهای دریافتنی شرکت i در سال t .

$PPE_{i,t}$ = اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در سال t .

$\Delta CFO_{i,t}$ = تغییر در جریان نقد عملیاتی شرکت i در سال t .

کیفیت گزارشگری مالی نیز برابر قدر مطلق خطا ضرب در منفی یک است و بنابراین، مقدار بالاتر نشانگر کیفیت گزارشگری بیشتر است (مشایخی و محمدپور، ۱۳۹۳ و کازنیک، ۱۹۹۹).

ت- روش چهارم به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta AR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Sales_{it} + \varepsilon_{it}$$

ΔAR = تغییر در حساب‌های دریافتنی

$\Delta Sales$ = تغییر سالانه در درآمد فروش.

برای کیفیت گزارشگری مالی، ارزش خالص باقیمانده‌های ضرب شده در ۱- می‌باشد؛ بنابراین، ارزش بیشتر نشان دهنده کیفیت گزارشگری مالی بیشتر است.

ث- روش پنجم به پیروی از دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) به شرح زیر محاسبه می‌شود:

این شاخص، مبتنی بر مدل کیفیت اقلام تعهدی ارائه شده توسط دیچو و دیچاو (۲۰۰۲) می‌باشد که در رابطه (۶) اندازه‌گیری می‌شود:

رابطه (۶)

$$WCA_{it} = \beta_1 CFP_{it-1} + \beta_2 CFO_{it+1} + \varepsilon_{it}$$

WCA = اقلام تعهدی سرمایه در گردش (تغییر در دارایی‌های جاری غیر نقدی منهای تغییر در بدهی‌های جاری به اضافه تغییر در بدهی بانکی کوتاه مدت). در این شاخص، کیفیت گزارشگری مالی، خالص ارزش باقیمانده‌های ضرب شده در ۱- خواهد بود؛ بنابراین، ارزش بیشتر نشانگر کیفیت گزارشگری مالی بیشتر می‌باشد.

ج- روش ششم به پیروی از جونز تعدیل شده به شرح زیر محاسبه می‌شود:

در مدل تعدیل شده جونز ابتدا اقلام تعهدی را رابطه (۷) محاسبه می‌گردد:

رابطه (۷)

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

TA = 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 حصة 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 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ به منظور تعیین اقلام تعهدی غیر اختیاری، از طریق رابطه (۸) برآورد می‌شوند.

رابطه (۸)

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

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

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

PPE_{it} = ناخالص اموال، ماشین آلات 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

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ = پارامترهای برآورد شده شرکت i

پس از محاسبه پارامترهای $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ از طریق روش حداقل مربعات طبق فرمول ذیل اقلام تعهدی غیر اختیاری (NDA) از طریق رابطه (۹) تعیین می‌شود:

رابطه (۹)

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

و در نهایت اقلام تعهدی اختیاری (DA) پس از تعیین NDA از طریق رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود:

رابطه (۱۰)

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

معیار دوم: مدیریت سود مبتنی بر اقلام واقعی

در این پژوهش ابتدا سطوح عادی جریان وجوه نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، هزینه‌های اختیاری و هزینه‌های تولید با استفاده از مدل توسعه یافته‌ی دجو و همکاران (۱۹۹۸) مشابه آنچه در پژوهش روی چودهارى (۲۰۰۶) انجام شده، محاسبه شد. در پژوهش فوق جریان وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی به‌عنوان تابعی خطی از فروش و تغییرات آن تعریف می‌شود. برای برآورد این مدل، رگرسیون مقطعی زیر برای سال - شرکت به‌کار گرفته شد:

$$\text{رابطه (۱۱)} \quad \frac{CFO_{it}}{A_{it-1}} = K_0 + K_1 \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + K_2 \left(\frac{Sale_{it}}{A_{it-1}} \right) + K_3 \left(\frac{\Delta Sale_{it}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it}$$

جریان غیرعادی وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی برابر است با جریان وجوه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی منهای سطح عادی جریان وجوه نقد عملیاتی که با استفاده از ضرایب مدل (۱۱) محاسبه می‌شود. هزینه‌های تولید به‌عنوان مجموع بهای تمام شده‌ی کالای فروش رفته و تغییر در موجودی مواد و کالای طی سال تعریف می‌شود. در این پژوهش بهای تمام شده‌ی کالای فروش رفته تابعی خطی از فروش همان دوره در نظر گرفته شد.

$$\text{رابطه (۱۲)} \quad \frac{COGS_{it}}{A_{it-1}} = K_0 + K_1 \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + K_2 \left(\frac{Sale_{it}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it}$$

همچنین در پژوهش حاضر رشد موجودی مواد و کالا به عنوان تابعی خطی از تغییرات هم‌زمان و هم‌چنین تغییرات با تأخیر فروش به شرح زیر در نظر گرفته شد.

$$\text{رابطه (۱۳)} \quad \frac{\Delta INV_{it}}{A_{it-1}} = K_0 + K_1 \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + K_2 \left(\frac{\Delta Sale_{it}}{A_{it-1}} \right) + K_3 \left(\frac{\Delta Sale_{it-1}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it}$$

با استفاده از مدل‌های (۱۲) و (۱۳) سطح عادی هزینه‌های تولید به شرح زیر برآورد گردید:

$$\text{رابطه (۱۴)} \quad \frac{Prod\ Cost_{it}}{A_{it-1}} = K_0 + K_1 \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + K_2 \left(\frac{Sale_{it}}{A_{it-1}} \right) + K_3 \left(\frac{\Delta Sale_{it}}{A_{it-1}} \right) + K_4 \left(\frac{\Delta Sale_{it-1}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it}$$

سطح عادی هزینه‌های اختیاری نیز به صورت یک تابع خطی از فروش به صورت زیر در نظر گرفته شد:

$$\text{رابطه (۱۵)} \quad \frac{Disc\ Exp_{it}}{A_{it-1}} = K_0 + K_1 \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + K_2 \left(\frac{Sale_{it-1}}{A_{it-1}} \right) + K_3 \left(\frac{\Delta Sale_{it}}{A_{it-1}} \right) + K_4 \left(\frac{\Delta Sale_{it-1}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it}$$

در مرحله آخر به شرح زیر مدیریت سود واقعی محاسبه می شود:

$$(\text{مقادیر خطای مدل } 15 \times -1) + (\text{مقادیر خطای مدل } 14) + (\text{مقادیر خطای مدل } 11 \times -1) = \text{مدیریت سود واقعی}$$

معیار سوم: هموارسازی سود

با توجه به شاخص ایکل، شرکتی به عنوان هموارساز سود معرفی می شود که ضریب تغییرات سود به ضریب تغییرات درآمدهای آن کوچک تر از ۱ باشد به عبارت دیگر:

$$CY = \frac{CV \Delta I}{CV \Delta S} < 1$$

$CV \Delta I$: ضریب پراکندگی تغییرات سود در شرکت I در بازه زمانی تحقیق

$CV \Delta S$: ضریب پراکندگی تغییرات فروش در شرکت I در بازه زمانی تحقیق

اگر CY بزرگتر، مساوی یک باشد شرکت سود خود را هموار نکرده است و اگر CY کمتر از یک باشد، شرکت سود خود را هموار کرده است. گفتنی است، ضریب پراکندگی بر اساس نسبت انحراف معیار سود خالص یا فروش شرکت در دوره جاری به میانگین سود خالص یا فروش شرکت در دوره مورد بررسی، قابل اندازه‌گیری است (میردامادی، ۱۳۹۹)

معیار چهارم: تقلب

با استفاده از مدل دستکاری سود بنیش اندازه‌گیری شده است. ضرایب این مدل در محیط اقتصادی آمریکا طراحی شده‌اند و دقت پیش‌بینی و درستی آن برای طبقه‌بندی شرکت‌های با دستکاری سود، اطمینان معقولی در آن محیط به دست می‌دهد. اما بکارگیری همان مدل در محیط ایران، به دلیل متفاوت بودن معیار انتخاب شرکت‌های نمونه و قوانین و مقررات با آمریکا، می‌تواند به پیش‌بینی‌های دقیقی منجر نشود (کردستانی و تاتلی ۱۳۹۵؛ ۷۵). از این‌رو، در پژوهش حاضر از مدل تعدیل شده بنیش استفاده شده است که مناسب محیط ایران می‌باشد. احتمال گزارشگری مالی متقلبان به پیروی از رزالی و راشد (۲۰۱۴؛ ۲۴۷) و با استفاده از مدل تعدیل شده M-score بنیش که توسط کردستانی و همکاران (۱۳۹۵؛ ۹۳) بومی‌سازی شده است، مطابق رابطه ۱۶ اندازه‌گیری و محاسبه شده است.

$$\text{Adj-mscore} = 0.002 + 0.665(\text{TATA}) + 0.257(\text{LVGI}) + 0.024(\text{SGAI}) - 0.641(\text{DEPI}) + 0.19(\text{SGI}) + 0.004(\text{AQI}) - 0.032(\text{GMI}) + 0.061(\text{DSRI}) \quad (\text{رابطه ۱۶})$$

در رابطه ۱۶، تعریف عملیاتی هر یک از متغیرها به شرح زیر می‌باشد:

DSRI = شاخص فروش‌هایی که در حساب‌های دریافتنی هستند، از رابطه ۲ اندازه‌گیری می‌شود. اگر مقدار این شاخص بزرگ‌تر از ۱ باشد، مطالبات شرکت به عنوان درصدی از فروش نسبت به سال قبل افزایش داشته است. تغییر در این شاخص می‌تواند به دلیل تغییر در سیاست‌های اعتباری برای افزایش میزان فروش باشد، اما افزایش نامتناسب آن، موجب بیش‌نمایی درآمد نیز می‌شود. در این رابطه، **REC** حساب‌های دریافتنی و **SALES** فروش می‌باشد.

$$DSRI = \frac{REC_t / SALES_t}{REC_{t-1} / SALES_{t-1}} \quad \text{رابطه ۱۷}$$

GMI = شاخص حاشیه سود ناخالص، از رابطه ۱۸ اندازه گیری می شود. اگر مقدار این شاخص بزرگتر از ۱ باشد، حاشیه سود نسبت به سال قبل کاهش پیدا کرده است. ضعیف شدن حاشیه سود ناخالص نشانه ای منفی از چشم انداز شرکت است و احتمال دستکاری سود را افزایش می دهد. در این رابطه، **SALES** فروش سالانه و **COG** بهای تمام شده کالای فروش رفته می باشد.

$$GMI = \frac{[SALES_{t-1} - COG_{t-1}] / SALES_{t-1}}{[SALES_t - COG_t] / SALES_t} \quad \text{رابطه ۱۸}$$

AQI = شاخص کیفیت دارایی، از رابطه ۴ اندازه گیری می شود. این شاخص کیفیت دارایی های شرکت را با محاسبه نسبت دارایی های غیر جاری به استثنای اموال، ماشین آلات و تجهیزات به کل دارایی های شرکت اندازه گیری می کند. اگر این شاخص بزرگتر از یک باشد، شرکت به طور بالقوه هزینه های معوق و دارایی های نامشهود را افزایش داده است. بنابراین، احتمال دستکاری سود افزایش می یابد. در این رابطه، **CA** جمع دارایی های جاری، **PPE** اموال، ماشین آلات و تجهیزات و **ASSETS** جمع دارایی ها می باشد.

$$AQI = \frac{1 - [(CA_t + PPE_t) / ASSETS_t]}{1 - [(CA_{t-1} + PPE_{t-1}) / ASSETS_{t-1}]} \quad \text{رابطه ۱۹}$$

SGI = شاخص رشد فروش، از رابطه ۵ اندازه گیری می شود. اگر این شاخص بزرگتر از ۱ باشد، نشان دهنده رشد فروش شرکت نسبت به سال قبل می باشد. اگرچه رشد فروش به تنهایی نشان دهنده دستکاری سود نیست، اما افزایش آن نسبت به سال قبل، احتمال دستکاری سود را افزایش می دهد.

$$SGI = \frac{SALES_t}{SALES_{t-1}} \quad \text{رابطه ۲۰}$$

DEPI = شاخص هزینه استهلاک، از رابطه ۲۱ اندازه گیری می شود. اگر مقدار این شاخص بزرگتر از ۱ باشد، نشان دهنده این است که شرکت برآوردهای اموال، ماشین آلات و تجهیزات را افزایش داده است که احتمال دستکاری سود را افزایش می دهد. در این رابطه، **DEP** هزینه استهلاک دارایی های ثابت مشهود و **PPE** ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات می باشد.

$$DEPI = \frac{DEP_{t-1}/PPE_{t-1}}{DEP_t/PPE_t} \quad \text{رابطه ۲۱}$$

$SGAI$ = شاخص هزینه‌های عمومی، اداری و فروش که از رابطه ۲۲ اندازه‌گیری می‌شود. این شاخص، نسبت هزینه‌های اداری، عمومی و فروش شرکت به فروش را اندازه‌گیری می‌کند. افزایش این شاخص، نشانه منفی از چشم انداز آتی شرکت است. بنابراین، احتمال دستکاری سود افزایش می‌یابد. در این رابطه، SGA, EXP هزینه‌های عمومی، اداری و فروش و $SALES$ فروش سالانه می‌باشد.

$$SGAI = \frac{SGA. EXP_t/SALES_t}{SGA. EXP_{t-1}/SALES_{t-1}} \quad \text{رابطه ۲۲}$$

$TATA$ = شاخص مجموع اقلام تعهدی به مجموع دارایی‌ها، از رابطه ۲۳ اندازه‌گیری می‌شود. با افزایش اقلام تعهدی، احتمال دستکاری سود نیز افزایش پیدا می‌کند. در این رابطه، ACC اقلام تعهدی (تفاوت بین سود عملیاتی و جریان نقدی عملیاتی) و $ASSETS$ مجموع دارایی‌ها می‌باشد.

$$TATA = \frac{ACC_t}{ASSETS_t} \quad \text{رابطه ۲۳}$$

$LVGI$ = شاخص اهرم مالی، از رابطه ۲۴ اندازه‌گیری می‌شود. این شاخص نسبت کل بدهی‌ها را به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌کند. اگر مقدار این شاخص بزرگ‌تر از ۱ باشد، افزایش احتمال دستکاری سود را نشان می‌دهد. در این رابطه، LTD جمع بدهی‌های بلند مدت، CL جمع بدهی‌های جاری و $ASSETS$ مجموع دارایی‌ها می‌باشد (بنیش، ۱۹۹۹، نقل از کردستانی و تاتلی، ۱۳۹۵).

$$LVGI = \frac{LTD_t + CL_t / ASSETS_t}{LTD_{t-1} + CL_{t-1} / ASSETS_{t-1}} \quad \text{رابطه ۲۴}$$

برای تعیین وضعیت شرکت‌های جامعه آماری پژوهش از لحاظ احتمال گزارشگری مالی متقلبانه شرکت‌ها به دو دسته زیر تقسیم شده اند :

(۱) شرکت‌هایی که مقدار Adj-M-score آنها کمتر یا مساوی ۰/۵ باشد، گواه این خواهد بود که صورت‌های مالی شرکت ممکن است دستکاری نشده باشد و فرض بر این است که احتمال گزارشگری مالی متقلبانه ندارند و به آنها صفر تخصیص داده می‌شود.

(۲) شرکت‌هایی که مقدار Adj-M-score آنها بیشتر از ۰/۵ باشد، گواه این خواهد بود که صورت‌های مالی شرکت ممکن است دستکاری شده باشد و فرض بر این است که احتمال گزارشگری مالی متقلبانه دارند و به آنها یک تخصیص داده می‌شود.

معیار پنجم: ناهنجاری اقلام تعهدی

هرشلیفر و همکاران (۲۰۰۴) به این نتیجه رسیدند که خالص دارایی‌های عملیاتی استاندارد شده به‌وسیله‌ی جمع دارایی‌های ابتدای دوره، با بازده سهام رابطه منفی دارد. ایشان بیان می‌کنند که سطح بالای خالص دارایی‌های عملیاتی با افزایش در سود همراه می‌باشد که البته این افزایش در سال‌های آتی ادامه پیدا نمی‌کند. در چنین شرایطی سرمایه‌گذارانی که توجه محدود دارند، به‌درستی از اطلاعات موجود در خالص دارایی‌های عملیاتی استفاده نکرده و نمی‌توانند پایداری سود را به‌درستی ارزیابی کنند. بنابراین شرکت‌هایی که سطح خالص دارایی‌های عملیاتی بیشتری دارند، نسبت به شرکت‌هایی که خالص دارایی‌های عملیاتی کمتری دارند، بیشتر از حد قیمت‌گذاری می‌شوند. با گذشت زمان، این قیمت‌گذاری اشتباه اصلاح می‌شود. این شرایط به این معنا می‌باشد که شرکت‌هایی که خالص دارایی‌های عملیاتی بیشتر در سال‌های آتی بازده‌های غیرعادی منفی و شرکت‌های دارای خالص دارایی‌های عملیاتی کمتری دارند، بازده‌های غیرعادی مثبت کسب می‌کنند. فارفیلد و همکاران (۲۰۰۳) در پژوهش خود نشان دادند که بین خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده‌های آتی، رابطه‌ی منفی و معنادار وجود دارد. آنها خالص دارایی‌های عملیاتی را به اجزای آن یعنی اقلام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی بلندمدت تفکیک کردند و به این نتیجه رسیدند که بین هر دو جزء مذکور با بازده‌های آتی رابطه منفی وجود دارد و بازار به یک اندازه، اقلام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی بلندمدت را بیش از حد ارزش‌گذاری می‌کند. لذا آنها بیان می‌کنند که ناهنجاری اقلام تعهدی قابل انتساب به خالص دارایی‌های عملیاتی (هر دو جزء) و نه فقط اقلام تعهدی می‌باشد. در ایران، نیز رابطه بین خالص دارایی‌های عملیاتی و بازده مورد

بررسی قرار گرفته شده است و نتایج حاکی از آن است که بین این دو متغیر، رابطه‌ی منفی و معنادار وجود دارد (عرب صالحی و همکاران، ۱۳۹۰). بنابراین در این پژوهش، از خالص دارایی‌های عملیاتی به‌عنوان معیاری برای ناهنجاری اقلام تعهدی استفاده می‌شود. خالص دارایی‌های عملیاتی با توجه به رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$AA_{it} = (OA_{it} - OL_{it}) / TA_{it}$$

AA: ناهنجاری اقلام تعهدی؛ OA: دارایی‌های عملیاتی؛ OL: بدهی‌های عملیاتی؛ TA: جمع دارایی‌های ابتدای سال.

OA_{it} و OL_{it} نیز به ترتیب با استفاده از رابطه‌های زیر محاسبه می‌شوند (هرشلیر و همکاران، ۲۰۰۴)

$$OA_{it} = TA_{it} - C_{it} - STI_{it}$$

TA: جمع دارایی‌ها؛ C: وجه نقد؛ STI: سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت

$$OL_{it} = TA_{it} - STD_{it} - LTD_{it} - E_{it}$$

STD: حصه جاری بدهی‌های بلندمدت؛ LTD: بدهی‌های بلندمدت؛ E: حقوق صاحبان سهام

در این پژوهش معیارهای ریسک سقوط قیمت سهام متغیر وابسته است. معیارهای فوق به شرح زیر هستند:

در این پژوهش متغیر وابسته ریسک سقوط قیمت سهام است. برای اندازه‌گیری این متغیر از چهار معیار چولگی منفی بازده سهام، سیگمای حداکثری، نوسان پایین به بالا و دوره سقوط قیمت سهام استفاده می‌شود. برای اندازه‌گیری خطر سقوط قیمت سهام، ابتدا با استفاده از رابطه (۱) بازده ماهانه خاص شرکت محاسبه می‌شود:

$$W_{j,\theta} = Ln(1 + \varepsilon_{j,\theta}) \quad \text{رابطه (۱)}$$

در رابطه فوق داریم:

$$W_{j,\theta}: \text{بازده ماهانه خاص شرکت } j \text{ در ماه } \theta$$

$$\varepsilon_{j,\theta}: \text{بازده باقی‌مانده سهام شرکت } j \text{ در ماه } \theta \text{ و عبارت است از باقی‌مانده یا پسماند مدل در رابطه (۲)}$$

رابطه (۲)

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t} + \beta_4 r_{m,t+1} + \beta_5 r_{m,t+2} + \varepsilon_{jt}$$

در رابطه فوق داریم:

r_{jt} : بازده سهام شرکت j در ماه θ طی سال مالی

$r_{m,\theta}$: بازده بازار در ماه θ است. برای محاسبه بازده ماهانه بازار، شاخص ابتدای ماه از شاخص پایان ماه کسر

شده و حاصل بر شاخص ابتدای ماه تقسیم می‌شود.

سپس با استفاده از بازده ماهانه خاص شرکت، چولگی منفی بازده سهام و سقوط به شیوه‌های زیر محاسبه می‌شود:

الف- چولگی منفی بازده سهام: چن و همکاران (۲۰۰۱) معتقدند که نشانه‌های سقوط قیمت سهام از یک سال قبل از وقوع این پدیده شکل می‌گیرد و یکی از این نشانه‌ها وجود چولگی منفی در بازده سهام شرکت است. بنابراین شرکت‌هایی که در سال گذشته چولگی منفی بازده سهام را تجربه کرده‌اند، با احتمال بیشتری در سال آینده با پدیده ریزش قیمت سهام مواجه خواهند بود. هانگ و استین (۲۰۰۳) نیز بیان کردند که چولگی منفی بازده سهام یک راه جایگزین برای اندازه‌گیری عدم تقارن در توزیع بازده است. برای محاسبه چولگی منفی بازده سهام از رابطه (۳) استفاده می‌شود:

$$NCSKEW_{j,t} = - \frac{\frac{3}{[n(n-1)^2 \sum w_{j,t}^3]}}{[(n-1)(n-2)(\sum w_{j,t}^2 \frac{3}{2})]} \quad \text{رابطه (۳)}$$

در رابطه فوق:

$NCSKEW_{jt}$: چولگی منفی بازده ماهانه سهام شرکت j طی سال مالی t .

$W_{j,\theta}$: بازده ماهانه خاص شرکت j در ماه θ

N : تعداد ماه هایی که بازده آن ها محاسبه شده است.

آمار توصیفی

توصیف متغیرهای پژوهش به شرح زیر است:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی
چولگی منفی بازده سهام	۰/۵۳۶۷۱۳	۰/۵۵۳۸۸۰	۱۰/۷۳۶۷۵	-۸/۱۳۴۶۰۹	۲/۳۸۱۰۷۱	۰/۰۰۸۵۷۰
مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی	۱/۳۸E-۱۶	-۰/۰۱۳۲۳۰	۱/۸۶۵۷۷۴	-۲/۲۹۶۷۱۶	۰/۱۹۶۶۴۸	۰/۱۹۱۸۷۰
مدیریت سود مبتنی بر اقلام واقعی	-۱/۵۸E-۱۷	۰/۰۰۵۹۸۱	۲/۱۲۱۸۷۴	-۲/۰۰۵۷۸۹	۰/۲۵۳۴۴۷	-۰/۲۸۱۶۷۸
ناهنجاری اقلام تعهدی	۰/۷۷۶۷۰۰	۰/۷۲۶۳۶۵	۷/۸۱۶۹۱۹	-۲/۰۱۶۶۹۹	۰/۴۵۳۲۸۳	۶/۱۹۸۴۸۹
توانایی مدیریت	۲/۰۳E-۱۸	۰/۰۰۵۵۳۵	۰/۴۵۲۵۲۳	-۰/۵۲۹۰۷۲	۰/۱۲۷۲۹۰	-۰/۱۰۰۹۶۱

خودشیفتگی مدیران	۵/۰۶۱۶۴۴	۶/۷۸۳۰۳۷	۱۱/۱۵۶۲۵	۰	۳/۴۵۹۴۵۲	-۰/۶۴۵۹۲۲
اندازه شرکت	۱۴/۵۱۰۵۱	۱۴/۲۸۵۹۶	۲۱/۳۲۷۶۳	۱۰/۰۳۱۲۲	۱/۶۷۵۰۶۰	۰/۷۳۲۱۰۱
اهرم مالی	۰/۵۷۳۵۱۱	۰/۵۷۱۰۹۶	۲/۰۷۷۵۰۶	۰/۰۳۱۴۳۱	۰/۲۱۳۵۴۸	۰/۵۴۹۵۰۳
رشد فروش	۰/۳۵۰۶۱۷	۰/۲۴۶۲۵۶	۱۸/۱۶۹۸۸	-۰/۹۰۹۱۸۹	۰/۶۹۰۸۰۷	۱۱/۳۵۲۶۲
نرخ بازده دارایی	۰/۱۳۳۸۵۵	۰/۱۰۸۵۸۶	۰/۶۷۳۱۸۹	-۰/۵۸۱۱۴۱	۰/۱۴۸۶۳۸	۰/۴۹۸۷۹۱

آزمون فرضیه اول

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول به تفکیک معیارهای متغیر وابسته و تفکیک معیارهای متغیر مستقل به شرح

زیر است:

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش

نام متغیر	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
متغیر وابسته: چولگی منفی بازده سهام				

مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی	۰/۶۹۹۵۱۱	۰/۳۰۹۴۰۵	۲/۲۶۰۸۲۳	۰/۰۲۳۹
مدیریت سود مبتنی بر اقلام واقعی	-۰/۴۸۲۰۹۱	۰/۲۲۸۴۷۳	-۲/۱۱۰۰۵۷	۰/۰۳۵۰
هموارسازی سود	۰/۱۹۶۱۵۴	۰/۱۲۰۴۷۰	۱/۶۲۸۲۳۹	۰/۱۰۳۶
تقلب	۰/۱۴۶۶۸۵	۰/۳۳۵۳۰۸	۰/۴۳۷۴۶۳	۰/۶۶۱۸
ناهنجاری اقلام تعهدی	-۰/۰۷۵۴۲۷	۰/۱۳۷۶۲۳	-۰/۵۴۸۰۶۷	۰/۵۸۳۷
اندازه شرکت	۰/۰۸۳۷۱۲	۰/۰۳۳۹۸۹	۲/۴۶۲۹۰۹	۰/۰۱۳۹
اهرم مالی	-۰/۴۰۰۲۶۵	۰/۳۸۳۸۶۸	-۱/۰۴۲۷۱۶	۰/۲۹۷۲
رشد فروش	۰/۰۰۳۵۹۲	۰/۰۸۷۸۳۹	۰/۰۴۰۸۹۹	۰/۹۶۷۴
نرخ بازده دارایی	-۱/۴۷۴۸۹۲	۰/۵۷۳۷۶۵	-۲/۵۷۰۵۵۰	۰/۰۱۰۲
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۳۶۱۲۱۴	۰/۱۳۹۶۱۳	-۲/۵۸۷۲۴۹	۰/۰۰۹۸
مقدار ثابت	-۰/۱۱۷۵۷۱	۰/۵۶۱۶۴۷	-۰/۲۰۹۳۳۳	۰/۸۳۴۲
ضریب تعیین: ۰/۱۱۴۴۶۱	ضریب تعیین	آماره اف:	آماره اف لیمر:	آماره دوربین
تعدیل شده:	۲/۷۱۳۰۹۳	۰/۹۶۴۳۸۱	واتسون:	
۰/۱۰۹۱۳۱	(۰/۰۰۲۶۱۲)	(۰/۶۰۶۴)	۱/۹۶۶۳۷۱	

سطح معنی داری برای تک تک متغیرها و همچنین برای کل مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد محاسبه شده است. با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می توان ادعا کرد که $11/45$ درصد از تغییرات متغیر وابسته فرضیه پژوهش توسط متغیرهای مستقل و کنترل توضیح داده می شود. خودهمبستگی نقض یکی از فرض های استاندارد الگوی رگرسیون است و از آماره دوربین- واتسون می توان جهت تعیین بود و نبود خودهمبستگی در الگوی رگرسیون استفاده کرد. آماره دوربین - واتسون محاسبه شده ($1/966$) که بین $1/5 - 2/5$ می باشد بیان گر عدم وجود خودهمبستگی است و استقلال باقی مانده های اجزای خطا را نشان می دهد. همان طور که در جدول ۲ مشاهده می شود سطح معنی داری آماره تی برای متغیر مدیریت سود مبتنی بر ارقام تعهدی و مدیریت سود مبتنی بر ارقام واقعی از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد کمتر است، بنابراین وجود تأثیرگذاری معنادار بین متغیرهای فوق و معیار چولگی منفی بازده سهام تأیید می شود. تأثیرگذاری معناداری متغیر کنترلی اندازه شرکت، نرخ بازده دارایی، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با توجه به سطح معناداری محاسبه شده و این که از سطح خطای قابل قبول ۵ درصد کمتر است به لحاظ آماری تأیید می شود.

بحث و نتیجه گیری

بررسی مبانی نظری پژوهش مبین وجود مدل های مختلفی در توضیح ریزش ارزش سهام است. در عمده پژوهش ها نظریه نمایندگی توضیح دهنده ریزش ارزش سهام در نظر گرفته شده است. پژوهش گرانی نظیر جین و مایرز (۲۰۰۶)، هاتن و همکاران (۲۰۰۹) و بنملچ و همکاران (۲۰۱۰) با اشاره به نظریه نمایندگی انباشت اثرگذاری در نتیجه عدم افشای اخبار بد را عامل ریزش یکباره ارزش سهام دانسته اند. بلک و لیو (۲۰۰۷) نیز کمابیش نظر مشابهی اعلام داشته اند. هانگ و استین (۲۰۰۳) ناهمگونی دیدگاه سرمایه گذاران را مطرح کرده و سائو و همکاران (۲۰۰۲) انسداد اطلاعات را عامل بروز ریزش ارزش سهام دانسته اند. فرنچ و همکاران (۱۹۸۷)

و کمپل و هنسچل (۱۹۹۲) معتقدند اثرات بازخورد دایمی و غلبه چشم انداز بد اقتصادی بر وضعیت جاری ریزش ارزش سهام را پدید می آورد. در این بین حبیب و همکاران (۲۰۱۷) با اشاره به ماهیت بنیادین فعالیت شرکت ها عواملی نظیر اقدام های قانونی را عاملی برای وقوع ریزش ارزش سهام موثر عنوان نموده اند. در راستای تعریف عملیاتی ریزش ارزش سهام و بر مبنای مبانی نظری ارائه شده چند نکته حایز اهمیت است. در واقع از مبانی نظری این گونه استنباط می شود که ریزش ارزش سهام تغییری منفی و بزرگ است که در روند عادی حرکتی بازده خاص شرکت رخ نداده و به صورت ناگهانی به وقوع می پیوندد. با این حال بررسی مدل های عملیاتی در این خصوص مبین آن است که صرفاً وجود تغییری بزرگ و منفی مورد عنایت قرار گرفته و تغییری غیرعادی و ناگهانی چندان مورد توجه نبوده است.

انگیزه غالباً برای مدیریت سود بیان شده و بنابراین افشای نامتقارن اطلاعات در به حداکثر رساندن پاداش مبتنی بر انگیزه ها است. کیم و همکاران (۲۰۱۱) سهم نسبی انگیزه های مالکانه مدیرعامل در راستای جریان های نقدی برای ریسک سقوط را بررسی کرده و دریافتند نسبت ارزش پرتفوی اختیار معامله مدیر به قیمت سهام، ریسک سقوط را افزایش می دهد. ^۸ (۲۰۱۵) تأثیر شکل دیگری از پاداش، یعنی بدهی داخلی مدیرعامل، را بررسی کرد. بدهی داخلی، به بدهی در فرم حقوق بازنشستگی و پاداش معوقه که به قراردادهای بدهی شباهت دارد و تعهد ثابت شرکت را برای پرداخت های آتی به مدیران نشان می دهد، اشاره دارد. استدلال عمومی از ادبیات آن است که بدهی داخلی مدیران را به متعهد شدن به گزارش گری مالی با کیفیت بالا بر می انگیزاند. سازگار با این استدلال، هی (۲۰۱۵) دریافت بدهی داخلی ریسک آتی سقوط را کاهش می دهد.

⁸. He.

در حالت کلی هیأت مدیره ممکن است به عنوان مکانیسم ناظر (ابزار حاکمیت داخلی) بر اقدامات مدیرعامل عمل کند (چنگ و همکاران^۹، ۲۰۱۶). بنابراین فرض بر این است ریسک سقوط برای شرکت‌هایی پایین‌تر خواهد بود که زیردستان قابلیت تأثیرگذاری لازم را بر مدیران ارشد در گزارش‌گری مالی با کیفیت بالا داشته باشند. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی نقش انگیزه‌های مبتنی بر رقابت در تأثیرگذاری بر ریسک سقوط مورد مطالعه و بررسی تجربی قرار گیرد. پارک (۲۰۱۷) دریافت تفاوت پرداختی بیشتر مدیریت سود واقعی را به خاطر رقابت بیش از اندازه اعضای تیم اجرایی ارشد برای ترفیع به مقام مدیرعامل افزایش می‌دهد.

نقص پژوهش‌های تجربی موجودی که ریسک سقوط را به انگیزه‌های مدیریت مرتبط می‌کنند، نبود مطالعه‌ای جامع است که اثرات مستقیم و غیرمستقیم چنین انگیزه‌هایی را مشخص کند. به‌طور مثال، انگیزه‌های مدیریت برای درگیر شدن در مدیریت سود افزایشی به‌خاطر انگیزه‌های پاداش در ادبیات اثبات شده است. آزمون مستقیم و غیرمستقیمی لازم است تا این اثرات را به‌طور مستقیم (یعنی اثر انگیزه‌های مدیریت در تبیین ریسک سقوط) و غیرمستقیم (مانند گزارش‌گری مبهم که از طریق آن، انگیزه‌های مدیریت بر ریسک سقوط اثر می‌گذارد) تحلیل کند. هدف اصلی پژوهش تبیین الگوی تأثیر شاخص‌های ناهنجاری در گزارش‌گری مالی بر ریسک سقوط قیمت سهام با تأکید بر ویژگی‌های رفتاری مدیران است. نتایج حاصل از آزمون مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد که از بین معیارهای ناهنجاری در گزارش‌گری مالی مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدیریت سود مبتنی بر اقلام واقعی بر معیار چولگی منفی بازده سهام مخاطره ریزش قیمت سهام دارد. برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود که:

⁹. Cheng et al.

الف- پژوهشگران موضوع فوق را به تفکیک هر صنعت مورد مطالعه و بررسی قرار دهند.

ب- پژوهشگران موضوع فوق را در مراحل مختلف چرخه عمر مورد مطالعه و بررسی قرار دهند.

پ- همچنین سازمان بورس و اوراق بهادار آموزش‌هایی را برای فعالان بورس و کارگزاران و مدیران شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس جهت موضوع بیش اطمینانی مدیریت در نظر گیرد تا بدین وسیله ذینفعان شناخت اشکال مختلف بیش اعتمادی و همچنین پیامدهای آن را کسب کنند.

ت- پیشنهاد می‌شود که، تحلیل گران بازارهای مالی و کارگزاران بورسی تأثیرات بلندمدت مخاطرات ریزش قیمت سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه را به‌عنوان متغیر مربوط به تصمیمات سرمایه‌گذاری در نظر گیرند.

منابع

پورحیدری، امید؛ فروغی؛ عارف (۱۳۹۸). بررسی تأثیر نفوذ مدیرعامل بر کیفیت افشای اطلاعات حسابداری، *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال ۱۶، دوره ۶۱، صص: ۵۳ - ۲۷.

جمالیان پور، مظفر؛ ثقفی، علی (۱۳۹۲). اقلام تعهدی غیرمنتظره، انحراف پایداری سود و بحران مالی، *مجله دانش حسابداری*، دوره چهارم، شماره ۱، صص: ۳۳-۷.

خواجوی، شکراله؛ دهقانی، علی اصغر؛ گرامی، فرزاد (۱۳۹۵). تأثیر خودشیفتگی مدیران بر مدیریت سود و عملکرد مالی، *مجله پیشرفت‌های حسابداری*، دوره هشتم، شماره ۲، صص: ۱۴۹-۱۲۳.

رحیمی، علی رضا؛ فروغی، عارف (۱۳۹۸). بررسی تأثیر مکانیسم‌های کنترلی بر رابطه بین قدرت مدیرعامل و ارزش شرکت، *مجله پیشرفت‌های حسابداری*، دوره یازدهم، شماره ۲، صص: ۱۸۲ - ۱۵۱.

سلیمانی امیری، غلام رضا؛ گروه ای، پگاه (۱۳۹۶). بررسی اثر اطمینان بیش از حد مدیریت بر ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک، *مجله پیشرفت های حسابداری*، دوره نهم، شماره ۱، ص ص: ۹۹-۱۲۴.

کاظمی، سیدکاظم؛ بهرامی نسب، علی؛ ممشلی، رضا (۱۳۹۶). تأثیر بحران مالی بر کیفیت گزارش گری مالی، *مجله دانش حسابداری*، دوره هشتم، شماره ۳، ص ص: ۱۶۵-۱۴۱.

کردستانی، غلامرضا؛ تاتلی، رشید (۱۳۹۵). پیش بینی دست کاری سود: توسعه یک مدل، *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، دوره بیست و سوم، شماره ۱، ص ص: ۷۳-۹۶.

رحمانی، علی؛ بذرافشان، آمنه (۱۳۹۲). بررسی اثر ریسک ورشکستگی بر توان ارقام تعهدی غیرعادی در پیش بینی جریان نقدی، *فصلنامه دانش حسابرسی*، دوره سیزدهم، شماره ۵۰، ص ص: ۸۱-۹۹.

مهرفر، ابوطالب؛ کاظمی، حسین؛ رضایی، فرزین (۱۳۹۹). خوش بینی مدیریت و کیفیت گزارش گری مالی: با تأکید بر نقش تعدیلی مکانیزم های نظام راهبری، *مجله علمی دانش حسابداری مالی*، دوره هفتم، شماره ۲، ص ص: ۱۷۸-۱۵۵.

نمازی، محمد؛ حاجیها، زهره؛ چناری، حسن (۱۳۹۷). مدل بندی و تعیین اولویت معیارهای موثر مدیریت سود واقعی بر پیش بینی ورشکستگی، *فصلنامه علمی راهبرد مدیریت مالی*، دوره ششم، شماره ۴، ص ص: ۱-۲۷.

Beneish, M. D. (1999). The detection of earnings manipulation. *Financial Analysts Journal*, 55(5), 24-36.

Berger, R., Dutta, S., Raffel, T., & Samuels, G. (2008). *Innovating at the top: How global CEOs drive innovation for growth and profit*. Springer.

Chen, S. (2010). The role of ethical leadership versus institutional constraints: A simulation study of financial misreporting by CEOs. *Journal of Business Ethics*, 93(1), 33-52.

Daily, C. M., & Johnson, J. L. (1997). Sources of CEO power and firm financial performance: A longitudinal assessment. *Journal of Management*, 23(2), 97-117.

Demerjian, P., Lev, B., & McVay, S. (2012). Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests. *Management science*, 58(7), 1229-1248.

DiPiazza Jr, S. A., & Eccles, R. G. (2002). *Building public trust: The future of corporate reporting*. John Wiley & Sons.

- Duellman, S., Hurwitz, H., & Sun, Y. (2015). Managerial overconfidence and audit fees. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 11(2), 148-165.
- Francis, J., Huang, A. H., Rajgopal, S., & Zang, A. Y. (2008). CEO reputation and earnings quality. *Contemporary Accounting Research*, 25(1), 109-147.
- Fung, B. (2014). The demand and need for transparency and disclosure in corporate governance. *Universal Journal of Management*, 2(2), 72-80.
- Ge, W., Matsumoto, D., & Zhang, J. L. (2011). Do CFOs have style? An empirical investigation of the effect of individual CFOs on accounting practices. *Contemporary Accounting Research*, 28(4), 1141-1179.
- Hamori, M., & Kakarika, M. (2009). External labor market strategy and career success: CEO careers in Europe and the United States. *Human Resource Management: Published in Cooperation with the School of Business Administration, The University of Michigan and in alliance with the Society of Human Resources Management*, 48(3), 355-378.
- Han, S., Nanda, V. K., & Silveri, S. (2016). CEO power and firm performance under pressure. *Financial Management*, 45(2), 369-400.
- Hong, H., & Stein, J. C. (2003). Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *The Review of Financial Studies*, 16(2), 487-525.
- Leverly, J. T., & Grace, M. F. (2012). Dupes or incompetents? An examination of management's impact on firm distress. *Journal of Risk and Insurance*, 79(3), 751-783.
- Li, F., Abeysekera, I., & Ma, S. (2011). Earnings management and the effect of earnings quality in relation to stress level and bankruptcy level of Chinese listed firms. *Corporate Ownership and Control*, 9(1), 366-391.
- Lin, H. W. W., Lo, H. C., & Wu, R. S. (2016). Modeling default prediction with earnings management. *Pacific-Basin Finance Journal*, 40, 306-322.
- Lo, K. (2008). Earnings management and earnings quality. *Journal of accounting and economics*, 45(2-3), 350-357.
- Mohamed, E. B., & Shehata, M. A. (2017). R&D investment–cash flow sensitivity under managerial optimism. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 14, 1-4.
- Olsen, K. J., Dworkis, K. K., & Young, S. M. (2014). CEO narcissism and accounting: A picture of profits. *Journal of management accounting research*, 26(2), 243-267.
- Olsen, K. J., & Stekelberg, J. (2016). CEO narcissism and corporate tax sheltering. *The journal of the American taxation association*, 38(1), 1-22.
- Premachandra, I. M., Bhabra, G. S., & Sueyoshi, T. (2009). DEA as a tool for bankruptcy assessment: A comparative study with logistic regression technique. *European Journal of Operational Research*, 193(2), 412-424.

Smith, M., Kestel, J. A., & Robinson, P. (2001, December). Economic recession, corporate distress and income increasing accounting policy choice. In *Accounting Forum* (Vol. 25, No. 4, pp. 334-352). Taylor & Francis.

Wallace, H. M., & Baumeister, R. F. (2002). The performance of narcissists rises and falls with perceived opportunity for glory. *Journal of personality and social psychology*, 82(5), 819.