

بررسی اثربخشی ریسک سقوط سهام از پرداخت سود نقدی در شرکت های بورس اوراق بهادار تهران

زینب بصیری^۱، حسن عطری^۲، حسین عابدی^۳

^۱ کارشناسی ارشد مدیریت مالی، موسسه آموزش عالی کار، واحد خرم دره

^۲ دکتری مدیریت، موسسه آموزش عالی کار، واحد خرم دره

^۳ دکتری مدیریت، موسسه آموزش عالی کار، واحد خرم دره

نام نویسنده مسئول:

زینب بصیری

چکیده

سقوط قیمت سهام، پدیده‌ای است که در آن، تجدیدنظری ناگهانی و منفی در انتظارات سرمایه‌گذاران در مورد سهام یک شرکت رخ می‌دهد. سرمایه‌گذاران به‌طور عمومی تمایلی به سهام با ریسک سقوط بالا ندارند و لذا پاداش بیشتری را تقاضا می‌کنند. از سویی دیگر، براساس تئوری نمایندگی، درون‌سازمانی‌های شرکت این انگیزه را دارند که منابع شرکت را به‌جای سهامداران برون‌سازمانی، به سمت فعالیت‌های منفعت‌زا برای خودشان منتقل نمایند. سودتقسیمی بالاتر می‌تواند جریان نقد آزاد تحت اختیار درون‌سازمانی‌های شرکت را کاهش دهد و همچنین می‌تواند مدیران را مجبور نماید که به دنبال منابع بیرونی برای تأمین مالی طرح‌های توسعه مالی باشند که آن‌ها را در مرکز توجه بازار قرار می‌دهد. در مطالعه حاضر تلاش شد تا با استفاده از داده‌های ۱۰۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ و رگرسیون چندمتغیره، به بررسی تأثیر سود نقد تقسیمی بر ریسک سقوط قیمت سهام با تأکید بر عدم تقارن اطلاعاتی و جریان نقد آزاد پرداخته شود. نتایج بررسی‌ها نشان داد که ارتباط معناداری و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است؛ عدم تقارن اطلاعاتی موجب تعدیل رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام نمی‌شود.

واژگان کلیدی: سود نقد تقسیمی، عدم تقارن اطلاعاتی، جریان نقد آزاد، ریسک سقوط قیمت سهام.

مقدمه

موضوع تغییرات ناگهانی قیمت سهام، طی سال های اخیر و به ویژه بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸، توجه بسیاری از دانشگاهیان و افراد حرفه ای را به خود جلب کرده است (رابین و ژانگ^۱، ۲۰۱۵). این تغییرات، به دو صورت سقوط و جهش قیمت سهام رخ می دهد. با توجه به اهمیتی که سرمایه گذاران برای بازده سهام خود قائل هستند، پدیده سقوط قیمت سهام که منجر به کاهش شدید بازده می شود، در مقایسه با جهش بیش تر مورد توجه پژوهش گران قرار گرفته است. تعریف سقوط قیمت سهام دارای سه ویژگی مشخص است: (۱) سقوط قیمت سهام، یک تغییر بسیار بزرگ و غیرمعمول در قیمت سهام است که بدون وقوع یک حادثه مهم اقتصادی رخ می دهد؛ (۲) این تغییرات بسیار بزرگ به صورت منفی هستند؛ و (۳) سقوط قیمت سهام، یک پدیده واگیردار در سطح بازار است. بدین معنی که کاهش قیمت سهام تنها به یک سهام خاص منحصر نمی شود، بلکه تمام انواع سهام موجود در بازار را شامل می شود (چن^۲ و همکاران، ۲۰۰۱). سقوط قیمت سهام پدیده ای است که در آن قیمت سهام دچار تعدیل شدید منفی و ناگهانی می گردد. در تعریف دیگری از سقوط قیمت سهام، به عنوان پدیده ای که در آن تجدیدنظری ناگهانی و منفی در انتظارات سرمایه گذاران در مورد سهام یک شرکت رخ می دهد، یاد می شود. هاتن^۳ و همکاران (۲۰۰۹) در مطالعه خود، این اهمیت را به نگرانی های سرمایه گذاران در قبال ریسک دنباله^۴ در مدیریت پرتفوی (که به وسیله توجه سرمایه گذاران به معیارهایی همچون ارزش در معرض خطر^۵ مستند شده است) و ارتباط ریسک دنباله با ارزش گذاری قرارداد اختیار معامله^۶ (که به وسیله اثر چولگی بر ارزش گذاری و نوسان های ضمنی) نسبت داده اند. در ادبیات روبه رشد ریسک دنباله، مطالعات متعددی (برای مثال؛ گباکس^۷، ۲۰۱۲؛ کلی و جیانگ^۸، ۲۰۱۴) فرضیه سازی و به صورت تجربی مستند نمودند که ریسک دنباله، بازده مورد تقاضای سرمایه گذاران را افزایش می دهد. علاوه بر این، کنارد^۹ و همکاران (۲۰۱۳) دریافتند بازده هایی که کشیدگی منفی بیشتری دارند (که نشان دهنده ریسک سقوط بالاتر است)، بازده بالاتری نیز خواهند داشت که نشانگر پاداشی برای ریسک سقوط بیشتر سهام است. در مجموع، این نتایج نشان می دهند که سرمایه گذاران به طور عمومی تمایلی به سهام با ریسک سقوط بالا ندارند و لذا پاداش بیشتری را تقاضا می کنند (رابین و ژانگ، ۲۰۱۵).

همان طور که اشاره شد، سود تقسیمی موجب افزایش در معرض نظارت قرار گرفتن مدیران می گردد (استربروک^{۱۰}، ۱۹۸۴؛ جنسن، ۱۹۸۶). این امر منجر به محدودسازی توانایی و انگیزه مدیریت برای پنهان سازی اطلاعات منفی محرمانه می گردد. به هر حال، میزان اطلاعات محرمانه و ارزشمند پنهان نزد مدیران، در شرکت هایی که عدم تقارن اطلاعاتی بیشتری بین درون سازمانی ها و برون سازمانی ها دارند، بیش از دیگر شرکت ها است. لذا انتظار می رود که رابطه معکوس سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت هایی که عدم تقارن اطلاعاتی بیشتری دارد، بیشتر باشد. در همین راستا، باتوجه به این که سود تقسیمی به واسطه کاهش جریان نقد آزاد و سرمایه گذاری اضافی، ریسک سقوط قیمت سهام را می کاهد، انتظار می رود که وجود هر چه بیشتر جریان نقد آزاد در شرکت نیز رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام را تقویت نماید (کیم و همکاران، ۲۰۱۶). به این ترتیب، در مطالعه حاضر این پرسش ها مطرح می شوند که (۱) آیا ارتباط معناداری و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است؟ (۲) آیا عدم تقارن اطلاعاتی موجب تقویت رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام می شود؟

۱. مبانی نظری

ریسک سقوط قیمت سهام: سقوط قیمت سهام، (۱) یک تغییر بسیار بزرگ و غیرمعمول در قیمت سهام است که بدون وقوع یک حادثه مهم اقتصادی رخ می دهد؛ (۲) این تغییرات بسیار بزرگ به صورت منفی هستند؛ و (۳) سقوط قیمت سهام، یک پدیده واگیردار در سطح بازار است. به این معنی که کاهش قیمت سهام تنها به یک سهام خاص منحصر نمی شود بلکه تمام انواع سهام موجود در بازار را شامل می شود (چن و همکاران، ۲۰۰۱). گفتنی است ریسک سقوط قیمت سهام هم به معنای احتمال وقوع سقوط قیمت سهام می باشد. چولگی منفی بازده سهام: چن و همکاران (۲۰۰۱)، معتقدند که نشانه های سقوط قیمت سهام از یک سال قبل از وقوع این پدیده شکل می گیرد و یکی از این نشانه ها وجود چولگی منفی در بازده سهام شرکت است. بنابراین شرکت هایی که در سال گذشته چولگی منفی بازده

¹ Robin and Zhang² Chen³ Hutton⁴ Tail Risk⁵ Value-at-risk⁶ Option Pricing⁷ Gabaix⁸ Kelly and Jiang⁹ Conrad¹⁰ Jensen and Meckling

سهام را تجربه کرده‌اند، با احتمال بیشتری در سال آینده با پدیده سقوط قیمت سهام مواجه خواهند بود. هانگ و استین^{۱۱} (۲۰۰۳) نیز بیان کردند که چولگی منفی بازده سهام یک راه جایگزین برای اندازه‌گیری عدم تقارن در توزیع بازده است.

سیگمای حداکثری: سیگمای حداکثری به منظور ایجاد یک معیار کمی و پیوسته برای اندازه‌گیری ریسک سقوط قیمت سهام به کار می‌رود. همچنین، سیگمای حداکثری به عنوان بازده‌های پرت با توجه به انحراف معیار یک شرکت خاص تعریف می‌گردد (چن و همکاران، ۲۰۰۱).

نوسان پایین به بالا: چن و همکاران (۲۰۰۱) بیان کردند که نوسان پایین به بالا، نوسانات نامتقارن بازده را کنترل می‌کند. همچنین، میزان بالاتر این معیار مطابق با توزیع دارای چولگی چپ بیشتر است.

عدم تقارن اطلاعاتی: در یک داد و ستد بازرگانی، برخی از طرف های معامله ممکن است نسبت به سایرین از مزیت اطلاعاتی بیشتری برخوردار باشند. زمانی که چنین وضعیتی پیش می‌آید، گفته می‌شود که اقتصاد از ویژگی عدم تقارن اطلاعاتی برخوردار است (رهنمایی رودپشتی و صالحی، ۱۳۸۹).

۲. پیشینه تحقیق

کیم^{۱۲} و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی با عنوان اطمینان بیش از حد مدیریتی و ریسک سقوط قیمت سهام، نشان دادند که پس از کنترل مدیریت سود برگرفته از مسائل نمایندگی، وجود ویژگی اطمینان بیش از حد در مدیریت، احتمال سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد. اپدزان^{۱۳} و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان "جریان نقدی شرکت و هموارسازی سود تقسیمی: تحلیل پانل دیتا در بورس مالزی"، تلاش نمودند تا به قیاس تأثیر جریان نقدی و سود بر تصمیمات تقسیم سود شرکت‌های غیرمالی بورس مالزی بپردازند. نتایج بررسی‌های آنان نشان داد که سودآوری شرکت در برابر جریان نقدی آن، قدرت به مراتب بیشتری در توضیح اتخاذ تصمیمات راجع به سیاست تقسیم سود دارد. رابین و ژانگ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای تحت عنوان "آیا حسابرسان متخصص صنعت بر ریسک سقوط قیمت سهام موثر هستند؟"، چنین استدلال نمودند که حسابرسان متخصص در صنعت که ارائه‌دهنده حسابرسی با کیفیت بالاتری نسبت به سایر حسابرسان هستند، به‌علت نقش واسطه اطلاعاتی و حاکمیت شرکتی خود می‌توانند ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش دهند. نتایج بررسی‌های آنان نیز نشان داد که ارتباطی معکوس و معنادار بین تخصص حسابرسان در صنعت و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است. فروغی و قاسم‌زاد (۱۳۹۴) به بررسی تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام پرداختند. نتایج حاصل از برآورد الگوهای پژوهش گویای آن است که اطمینان بیش از حد مدیریتی بر هر سه معیار ریسک سقوط قیمت سهام، تأثیر مستقیم و معنادار دارد. به عبارتی، وجود اطمینان بیش از حد در مدیران، ریسک سقوط قیمت سهام را افزایش می‌دهد.

۳. متدولوژی تحقیق

این مطالعه از جنبه هدف، از نوع تحقیقات کاربردی به شمار می‌رود. جامعه آماری این تحقیق، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نمونه مورد استفاده نیز از طریق روش حذف سیستماتیک از جامعه آماری انتخاب شد، به این ترتیب که نمونه، متشکل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری است که حائز معیارهای زیر باشند:

۱- دوره مالی آن‌ها به ۱۲/۲۹ هر سال ختم شود، تا بتوان داده‌ها را در کنار یکدیگر قرار داد و در قالب‌های تابلویی یا تلفیقی به کار برد (حسب نتایج آزمون‌های پیش‌فرض).

۲- در طول دوره تحقیق تغییر در دوره مالی نداشته باشند، تا نتایج عملکرد مالی، قابل مقایسه باشند.

۳- داده‌های مورد نیاز جهت متغیرهای تحقیق در طول دوره زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۴ موجود باشند، تا درحداکثر بتوان محاسبات را بدون نقص انجام داد.

۴- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، موسسات مالی و اعتباری، بیمه‌ها و هلدینگ‌ها نباشد.

نرم‌افزار مورد استفاده جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها، Eviews 9 می‌باشد. در راستای تعیین روش مناسب برای تحلیل داده‌های ترکیبی، رویکردهای متعددی وجود دارد. رویکرد متداول این است که برای به کارگیری داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها از آزمون چاو^{۱۴} استفاده شود. در صورتی که نتایج این آزمون، مبنی بر به کارگیری داده‌ها به صورت داده‌های پانلی شود، می‌بایست برای تخمین

¹¹ Hong and Stein

¹² Kim

¹³ Apedzan

¹⁴ Chow

مدل تحقیق از یکی از مدل های اثرات ثابت^{۱۵} یا اثرات تصادفی^{۱۶} استفاده شود که برای انتخاب یکی از این دو مدل، باید آزمون هاسمن^{۱۷} اجرا شود.

فرضیات مورد بررسی در این مطالعه امل موارد زیر می باشد:

- ۱- ارتباط معناداری و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است.
- ۲- عدم تقارن اطلاعاتی موجب تقویت رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام می شود.

۴. مدل ها و متغیرهای تحقیق

به منظور آزمون فرضیه اول مطالعه حاضر از مدل زیر استفاده می شود (β_1):

$$CRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIVIDEND_{i,t-1} + \beta_2 RETURN_{i,t-1} + \beta_3 SIZE_{i,t-1} + \beta_4 GROWTH_{i,t-1} + \beta_5 SIZE_{i,t-1} + \beta_6 LEVERAGE_{i,t-1} + \beta_7 ROA_{i,t-1} + \beta_8 DA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

به منظور آزمون فرضیه دوم مطالعه حاضر از مدل زیر استفاده می شود (β_{10}):

$$CRASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIVIDEND_{i,t-1} + \beta_2 RETURN_{i,t-1} + \beta_3 SIZE_{i,t-1} + \beta_4 GROWTH_{i,t-1} + \beta_5 SIZE_{i,t-1} + \beta_6 LEVERAGE_{i,t-1} + \beta_7 ROA_{i,t-1} + \beta_8 DA_{i,t-1} + \beta_9 ASY_{i,t-1} + \beta_{10} ASY_{i,t-1} * DIVIDEND_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن ها:

$$CRASH_{i,t} = \text{ریسک سقوط قیمت سهام شرکت } i \text{ در سال } t$$

۵. یافته های تحقیق

۵-۱. آمار توصیفی

نمونه مورد بررسی طی مقاطع زمانی مورد بررسی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴، شامل ۱۰۲ شرکت می باشد. در این قسمت، میانگین، میانه (معیارهای مرکزی)، انحراف معیار، بیشینه و کمینه (معیارهای پراکندگی) متغیرهای مورد استفاده محاسبه و در جدول (۱) آورده شده است. لازم به ذکر است که پس از حذف داده های پرت و مرتب سازی داده ها، تعداد شرکت-سال های متغیرهای پژوهش با اندکی کاهش مواجه شده است.

جدول ۱. شاخص های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
اندازه شرکت	۱۳/۶۷۷	۱۳/۷۳۶	۱۷/۴۸۴	۱۰/۱۳۲	۱/۳۵۶	۵۱۰
فرصت های رشد	۰/۶۹۹	۰/۵۵۴	۳/۳۴۹	۰/۰۶۷	۰/۵۴	۵۱۰
اهرم مالی	۰/۵۹۳	۰/۶۰۷	۰/۹۶۳	۰/۱۰۸	۰/۱۹	۵۱۰
جریان نقد آزاد	۰/۰۸	۰/۰۶۸	۰/۵۳۱	-۰/۳۴	۰/۱۱۸	۵۱۰
بازده سهام	۰/۳۶۴	۰/۰۵۸	۴/۷	-۰/۷۸۳	۰/۹۴۲	۵۱۰
عدم تقارن اطلاعاتی	۰/۰۸	۰/۰۴۵	۰/۸۳۵	۰/۰۰۸	۰/۱۰۶	۵۱۰
سود تقسیمی	۰/۰۷۷	۰/۰۳۹	۰/۴۷۶	۰/۰۰۰	۰/۰۹۵	۵۱۰
بازده دارایی ها	۰/۱۱۶	۰/۱۰۴	۰/۴۹۹	-۰/۲۵۸	۰/۱۱۶	۵۱۰
اقدام تعهدی اختیاری	۰/۱۱۹	۰/۰۷۹	۰/۵۹	۰/۰۰۱	۰/۱۱۷	۵۱۰
چولگی منفی بازده سهام	-۰/۲۵۲	-۰/۳۳۵	۳/۳۴۳	-۲/۹۹۶	۱/۳۹۱	۵۱۰
سیگمای حداکثری	۱/۶۰۱	۱/۵۴۲	۳/۱۳۹	۰/۸۰۱	۰/۴۳۷	۵۱۰
نوسان پایین به بالا	۰/۲۸۲	۰/۲۹۳	۲/۲۷۸	-۱/۹۲۶	۰/۷۱۷	۵۱۰

¹⁵ FEM

¹⁶ REM

¹⁷ Hausman

میانگین، اصلی ترین و مهم ترین شاخص مرکزی به شمار می آید که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است. همان طور که در جدول (۱) مشاهده می شود، مقدار میانگین متغیر سود تقسیمی، ۰/۰۷۷ است. میانه نقطه ای است که یک نمونه را به دو قسمت مساوی تقسیم می نماید. به عبارتی دیگر، ۵۰ درصد مشاهدات قبل و ۵۰ درصد مشاهدات بعد از آن قرار دارند. همان طور که در جدول (۱) نشان داده شده است، مقدار میانه متغیر سود تقسیمی، ۰/۰۳۹ است. به طور کلی، معیارهای پراکندگی، معیارهایی هستند که پراکندگی مشاهدات را حول میانگین بررسی و مقایسه می نمایند. یکی از مهم ترین معیارهای پراکندگی، انحراف معیار می باشد. با توجه به جدول فوق، این معیار برای متغیر سود تقسیمی، ۰/۰۹۵ است. گفتنی است بیشترین مقدار متغیر سود تقسیمی برابر با ۰/۴۷۶ و کمترین مقدار آن برابر با صفر است. مشخصات سایر متغیرهای تحقیق نیز در جدول (۱) نشان داده شده است.

۵-۲. آزمون نرمال بودن متغیرهای وابسته

از آزمون جاک-برا برای بررسی نرمال بودن متغیرهای وابسته استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. بر اساس این آزمون چون سطح معناداری متغیر نوسان پایین به بالا بزرگتر از ۰/۰۵ است، متغیر مذکور دارای توزیع نرمال می باشد. همچنین از آنجا که سطح معناداری متغیرهای چولگی منفی بازده سهام و سیگمای حداکثری کمتر از ۰/۰۵ است، توزیع متغیرهای مذکور نرمال نمی باشد. گفتنی است زمانی که اندازه نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد، انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً بی اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است

جدول ۲. آزمون جاک برا

متغیر	آماره جاک برا	سطح معناداری
چولگی منفی بازده سهام	۸/۴۸۱	۰/۰۱۴
سیگمای حداکثری	۲۴/۸۱۱	۰/۰۰۰
نوسان پایین به بالا	۱/۰۳۸	۰/۵۹۵

۵-۳. آزمون فرضیه های پژوهش

ابتدا برای تعیین روش به کارگیری داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن ها از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده شده است. فرضیه های آماری این آزمون به شرح زیر است:

$$H_0 = \text{Pooled Data}$$

$$H_1 = \text{Panel Data}$$

فرض H_0 بر پایه عدم آثار فردی غیر قابل مشاهده است و فرض H_1 بر پایه وجود آثار فردی غیر قابل مشاهده قرار دارد. اگر فرض H_0 پذیرفته شود، به این معناست که مدل فاقد آثار فردی غیر قابل مشاهده است، بنابراین، می توان آن را از طریق مدل رگرسیون تلفیقی تخمین زد، اما اگر فرض H_1 پذیرفته شود، به این معنی خواهد بود که در مدل آثار فردی غیر قابل مشاهده وجود دارد. در صورتی که نتایج این آزمون، مبنی بر به کارگیری داده ها به صورت داده های پانلی شود، می بایست برای تخمین مدل پژوهش از یکی از مدل های اثرات ثابت (FEM) یا اثرات تصادفی (REM) استفاده شود. برای انتخاب یکی از این دو مدل باید آزمون هاسمن اجرا شود.

$$H_0 = \text{Random Effect}$$

$$H_1 = \text{Fixed Effect}$$

فرض صفر هاسمن مبنی بر مناسب بودن مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل های رگرسیونی داده های تابلویی است.

۵-۳-۱. تخمین مدل اقلام تعهدی اختیاری

در راستای برآورد ضرایب مدل کارایی مدیریت، ابتدا برای تعیین روش داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن ها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می گردد. نتایج این آزمون در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده های تلفیقی	۸/۴	۰/۰۰۰	فرض صفر رد می شود

مطابق آنچه در جدول (۳) دیده می شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می دهد که احتمال به دست آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می گیرند. در ادامه در جدول (۴) با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می گردد.

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

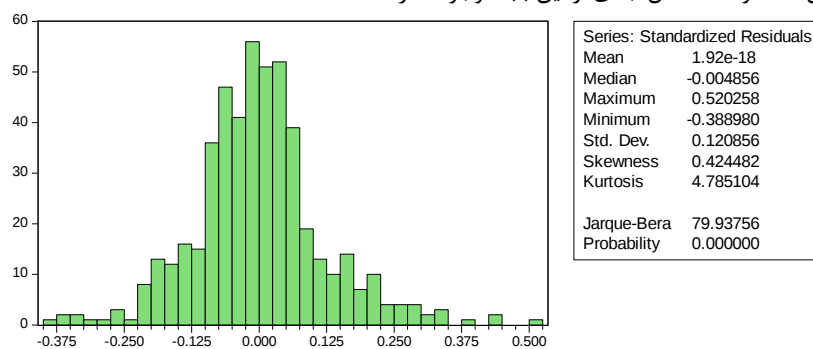
فرضیه صفر	آماره کای اسکوتر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۱۳/۴۹۳	۰/۰۰۳	فرض صفر رد می شود

با توجه به جدول (۴) سطح معناداری آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات ثابت استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات ثابت و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون مدل اقلام تعهدی اختیاری

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۰/۰۲۳	۰/۰۰۸	۲/۹۶	۰/۰۰۳
$1/TA_{i,t-1}$	۱۶۲۳/۶۸۸	۱۵۵۵/۲۷۹	۱/۰۴۳	۰/۲۹۷
$\Delta SALES_{i,t} - \Delta REC_{i,t} / TA_{i,t-1}$	۰/۰۸۳	۰/۰۱	۸/۲۶۷	۰/۰۰۰
$PPE_{i,t} / TA_{i,t-1}$	۰/۰۴۳	۰/۰۲۶	۱/۶۳۱	۰/۱۰۳
آماره F	۹/۶۲۶	ضریب تعیین	۰/۷۲۱	۰/۶۴۶
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۲/۲۶۴	۲/۲۶۴
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)		مقدار دوربین واتسون		

با توجه به نتایج جدول (۵)، اقدام به محاسبه مقادیر مدیریت سود می شود. گفتنی است آماره دوربین- واتسون مدل ۲/۲۶۴ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول (۵)، ضریب تعیین تعدیل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل مورد استفاده حدود ۶۴ درصد می باشد که نشان می دهد حدود ۶۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است. نمودار جملات اخلال مدل نیز در شکل (۱) ارائه شده است. توضیح این که گرچه نتیجه آزمون جاک- برا نشانگر عدم نرمال بودن جملات اخلال است، نمودار مقادیر آن دارای پراکندگی مشابه توزیع نرمال است و لذا مشکل جدی از این بابت وجود ندارد.



شکل ۱. نمودار پراکندگی جملات اخلال

۵-۳-۲. آزمون فرضیه اول تحقیق

در راستای برآورد ضرایب مدل مربوط به آزمون فرضیه اول تحقیق با استفاده از چولگی منفی بازده سهام به عنوان متغیر وابسته، ابتدا برای تعیین روش داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن ها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می گردد. نتایج این آزمون در جدول (۶) آمده است.

جدول ۶. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده های تلفیقی	۱/۵۴	۰/۰۰۷	فرض صفر رد می شود

مطابق آنچه در جدول (۶) دیده می شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می دهد که احتمال به دست آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می گیرند. در ادامه در (۷)، با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می گردد.

جدول ۷. نتایج آزمون هاسمن

فرضیه صفر	آماره کای اسکوتر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۵/۹۲۴	۰/۵۴۸	فرض صفر رد نمی شود

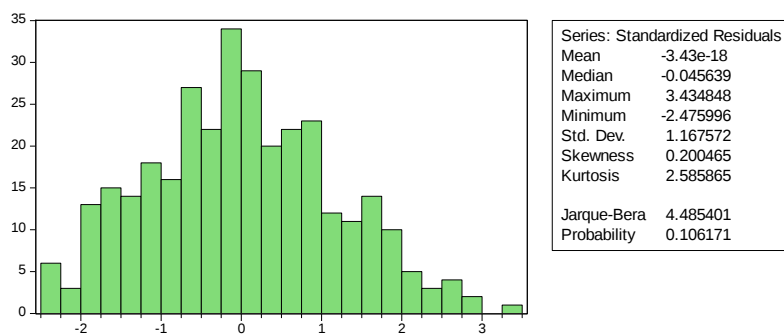
با توجه به جدول (۷)، سطح معناداری آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات تصادفی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج آزمون فرضیه اول با استفاده از چولگی منفی بازده سهام

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	-۳/۱۴۲	۰/۸۱۹	-۳/۸۳۶	۰/۰۰۰
سودتقسیمی	-۴/۰۷	۰/۷۹۳	-۵/۱۲۶	۰/۰۰۰
بازده سهام	۰/۱۳	۰/۰۸۱	۱/۵۹۷	۰/۱۱۱
اندازه شرکت	۰/۲۱۱	۰/۰۵	۴/۲۰۴	۰/۰۰۰
فرصت های رشد	۰/۴۰۳	۰/۱۶	۲/۵۱۳	۰/۰۱۲
اهرم مالی	-۰/۳۶۷	۰/۳۲۶	-۱/۱۲۶	۰/۲۶
بازده دارایی ها	-۰/۰۳۷	۰/۶۲۲	-۰/۰۶	۰/۹۵۱
اقدام تعهدی اختیاری	۱/۶۴۵	۰/۶۲	۲/۶۵۲	۰/۰۰۸
آماره F	۱۳/۱۲		ضریب تعیین	۰/۴۶۴
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۴۳
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)	مقدار دوربین- واتسون			۱/۹۴۶

با توجه به نتایج جدول (۸)، از آنجا که آماره t متغیر سودتقسیمی بزرگتر از ۱/۹۴۵- بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباط معکوس و معنادار بین سودتقسیمی و چولگی منفی بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. لذا فرضیه اول تحقیق مبنی بر این که ارتباط معنادار و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است، مورد تأیید قرار می گیرد. در مورد متغیرهای کنترلی نیز لازم به ذکر است که متغیرهای اندازه شرکت، فرصت های رشد و اقدام تعهدی اختیاری دارای ارتباط مستقیم و معنادار با متغیر وابسته هستند. آماره دوربین- واتسون مدل نیز ۱/۹۴۶ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول (۸) ضریب تعیین تعدیل شده

مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل مورد استفاده حدود ۴۴ درصد می باشد که نشان می دهد حدود ۴۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی و تصحیح وایت دیاگنوال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است. نمودار جملات اخلال مدل نیز در شکل (۲) ارائه شده است. توضیح این که نتیجه آزمون جاک-برا نشانگر نرمال بودن جملات اخلال است.



شکل ۲. نمودار پراکندگی جملات اخلال

در راستای برآورد ضرایب مدل مربوط به آزمون فرضیه اول تحقیق با استفاده از سیگمای حداکثری به عنوان متغیر وابسته، ابتدا برای تعیین روش داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن ها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می گردد. نتایج این آزمون در جدول (۹) آمده است.

جدول ۹. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده های تلفیقی	۵/۱۹۷	۰/۰۰۰	فرض صفر رد می شود

مطابق آنچه در جدول (۹) دیده می شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می دهد که احتمال به دست آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می گیرند. در ادامه در جدول (۱۰)، با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می گردد.

جدول ۱۰. نتایج آزمون هاسمن

فرضیه صفر	آماره کای اسکوئر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۱۱/۹۰۱	۰/۱۰۳	فرض صفر رد نمی شود

با توجه به جدول (۱۰) سطح معناداری آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات تصادفی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) در جدول (۱۱) ارائه شده است.

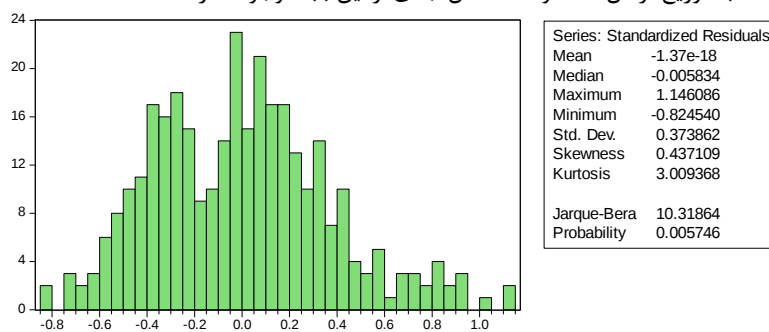
جدول ۱۱. نتایج آزمون فرضیه اول با استفاده از سیگمای حداکثری

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۱/۱۸	۰/۱۹	۶/۱۸۶	۰/۰۰۰
سود تقسیمی	-۰/۵۹۲	۰/۲۹	-۲/۰۴	۰/۰۴۲
بازده سهام	۰/۰۰۴	۰/۰۲۳	۰/۲۰۲	۰/۸۳۹
اندازه شرکت	۰/۰۳۲	۰/۰۱۱	۲/۸۲۷	۰/۰۰۵
فرصت های رشد	۰/۰۵۵	۰/۰۳۷	۱/۴۹	۰/۱۳۷

۰/۰۱۶	-۲/۴۰۸	۰/۱۰۱	-۰/۲۴۳	اهرم مالی
۰/۳۷۳	۰/۸۹۱	۰/۱۸۷	۰/۱۶۶	بازده دارایی‌ها
۰/۰۱۲	۲/۵۰۶	۰/۱۸	۰/۴۵۱	اقدام تعهدی اختیاری
۰/۳۴۷	ضریب تعیین	۱۲/۲۶۳	آماره F	
۰/۳۲۶	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۰۰	سطح معناداری آماره F	
۱/۹۳۸	مقدار دوربین- واتسون	روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)		

با توجه به نتایج جدول (۱۱)، از آنجا که آماره t متغیر سودتقسیمی بزرگتر از $۱/۹۶۵$ - بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از $۰/۰۵$ است، ارتباط معکوس و معنادار بین سودتقسیمی و سیگمای حداکثری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. لذا فرضیه اول تحقیق مبنی بر این که ارتباط معناداری و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است، مورد تأیید قرار می گیرد.

در مورد متغیرهای کنترلی نیز لازم به ذکر است که متغیرهای اندازه شرکت و اقدام تعهدی اختیاری دارای ارتباط مستقیم و معنادار با متغیر وابسته هستند و متغیر اهرم مالی، رابطه معکوس و معنادار با متغیر وابسته دارد. آماره دوربین- واتسون مدل نیز $۱/۸۷۹$ است که بین $۱/۵$ و $۲/۵$ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز $۰/۰۰۰$ است که پایین تر از $۰/۰۵$ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول (۱۱)، ضریب تعیین تعدیل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل مورد استفاده حدود ۳۲ درصد می باشد که نشان می دهد حدود ۳۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی و تصحیح وایت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است. نمودار جملات اخلال مدل نیز در شکل (۳) ارائه شده است. توضیح این که گرچه نتیجه آزمون جارک-برا نشانگر عدم نرمال بودن جملات اخلال است، نمودار مقادیر آن دارای پراکندگی مشابه توزیع نرمال است و لذا مشکل جدی از این بابت وجود ندارد.



شکل ۳. نمودار پراکندگی جملات اخلال

در راستای برآورد ضرایب مدل مربوط به آزمون فرضیه اول تحقیق با استفاده از نوسان پایین به بالا به عنوان متغیر وابسته، ابتدا برای تعیین روش داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن ها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می گردد. نتایج این آزمون در جدول (۱۱۱۲) آمده است.

جدول ۱۲. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده های تلفیقی	۵/۲۹۳	۰/۰۰۰	فرض صفر رد می شود

مطابق آنچه در جدول (۱۲) دیده می شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می دهد که احتمال به دست آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می گیرند. در ادامه در جدول (۱۳)، با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می گردد.

جدول ۱۳. نتایج آزمون هاسمن

فرضیه صفر	آماره کای اسکوتر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۶/۳۴۱	۰/۵	فرض صفر رد نمی شود

با توجه به جدول (۱۳)، سطح معناداری آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات تصادفی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) در جدول (۱۴) ارائه شده است.

جدول ۱۴. نتایج آزمون فرضیه اول با استفاده از نوسان پایین به بالا

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۱/۱۴۶	۰/۲۸۸	۳/۹۶۸	۰/۰۰۰
سودتقسیمی	۱/۴۱۳	۰/۳۱۶	۴/۴۶	۰/۰۰۰
بازده سهام	-۰/۰۴۲	۰/۰۳۹	-۱/۰۷۱	۰/۲۸۵
اندازه شرکت	-۰/۰۶۱	۰/۰۱۵	-۴/۱۰۴	۰/۰۰۰
فرصت های رشد	-۰/۱۵۴	۰/۰۷۳	-۲/۱۱	۰/۰۳۵
اهرم مالی	۰/۱۱۸	۰/۱۶۷	۰/۷۰۵	۰/۴۸۱
بازده دارایی ها	۰/۰۰۶	۰/۳۱۷	۰/۰۲	۰/۹۸۳
اقدام تعهدی اختیاری	-۰/۵۲۲	۰/۲۳۷	-۲/۲	۰/۰۲۸
آماره F		۱۳/۷۰۸	ضریب تعیین	۰/۴۶۷
سطح معناداری آماره F		۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۴۵
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)			مقدار دوربین - واتسون	۱/۸۹۴

با توجه به نتایج جدول شماره (۱۴)، از آنجا که آماره t متغیر سودتقسیمی بزرگتر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباط مستقیم و معنادار بین سودتقسیمی و نوسان پایین به بالا شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. لذا فرضیه اول تحقیق مبنی بر این که ارتباط معناداری و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است، مورد تأیید قرار می گیرد.

۳-۳-۵. آزمون فرضیه دوم تحقیق

در راستای برآورد ضرایب مدل مربوط به آزمون فرضیه دوم تحقیق با استفاده از چولگی منفی بازده سهام به عنوان متغیر وابسته، ابتدا برای تعیین روش داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آنها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می گردد. نتایج این آزمون در جدول (۱۵) آمده است.

جدول ۱۵. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده های تلفیقی	۱/۴۶۶	۰/۰۱۶	فرض صفر رد می شود

مطابق آنچه در جدول (۱۵) دیده می شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می دهد که احتمال به دست آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می گیرند. در ادامه در جدول (۱۶) با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می گردد.

جدول ۱۶. نتایج آزمون هاسمن

فرضیه صفر	آماره کای اسکوتر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۹/۱۶۴	۰/۴۲۲	فرض صفر رد نمی شود

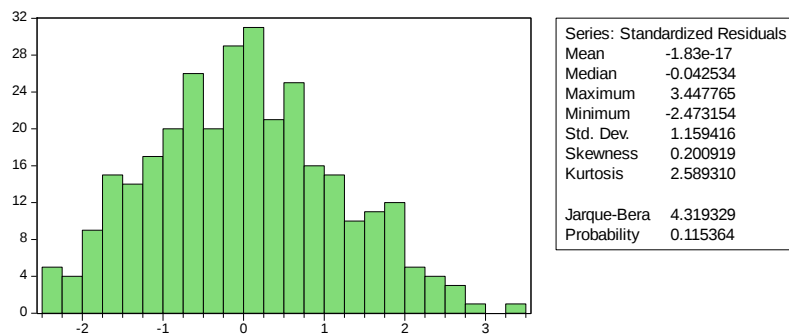
با توجه به جدول (۱۶)، سطح معناداری آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات تصادفی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) در جدول (۱۷) ارائه شده است.

جدول ۱۷. نتایج آزمون فرضیه دوم با استفاده از چولگی منفی بازده سهام

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	-۳/۸۹۲	۰/۸۴۹	-۴/۵۸۴	۰/۰۰۰
سودتقسیمی	-۴/۵۴۶	۱/۰۱۲	-۴/۴۹	۰/۰۰۰
بازده سهام	۰/۱۵۸	۰/۰۸۴	۱/۸۸۲	۰/۰۶
اندازه شرکت	۰/۲۴۷	۰/۰۵۱	۴/۷۵۴	۰/۰۰۰
فرصت های رشد	۰/۴۱۹	۰/۱۶۲	۲/۵۸۹	۰/۰۱
اهرم مالی	-۰/۱۳۶	۰/۳۲۹	-۰/۴۱۵	۰/۶۷۸
بازده دارایی ها	۰/۵۱۵	۰/۶۱	۰/۸۴۵	۰/۳۹۸
اقدام تعهدی اختیاری	۱/۸۷۶	۰/۶۱۴	۳/۰۵۶	۰/۰۰۲
عدم تقارن اطلاعاتی	۰/۷۹۱	۰/۸۲	۰/۹۶۴	۰/۳۳۵
عدم تقارن اطلاعاتی*سودتقسیمی	۳/۰۶۳	۷/۳۵۷	۰/۴۱۶	۰/۶۷۷
آماره F	۱۲/۷۷	ضریب تعیین	۰/۴۷۴	
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۴۶	
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)	مقدار دوربین- واتسون	۱/۹۲۶		

با توجه به نتایج جدول (۱۷)، از آنجا که آماره t متغیر سودتقسیمی بزرگتر از ۱/۹۶۵- بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباط معکوس و معنادار بین سودتقسیمی و چولگی منفی بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. لذا فرضیه اول تحقیق مبنی بر این که ارتباط معناداری و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است، مورد تأیید قرار می گیرد. علاوه بر این، از آنجا که آماره t متغیر عدم تقارن اطلاعاتی*سودتقسیمی کوچکتر از ۱/۹۶۵± بوده و سطح معناداری آن بزرگتر از ۰/۰۵ است، ارتباط معنادار بین عدم تقارن اطلاعاتی*سودتقسیمی و چولگی منفی بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار نیست و بنابراین، عدم تقارن اطلاعاتی موجب تعدیل رابطه معکوس سودتقسیمی و چولگی منفی بازده سهام نمی گردد. لذا فرضیه دوم تحقیق مبنی بر این که عدم تقارن اطلاعاتی موجب تقویت رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام می شود، مورد تأیید قرار نمی گیرد.

در مورد متغیرهای کنترلی نیز لازم به ذکر است که متغیرهای اندازه شرکت، فرصت های رشد و اقدام تعهدی اختیاری دارای ارتباط مستقیم و معنادار با متغیر وابسته هستند. آماره دوربین- واتسون نیز ۱/۹۲۶ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول (۱۷)، ضریب تعیین تعدیل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل مورد استفاده حدود ۴۴ درصد می باشد که نشان می دهد حدود ۴۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی و تصحیح وایت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است. نمودار جملات اخلال مدل نیز در شکل (۴) ارائه شده است. توضیح این که نتیجه آزمون جاک- برا نشانگر نرمال بودن جملات اخلال است.



شکل ۴. نمودار پراکندگی جملات اخلال

در راستای برآورد ضرایب مدل مربوط به آزمون فرضیه دوم تحقیق با استفاده از سیگمای حداکثری به عنوان متغیر وابسته، ابتدا برای تعیین روش داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن ها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می گردد. نتایج این آزمون در جدول (۱۸) آمده است.

جدول ۱۸. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده های تلفیقی	۶/۲۵۱	۰/۰۰۰	فرض صفر رد می شود

مطابق آنچه در جدول (۱۸) دیده می شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می دهد که احتمال به دست آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می گیرند. در ادامه در جدول (۱۹) با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می گردد.

جدول ۱۹. نتایج آزمون هاسمن

فرضیه صفر	آماره کای اسکوتر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۱۶/۰۳۵	۰/۰۶۶	فرض صفر رد نمی شود

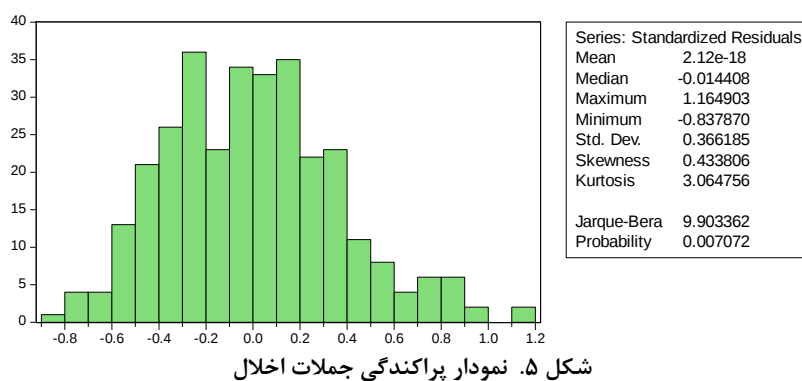
با توجه به جدول (۱۹) سطح معناداری آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات تصادفی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) در جدول (۲۰) ارائه شده است.

جدول ۲۰. نتایج آزمون فرضیه دوم با استفاده از سیگمای حداکثری

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۱/۱۶۳	۰/۲۲۵	۵/۱۶۵	۰/۰۰۰
سود تقسیمی	-۰/۳۳۸	۰/۰۵۸	-۵/۸۱۷	۰/۰۰۰
بازده سهام	۰/۰۰۱	۰/۰۲۳	۰/۰۸۴	۰/۹۳۲
اندازه شرکت	۰/۰۳۱	۰/۰۱۳	۲/۴۲۷	۰/۰۱۵
فرصت های رشد	۰/۰۵۴	۰/۰۳۹	۱/۳۹۸	۰/۱۶۳
اهرم مالی	-۰/۲۱۳	۰/۱۱۵	-۱/۸۴۵	۰/۰۶۶
بازده دارایی ها	۰/۲۷۴	۰/۱۹۵	۱/۴۰۵	۰/۱۶
اقلام تعهدی اختیاری	۰/۴۰۵	۰/۱۸۶	۲/۱۷	۰/۰۳
عدم تقارن اطلاعاتی	۰/۱۱۳	۰/۲۱۲	۰/۵۳۲	۰/۵۹۴
عدم تقارن اطلاعاتی* سود تقسیمی	-۱/۶۹۸	۱/۸۷	-۰/۹۰۷	۰/۳۶۴

آماره F	۱۱/۸۱۲	ضریب تعیین	۰/۳۵
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۲۲
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)		مقدار دوربین- واتسون	۱/۹۵۹

با توجه به نتایج جدول (۲۰) از آنجا که آماره t متغیر سودتقسیمی بزرگتر از ۱/۹۶۵- بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباط معکوس و معنادار بین سودتقسیمی و سیگمای حداکثری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. لذا فرضیه اول تحقیق مبنی بر این که ارتباط معناداری و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است، مورد تأیید قرار می گیرد. علاوه بر این، از آنجا که آماره t متغیر عدم تقارن اطلاعاتی*سودتقسیمی کوچکتر از ۱/۹۶۵± بوده و سطح معناداری آن بزرگتر از ۰/۰۵ است، ارتباط معنادار بین عدم تقارن اطلاعاتی*سودتقسیمی و سیگمای حداکثری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار نیست و بنابراین، عدم تقارن اطلاعاتی موجب تعدیل رابطه معکوس سودتقسیمی و سیگمای حداکثری نمی گردد. لذا فرضیه دوم تحقیق مبنی بر این که عدم تقارن اطلاعاتی موجب تقویت رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام می شود، مورد تأیید قرار نمی گیرد. در مورد متغیرهای کنترلی نیز لازم به ذکر است که متغیرهای اندازه شرکت و اقلام تعهدی اختیاری دارای ارتباط مستقیم و معنادار با متغیر وابسته هستند. آماره دوربین- واتسون مدل نیز ۱/۹۵۹ است که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز ۰/۰۰۰ است که پایین تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری مدل دارد. دیگر نکته قابل توجه در جدول شماره ۴-۲۲، ضریب تعیین تعدیل شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل مورد استفاده حدود ۳۲ درصد می باشد که نشان می دهد حدود ۳۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل قابل توضیح است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی و تصحیح وایت دیاگونال، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است. نمودار جملات اخلال مدل نیز در شکل (۵) ارائه شده است. توضیح این که گرچه نتیجه آزمون جاک- برا نشانگر عدم نرمال بودن جملات اخلال است، نمودار مقادیر آن دارای پراکندگی مشابه توزیع نرمال است و لذا مشکل جدی از این بابت وجود ندارد.



در راستای برآورد ضرایب مدل مربوط به آزمون فرضیه دوم تحقیق با استفاده از نوسان پایین به بالا به عنوان متغیر وابسته، ابتدا برای تعیین روش داده های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن ها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می گردد. نتایج این آزمون در جدول (۲۱) آمده است.

جدول ۲۱. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده های تلفیقی	۵/۲۴	۰/۰۰۰	فرض صفر رد می شود

مطابق آنچه در جدول (۲۱) دیده می شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می دهد که احتمال به دست آمده برای آماره F کمتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده ها به صورت تابلویی مورد استفاده قرار می گیرند. در ادامه در جدول (۲۲) با اجرای آزمون هاسمن، ضرورت استفاده از روش اثرات ثابت یا تصادفی، بررسی می گردد.

جدول ۲۲. نتایج آزمون هاسمن

فرضیه صفر	آماره کای اسکوئر	سطح معناداری	نتیجه آزمون
استفاده از مدل اثرات تصادفی	۹/۲۰۶	۰/۴۱۸	فرض صفر رد نمی شود

با توجه به جدول (۲۲)، سطح معناداری آزمون هاسمن بیشتر از ۰/۰۵ است، لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نمود. نتیجه آزمون مدل مذکور با استفاده از مدل اثرات تصادفی و روش حداقل مربعات تعمیم یافته برآوردی (EGLS) در جدول (۲۳) ارائه شده است.

جدول ۲۳. نتایج آزمون فرضیه دوم با استفاده از نوسان پایین به بالا

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۱/۳۶۱	۰/۳۹۷	۳/۴۲۵	۰/۰۰۰
سودتقسیمی	۱/۲۲	۰/۵۷۵	۲/۱۲۱	۰/۰۳۴
بازده سهام	-۰/۰۵	۰/۰۴۲	-۱/۲	۰/۲۳
اندازه شرکت	-۰/۰۶۶	۰/۰۲۴	-۲/۶۹۷	۰/۰۰۷
فرصت های رشد	-۰/۱۵۲	۰/۰۷۷	-۱/۹۶۳	۰/۰۵
اهرم مالی	-۰/۰۸۸	۰/۱۹	-۰/۴۶۳	۰/۶۴۳
بازده دارایی ها	-۰/۳۱۱	۰/۳۴۲	-۰/۹۰۷	۰/۳۶۴
اقدام تعهدی اختیاری	-۰/۵۵۴	۰/۲۸۶	-۱/۹۳۳	۰/۰۵۴
عدم تقارن اطلاعاتی	۰/۱۱۵	۰/۱۷۵	۰/۶۵۹	۰/۵۱
عدم تقارن اطلاعاتی*سودتقسیمی	۱/۳۰۲	۲/۶۴۵	۰/۸۷	۰/۳۸۴
آماره F		۱۲/۷۳۱	ضریب تعیین	۰/۴۷۹
سطح معناداری آماره F		۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۵
روش EGLS (رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس)			مقدار دوربین- واتسون	۱/۹۱۲

با توجه به نتایج جدول (۲۳)، از آنجا که آماره t متغیر سودتقسیمی بزرگتر از ۱/۹۶۵+ بوده و سطح معناداری آن کوچکتر از ۰/۰۵ است، ارتباط مستقیم و معنادار بین سودتقسیمی و نوسان پایین به بالا شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. لذا فرضیه اول تحقیق مبنی بر این که ارتباط معناداری و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است، مورد تأیید قرار می گیرد. علاوه بر این، از آنجا که آماره t متغیر عدم تقارن اطلاعاتی*سودتقسیمی کوچکتر از ۱/۹۶۵± بوده و سطح معناداری آن بزرگتر از ۰/۰۵ است، ارتباط معنادار بین عدم تقارن اطلاعاتی*سودتقسیمی و نوسان پایین به بالا شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار نیست و بنابراین، عدم تقارن اطلاعاتی موجب تعدیل رابطه مستقیم سودتقسیمی و نوسان پایین به بالا نمی گردد. لذا فرضیه دوم تحقیق مبنی بر این که عدم تقارن اطلاعاتی موجب تقویت رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام می شود، مورد تأیید قرار نمی گیرد.

نتیجه گیری

در راستای آزمون فرضیه اول مطالعه حاضر مبنی بر این که "ارتباط معنادار و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است"، از مدلی مشتمل بر سه متغیر وابسته "چولگی منفی بازده سهام"، "سیگمای حداکثری" و "نوسان پایین به بالا"، یک متغیر مستقل "سود تقسیمی"، شش متغیر کنترلی "بازده سهام"، "اندازه شرکت"، "فرصت های رشد"، "اهرم مالی"، "بازده دارایی ها" و "اقدام تعهدی اختیاری" و مدل داده های ترکیبی استفاده شد. نتایج بررسی ها نشان داد که ارتباط معنادار و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است. در راستای آزمون فرضیه دوم مطالعه حاضر مبنی بر این که "عدم تقارن اطلاعاتی موجب تقویت رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام می شود"، از مدلی مشتمل بر سه متغیر وابسته "چولگی منفی بازده سهام"، "سیگمای حداکثری" و "نوسان پایین به بالا"، سه متغیر مستقل "سود تقسیمی"، "عدم تقارن اطلاعاتی" و "سود تقسیمی*عدم تقارن اطلاعاتی"، شش متغیر کنترلی "بازده سهام"، "اندازه شرکت"، "فرصت های رشد"، "اهرم مالی"، "بازده دارایی ها" و "اقدام تعهدی اختیاری" و مدل داده های ترکیبی استفاده شد. نتایج بررسی ها نشان داد که عدم تقارن اطلاعاتی موجب تعدیل رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام نمی شود.

نتیجه آزمون فرضیه اول مطالعه حاضر مبنی بر این که ارتباط معناداری و معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام برقرار است را می توان منطبق با نتایج چانگ و همکاران (۲۰۰۸)، هوانگ و ویرجانتو (۲۰۱۲)، ابوخلف (۲۰۱۶) و کیم و همکاران (۲۰۱۶) و در تضاد با نتایج حوساینی و همکاران (۲۰۱۱) و جیتمانیروج (۲۰۱۷) دانست. دیگر نتیجه مطالعه حاضر مبنی بر این که عدم تقارن اطلاعاتی موجب تعدیل رابطه معکوس بین سود تقسیمی و ریسک سقوط قیمت سهام نمی شود در تضاد با نتایج روغی و میرزایی (۱۳۹۱)، رسائیان و همکاران (۱۳۹۳) و کیم و ژانگ (۲۰۱۰) و منطبق با نتایج چادروی و همکاران (۲۰۱۵) است. در این مطالعه به بررسی تأثیر سود تقسیمی، جریان نقد آزاد و عدم تقارن اطلاعاتی بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداخته شد که پیشنهاد می شود در تحقیقات آتی، از سایر معیارهای درک بازار مانند بازده سهام و نوسانات قیمت سهام به عنوان متغیر وابسته استفاده گردد و نتایج مقایسه شوند.

منابع و مراجع

- [۱] رهنمای رودپشتی، فریدون؛ صالحی، اله کرم. (۱۳۸۹). مکاتب و تئوری های مالی و حسابداری مشتمل بر نظریات، مدل ها، تکنیک ها و ابزارها (چاپ اول). تهران: انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
- [۲] فروغی، داریوش و پیمان قاسم زاده. (۱۳۹۴). تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام. دانش حسابداری مالی، ۲(۲)، ۵۵-۷۱.
- [۳] فروغی، داریوش و میرزایی، منوچهر. (۱۳۹۱). تأثیر محافظه کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مجله پیشرفت های حسابداری دانشگاه شیراز، ۴(۲)، ۷۷-۱۱۷.
- [4] Apedzan, E.K., Normah, H.O. and Norhayati, M. (2015). Corporate cash flow and dividends smoothing: a panel data analysis at Bursa Malaysia. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 13 (1), 2-19.
- [5] Chen, J., Hong, H. & Stein, J. (2001). Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial Economics*, 61, 345-381.
- [6] Conrad, J. S., Dittmar, R. F. And Ghysels, E. (2013). Ex Ante Skewness And Expected Stock Returns. *Journal Of Finance*, 68 (1), 85-124.
- [7] Easterbrook, F.H. (1984). Two agency-cost explanations of dividends. *American Economic Review*, 74, 650-659.
- [8] Gabaix, X. (2012). Variable Rare Disasters: An Exactly Solved Framework for Ten Puzzles in Macro-Finance. *Quarterly Journal Of Economics*, 127 (2), 645-700.
- [9] Hong, H. & Stein, J. C. (2003). Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *The Review of Financial Studies*, 16, 487-525.
- [10] Jensen, M.C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76, 323-329.
- [11] Kelly, B. and Jiang, H. (2014). Tail Risk And Asset Prices. *Review Of Financial Studies*, Forthcoming.
- [12] Kim, J., Wang, Z. and Zhang, L. (2016). CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk. *Contemporary Accounting Research*, <http://dx.doi.org/10.1111/1911-3846.12217>.
- [13] Robin, A. and Zhang, H. (2015). Do Industry-Specialist Auditors Influence Stock Price Crash Risk? *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 34 (3), 47-79.