

رابطه قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت های بورسی

آسو امین عشایری^{۱*}

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۳۰ تاریخ چاپ: ۱۴۰۰/۰۸/۲۵

چکیده

شرکت های فعال در بازار صنایع بورس اوراق بهادار تهران امروزه از چالش های ریسک اجزای قیمت که ممکن است به وجود آید مستثنی نیست خصوصاً با توسعه کمی و کیفی شتابانی که در سالهای اخیر در ریسک اجزای قیمت و خطر سقوط قیمت سهام در شرکت های بورس اوراق بهادار تهران رخ داده است همچنین به خاطر گستردگی فعالیت ها، شرکت ها به جدیدترین روش های برآورد ریسک نیاز دارند تا ریسک احتمالی تا حد امکان کاهش یابد. بنابراین در این پژوهش درصدد هستیم که وضعیت فعلی ریسک بازار صنایع بورس اوراق بهادار تهران را در صنعت دارویی مورد بررسی قرار داده و بر مبنای آن به برآورد رابطه ریسک اجزای قیمت بر خطر سقوط قیمت سهام بپردازیم تا بدین طریق شرکت های بورس اوراق بهادار تهران بتوانند در این محیط پرتلاطم به حیات خود ادامه دهند و خود را پیشاپیش برای تغییرات آتی آماده سازند. در نهایت نتیجه گیری میشود که بین قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت های بورسی رابطه معنی دار وجود دارد. ما تأثیر منفی قابل توجهی از ریسک سقوط قیمت سهام بر قدرت مدیر عامل را مطرح و پیدا کردیم، که نشان می دهد قدرت مدیر عامل پس از سقوط قیمت سهام کوچکتر می شود. ما همچنین دریافتیم که نتایج ما برای شرکت هایی با مدیران عامل زن قوی تر است و عمدتاً توسط شرکت هایی با مدیران اجرایی کوتاه تر هدایت می شود.

واژگان کلیدی

قدرت مدیر عامل، ریسک سقوط قیمت سهام، بورس اوراق بهادار تهران

۱. دانشجوی کارشناس ارشد حسابداری بخش عمومی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (aso.aminashayeri@gmail.com)

بیان مسأله

امروزه دغدغه بسیاری از مدیران سرمایه گذاری، دقت در برآورد ریسک و در پی آن، مدیریت ریسک جهت کاهش آن به حداقل ممکن است (رستمی و نیک نیا، ۱۳۹۲). دو موضوع ریسک و بازده، موضوع های اساسی در نظریات سرمایه گذاری هستند و در این مورد دو دیدگاه بسیار مهم وجود دارد که بر اساس آن، نخست، سرمایه گذاران فقط زمانی ریسک را تحمل می کنند که بازده اضافی به دست آورند و بعد ریسک با تنوع بخشی کاهش میابد که اخیراً مورد توجه بسیاری از سرمایه گذاران قرار گرفته است و شناسایی تاثیر آن مسئله ای است که کمتر به آن پرداخته شده است. بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از زیر مجموعه های مهم بازارهای سرمایه می تواند نقش برجسته در شکوفایی اقتصاد هر کشور داشته باشد به همین دلیل است که بیشتر توجه گردانندگان اقتصاد هر جامعه، به سمت رشد و توسعه بورس اوراق بهادار می باشد. چندین سال گذشته شاهد افت چشمگیر اقتصاد جهانی بوده است که به افزایش مباحث داغ در زمینه مشکلات عمده ارزیابی خطر و مدیریت آن در رسانه های اقتصادی انجامیده است. همانگونه که توسط متخصصان دانشگاهی یا افراد حرفه ای تشخیص داده شده است، هر دو مورد چشمپوشی از ریسک شناخته شده و همچنین ارائه پاسخ غلط به ریسک می تواند به مدیریت نامناسب منابع مالی بیانجامد. همچنین این خطر ممکن است قدرت مدیر عامل را تهدید کند و موجب اعتصاب یا دست از کار کشیدن کارکنان شود. (حاجیها و فرخی، ۱۳۹۳).

امروزه قیمت، از جمله برترین شاخص های اندازه گیری فعالیت های یک واحد اقتصادی است و بدین علت منبع ریسک هم می باشد، بنابراین مقیاس های ریسک بر مبنای قیمت یک نماینده منطقی برای تخمین ریسک شرکت است. با توجه به شواهد، وقتی قیمت های گزارش شده هموار سازی می شوند؛ امکان دارد قیمت کل، مخاطره آمیزی عملیات را پنهان کند. در چنین مواردی به نظر می رسد که اجزای قیمت از قبیل: اقلام تعهدی و جریان های نقدی عملیاتی، نقش مهمی در سنجش ریسک ایفا می کنند (حاجیها و فرخی، ۱۳۹۳).

مجموعه بزرگی از ادبیات مالی (به عنوان مثال، هونگ و استین، ۲۰۰۳) اسنادی را نشان می دهد که بازده سهام اغلب انحراف منفی نشان می دهد (به عنوان مثال، حرکت منفی قیمت سهام بیشتر از حرکت مثبت قیمت است). یکی از عوامل حیاتی که موجب انحراف منفی می شود، گرایش مدیریتی برای جلوگیری از اخبار بد برای مدت زمان طولانی است (به عنوان مثال، جین و مایرز، ۲۰۰۶). هنگامی که انباشت اخبار بد به سطح نسبتاً بالایی می رسد، مدیر مجبور است اخبار بد را برای سرمایه گذاران منتشر یا افشا کند، که منجر به یک حرکت منفی قیمت سهام (به عنوان مثال، افت قیمت بزرگ) می شود. این نوع ریسک افت قیمت به عنوان ریسک سقوط بازار سهام شناخته می شود (از این پس ریسک سقوط) که اخیراً در تحقیقات دانشگاهی بسیار مورد توجه قرار گرفته است. حبیب و همکاران (۲۰۱۸) دریافتند که بیشتر تحقیقات اخیر بر روی عوامل تعیین کننده ریسک سقوط قیمت سهام متمرکز شده است، اما تحقیقات کمی برای بررسی عواقب خطر سقوط اختصاص داده شده است. ۱ از این رو، حبیب و همکاران (۲۰۱۸) با بیان اینکه "ما معتقدیم که پتانسیل بسیار زیادی برای تحقیقات آینده در زمینه پیامدهای ریسک سقوط قیمت سهام وجود دارد (صفحه ۳۶)" خواستار شواهد تجربی بیشتر برای درک بهتر عواقب خطر سقوط شدند.

هدف از پژوهش حاضر پاسخگویی به ارتباط موجود در پژوهش حبیب و همکاران (۲۰۱۸) است. بدین ترتیب در این پژوهش با ارائه شواهد تجربی بیشتر در مورد عواقب خطر ریسک سقوط قیمت سهام، به طور خاص، ما رابطه بین ریسک سقوط قیمت سهام و قدرت مدیر عامل آینده را کشف می کنیم، یک ویژگی مدیریتی مهم که به طور گسترده

در ادبیات حسابداری و امور مالی مورد مطالعه قرار گرفته است. ما فرض می کنیم که ریسک سقوط قیمت سهام به دو دلیل با قدرت مدیر عامل آینده ارتباط منفی دارد. اول، قدرت مدیر عامل باعث افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می شود (مامون و همکاران، ۲۰۱۹). حبیب و همکاران (۲۰۱۸) استدلال می کنند که شرکت های منطقی باید عوامل خاصی را که خطر سقوط را پس از سقوط قیمت سهام افزایش می دهد، محدود یا حذف کنند. از این رو، ما انتظار داریم که پس از سقوط قیمت، شرکت های منطقی قدرت مدیر عامل را کاهش دهند. دوم، قدرت مدیر عامل با نتایج منفی شرکت از جمله ارزیابی کم بازار، عملکرد ضعیف و رتبه بندی پایین اوراق قرضه همراه است (به عنوان مثال، لیو و جیراپورن، ۲۰۱۰؛ بیچوک^۱ و همکاران، ۲۰۱۱) علاوه بر این، قدرت مدیر عامل بیش از حد نشان دهنده سطح بالایی از اختلافات نمایندگی است. جین و مایرز (۲۰۰۶) استدلال می کنند که سهامداران وقتی دارای مشکلات نمایندگی شدید هستند اقدامات اصلاحی را برای تنبیه مدیران (به عنوان مثال مدیران عامل) انجام می دهند. از این رو انتظار این که سرمایه گذاران پس از سقوط قیمت سهام، قدرت مدیر عامل را کاهش دهند، مشهود است.

پیرو کیم و همکاران (2011b)، در پژوهشی از احتمال ریسک سقوط قیمت سهام و انحراف منفی قیمت سهام مشروط به بروکسی برای خطر سقوط استفاده کردند. این پژوهش با استفاده از ۱۷,۸۱۶ مشاهدات مربوط به سال شرکت و ۱۸۱۴ شرکت دولتی منحصر به فرد در ایالات متحده از سال ۲۰۰۱ تا انجام شد. نتایج یک رابطه منفی معنادار بین خطر سقوط و قدرت مدیر عامل آینده رانشان می دهد، نشان می دهد که شرکت ها قدرت مدیر عامل خود را پس از سقوط قیمت سهام محدود می کنند. ما یک باتری بررسی قدرت مانند استفاده از معیارهای جایگزین قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام و استفاده از مشخصات تجربی جایگزین را انجام می دهیم، و با این حال نتایج مطابق با فرضیه خود را به دست می آوریم. در سایر آزمایشات تکمیلی، متوجه می شویم که نتایج ما برای شرکتهایی با مدیر عامل زن قوی تر است، که نشان می دهد پس از سقوط قیمت سهام، قدرت مدیران عامل زن بیش از قدرت مدیر عاملان مرد کاهش می یابد. علاوه بر این، متوجه می شویم که نتایج ما عمدتاً توسط شرکتهایی با مدیر عاملانی با عمر کوتاه تر انجام می شود، که نشان می دهد محدود کردن قدرت مدیر عامل با مسئولیت طولانی تر پس از سقوط قیمت سهام ممکن است دشوار باشد. تحقیقات قبلی (به عنوان مثال، آندورا^۲ و همکاران، ۲۰۱۶؛ چن و همکاران، ۲۰۱۷a) نشان می دهد که حاکمیت شرکتی موثر می تواند خطر سقوط را کاهش دهد. از این رو، ما تأثیر حاکمیت شرکتی را در رابطه بین ریسک سقوط و قدرت مدیر عامل بررسی می کنیم، و متوجه می شویم که تأثیر منفی قابل توجه ریسک سقوط قیمت سهام بر قدرت مدیر عامل برای شرکت هایی با مکانیسم های حاکمیت قوی کاهش یافته است.

هارپر و همکاران^۳ (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان ریسک سقوط قیمت سهام و قدرت مدیر عامل، در یک تجزیه و تحلیل در سطح شرکت بیان داشتند که تأثیر منفی قابل توجه ریسک سقوط قیمت سهام بر قدرت مدیر عامل برای شرکت هایی با حاکمیت شرکتی قوی کاهش می یابد. مطالعه ما به درخواست حبیب، حسن و جیانگ^۴ (۲۰۱۸) با ارائه شواهد تجربی بیشتر در مورد پیامدهای ریسک سقوط قیمت سهام پاسخ می دهد.

¹ Bebchuk

² Andreou

³ Joel Harper, Grace Johnson, Li Sun,

⁴ Habib, Hasan, and Jiang (2018)

با توجه به مطالب بیان شده در این پژوهش به بررسی رابطه قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت های بورسی فعال در صنعت دارویی پرداخته میشود.

هدف های پژوهش :

هدف اصلی :

بررسی رابطه قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت های بورسی

هدف فرعی :

بررسی رابطه قدرت مدیر عامل و بازده سهام در شرکت های بورسی

بررسی رابطه قدرت مدیر عامل و ثبات مالی در شرکت های بورسی

سوال های پژوهش:

سوال اصلی :

چه رابطه ای بین قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت های بورسی وجود دارد؟

سوال فرعی:

چه رابطه ای بین قدرت مدیر عامل و بازده سهام در شرکت های بورسی وجود دارد؟

چه رابطه ای بین قدرت مدیر عامل و ثبات مالی در شرکت های بورسی وجود دارد؟

فرضیه ها

فرضیه اصلی :

بین قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت های بورسی رابطه معنی دار وجود دارد.

فرضیه های فرعی:

بین قدرت مدیر عامل و بازده سهام در شرکت های بورسی رابطه معنی دار وجود دارد.

بین قدرت مدیر عامل و ثبات مالی در شرکت های بورسی رابطه معنی دار وجود دارد.

متغیرها

قدرت مدیر عامل

تحقیقات قبلی در مورد قدرت مدیر عامل تا حد زیادی بر تأثیر داشتن مدیران عامل قدرتمند متمرکز است. لارکر و تایان (۲۰۱۲) در مقاله نظری خود استدلال می کنند که هنوز مشخص نیست که داشتن یک مدیر عامل قدرتمند تأثیر مثبت یا منفی بر سازمان دارد. با این حال، بسیاری از مطالعات تجربی نشان می دهد که قدرت مدیر عامل ممکن است تأثیر منفی بر رفتار و عملکرد شرکت داشته باشد. به عنوان مثال، بیچوک^۵ و همکاران. (۲۰۱۱) تأثیر قدرت مدیر عامل بر رفتار شرکت، عملکرد و ارزش گذاری بازار را بررسی کردند و دریافتند که قدرت مدیر عامل به طور منفی با عملکرد عملیاتی شرکت و ارزش گذاری بازار مرتبط است، که نشان می دهد مدیران عامل قدرتمندتر باعث مشکلات نمایندگی بیشتر می شوند. لیو و جیراپورن (۲۰۱۰) دریافتند که شرکت هایی با مدیران اجرایی قدرتمند رتبه اعتباری اوراق قرضه پایین تری دریافت می کنند. جیراپورن و همکاران (۲۰۱۲) دریافتند که قدرت مدیر عامل ارتباط منفی با تامین مالی بدهی دارد که منجر به تأثیر منفی بر عملکرد شرکت می شود. آبرنتی و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند که مدیران

⁵ Bebchuk

عامل قدرتمندتر به احتمال زیاد اهداف عملکرد کمتر چالش برانگیزی را در قراردادهای جبرانی خود پیشنهاد می کنند. دیکلی و همکاران (۲۰۱۶) دریافتند که مدیران عامل قدرتمندتر احتمال کمتری برای انتخاب ارزیابی عملکرد نسبی دارند. هان و همکاران (۲۰۱۶) دریافتند که مدیران اجرایی قدرتمند در زمانی که محیط کسب و کار خارجی مخاطره آمیز یا فرار می شود، عملکرد بدتری نسبت به سایر مدیران عامل دارند. کورکیاماکی و همکاران (۲۰۱۷) نشان می دهد که مدیران عامل قدرتمندتر دوست دارند ترجیحات اهرمی شخصی خود را بر شرکت خود تحمیل کنند. در مجموع، مطالعات فوق نشان می دهد که مدیران عامل قدرتمندتر باعث مشکلات بیشتر آژانس می شوند که منجر به عملکرد بدتر شرکت و نتایج منفی بیشتر می شود.

شاخص ورشکستگی ثبات مالی

عدد زد یا عدد زد آلتمن Altman's Z-score مقیاسی برای تخمین و احتمال ورشکستگی شرکت یا نهاد کسب و کاری است. این عدد که توسط داده های صورت های مالی محاسبه می شود قدرت مالی و اعتباری یا استحکام مالی شرکت ها را نشان می دهد. این عدد حاصل از جمع ۵ نسبت مالی است که توسط اقتصاددان معروف ادوارد آلتمن در سال ۱۹۶۷ در مقاله ای انتشار یافت. عدد کمتر از ۸/۱ حاکی از احتمال بالقوه در ورشکستگی نهاد در دو سال آینده با احتمال ۹۵٪ بوده حال آنکه عدد زد بیشتر از ۳ بمعنای فقدان احتمال ورشکستگی نهاد است.

$$Z - Score = 1.2A + 1.4B + 3.3C + 0.6D + 1.0E$$

$A = \text{Working Capital} / \text{Total Assets}$

$B = \text{Retained Earnings} / \text{Total Assets}$

$C = \text{Earnings before Interest and Tax (EBIT)} / \text{Total Assets}$

$D = \text{Market Value of Equity} / \text{Total Liabilities}$

$E = \text{Sales} / \text{Total Assets}$

این شاخص با استفاده از داده های نرم افزار ره آورد نوین محاسبه میشود.

ثبات مالی

متغیر مستقل در این پژوهش ریسک اجزای سود (نقدی و تعهدی) است که به شرح زیر محاسبه می شود. در این تحقیق برای ریسک اجزای سود از سه شاخص ریسک کل سود، ریسک جریان نقد عملیاتی و ریسک ارقام تعهدی استفاده می شود. که برای محاسبه این سه شاخص هر کدام از متغیرهای مستقل را در مدل زیر قرار می دهیم. طبق پژوهش نکراسوف (۲۰۰۸) انحراف استاندارد سود، جریان وجه نقد ناشی از فعالیتهای عملیاتی و ارقام تعهدی طی ۵ دوره قبل از سال مورد نظر را محاسبه میکنیم، که به شرح زیر می باشد.

$$\sigma_E = \sqrt{\frac{\sum_{t=6}^{t-1} E(cf, A)^2 - \frac{(\sum_{t=6}^{t-1} E(cf, A))^2}{5}}{5}}$$

ریسک سقوط قیمت سهام

متغیر وابسته در این تحقیق خطر سقوط قیمت سهام می باشد که از مدلی که چنگ و همکاران (۲۰۱۲) و مشکی و فتاحی (۱۳۹۰) از آن استفاده کردند، ما نیز از آن استفاده می کنیم.

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_1 r_{m,t} + \beta_1 r_{m,t+1} + \beta_1 r_{m,t+2} + \varepsilon_{it}$$

در مدل بالا R_{it} بازده شرکت و $r_{m,t}$ بازده بازار و t زمان می باشد، بنابراین برای محاسبه خطر سقوط قیمت سهام ابتدا این مدل را برای هر سال- شرکت آزمون کرده و پس از آن از مقدار باقیمانده $LN(1+\varepsilon)$ می گیریم و پس از آن در هر سال میانگین رابطه قبل را محاسبه می کنیم اگر در سال- شرکت مورد نظر این مقدار محاسبه شده مقدار باقیمانده کمتر از میانگین باشد (۱) یک یعنی خطر سقوط قیمت سهام داریم و اگر بیشتر باشد (۰) صفر یعنی خطر سقوط قیمت سهام نداریم.

روش شناسی

در این پژوهش نمونه آماری شامل ۱۸ بنگاه فعال در شرکت های دارویی عضو بورس اوراق بهادار تهران در دوره ی زمانی ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۸ می باشد.

از روش پانل دیتا و کلیه آزمونهای مربوط به آن استفاده میشود.

یافته های پژوهش

در جدول ۱ متغیرهای پژوهش و علامت اختصاری هر یک ارائه شده است.

جدول ۱. معرفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	علامت اختصاری	نوع متغیر
قدرت مدیر عامل اجرایی	CEO	وابسته
ریسک سقوط قیمت سهام	CRASH	مستقل
ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	مستقل
بازده دارایی ها	ROA	مستقل
شاخص ورشکستگی یا ثبات مالی	ZSCORE	مستقل
شاخص استهلاک شرکت	DEPI	مستقل
اندازه شرکت	SIZE	مستقل
مجموع اقلام تعهدی به کل دارایی	TA	مستقل
شاخص اهرم شرکت	LEV	مستقل

در جدول ۲ کمیت های توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

جدول ۲. آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	معیارهای تمرکز		معیار پراکندگی	معیارهای شکل توزیع	
	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	برجستگی
قدرت مدیر عامل اجرایی	۷/۶۰	۷/۶۷	۰/۱۳	-۰/۴۹	۲/۰۰۱
ریسک سقوط قیمت سهام	-۱/۲۳	-۱/۰۶	۰/۸۸	-۱/۳۱	۱۵/۱۵
ارزش بازار به ارزش دفتری	۸/۱۲	۸/۱۲	۰/۸۷	۰/۱۰	۲/۲۰
بازده دارایی ها	۱/۷۶	۱/۶۷	۰/۷۸	۲/۵۵	۱۸/۰۷
شاخص ورشکستگی یا ثبات مالی	۸/۱۳	۸/۱۴	۰/۸۳	۰/۱۷	۲/۵۰
شاخص استهلاک شرکت	۸/۱۵	۸/۰۶	۰/۹۵	۰/۳۸	۲/۴۷
اندازه شرکت	۱۴/۳۹	۱۴/۴۶	۰/۱۳	-۰/۴۹	۲/۰۱
مجموع اقلام تعهدی به کل دارایی	۸/۰۶	۷/۹۵	۰/۸۷	۰/۲۶	۲/۳۹
شاخص اهرم شرکت	۰/۳۶	۰/۴۹	۰/۰۷	-۱/۲۸	۶/۸۸

آزمون های مانایی و ایستایی

ساده ترین روش برای تعیین ایستایی یک متغیر، مشاهده نمودار آن متغیر است. اما با توجه به این که این روش از دقت کافی برخوردار نیست، بایستی ایستایی متغیر سری زمانی را مورد آزمون قرار داد، آزمون ریشه واحد، از معمولترین آزمونهایی است که برای تشخیص ایستایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار میگیرد. برای توضیح بیشتر، فرآیند خودتوضیح برداری مرتبه اول زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

اگر در معادله فوق ضریب ϕ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده برابر با یک بودن آن مورد آزمون قرار گیرد، میتواند ایستایی و غیر ایستایی یک فرآیند سری زمانی را مورد بررسی قرار دهد. بدین صورت که اگر $|\phi| \geq 1$ باشد، آنگاه Y یک سری زمانی غیر ایستا است و واریانس آن در طول زمان افزایش یافته و به سمت بینهایت میل میکند. اگر $|\phi| < 1$ باشد، آنگاه Y سری زمانی پایستا (و یا تفاضل ایستا) است. بنابراین ایستایی (تفاضل پایستایی) سری زمانی مورد نظر میتواند از طریق آزمون این مقدار ϕ اکیداً کمتر از یک است، ارزیابی گردد. آزمون کلی، فرضیه صفر $H_0: \phi = 1$ در مقابل فرضیه $H_1: \phi < 1$ است.

نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل بر اساس آزمون LL در جدول ۲ گزارش شده است. نتایج نشان می دهد متغیرهای مدل بر اساس آزمون LL پایا هستند.

جدول ۳- نتیجه آزمون مانایی لوین و لین

متغیر	آماره	معنی داری	نتیجه
قدرت مدیر عامل اجرایی	-۶/۷۹	۰/۰۰۰	مانا
ریسک سقوط قیمت سهام	-۶/۹۴	۰/۰۰۰	مانا
ارزش بازار به ارزش دفتری	-۱/۹۸	۰/۰۲	مانا
بازده دارایی ها	/۱۰	۰/۰۰۰	مانا
شاخص ورشکستگی یا ثبات مالی	-۶/۳۰	۰/۰۰۰	مانا
شاخص استهلاک شرکت	-۳/۲۶	۰/۰۰۰	مانا
اندازه شرکت	-۶/۶۲	۰/۰۰۰	مانا
مجموع ارقام تعهدی به کل دارایی	-۵/۱۰	۰/۰۰۰	مانا
شاخص اهرم شرکت	-۱/۷۷	۰/۰۳	مانا

فرض صفر در آزمون LL بر عدم مانایی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فروض را میتوان چنین نوشت:

H0: متغیر مورد بررسی نامانا میباشد.

H1: متغیر مورد بررسی مانا میباشد.

برای رد فرض صفر کافیت سطح معنی داری از ۰/۰۵ کمتر باشد.

آزمون عدم همخطی بین متغیرها

ضریب همبستگی پیرسون: ضریب همبستگی پیرسون که به نام های ضریب همبستگی گشتاوری و یا ضریب همبستگی مرتبه ی صفر نیز نامیده می شود، توسط سرکارل پیرسون معرفی شده است. این ضریب به منظور تعیین میزان رابطه، نوع و جهت رابطه ی بین دو متغیر فاصله ای یا نسبی و یا یک متغیر فاصله ای و یک متغیر نسبی به کار برده می شود. در واقع این ضریب، متناظر پارامتری ضریب همبستگی اسپیرمن می باشد. چندین روش محاسباتی معادل می توان برای محاسبه ی این ضریب تعریف نمود.

در این تحقیق از فرمول زیر استفاده می گردد:

$$r = \frac{n(\sum xy) - \sum x \sum y}{\sqrt{[n(\sum x^2) - (\sum x)^2][n(\sum y^2) - (\sum y)^2]}}$$

ضریب همبستگی پیرسون بین ۱- و ۱ تغییر می کند. اگر $r = 1$ بیانگر رابطه ی مستقیم کامل بین دو متغیر است؛ رابطه ی مستقیم یا مثبت به این معناست که اگر یکی از متغیرها افزایش (کاهش) یابد، دیگری نیز افزایش (کاهش) می یابد.

$r = -1$ نیز وجود یک رابطه ی معکوس کامل بین دو متغیر را نشان می دهد. رابطه ی معکوس یا منفی نشان می دهد که اگر یک متغیر افزایش یابد متغیر دیگر کاهش می یابد و بالعکس.

قبل از تخمین مدل نمودار همبستگی متغیرهای مدل میتواند بسیار مناسب باشد. همبستگی نمایانگر همخطی اجزای مدل میباشد، همبستگی پیرسون اگر بیش از ۰/۷ و معنی دار باشد آنگاه احتمال وجود همخطی در مدل وجود دارد. در

جداول ذیل همبستگی متغیرهای مورد بررسی از روش همبستگی پیرسون آورده شده است.

جدول ۴- همبستگی بین متغیرهای مدل

شاخص اهرم شرکت	ارزش بازار به ارزش دفتری	ریسک سقوط قیمت سهام	شاخص استهلاک شرکت	بازده دارایی ها	
				۱/۰۰۰ ---	بازده دارایی ها
			۱/۰۰۰ ---	-۰/۰۱ ۰/۸۱	شاخص استهلاک شرکت
		۱/۰۰۰ ---	-۰/۱۲ ۰/۰۷	۰/۱۳ ۰/۰۶	ریسک سقوط قیمت سهام
	۱/۰۰۰ ---	-۰/۰۶ ۰/۳۳	۰/۱۱ ۰/۱۰	۰/۱۴ ۰/۸۳	ارزش بازار به ارزش دفتری
۱/۰۰۰ ---	۰/۱۱ ۰/۰۰۰	-۰/۰۳ ۰/۵۸	۰/۱۲ ۰/۰۹	۰/۰۳ ۰/۵۹	شاخص اهرم شرکت

فرض صفر در آزمون همبستگی بر عدم همبستگی معنی دار بین متغیرهای مورد بررسی استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: بین متغیرهای مورد بررسی همبستگی معنی دار وجود ندارد.

H1: بین متغیرهای مورد بررسی همبستگی معنی دار وجود دارد.

برای رد فرضیه صفر و تایید معنی دار بودن همبستگی میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

در جدول بالا میزان همبستگی در سطر اول و معنی داری همبستگی در سطر دوم نوشته شده است. در صورتی که معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد همبستگی مورد نظر از نظر آماری معنی دار است. همانگونه که ملاحظه میشود در برخی موارد همبستگی ها معنی دار میباشند اما شدت همبستگی ها کمتر از مقداری است که احتمال وجود همخطی در مدل وجود داشته باشد.

بررسی مدل پژوهش

آزمون فرضیه های پژوهش از طریق تخمین مدل رگرسیونی انجام میشود. در ادامه مدل رگرسیونی مورد برازش قرار میگیرد و سپس فرضیه ها مورد بررسی قرار خواهند گرفت. در ابتدا برای تشخیص اینکه استفاده از روش پانل در برآورد مدل کارآمدتر است یا روش داده های تلفیقی، از آزمون چاو استفاده میشود.

جدول ۵. نتایج آزمون چاو برای مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
(۴-۱)	۴/۰۰۲	(۱۷، ۱۷۲)	۰/۰۰۰	استفاده از مدل پانل

همانطور که در جدول ۵ ملاحظه میشود سطح معناداری آزمون چاو کمتر از $\alpha=0/05$ محاسبه شده لذا با اطمینان

۹۵٪ امکان برآورد مدل با استفاده از روش پانل تأیید میشود.

با توجه به اینکه فرض صفر آزمون چاو مبنی بر برابری عرض از مبدأها رد شد، در ادامه به منظور تشخیص وجود اثرات ثابت یا وجود اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده میشود.

جدول ۶. نتایج آزمون هاسمن مدل رگرسیونی

مدل رگرسیونی	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
(۴-۱)	۰/۰۰۰	۸	۱/۰۰۰	نامشخص

همانطور که در جدول ۶ ملاحظه میشود سطح معناداری آزمون هاسمن $prob=1/000$ محاسبه شده لذا آزمون هاسمن توانایی تشخیص انتخاب بین استفاده از اثرات ثابت یا تصادفی را ندارد و باید از معیار دیگری در این خصوص استفاده کرد. برای این منظور مدل را با اثرات تصادفی تخمین زده و سپس میزان توانایی اثرات تصادفی در تبیین ارتباط بین متغیرهای مدل سنجیده میشود.

جدول ۷. توانایی تخمین مدل اثرات تصادفی برای مدل رگرسیونی

Rho	مشخصات اثر
۰/۰۰۰	اثرات تصادفی تبیین شده
۱/۰۰۰	اثرات تصادفی تبیین نشده

همانطور که در جدول ۷ ملاحظه میشود اثرات تصادفی قادر به تبیین ۱۰٪ از تغییرات مدل نمیشد لذا میبایست از اثرات ثابت برای تخمین مدل استفاده نمود.

نتایج تخمین مدل به روش پانل و با استفاده از اثرات ثابت در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج برازش مدل رگرسیونی

متغیر پاسخ = قدرت مدیر عامل اجرایی			
متغیرهای مستقل	ضرایب رگرسیونی	آماره آزمون t	سطح معناداری
ثابت معادله (α)	-۶/۷۷	-۵۲۵/۳	۰/۰۰۰
ریسک سقوط قیمت سهام	-۰/۰۰۰۱	-۰/۵۶	۰/۵۷
ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۰۲	۱۰/۹۴	۰/۰۰۰
بازده دارایی ها	-۰/۰۰۰۴	-۱/۸۱	۰/۰۷
شاخص ورشکستگی یا ثبات مالی	۰/۰۰۲	۱۶/۰۱	۰/۰۰۰
شاخص استهلاک شرکت	۰/۰۰۳	۱۳/۶۵	۰/۰۰۰

متغیر پاسخ = قدرت مدیر عامل اجرایی			
اندازه شرکت	۰/۹۹	۱۰۵۰/۲۷	۰/۰۰۰
مجموع اقلام تعهدی به کل دارایی	۰/۰۰۲	۱۰/۶۰	۰/۰۰۰
شاخص اهرم شرکت	۰/۰۰۰۴	۲/۰۹	۰/۰۳
آماره آزمون $F = ۴۰۸۶۰/۷$		سطح معناداری = ۰/۰۰۰	
آماره دوربین واتسون: ۱/۶۰		ضریب تعیین = ۰/۹۹	

در ادامه برای اطلاع از وضعیت نرمالیتی پسماندهای مدل برازش یافته از آزمون جارک- برا و نمودار هیستوگرام^۶ استفاده میشود.

آماره جارک برا آماره ای با توزیع خی دو و درجه آزادی دو میباشد اگر این آماره از ۵/۷ کوچکتر باشد، میتوان نتیجه گرفت که توزیع آماری مورد نظر با توجه به جدول خی دو، نرمال میباشد. جارک برا از فرمول ذیل برای بررسی نرمال بودن استفاده میکند:

$$JB = n \left\{ \frac{(Skew)^2}{6} + \frac{(Kurt - 3)^2}{24} \right\}$$

که در آن:

$SKEW$: ضریب چولگی

$KURT$: ضریب کشیدگی

N : درجه آزادی

جدول ۹. نتایج آزمون جارک برا برای مدل

پسماند مدل	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
رگرسیون	۱۷/۷۸	۰/۰۰۰	نرمال نبودن توزیع پسماند مدل

همانطور که در جدول ۹ ملاحظه میشود سطح معناداری آزمون جارک برا کمتر از $\alpha = ۰/۰۵$ محاسبه شده لذا با اطمینان ۹۵٪ توزیع پسماندها نرمال نمیشود.

برای بررسی معنی دار بودن مدل رگرسیون از آماره F استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون F به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \\ H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_k \neq 0 \end{cases}$$

^۶ Histogram

که بوسیله آماره زیر صحت آن مورد بررسی قرار می گیرد:

$$F = \frac{ESS / (K - 1)}{RSS / (N - k)}$$

برای تصمیم گیری در مورد پذیرش یا رد فرضیه صفر، آماره F به دست آمده با F جدول که با درجات آزادی $K-1$ و $N-K$ در سطح خطای (α) ۰.۵ محاسبه شده، مقایسه می شود، اگر F محاسبه شده بیشتر از F جدول باشد ($F > F_{\alpha(K-1, N-K)}$) مقدار عددی تابع آزمون در ناحیه بحرانی قرار گرفته و فرض صفر (H_0) رد می شود. در این حالت با ضریب اطمینان ۹۵٪ کل مدل معنی دار خواهد بود. در صورتی که مقدار F محاسبه شده کمتر از F جدول باشد فرض H_0 پذیرفته شده و معنی داری مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تأیید قرار نمی گیرد. با توجه به آماره اف در این پژوهش صحت مدل رگرسیونی مورد تأیید است.

همچنین برای بررسی اثر معنی دار متغیرها بر متغیر وابسته از آزمون تی استفاده میشود.

برای بررسی معنی دار بودن ضرایب متغیرهای مستقل در هر مدل از آماره t استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون t به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = 0 \\ H_1 : \beta_1 \neq 0 \end{cases}$$

که بوسیله آماره زیر صحت آن مورد بررسی قرار می گیرد:

$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{SE(\hat{\beta}_1)} \sim t_{\frac{\alpha}{2}, N-k}$$

برای تصمیم گیری در مورد پذیرش یا رد فرضیه صفر، آماره T به دست آمده با t جدول که با درجه آزادی $N-K$ در سطح اطمینان ۹۵٪ محاسبه شده مقایسه می شود، چنانچه قدرمطلق T محاسبه شده از t جدول بزرگتر باشد

($|T| > t_{\frac{\alpha}{2}, N-k}$)، مقدار عددی تابع آزمون در ناحیه بحرانی قرار گرفته و فرض صفر (H_0) رد می شود. در این حالت با ضریب اطمینان ۹۵٪ ضریب مورد نظر (β_1) معنی دار خواهد بود که دلالت بر وجود ارتباط بین متغیر مستقل و وابسته دارد.

بررسی روابط مهم پژوهش

در جدول ذیل روابط مورد بررسی در فرضیه ها مورد بررسی قرار گرفته است:

جدول ۱۰- اثر متغیرهای مختلف بر قدرت مدیر عامل

معنی داری	قدرت مدیر عامل اجرایی	متغیر مورد نظر
---	-۰/۰۰۰۱	ریسک سقوط قیمت سهام
***	۰/۰۰۲	ارزش بازار به ارزش دفتری
*	-۰/۰۰۰۴	بازده دارایی ها
***	۰/۰۰۲	شاخص ورشکستگی یا ثبات مالی
***	۰/۰۰۳	شاخص استهلاک شرکت
***	۰/۹۹	اندازه شرکت
***	۰/۰۰۲	مجموع اقلام تعهدی به کل دارایی
**	۰/۰۰۰۴	شاخص اهرم شرکت

***: معنی دار با اطمینان بیش از ۹۹ درصد

** معنی دار با اطمینان بیش از ۹۵ درصد

* معنی دار با اطمینان بیش از ۹۰ درصد

---: عدم معنی داری

با توجه به جدول بالا، اثر متغیرهای مختلف مشخص میگردد.

با توجه به توضیحات داده شده در جدول ذیل بررسی فرضیه های پژوهش خلاصه شده است:

جدول ۱۱- بررسی فرضیه های پژوهش

نتیجه	فرضیه	ردیف
مردود	بین قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت های بورسی رابطه معنی دار وجود دارد.	اصلی
تایید	بین قدرت مدیر عامل و بازده سهام در شرکت های بورسی رابطه معنی دار وجود دارد.	فرعی اول
تایید	بین قدرت مدیر عامل و ثبات مالی در شرکت های بورسی رابطه معنی دار وجود دارد.	فرعی دوم

نتیجه گیری

در این پژوهش با استفاده از داده های مربوط به شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به بررسی ارتباط میان قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام پرداخته شد. به این منظور با برازش رگرسیون پانل دیتا ارتباط بین متغیرها بررسی شد که در مدل پژوهش حاضر قدرت مدیر عامل اجرایی، متغیر وابسته و ریسک سقوط قیمت سهام متغیر مستقل بودند. همچنین برای بررسی فرضیه های فرعی شاخص هایی همچون بازده سهام و ثبات مالی نیز به مدل اضافه

شدند. با وجود معنی دار بودن تاثیر بازده سهام و ثبات مالی بر قدرت مدیر عامل اجرایی در رگرسیون مورد بررسی، اما ارتباط بین قدرت مدیر عامل و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت های بورسی در مدل برازش شده فاقد معنی داری آماری بوده و فرضیه اصلی پژوهش حاضر مردود میگیرد.

باید توجه داشت که نتایج با استفاده از داده های مربوط به شرکت های بورسی بوده و به سایر شرکت ها در بازارهای دیگر قابل تعمیم نمیباشد. همچنین در هنگام سقوط قیمت سهام معمولاً شرکت ها در تلاش برای مدیریت سود و دستکاری در صورت های مالی خود خواهند بود که این مهم یکی از محدودیت های پژوهش حاضر به حساب می آید. در نهایت با توجه به اینکه ریسک سقوط قیمت سهام نا اطمینانی را برای سرمایه گذاری در سرمایه گذاران پدیدار میکند، پیشنهاد میشود قدرت مدیر عامل اجرایی در تصمیم گیری ها توسط هیئت مدیره شرکت های بورسی به گونه ای تنظیم شود که مدیر عامل توان و اختیارات کافی برای کاهش خطر سقوط قیمت سهام را در اختیار داشته باشد. همچنین مدیر عامل باید به خوبی از شرایط بازده و عملکرد و سودآوری سهام شرکت آگاهی کامل داشته باشد تا بتواند بهترین تصمیم ها را برای مقابله با سقوط قیمت سهام اتخاذ کند.

منابع

۱. حاجیها، زهرا و فرخی، محمد. ۱۳۹۳. بررسی تاثیر ریسک اجزای سود (نقدی و تعهدی) بر خطر سقوط قیمت سهام در شرکت های بورس اوراق بهادار تهران، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شرق.
۲. رستمی، علی و نیک نیا، نرگس. ۱۳۹۲. تاثیر متنوع سازی پرتفوی بر ارزش در معرض ریسک در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری، سال دوم، شماره ششم.
3. Abernethy, M., Kuang, Y.F., Qin, B., 2015. Do powerful CEOs influence compensation contract design? *Account. Rev.* 90 (4), 1265–1306.
4. Adams, R.B., Almeida, H., Ferreira, D., 2005. Powerful CEOs and their impact on corporate performance. *Rev. Financ. Stud.* 18 (4), 1403–1432.
5. Ali, A., Zhang, W., 2015. CEO tenure and earnings management. *J. Account. Econ.* 59, 60–79.
6. Aman, H., 2013. An analysis of the impact of media coverage on stock prices crashes and jumps: evidence from Japan. *Pacific-Basin Financ. J.* 24, 22–38.
7. An, H., Yu, J., 2015. Firm crash risk, information environment, and speed of leverage adjustment. *J. Corp. Financ.* 31, 132–151.
8. Andreou, P.C., Antoniou, C., Horton, J., Louca, C., 2016. Corporate governance and firm-specific stock price crashes. *Eur. Financ. Manag.* 22, 916–956.
9. Andreou, P.C., Luce, C., Petrou, A.P., 2017. CEO age and stock price crash risk. *Rev. Financ.* 21, 1287–1325.
10. Bebchuk, L.A., Cremers, M., Peyer, U., 2011. The CEO pay slice. *J. Financ. Econ.* 102 (1), 199–221.
11. Bhargava, R., Faircloth, S., Zeng, H., 2017. Takeover protection and stock price crash risk: evidence from state antitakeover laws. *J. Bus. Res.* 70, 177–184.
12. Brass, D.J., 1984. Being in the right place: a structural analysis of individual influence in an organization. *Adm. Sci. Q.* 29 (4), 518–539.
13. Callen, J.L., Fang, X., 2013. Institutional investor stability and crash risk: monitoring versus short-termism? *J. Bank. Financ.* 37, 3047–3063.
14. Callen, J.L., Fang, X., 2015. Religion and stock price crash risk. *J. Financ. Quant. Anal.* 50, 169–195.

15. Callen, J.L., Fang, X., 2016. Crash risk and auditor-client relationship. *Contemp. Account. Res.* forthcoming. J. Harper, et al. *Research in International Business and Finance* 51 (2020) 101094 15
16. Cao, C., Xia, C., Chan, K.C., 2016. Social trust and stock price crash risk: evidence from China. *Int. Rev. Econ. Financ.* 46, 148–165.
17. Chen, J., Chan, K.C., Dong, W., Zhang, F., 2017a. Internal control and stock price crash risk: evidence from China. *Eur. Account. Rev.* 26, 125–152.
18. Chen, C., Kim, J.B., Yao, L., 2017b. Earnings smoothing: does it exacerbate or constrain stock price crash risk? *J. Corp. Financ.* 42, 36–54.
19. DeFond, M.L., Hung, M., Li, S., 2015. Does mandatory IFRS adoption affect crash risk? *Account. Rev.* 90, 265–299.
20. Dikolli, S.S., Diser, V., Hofmann, C., Pfeiffer, T., 2016. CEO Power and Relative Performance Evaluation. Working paper, Duke University. Dimson, 1979. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *J. Financ. Econ.* 7 (2), 197–226.
21. Ertugrul, M., Lei, J., Qiu, J., Wan, C., 2016. Annual report readability, tone ambiguity, and the cost of borrowing. *J. Financ. Quant. Anal.* 52 (2), 811–836.
22. Faccio, M., Marchica, M.T., Mura, R., 2016. CEO gender, corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation. *J. Corp. Financ.* 39, 193–209.
23. Finkelstein, S., 1992. Power in top management teams: dimensions, measurement, and validation. *Acad. Manag. J.* 35 (3), 505–538.
24. Francis, B., Hasan, I., Li, L., 2016. Abnormal real operations, read earnings management, and subsequent crashes in stock prices. *Rev. Quant. Financ. Account.* 46, 217–260.
25. Habib, A., Hasan, M.M., 2017. Managerial ability, investment efficiency and stock price crash risk. *Res. Int. Bus. Financ.* 42, 262–274.
26. Habib, A., Hasan, M.M., Jiang, H., 2018. Stock price crash risk: review of the empirical literature. *Account. Financ.* 58 (51), 211–251.
27. Hackenbrack, K.E., Jenkins, N.T., Pevzner, M., 2014. Relevant but delayed information in negotiated audit fees. *Audit. A J. Pract. Theory* 33, 95–117.
28. Hambrick, D.C., 1981. Environment, strategy, and power within top management teams. *Adm. Sci. Q.* 26 (2), 252–275.
29. Han, S., Nandas, V.K., Silveri, S., 2016. CEO power and firm performance under pressure. *Financ. Manage.* 369–400.
30. Hong, H., Stein, J.C., 2003. Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *Rev. Financ. Stud.* 16 (2), 487–525.
31. Hutton, A.P., Marcus, A.J., Tehranian, H., 2009. Opaque financial reports, R2, and crash risk. *J. Financ. Econ.* 94, 67–86.
32. Jin, L., Myers, S.C., 2006. R around the world: new theory and new tests. *J. Financ. Econ.* 79 (2), 257–292.
33. Jiraporn, P., Chintrakarn, P., Liu, Y., 2012. Capital structure, CEO dominance, and corporate performance. *J. Financ. Serv. Res.* 42 (3), 139–158.
34. Kim, J.B., Zhang, L., 2015. Accounting conservatism and stock price crash risk: firm-level analysis. *Contemp. Account. Res.* 33, 412–441.
35. Kim, J.B., Li, Y., Zhang, L., 2011a. CFOs versus CEOs: equity incentives and crashes. *J. Financ. Econ.* 101, 713–730.
36. Kim, J.B., Li, Y., Zhang, L., 2011b. Corporate tax avoidance and stock price crash: firm-level analysis. *J. Financ. Econ.* 100, 639–662.
37. Kim, Y., Li, H., Li, S., 2014. Corporate social responsibility and stock price crash risk: firm-level analysis. *J. Bank. Financ.* 43, 1–13.

38. Kim, J.B., Wang, Z., Zhang, L., 2016a. CEO overconfidence and stock price crash risk. *Contemp. Account. Res.* 33, 1720–1749.
39. Kim, J.B., Li, L., Lu, L.Y., Yu, Y., 2016b. Financial statement comparability and expected crash risk. *J. Account. Econ.* 61, 294–312.
40. Khan, W.A., Vieito, J.P., 2013. CEO gender and firm performance. *J. Econ. Bus.* 67, 55–66.
41. Korkeamaki, T., Lijebloom, E., Pasternack, D., 2017. CEO power and matching leverage preferences. *J. Corp. Financ.* 45, 19–30.
42. Kubick, T.R., Lockhart, B.G., 2016. Proximity to the SEC and stock price crash risk. *Financ. Manage.* 45, 341–367.
43. Larcker, D.F., Tayan, B., 2012. Is a Powerful CEO Good or Bad for Shareholders? *Stanford Closer Look Series*. pp. 1–5.
44. Lee, W., Wang, L., 2017. Do political connections affect stock price crash risk? Firm-level evidence from China. *Rev. Quant. Financ. Account.* 48, 643–676.
45. Li, X., Chan, K.C., 2016. Communist party control and stock price crash risk: evidence from China. *Econ. Lett.* 141, 5–7.
46. Liu, Y., Jiraporn, P., 2010. The effect of CEO power on bond ratings and yields. *J. Empir. Finance* 17 (4), 744–762.
47. Mamun, M.A., Balachandran, B., Duong, H.N., 2019. Powerful CEOs and Stock Price Crash Risk. Working paper, La Trobe University.
48. Park, K., 2017. Pay disparities within top management teams and earnings management. *J. Account. Public Policy* 36, 59–81.
49. Petersen, M.A., 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches. *Rev. Financ. Stud.* 22 (1), 435–480.
49. Robin, A., Zhang, H., 2015. Do industry-specialist auditors influence stock price crash risk? *Audit. J. Pract. Theory* 34, 47–79.
50. Joel Harper, Grace Johnson, Li Sun, Stock price crash risk and CEO power: Firm-level analysis, *Research in International Business and Finance*, Volume 51, 2020, 101094, ISSN 0275-5319,

The relationship between CEO power and the risk of Falling stock prices in listed companies

Aso Amin Ashayeri¹

Date of Receipt: 2021/10/22 Date of Issue: 2021/11/16

Abstract

Companies operating in the Tehran Stock Exchange Industries market today are no exception to the challenges of price components risk that may arise, especially with the rapid quantitative and qualitative development in recent years in the risk of price components and the risk of falling stock prices in companies. Tehran stock market has also occurred. Due to the scope of activities, companies need the latest methods of risk assessment to reduce potential risk as much as possible. Therefore, in this study, we intend to examine the current market risk of Tehran Stock Exchange industries in the pharmaceutical industry and based on it to estimate the relationship between the risk of price components and the risk of falling stock prices so that Tehran Stock Exchange companies can Live in this turbulent environment and prepare in advance for future changes. Finally, it is concluded that there is a significant relationship between CEO power and the risk of falling stock prices in listed companies. We found and found a significant negative impact of stock price risk on CEO strength, which indicates that CEO strength decreases after stock price falls. We also found that our results are stronger for companies with female CEOs and are mostly driven by companies with shorter CEOs.

Keywords

Power of the CEO, risk of falling stock prices, Tehran Stock Exchange

1. Master student of Public Sector Accounting, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (aso.aminashayeri@gmail.com)

ضمیمه

آزمون اف لیمر (چاو) برای مدل

Equation: EQ01 Workfile: AL::Untitled\			
View	Proc	Object	Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Redundant Fixed Effects Tests			
Equation: EQ01			
Test cross-section fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	4.002633	(17,172)	0.0000

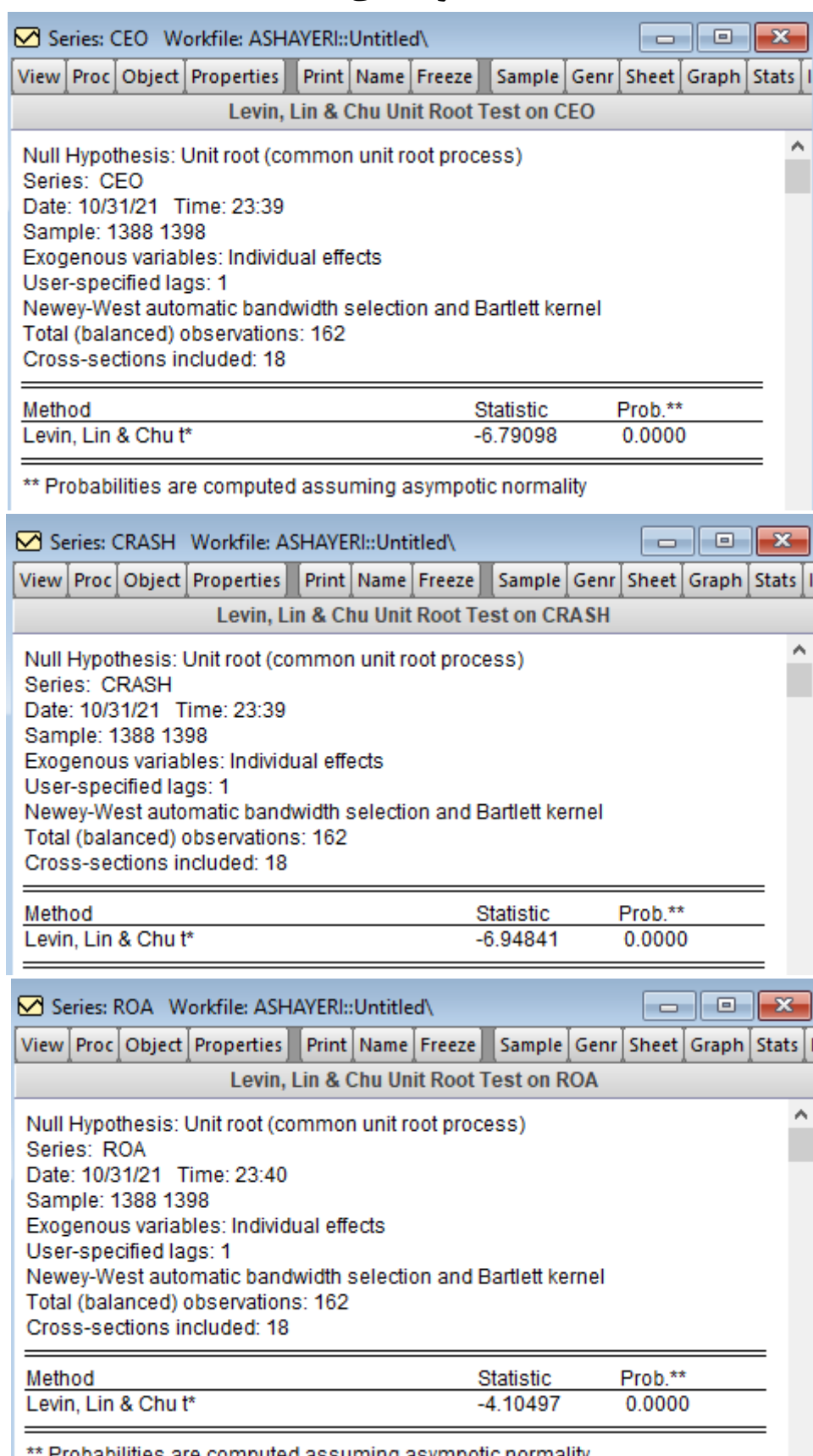
آزمون هاسمن

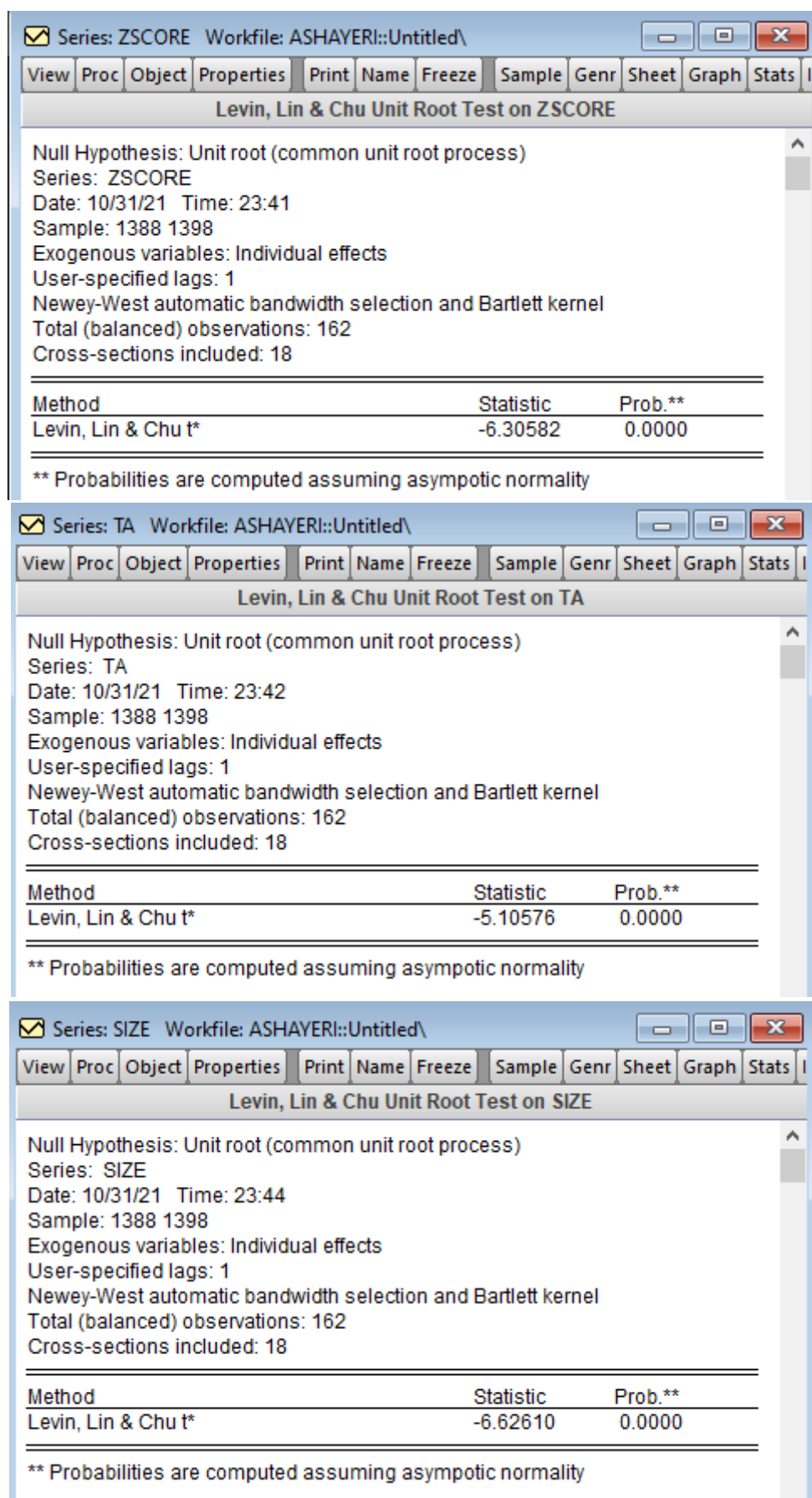
Equation: EQ01 Workfile: AL::Untitled\			
View	Proc	Object	Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Correlated Random Effects - Hausman Test			
Equation: EQ01			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.000000	8	1.0000
* Cross-section test variance is invalid. Hausman statistic set to zero.			
** WARNING: robust standard errors may not be consistent with assumptions of Hausman test variance calculation.			
** WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.			

توانایی اثرات تصادفی در توضیح مدل

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.000000	0.0000
Idiosyncratic random		0.002519	1.0000

آزمون مانایی





تخمین نهایی اثرات ثابت

Dependent Variable: CEO
 Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
 Date: 10/31/21 Time: 23:32
 Sample: 1388 1398
 Periods included: 11
 Cross-sections included: 18
 Total panel (balanced) observations: 198
 Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.773646	0.017009	-525.3144	0.0000
CRASH	-0.000150	0.001095	-0.566798	0.5762
MB	0.002111	6.64E-07	10.49000	0.0000
ROA	-0.000411	1.66E-05	-1.814177	0.0700
ZSCORE	0.002110	5.37E-07	16.01735	0.0000
DEPI	0.000311	3.58E-07	13.65171	0.0000
SIZE	0.991111	9.22E-09	1050.270	0.0000
TA	0.002111	9.50E-07	10.60333	0.0000
LEV	0.000411	7.97E-05	2.091619	0.0310

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.993000	Mean dependent var	2098.713
Adjusted R-squared	0.991100	S.D. dependent var	404.6488
S.E. of regression	0.031095	Sum squared resid	0.166304
F-statistic	40860.70	Durbin-Watson stat	1.607540
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	1.000000	Mean dependent var	2032.469
Sum squared resid	0.166937	Durbin-Watson stat	2.111563