فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد صنعتی
سال پنجم، شماره پانزدهم، بهار ۱۴۰۰ (۹۲-۷۵)
نوع مقاله: پژوهشی

Quarterly Journal of Industrial Economics Researches
Vol. 5, No. 15, April 2021 (75-92)

رابطه پایه سهامداری و نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های صنعتی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

*لیلا آرغا[۱]، شیوا علیزاده[۲]، یوسف محنت‌فر[۳]، مسعود طاهری‌نیا [۴]
۱. مدرس گروه اقتصاد دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندارن، بابل، ایران
۴. استادیار گروه حسابداری دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
(دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۱٤ پذیرش: ۱٤۰۰/۰۳/۱۲)

The Relation between the Shareholder Base and Investment Return Volatilities in Industrial Companies Listed on the Tehran Stock Exchange

*Leila Argha[1], Shiva Alizadeh[2], Yousef Mehnatfar[3], Masoud Taherinia[4]
1. Instructor of Economics at Lorestan University, Khorramabad, Iran
2. Ph.D. Candidate in Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran
3. Associate professor of Economics, Mazandaran University, Babol, Iran
4. Assistant professor of Accounting, Mazandaran University, Khorramabad, Iran
(Received: 04/ Agust/2020 Accepted: 02/June/2021)

چکیده:

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه میان پایه سهامداری و نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاری شرکت‌های صنعتی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است . در این بررسی صد شرکت فعال در بورس اوراق بهادر تهران که سطح نقد شوندگی نسبتا بالاتری داشته‌اند به‌عنوان نمونه در بازه زمانیع ساله (۱۳۹۸- ۱۳۹۳) انتخاب شدند. در این راستا از مدل رگرسیون داده-های تابلویی استفاده شد. با توجه به وجود مشکل واریانس ناهمسانی در نتایج تخمین‌ها، روش GLS برای تخمین پارامترهای مدل بکار گرفته شد. هم‌چنین، بر اساس آزمون اثر ثابت تکراری و آزمون هاسمن، مدل اثرات تصادفی بر مدل اثرات ثابت ترجیح داده شد. ازاینرو، مدل رگرسیون تابلویی با آثار تصادفی صورت‌بندی شد. نتایج نشان می‌دهند که با افزایش تعداد سهامداران بزرگ شرکت‌های صنعتی و درصد مالکیت آنها، دو اثر بوجود می‌آید. اثر اول به کاهش رفتار گله‌ای سهامداران بزرگ و متعاقبا به کاهش سطح نوسان بازده شرکت‌های صنعتی مربوط می‌شود. اثر دوم به نوسانات قیمتی سهم مربوط می‌شود که از اثرات معاملاتی سهامداران بزرگ ناشی شده است. همچنین، با افزایش تعداد سهامداران بزرگ و درصد مالکیت آنها، به‌تدریج تاثیر بازار معاملاتی سهامداران بزرگ بر نوسان بازدهی شرکت‌ها از تاثیر مطلع‌تر بودن آن‌ها برتر می‌شود.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری، ریسک، پایه سهامداری، تلاطم‌های قیمتی.
طبقه‌بندیJEL: L14، L19، G11.

Abstract:

The purpose of this study is to investigate the relation between the shareholder basic and the investment return volatilities of the industrial companies listed on the Tehran Stock Exchange. In this study, one hundred companies active in the Tehran Stock Exchange which have had a relatively higher level of liquidity, were selected as a sample over a 6 year- period (2014-2019). In this regard, a panel data regression model was used. According to the existence of heteroscedasticity problem in the estimated results, the GLS method was used for estimating the model's parameters. Also, based on the iterative fixed effect test and Hausman test, the random effects model was preferable to the fixed effects model. Hence, a panel regression model was formulated by random effects. The results show that by increasing the number of the large shareholders of the industrial companies and their ownership percentage, two effects are created.

The first effect is related to reducing the herding behavior of the large shareholders and subsequently related to reducing the return volatility level of the industrial companies. The second effect is related to the share price volatilities which have been arisen from the trading effects of the large shareholders. Also, by increasing the number of the large shareholders and their ownership percentage, gradually the impact of the trading market of the large shareholders on the companies return volatilities superior to the impact of the more informed shareholders.

Key Words: Investment, Risk, Shareholder Base, Price Volatility.
JEL: L14, L19, G11.

* **نویسنده مسئول:** لیلا آرغا
E-mail: leilaargha95@gmail.com

*Corresponding Author: Leila Argha

۱- مقدمه

شرکت‌های صنعتی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در وضعیت رقابتی فشرده‌ای با یکدیگر قرار داشته و توجه فزاینده متقاضیان به بازده مناسب بورس، تولید و فروش محصولات این صنایع را در این وضعیت رقابتی شدید قرار داده است. افزایش شدید تقاضا برای سرمایه‌گذاری در این صنایع در بورس موجب گردیده ترکیب ریسک و بازده این صنایع موردتوجه سرمایه‌گذاران قرار گیرد. از سویی دیگر ریزش شدید قیمت سهام و روند نزولی–شاخص بازار سهام کشور در ماه‌های اخیر و در پی آن از بین رفتن چند صد هزار میلیارد تومانی از سرمایه سهامداران و تغییر رفتار آنان سبب شده با تغییر موضع خود مبنی بر خروج، بخش عظیمی از نقدینگی از این بازار خارج شود و اقتصاد از بابت آن متضرر گردیده است (مرادزاده فرد، ۱۳۹۹).

معمولاً سرمایه‌گذاری با چشم‌پوشی از منافع کنونی به‌منظور دستیابی به رفاه بیشتر در آینده صورت می‌گیرد. دستیابی به ثروت و سود ناشی از سرمایه‌گذاری ازآنجاکه باگذشت زمان ارتباط دارد، همواره با مقوله‌ای به نام مخاطره یا ریسک توأم است. ریسک عبارت است از احتمال بروز نتایج متفاوت با پیش‌بینی‌ها یا انتظارات یا به‌عبارت دیگر ریسک به معنی انحراف نتایج واقعی از نتایج مورد انتظار است؛ بنابراین، به‌طورکلی عدم اطمینان مضمون ریسک را تشکیل می‌دهد و عبارت از تردیدی است که شخص در ارتباط با وقوع یک نتیجه ممکن از میان نتایج ممکن دارد. سرمایه‌گذار همواره در تلاش برای حداکثرسازی بازده و حداقل ریسک است که البته با وجود رابطه مستقیم بین این دو مفهوم، حصول این مهم تقریباً غیرممکن است. معمولاً بازار سهام نسبت به سایر بازارها ریسک بیشتری دارد و نوسانات آن نیز شدیدتر است. چرا که در این بازار قیمت سهام بر اساس جریان‌های نقدی آتی پیش‌بینی می‌شود که مقدار و نیز زمان‌بندی آن‌ها کاملاً متغیر است و تعهدی برای پرداخت مبالغ مشخص، در زمان‌های معین برای آن‌ها وجود ندارد. لذا سرمایه‌گذار سعی می‌کند سرمایه‌گذاری خود را بهینه کند تا اگر هدف، دستیابی به نرخ خاصی از بازده است این نرخ را با تحمل هر چه کمتر ریسک به دست آورد. البته ناگفته نماند که افزایش محبوبیت سهام شرکت‌ها می‌تواند بازده و در نتیجه نوسانات بازدهی شرکت را افزایش دهد و می‌تواند منجر به اثرگذاری مستقیمی بر متغیرهای مالی دیگری گردد (میر عرب بایگی و همکاران ، ۱۳۹۹).

از طرفی با توجه به وجود تحریم و محدودیت در فروش نفت و بازگشت ارز حاصل از فروش نفت، مهم‌ترین منبع درآمدی کشور با محدودیت مواجه شده است و با توجه به وجود شرایط رکود تورمی در کشور، افزایش نرخ‌های مالیات از طریق کاهش درآمد قابل‌تصرف و مصرف منجر به انتقال منحنی تقاضای کل اقتصاد به سمت پایین و تعمیق رکود در کشور می‌شود. در چنین شرایطی بازار سهام می‌تواند از طریق فروش سهام دولت در شرکت‌های مختلف به‌عنوان یک منبع درآمدی محسوب شود (کریمی و همکاران ، ۱۳۹۹).

نوسان بازده، یکی از تعاریف رایج ریسک در بازارهای مالی بشمار می‌رود و تحلیلگران با محاسبه میزان نوسان بازده (به کمک شاخص‌های سنجش پراکندگی در آمار توصیفی نظیر انحراف معیار) اقدام به اندازه‌گیری ریسک فرصت‌های سرمایه-گذاری پیشروی خود می‌نمایند.

امروزه پراکندگی مالکان در شرکت‌های سهامی باعث شده که رابطه آن‌ها با شرکت را به‌سختی بتوانیم در قالب مالکیت سنتی تجسم کنیم. ترکیب مالکان بدین معناست که سهامداران چه کسانی هستند و چه افرادی از میان آن‌ها کنترل شرکت را در اختیاردارند. در قالب کلی رابطه ساختار مالکیت بر عملکرد، آنچه نیازمند دقت و بررسی است قدرت گرفتن گروهی از مالکان به نام سرمایه‌گذاران نهادی است که سهم مالکانه زیادی را به خود اختصاص دادند و تعامل بین این گروه‌ها با سایر مالکان است که می‌توانند بر عملکرد شرکت مؤثر واقع شوند (شریعت پناهی، ۱۳۸۵). سهامداران شرکت‌ها به‌جز استحقاق دریافت بخشی از درآمد و منافع شرکت مطابق با سهم خود، در سایر موارد از حقوق چندانی برخوردار نیستند. این موضوع تعارض بین مالکان و مدیران را نشان می‌دهد و ماحصل این تعارض چیزی جز خدشه‌دار شدن حق مالکیت سهامداران نیست. به‌این‌ترتیب، مشخص می‌شود که سهامداران شرکت‌های سهامی عام آن‌چنان پراکنده‌شده‌اند که فاقد قدرت و اشتیاق لازم برای اصلاح و محدود کردن سمت‌وسویی هستند که مدیران این شرکت‌ها در پیش می‌گیرند (مشایخی، عبداللهی، ۱۳۹۰).

در رابطه با موضوع مطرح شده برخی از صاحب‌نظران علوم مالی به ریسک و پایه سهامداری اشاره‌کرده‌اند، اما مطالعات تجربی زیادی روی این موضوع انجام‌نشده است. انجام این مطالعه در ایران می‌تواند به ایجاد شکل‌بندی نظری بهتری در خصوص رابطه میان شناوری سهام و ریسک بینجامد و افکار و

ایده‌های ارائه‌شده را تأیید یا رد کند. بر اساس چنین مطالعه‌ای است که مدیران شرکت‌ها می‌توانند نتیجه بگیرند که جلب عامه سهامداران خرد (سهامداران بیشتر) و یا معدود سهامداران دارای دانش و حرفه‌ای (سهامداران کمتر) اولویت دارد.

با توجه به اهمیت موضوع در این پژوهش رابطه بین پایه سهامداری و نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های صنعتی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار موردبررسی قرار خواهد گرفت. با توجه به آنچه که بیان شد هدف از تحقیق آن است که نشان دهد محتوای اطلاعاتی بالاتر قیمت سهام به عوامل متعددی بستگی دارد که پایه سهامداری یکی از آن عوامل است و این پژوهش بر آن عامل تکیه می‌کند و با استفاده از رویکرد تجربی به بررسی این موضوع برای اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۳ پرداخته‌شده است.

در مقاله حاضر پس از مقدمه؛ در بخش دوم، مبانی نظری، بخش سوم؛ پیشینه تحقیق، بخش چهارم؛ روش‌شناسی تحقیق، و در ادامه؛ برآورد مدل و نتایج تحقیق و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری

سرمایه‌گذاران به این موضوع توجه دارند که اگر بخواهند دارایی خود را به فروش برسانند آیا بازار مناسبی برای آن‌ها وجود دارد یا خیر؟ در هر بازار مالی با توجه به گستردگی و عمق بازار ابزارهای متنوعی جهت سرمایه‌گذاری وجود دارند و سرمایه‌گذاران با عنایت به بازده و ریسک سرمایه‌گذاری دارایی‌های موردنظر خود را برمی‌گزینند (آزاد و همکاران، ۱۳۹۹) .

بورس اوراق بهادار یکی از بازارهایی است که به دلیل امکان مدیریت زیان‌های احتمالی و برآورد علمی بازده، تمایل به سرمایه‌گذاری در آن، در سال‌های اخیر توانسته توجه سرمایه‌گذاران بسیاری را به خود جلب کند. ناگفته نماند که نوسان ذات همیشگی همه بازارهای سهام است که به دو صورت جهش و سقوط قیمت سهام رخ می‌دهد (هاتن و همکاران ، ۲۰۰۹). برای مصون ماندن از این نوسانات، فعالان بازار سرمایه همواره لیست سهامداران عمده یک شرکت را به‌طور کامل در نظر گرفته و تغییرات آن‌ها را رصد می‌کنند رفتار حقیقی‌ها و حقوقی‌های حاضر در لیست سهامداران عمده شرکت‌های صنعتی می‌تواند گویای بسیاری از تغییرات قیمت تابلوی سهم باشد. سهامداران حقیقی یا حقوقی که بیش از یک درصد از سهام شرکت را در اختیار داشته باشند، جزو سهامداران عمده آن سهم محسوب می‌شوند. سهامداران عمده حقوقی معمولاً به‌صورت بلندمدت سرمایه‌گذاری می‌کنند درصورتی‌که سهامداران حقیقی ممکن است دیدگاه‌های متفاوتی برای سرمایه‌گذاری داشته باشند (راس[1] و همکاران، ۲۰۱۱).

در ساختار مالکیت شرکتی تنوع زیادی وجود دارد. درحالی‌که برخی از بنگاه‌ها تعداد کمی مالک داخلی دارند، برخی دیگر از ساختار متنوعی برخوردار هستند که دارای سرمایه‌گذاران نهادی سهام خصوصی حوزه‌های تجاری و صاحبان خارجی به‌عنوان بخش قابل‌توجهی از مالکیت است. برخی از شرکت ها بخش بزرگی از سرمایه گذاران کوچک دارند، درحالی‌که برخی دیگر تعداد زیادی بلوک مالکیت بزرگ دارند. در پژوهش حاضر به موارد زیر پرداخته خواهد شد: ۱) آیا نوسانات بازده سهام با توجه به نوع سرمایه‌گذاران یک شرکت تعیین می‌شود؟ ۲) چه تعداد سرمایه‌گذار وجود دارد که ازاین‌پس به عنوان پایه سهامداران نامیده می‌شود؟ در این ادبیات، هم‌چنین به اهمیت بی‌ثباتی بازده سهام برای تئوری مالی و همچنین شاغلان جامعه سرمایه‌گذاران پرداخته شده است. (کمپبل و همکاران[2] ، ۲۰۰۱ ؛ ژانگ[3] ، ۲۰۱۰)

سوال پژوهش حاضر این است که آیا نوسانات قیمت سهم با افزایش تعداد سهامداران کاهش می یابد. طبق گفته وانگ (۲۰۰۷)، اثربخشی مبنای سهامداران به این دلیل رخ می‌دهد که هر فرد فقط اطلاعات جزئی در مورد شرکت دارد. با افزایش تعداد سرمایه گذاران، صحت اطلاعات موجود در مورد سهم افزایش می یابد که به‌نوبه خود واریانس بازده سهم را کاهش می‌دهد. این امر از تجزیه وتحلیل مرتون[4] (۱۹۸۷) در مورد شناسایی سرمایه گذاران ناشی می‌شود، که طبق آن تعداد سهامداران سهام کوچک منجر به بازده مورد انتظار می‌شوند زیرا ریسک‌ها به‌اندازه کافی بین سرمایه‌گذاران تقسیم نمی‌شوند. اگرچه در چندین مطالعه به اهمیت پایگاه سهامداران اشاره شده است، اما به‌طور تجربی به‌طور جامع بررسی نشده

1. Ross & et al
2. Campbell et al
3. Zhang
4. Merton

است (مرتون، ۱۹۸۷ ، وست[1]، ۱۹۸۸؛ وانگ[2]، ۲۰۰۷ ؛ روبین و اسمیت[3]، ۲۰۰۹ ؛ لی و همکاران[4] ۲۰۱۱) مطالعه حاضر این خلا را پر خواهد کرد.

در این پژوهش از پنج عامل تمرکز پورتفوی، پایه سهامداری، اهرم، عدم اطمینان عایدی و تقارن اطلاعات برای توضیح موضوع نوسانات بازده استفاده شده است. لذا ابتدا به تشریح مبانی نظری رابطه پایه سهامداری و نوسانات بازده سهام پرداخته و سپس به بررسی رابطه بین پنج عامل ذکرشده و نوسانات بازده سهام پرداخته خواهد شد.

الف) پایه سهامداری و نوسانات بازده سهام

طبق نظریه مرتون (۱۹۸۷)، رابطه‌ای بین شناسایی سرمایه‌گذار (پایه سهامداری) و بازده مورد انتظار وجود دارد. پایه سهامداری اندک به این معنی است که فقط بخشی از بازار سهام از سهام و ارزش آن مطلع می‌شوند و این بازده مورد انتظار را افزایش می‌دهد، زیرا دارایی‌های پرخطر یا ریسکی در صورت عدم تقسیم کافی ریسک‌ها، زیر قیمت تعادل اطلاعات کامل آن‌ها ارزیابی می‌شوند. با گسترش تحلیل مرتون (۱۹۸۷) ، وانگ (۲۰۰۷) نشان می‌دهد که افزایش اندازه پایه سهامداری باعث کاهش نوسانات می‌شود. وانگ (۲۰۰۷) استدلال می‌کند که علت کاهش نوسان، افزایش دقت سیگنال قیمت می‌باشد، یعنی درجه‌ای که، قیمت سهام منعکس‌کننده اصول اساسی است.

در سطح شهودی، وقتی اطلاعات بیشتری در قیمت سهام منعکس شود، رویدادهای کمتری به‌عنوان اخباری که نیاز به ارزیابی مجدد قیمت دارند، به‌حساب می‌آیند. هنگامی‌که جمع‌آوری و پردازش اطلاعات کارآمد باشد ، بازار تا حد زیادی پیش‌بینی می‌شود. محتوای اطلاعاتی بالاتر از قیمت سهام می‌تواند از طرق مختلف به دست آید. طبق گفته هولمستروم و تیرول[5] (۱۹۹۳) ، افزایش پایه سهامداری (معاملات نقدینگی در مدل آن‌ها) ارزش حاشیه‌ای تولید اطلاعات برای سفته‌بازان افزایش پیداکرده و هم‌چنین جریان حاصل از اطلاعات به بازار، میزان اطلاعاتی را که در قیمت سهام منعکس می‌شود ، افزایش می‌دهد. روبین و اسمیت (۲۰۰۹) نیز استدلال مشابهی را برای سرمایه گذاران نهادی مطرح می‌کنند. با توجه به فرضیه پیچیدگی نهادی، سرمایه‌گذاران نهادی از طریق پیچیدگی مالی بالاتر، محتوای اطلاعات قیمت‌های بازار را بهبود می‌بخشند، که به‌نوبه خود نوسانات بازده سهام را کاهش می‌دهد. استدلال‌های فوق حاکی از آن است که سهامداران بزرگ‌تر و متنوع‌تر با نوسانات کمتری همراه هستند. که از این به‌عنوان فرضیه پایه سهامداری نوسانات بازده سهام یادکرده‌اند.

ب) سایر نظریه‌های نوسانات بازده سهام

این بخش نقطه عزیمت خود را در دو نظریه گسترده نوسانات بازده سهام ذکر می‌کند که توسط ژانگ (۲۰۱۰) به‌عنوان "کانال معاملاتی" و "مبانی" ذکرشده است. کانال معاملاتی به ارتباط مشاهده‌شده بین حجم معاملات و نوسانات اشاره دارد. حجم معاملات بالاتر به معنای سطح بالاتری از نوسان است که نشانگر آن است که قیمت‌ها هنگام وقوع معاملات تمایل به حرکت‌دارند. درحالی‌که مالکیت فی‌نفسه نوسانات را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، اما رفتار معاملات دسته‌های مختلف مالکان احتمالاً چنین خواهد کرد. به‌عنوان‌مثال، سرمایه‌گذاران نهادی به‌عنوان یک گروه با رفتار گله‌ای ارتباط داشته‌اند (سیاس[6]، ۲۰۰۴).

در مجموعه اصطلاحات ژانگ (۲۰۱۰)، اصول اساسی به متغیرهایی اشاره دارد که بر عدم اطمینان در مورد جریان‌های نقدی آزاد آینده تأثیر می‌گذارند. این ادبیات تجربی چندین پروکسی را بررسی کرده‌اند که میزان عدم اطمینان راجع به جریان‌های نقدی آزاد آینده را بررسی می‌کنند، که از این پس "عدم اطمینان عایدی" نامیده می‌شود. این عوامل شامل تغییرات مقطعی در درآمد (پاستور و ورونسی[7]، ۲۰۰۳، وی و ژانگ[8] ۲۰۰۶)، گزینه های رشد (کائو، سیمین و ژائو[9]، ۲۰۰۸) ، شدت فناوری (شوورت[10]، ۲۰۰۲) و تمرکز محکم (دنیس و استریکلند[11]، ۲۰۰۹) می‌باشد. روی‌هم‌رفته، یافته‌های این مطالعات این عقیده را تأیید می‌کند که عدم اطمینان اساسی با نوسانات بازده سهام ارتباط مثبت دارد.

عدم اطمینان اساسی ممکن است به دلیل کمبود اطلاعات یا عدم تقارن اطلاعات در مورد شرکت تشدید شود. وقتی عدم تقارن اطلاعات زیاد باشد، سرمایه‌گذاران در پیش‌بینی وضعیت‌های آینده مشکل بیشتری دارند که منجر به تجدیدنظرهای بزرگ‌تر و مکررتر و ازاین‌رو نوسانات بالاتر

1. West
2. Wang
3. Rubin and Smith
4. Li et al.
1. Holmstrom and Tirole
6. Sias
7. Pastor and Veronesi
8. Wei and Zhang
9. Cao, Simin, and Zhao
10. Schwert
11. Dennis and Strickland

می‌شود. محیط اطلاعات شرکت احتمالاً تحت تأثیر عواملی مانند سن شرکت (پاستور و ورونسی، ۲۰۰۳)، افشای اطلاعات نیازهای بورسی که شرکت در آن لیست شده است (پاستور و ورونسی، ۲۰۰۳)، اندازه شرکت (سینقوی و دیزای[1]، ۱۹۷۱) و سود تقسیمی سهام (بسکین[2]، ۱۹۸۹)

علاوه بر این، نوسانات توسط اهرم تعیین می‌شوند. اهرم در ادبیات مالی به معنای استفاده از بدهی در ساختار سرمایه است. نسبت بدهی از طریق تقسیم مجموع بدهی‌ها، به مجموع دارایی‌ها، محاسبه می‌شود. نسبت بدهی بالاتر از یک نشان می‌دهد که شرکت بدهی‌هایش بیشتر از دارایی‌هایش است و نسبت بدهی کمتر از یک نشان‌دهنده این است که دارایی‌های شرکت بیشتر از بدهی‌هایش است. نوسانات بازده حقوق صاحبان سهام با اهرم افزایش می‌یابد زیرا ارزش سهام شرکت یک موقعیت اهرمی در دارایی‌های شرکت است (بلک[3]، ۱۹۷۶). مقالات قبلی انجام‌شده در این زمینه ارتباط بین اهرم مالی و نوسانات بازده سهام را به ثبت رسانده‌اند (به‌عنوان‌مثال؛ دنیس و استریکلند، ۲۰۰۹، روبین و اسمیت، ۲۰۰۹). البته باید توجه کرد که در پژوهش قالیباف اصل و همکاران(۱۳۹۳) رابطه‌ای مستقیم بین نقد شوندگی سهم و بازدهی نتیجه‌گیری شده است که باید در کنار سایر عوامل موردتوجه قرار گیرد .

مالکیت و ریسک‌پذیری نیز دارای اهمیت بسیار است، زیرا مالکان مختلف ترجیحات مختلفی برای حاکمیت شرکتی دارند (لی و همکاران، ۲۰۱۱). منطقی است که انتظار داشته باشیم اولویت در سیاست‌های کم ریسک به‌طور سیستماتیک با درجه تنوع‌بخشی از بزرگ‌ترین مالکان یا آنچه که اکولم و موری[4] (۲۰۱۴) "تمرکز پورتفو" عنوان می‌کنند، مرتبط باشد. طبق این استدلال، هرچه ثروت سرمایه‌گذار بیشتر در یک شرکت معین متمرکز شود، انگیزه‌های وی برای نظارت بر مدیران و محدود کردن ریسک‌پذیری در این شرکت بیشتر است. از این به‌عنوان فرضیه تمرکز سبد سهام بر نوسانات بازده سهام یاد می‌شود.

۳- پیشینه پژوهش

یانگ و جیان[5] (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی اثرات پایه سهامداری بر ارزش شرکت‌های بورسی پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که برخلاف شواهد موجود در شرکت‌های آمریکایی، سهامداران بزرگ به نفع شرکت‌های چین نیست. نتایج نشان می دهد که سهامداران بزرگ در چین به معنای افزایش اختلافات نمایندگی بین سرمایه‌گذاران منفرد و سهامداران کنترل‌کننده است. استدلال موجود این است که یک پایه سهامدار بزرگ‌تر با سطوح پایین‌تری از هزینه‌های سرمایه‌ای، انحراف‌معیار پایین‌تر از بازده دارایی و عدم کاهش در پرداخت سود سهام همراه است. نتایج حاکی از آن است که افراد داخلی با افزایش درگیری‌های نمایندگی، سلب مالکیت از خارج را افزایش می‌دهند. بنابراین پایه سهامداری با کاهش ارزش شرکت در چین همراه است.

ویلهمسون و جانکنس گارد[6] (۲۰۱۸) در مقاله خود تأثیرات پایه سهام‌داری بر نوسانات بازده را مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها از تعداد سهامداران با مالکیت بالای یک درصد به‌عنوان سهامداران نهادی و تعداد سهامداران با مالکیت کمتر از یک درصد به‌عنوان سهامداران خرد استفاده نموده‌اند. همچنین ویلهمسون و جانکنس مجموع درصد مالکیت بیمه‌ها، صندوق‌های مشترک، صندوق‌های بازنشستگی و شرکت‌های سرمایه‌گذاری را به‌عنوان یکی از سنجه‌های پایه سهام‌داری برگزیده‌اند.

لوئیس گارسیا فیجو (دستیار پروفسور دانشگاه فلوریدا) و رندی جورجنسن استاد دانشگاه اوماها[7] در تحقیقی در سال ۲۰۱۷ وجود رابطه بین اهرم عملیاتی و نسبت ارزش دفتری سرمایه به ارزش بازار سرمایه[8](BE/ME) و همچنین بین اهرم عملیاتی و بازده سهام و نهایتاً بین ریسک سیستماتیک و درجه اهرم عملیاتی را موردبررسی قراردادند. این دو محقق درنهایت توانستند توضیحی مبتنی بر ریسک برای صرف ارزش بیان کنند. آن و ژانگ[9] (۲۰۱۳) بیان می‌دارند که سرمایه‌گذاران نهادی پایا می‌توانند از سه‌راه عملکرد شرکت را بهبود ببخشند؛ اول، آن‌ها به دلیل ارتباط نزدیک خود با بازار سرمایه و فعالیت نظارت می‌توانند مسائل نمایندگی و عدم تقارن اطلاعات را کاهش بدهند، مسائلی که عملکرد ضعیف و سرمایه‌گذاری کمتر را ترغیب می‌کند. دوم، آن‌ها مسئله نزدیک‌بینی مدیریت

1. Singhvi Desai
2. Baskin
3. Black
4. Ekholm and Maury
5. Yung & Jian
6. Vilhelmsson and et al
7. Luis García-Feijóo &. Jorgensen
8. book-to-market equity ratio (BE/ME)
9. An & Zhang

را تعدیل می‌کنند به‌گونه‌ای که برای مدیران امکان سرمایه‌گذاری در پروژه‌های سودآور بلندمدت‌تر را فراهم می‌کند. سوم، آن‌ها از طریق افزایش درجه‌ی انگیزش، پاداش مدیران و منافع آن‌ها با سهامداران را بهتر همسو می‌کنند.

بوهل، گاتسچاک و پال[1] (۲۰۰۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاران نهادی در بازار سرمایه پرداختند .نتایج پژوهش نشان می‌دهد که حضور سرمایه‌گذاران نهادی در بازار سرمایه، آن را به سمت کارایی پیش می‌برد، بدین گونه که سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند با اتکا به نفوذ خود در بازار، به ارائه اطلاعات دقیق از سوی شرکت‌ها و رعایت اخلاق حرفه‌ای نظارت کرده، دقت و صحت ارائه اطلاعات را فزونی بخشند.

نتیجه پژوهش لی و ژائو[2] (۲۰۰۸) و دشموخ[3] (۲۰۰۳، ۲۰۰۵) نشان داد، ارتباطی منفی بین نابرابری اطلاعاتی و سیاست تقسیم سود شرکت‌ها وجود دارد. به‌عبارت‌دیگر، شرکت‌هایی که در معرض سطوح پایینی از نابرابری اطلاعاتی هستند، ترجیح می‌دهند سود بیشتری را بین سهامداران تقسیم کنند؛ درحالی‌که شرکت‌هایی که در معرض سطوح بالایی از نابرابری اطلاعاتی هستند، ترجیح می‌دهند سود کمتری را بین سهامداران تقسیم کنند. همچنین، آن‌ها به این نتیجه رسیدند که ارتباط بین سیاست تقسیم سود و نابرابری اطلاعاتی با تئوری تأمین مالی سازگار و با تئوری علامت‌دهی متناقض است.

رحیمیان و همکاران (۱۳۹۱) در تحقیق خود با عنوان بررسی ارتباط بین کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که بین میزان کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی ارتباط معنی‌داری وجود دارد و کاهش کیفیت سود منجر به افزایش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود.

نوروش و یزدانی (۱۳۸۹) در پژوهشی، به بررسی رابطه اهرم و تصمیمات سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که رابطه منفی و معنی‌دار بین اهرم و سرمایه‌گذاری برقراراست.

فخاری و طاهری (۱۳۸۹) به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان پذیری بازده سهام پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد، حضور سرمایه‌گذاران نهادی موجب افزایش نظارت بر عملکرد مدیران شده، از عدم تقارن اطلاعاتی می‌کاهد و درنهایت با افزایش درصد مالکیت این گروه از سهامداران، از نوسان پذیری بازده سهام کاسته می‌شود.

فطرس و هوشیدری (۱۳۹۵)، به بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد گارچ چندمتغیره پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد رابطه منفی و معناداری میان نوسانات بازدهی قیمت نفت خام و نوسانات بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. همچنین میان نوسانات نرخ ارز و نوسانات بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار وجود دارد.

٤- روش تحقیق

جهت بررسی رابطه پایه سهامداری و نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های صنعتی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از مدل رگرسیون GLS استفاده شده است. جامعه آماری شامل صد شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۳در نظر گرفته‌شده و درنهایت نیز با روش نمونه‌گیری تصادفی سال- شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب گردید. روش آماری تحقیق استفاده از رگرسیون تابلویی با آثار تصادفی است. نمونه‌گیری پژوهش به‌صورت هدفمند است بدین‌صورت که از کلیه‌ی شرکت‌های موجود شرکت‌هایی که دارای شرایط فوق نباشند حذف‌شده و درنهایت کل شرکت‌های باقی‌مانده جهت انجام آزمون انتخاب خواهند شد. لذا روش نمونه‌گیری در تحقیق حاضر، قضاوتی می‌باشد. جامعه آماری این تحقیق را شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بر مبنای شرایط زیر تشکیل می‌دهند: از سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸، در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته باشند، طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸، نماد معاملاتی آن‌ها از تابلوی بورس خارج نشده باشد، سال مالی شرکت‌ها پایان اسفند باشد و شرکت‌ها نبایستی سال مالی خود را طی دوره‌های موردنظر تغییر داده باشند، اطلاعات مالی موردنیاز، به‌خصوص یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی در دسترس باشد، نماد شرکت در طی دوره؛ توقف بیش از یک ماه پیوسته نداشته باشد.

با توجه به موارد بالا از میان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران ۹۹ شرکت به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شده‌اند. روش آماری تحقیق استفاده از رگرسیون تابلویی با آثار تصادفی

1. Bohl, Brzezcynski & Wilfling
2. Li & Zhao
3. Deshmukh

است. نمونه‌گیری پژوهش به‌صورت هدفمند است بدین‌صورت که از کلیه‌ی شرکت‌های موجود شرکت‌هایی که دارای شرایط فوق نباشند حذف‌شده و درنهایت کل شرکت‌های باقی‌مانده جهت انجام آزمون انتخاب خواهند شد.

در مدل داده‌های تابلویی فرض بر اینست که مشاهدات مربوط به N فرد در طول T دوره زمانی است. برای نشان دادن این دو بعد داده از دو اندیس i و t استفاده می‌شود:

(۱)

$$y_{it} \ , \quad i = 1 ,\dots, N \ , \quad t = 1 ,\dots,T$$

در اینجا مدل تک معادله‌ای خطی رگرسیونی وجود دارد که در آن Y را بر K متغیر مستقل x_n و ... و x_1 رگرس شده و در آن یک جمله اخلال تصادفی نیز وجود دارد. با توجه اینکه داده‌ها به‌صورت تابلویی است، برای فرد i در زمان t:

(۲)

$$y_{it} = \beta_{1it}x_{1it} + \ \dots + \ \beta_{kit}x_{kit} + \ u_{it} = x_{it}'\beta_{it} + \ u_{it}$$

β_{kit} پارامترهایی است که باید برآورد شود و x_{it}' بردار سطری است $(1 \times k)$ متغیرهای توضیحی است و β_{it} بردار ستونی ضرایب رگرسیون است. در مدل‌هایی که بررسی می‌شود ، باید بررسی شود که آیا مدل شامل عرض از مبدأ خواهد بود یا خیر. واضح است که هر دو مدل را می‌توان در نظر گرفت. اگر یک عرض از مبدا کلی برای رگرسیون وجود داشته باشد، برای تمام iها و tها، $x_{1it} = ۱$. بااین‌حال می‌توان با نوشتن رابطه (۲) به شکل زیر این نکته را به‌طور عمومی‌تر در نظر گرفت:

(۳)

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}X_{it} + \cdots + \beta_{kit}X_{kit} + U_{it} = \beta_{1it} + \widetilde{X}_{it}\widetilde{\beta}_{it} + U_{it}$$

در این مدل جمله ثابت اضافه شده است. بردار $\widetilde{X}_{it}$ در اینجا شامل k-1 مقدار متغیرهای برون‌زا است و β_{it} نیز به همین شکل (شامل k-1ضریب).

روابط ۱ و ۲ عمومی‌ترین تصریح مساله رگرسیون داده‌های تابلویی می‌باشد و بیانگر این است که هر فرد ضریب واکنش خاص خود را در هر دوره زمانی دارد. بااین‌حال، فرمول ۱ و۲ تا حد زیادی توصیفی است، قدرت تبیین ندارد و برای پیش‌بینی مفید نیست. به‌علاوه قابل برآورد هم نیست زیرا تعداد ضرایب برآوردی بیشتر از تعداد مشاهدات است.

برای اینکه مدل خصوصیت مطلوب پیدا کند و قدرت تبیین داشته باشد باید ساختاری بر آن وضع کرد. برای این کار، همانند مدل رگرسیون سنتی، باید در خصوص متغیرهای توضیحی، خواص جمله اخلال و روابط آماری میان متغیرهای توضیحی و جملات اخلال فرضیاتی اعمال شود. به‌علاوه در مدل داده‌هی تابلویی، باید فرضیاتی درباره درجه تغییرپذیری ضرایب رگرسیون داشته باشیم. در آنچه بعدازاین می‌آید فرض می‌شود متغیرهای توضیحی غیر تصادفی هستند و ازجمله اخلال مستقل‌اند (نوفرستی، ۱۳۹۳).

در این تحقیق، با توجه به نوع داده‌ها و روش‌های تجزیه‌وتحلیل آماری موجود، از روش داده‌های ترکیبی برای برآورد پارامترهای الگو و بررسی آزمون فرضیه‌ها استفاده می‌شود. مرحله نخست فرایند اقتصادسنجی، بررسی ایستایی متغیرهاست. به‌طورکلی، دو دسته آزمون متناسب با داده‌های ترکیبی به ادبیات اقتصادسنجی معرفی‌شده است؛ در دسته نخست، فرض بر آن است که ضرایب (پارامترهای) خود رگرسیونی در بین مقاطع مختلف یکسان‌اند. دسته دوم آزمون‌ها نیز مبتنی برفرض تغییرپذیری ضرایب خود رگرسیونی در میان مقاطع می‌باشند.از گروه اول، آزمون لوین و دیگران (۲۰۰۲) و از گروه دوم، آزمون ایم و دیگران (۲۰۰۳) رایج‌تر هستند و به‌طور گسترده‌ای در مطالعات تجربی به کار گرفته می‌شوند.

٤-۱- آزمون ایستایی متغیرها

- آزمون لین و لوین و چو[1] (LLC)

لین و لوین و چو (۱۹۹۲) نشان دادند که در داده‌های ترکیبی استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ها دارای قدرت آزمون بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به‌طور جداگانه است. اوه و مک‌دونالد[2] (۱۹۹۶) با مثال‌هایی در تحقیق‌های خود نشان دادند که به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد متداول در داده‌های ترکیبی مانند آزمون دیکی‌فولر، دیکی‌فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس پرون دارای قدرت آماری پایینی نسبت به آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی هستند. لین و لوین و چو آزمون ریشه واحد را به‌صورت زیر نشان داده است:

1. Lin & Levin & Chu
2. Oh & Macdonald

(۴)

$$\Delta X_{i,t} = \rho_i X_{i,t-1} + \Delta t + \varepsilon_{i,t}$$

$$i=1,2,...,N \quad , \quad t=1,2,...,T$$

که در رابطه فوق N تعداد مقطع‌ها، Tدوره‌ی زمانی، ρ_i پارامتر خود همبسته برای هر مقطع، δ اثر زمان، α_i ضریب ثابت برای هر مقطع و ε_{it} جمله اخلال مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ^2 است. این آزمون بر اساس آزمون ADF به‌صورت زیر در نظر گرفته‌شده است.

(۵)

$$\Delta X_{i,t} = \rho_i X_{i,t-1} + \Delta t + \alpha_i + \sum_{j=1}^{l_i} \beta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

که در رابطه فوق، ρ_i پارامتر خود همبسته برای هر مقطع، l_i طول وقفه ،δ اثر زمان، α_i ضریب ثابت برای هر مقطع و ε_{it}جمله اخلال مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ^2 است. آزمون لین و لوین[1] و چو، آزمون ترکیبی آزمون ADF با روند زمانی است که در ناهمگنی مقطع‌ها و ناهمسانی واریانس جملات خطا دارای قدرت بالایی است. فرضیات این آزمون به‌صورت زیر است:

(۶)

$$\begin{cases} H_0 : \rho_i = 0 \\ H_1 : \rho_i = \rho < 0 \end{cases}$$

در این آزمون هر چه N وT بزرگ‌ترشوند، آماره آزمون به سمت توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک میل خواهد کرد. آزمون LL دارای چند مرحله است. ابتدا به‌جای رابطه معمولی از رابطه زیر استفاده‌شده است:

(۷)

$$\Delta X_{i,t} = \rho_i X_{i,t-1} + \Delta_i t + \alpha_i + \sum_{j=1}^{l_i} \beta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

برای انجام آزمون بر اساس این رابطه، لین و لوین و چو از دو معادله زیر برای محاسبه مقدار آماره استفاده کرده‌اند:

(۸)

$$\Delta X_{i,t} = \sum_{j=1}^{l_i} \beta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \Delta_i t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \Rightarrow \hat{\varepsilon}_{it}$$

$$X_{i,t-1} = \sum_{j=1}^{l_i} \beta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \Delta_i t + \alpha_i + v_{i,t-1} \Rightarrow \hat{v}_{i,t-1}$$

حال رگرسیون خطاها به‌صورت زیر تخمین زده می‌شود:

(۹)

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \gamma_i \hat{v}_{i,t-1} + \eta_{it}$$

و بر اساس مقدار این آماره آزمون انجام می‌شود. برای کنترل ناهمسانی واریانس در سری‌ها، لین و لوین و چو، خطای استاندارد را با تقسیم آماره‌های تخمین زده‌شده به پارامتر محاسبه‌شده زیر، نرمال کرده‌اند:

(۱۰)

$$\hat{\sigma}_{ei}^2 = \frac{1}{T - L_i - 1} \sum_{t=L_i+2}^{T} (\hat{\eta}_{it} - \hat{\gamma}_i \hat{v}_{i,t-1})^2$$

$$\hat{v}_{i,t-1} = \frac{\hat{v}_{i,t-1}}{\hat{\sigma}_{ei}^2} \quad , \quad \tilde{\varepsilon}_{it} = \frac{\hat{\varepsilon}_{it}}{\hat{\sigma}_{ei}^2}$$

مرحله بعد در انجام این آزمون محاسبه واریانس بلندمدت به روش زیر است:

(۱۱)

$$\hat{\sigma}_{xi}^2 = \frac{1}{T-1}\sum_{t=2}^{T}\Delta_{it}^2 + 2\sum_{=1}^{k} k \left(\frac{1}{T-1}\sum_{t=2+}^{T} \Delta X_{it} \Delta_{it-}\right)$$

قبل از محاسبه آماره آزمون، لازم است که نسبت انحراف استاندارد بلندمدت به انحراف استاندارد و متوسط آن برای کل مقطع‌ها محاسبه شود:

(۱۲)

$$\hat{S}_i = \frac{\hat{\sigma}_{xi}}{\hat{\sigma}_{ei}}$$

$$\hat{S}_N = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \hat{S}_i$$

رگرسیون خطاهای نرمال به‌صورت زیر محاسبه‌شده است:

(۱۳)

$$e_{it} = \Delta \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

درمجموع و با استفاده از آماره‌ها و ضرایب بلندمدت و کوتاه-مدت متغیرها، آماره آزمون به‌صورت زیر محاسبه‌شده است:

(۱۴)

$$t_{\Delta}^{*} = \frac{t_{\Delta} - NT\tilde{S}_N \hat{\sigma}^{-2} SE(\hat{\Delta}) \; \hat{\mu}_{mT}^{*}}{\hat{\sigma}_{mT}^{*}} \Rightarrow N(0,1)$$

در این رابطه SE ($\hat{\delta}$) انحراف استاندارد$\hat{\delta}$، انحراف استاندارد معادله نرمال شده بلندمدت به ترتیب میانگین و انحراف معیار محاسبه‌شده به‌وسیله لین و لوین و چو با استفاده از طول وقفه و تعداد متغیرها و $\tilde{T}$ متوسط تعداد وقفه‌ها در هر مقطع است. آماره محاسبه‌شده سپس با آماره‌های جدول سطح معناداری لین و لوین و چو مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسبه‌شده از آماره جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه وجود ریشه واحد برای آن متغیر رد نمی‌شود.

برای برآورد مدل‌های با داده‌های ترکیبی دو حالت وجود

1. levin,lin & chu

دارد. حالت اول این است که عرض از مبدأ برای کلیه مقاطع یکسان است که به این حالت، مدل داده‌های تلفیقی[1] گفته می‌شود. حالت دوم عرض از مبدأ برای تمام مقاطع متفاوت است که به این حالت داده‌های تابلویی[2] گفته می‌شود. برای شناسایی دو حالت فوق از آزمونی به نام اف -لیمر استفاده می‌گردد. بنابراین آزمون اف-لیمر برای انتخاب بین روش‌های رگرسیون داده‌های تلفیقی (تلفیقی) و رگرسیون داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. سپس برای انتخاب بین روش اثرات ثابت و تصادفی از آزمون « هاسمن » استفاده می‌گردد. درصورتی‌که بر اساس نتایج آزمون چاو برای هر یک از فرضیه‌ها، استفاده از روش داده‌های تابلویی مورد تأیید واقع شود، به‌منظور این‌که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) برای برآورد مناسب‌تر می‌باشد (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. قاعده تصمیم‌گیری در فرضیه صفر آماری بدین شکل است که بین اثرات فردی (مقاطع) و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد (مدل اثرات تصادفی) و در مقابل آن این فرضیه مطرح است که بین اثرات فردی (مقاطع) و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد (مدل اثرات ثابت). بنابراین رد فرض صفر (کمتر از ۰،۰۵ بودن مقدار احتمال) به معنای وجود مدل با اثرات ثابت است. برای انجام مراحل اقتصادسنجی فوق از نرم‌افزار ایویوز ۱۰ استفاده می‌گردد.

٤-۱-۱- مدل اثرات ثابت[3] و آزمون F مقیّد[4]

در این مدل، فرض می‌شود که $_i$ پارامتر ثابت است که برآورد می‌گردد و باقیمانده جزء اخلال تصادفی و دارای توزیع نرمال $\boldsymbol{u_{it}} \approx \boldsymbol{N}(0, \ ^2_U)$ است. مدل اثرات ثابت یک نمونه ساده رگرسیون خطی است که در آن جمله عرض ازمبداء در بین واحدهای انفرادی $\boldsymbol{i}$ تغییر می‌کند. رابطه زیر یک مدل اثرات ثابت را نشان می‌دهد:

(۱۵)

$$\boldsymbol{y_{it}} = _i + \boldsymbol{X'_{it}} + \boldsymbol{u_t} \qquad \boldsymbol{i}=1,2,..,\boldsymbol{N} \ ; \ \boldsymbol{t}=1,2,..,\boldsymbol{T}$$

که در آن فرض شده است که همه $\boldsymbol{X_{it}}$ ها مستقل از همه $\boldsymbol{u_{it}}$ها هستند$\left[\boldsymbol{E}(\boldsymbol{u_{it}}, \boldsymbol{X_{it}}) = 0\right]$. باید توجه داشت که اندیس $\boldsymbol{i}$ در جمله عرض از مبداء قرار داده‌شده است. این موضوع بیان می‌دارد که عرض از مبداءها برای تمامی مقاطع می‌تواند متفاوت باشد. این تفاوت می‌تواند به دلیل ویژگی‌های خاص هر مقطع(بنگاه) نظیر سبک مدیریتی، اصول کلی یا فلسفه مدیریتی باشد. همچنین در این مدل فرض می‌گردد که $\boldsymbol{X}$ ها غیراستوکاستیک[5] هستند و جمله خطا از فروض کلاسیکی تبعیت می‌نماید.

درنهایت، می‌توان رابطه (۱۵) را به‌صورت ساختار رگرسیون معمول نوشت که شامل یک متغیّر مجازی برای هر واحد $\boldsymbol{i}$ در مدل است. شکل کلی این مدل به‌صورت زیر است:

(۱۶)

$$\boldsymbol{y_{it}} = \sum_{j=1}^{N} {}_j \boldsymbol{D_j} + \boldsymbol{X'_{it}} + \boldsymbol{u_t}$$

که در آن، $\boldsymbol{D_{it}} = 1$ است اگر $\boldsymbol{i} = \boldsymbol{j}$ باشد و در غیر این صورت صفر خواهد بود. بنابراین $\boldsymbol{N}$ متغیّر مجازی در مدل وجود خواهد داشت.

در این صورت، با استفاده از حداقل مربعات معمولی می‌توان پارامترهای $_N$,...., $_2$, $_1$ و را در مدل (۱۶) برآورد نمود. برآوردگر به کاررفته برای منتسب به برآوردگر متغیّر مجازی حداقل مربعات[6] $(\boldsymbol{LSDV})$ است. اگر مدل فوق درست تصریح‌شده باشد، پس $\boldsymbol{LSDV}$ بهترین برآوردگر خطی بدون تورش[7] $(\boldsymbol{BLUE})$ است. البته باید توجه داشت که اگر $\boldsymbol{T}$ ثابت باشد و $\boldsymbol{N}$ به سمت بی‌نهایت میل نماید، در این صورت فقط برآوردگر اثرات ثابت $(\boldsymbol{FE})$ برای برآورد سازگار است.

از سوی دیگر باید به این نکته توجه داشت که وقتی مدل درست، اثرات ثابت است همانند مدل (۳-۱۶)؛ بنابراین برآورد مدل به‌وسیله حداقل مربعات معمولی، تخمین‌های ناسازگار و تورش دار از پارامترهای رگرسیون به دست می‌دهد. در این صورت، متغیّرهای حذف‌شده با تورش به این دلیل است که حداقل مربعات معمولی متغیّرهای مجازی انفرادی را حذف می‌کند، درحالی‌که آن‌ها کاملاً مناسب هستند. آزمونی که می‌تواند اهمیت این متغیّرهای مجازی را باهم نشان دهد،

1. Pool Data
2. Panel Data
3. Fixed Effects Model
4. Restricted F Test
5. Unstochastic
6. Least Squares Dummy Variable(LSDV)
7. The Best Linear Unbiased Estimator (BLUE)

آزمون F مقیّد است. در این آزمون فرضیه H_0 به‌صورت $\alpha_1 = \alpha_2 = \ldots = \alpha_{N-1} = 0$ در نظر گرفته می‌شود. این آزمون درواقع آزمون چاو[1] است. با استفاده از فرمول زیر می‌توان مقدار F را محاسبه نمود:

(۱۷)

$$F_0 = \frac{\left(R^2_{LSDV} - R^2_{Pooled}\right)/(N-1)}{\left(1-R^2_{LSDV}\right)/(NT-N-k)} \approx F_{N-1,NT-1)-k}$$

که در آن R^2_{LSDV}، R^2 به‌دست‌آمده از رگرسیون غیر مقیّد است که از برآورد رابطه ۳-۱۶ به دست می‌آید. R^2_{Pooled}، R^2 به‌دست‌آمده از رگرسیون مقیّد است که از برآورد رابطه ۳-۱۷ حاصل می‌گردد. البته باید توجه داشت که همواره $R^2_{LSDV} > R^2_{Pooled}$ می‌باشد؛ چون RSS رگرسیون مقیّد $\left(\sum \hat{U}^2_{Pooled}\right)$ کوچک‌تر از RSS رگرسیون غیر مقیّد $\left(\sum \hat{U}^2_{LSDV}\right)$ است. همچنین، N تعداد مقطع‌ها، k تعداد پارامترها در رگرسیون غیر مقیّد و T نیز تعداد سری زمانی است.

اگر F_0 محاسبه‌شده از $F_{N-1,\,N(T-1)-k}$ بزرگ‌تر باشد، آنگاه فرضیه صفر رد می‌گردد و در این صورت رگرسیون مقیّد است و با روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده است، بی‌ارزش به نظر می‌رسد و درنتیجه برآورد به روش تلفیقی- اثرات ثابت ترجیح داده می‌شود (گجراتی، ۱۳۹۳).

٤-۱-۲- مدل اثرات تصادفی[2] و آزمون هاسمن[3]

اگرچه به کاربردن روش اثر ثابت یا $LSDV$ بسیار آسان است، اما می‌تواند برای ما بسیار گران تمام شود؛ به این دلیل که تعداد بسیار زیادی پارامتر در این روش وجود دارد و سبب از دست رفتن درجه آزادی می‌گردد. به‌عبارت‌دیگر، ازآنجاکه در این اگر تعداد مقطع‌ها زیاد باشد باعث می‌گردد که تعداد بسیار زیادی متغیّر مجازی استفاده شود، در این صورت سبب از دست رفتن درجه آزادی می‌گردد. برای رفع این مشکل روشی پیشنهادشده است که توسط طرفدارانش مدل اجزای خطا (ECM)[4] یا مدل اثرات تصادفی (REM) نامیده می‌شود. حالت پایه برای این مدل به‌صورت زیر است:

(۱۸)

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + u_{it}$$

در اینجا فرض می‌شود که α_i یک متغیّر تصادفی با یک مقدار میانگین از α (بدون اندیس i) است، و مقدار عرض از مبدأ برای هر مقطع می‌تواند به‌صورت زیر بیان گردد:

(۱۹)

$$\alpha_i = \alpha + \varepsilon_i \qquad i=1,2,\ldots,N$$

که در آن ε_i یک جمله خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ^2_ε است. با جایگزینی رابطه (۱۹) در (۱۸) داریم:

(۲۰)

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} + \varepsilon_i$$
$$= \alpha + X'_{it}\beta + w_{it}$$

که در آن، $w_{it} = u_{it} + \varepsilon_i$ است. به‌عبارت‌دیگر، عبارت خطا دارای دو جزء است، یکی ε_i که جزء اخلال مقطع یا انفرادی خاص است، و u_{it} که جزء اخلال ترکیب مقطع و سری زمانی است. مدل اجزای خطا به این دلیل به این نام خوانده می‌شود که جمله خطای مرکب (w_{it}) شامل دو(یا بیشتر) جزء خطا است. به‌طورکلی، فروض ایجادشده توسط مدل ECM یا REM عبارت‌اند از:

(۲۱)

$$\varepsilon_i \approx N(0,\ \sigma^2_\varepsilon)$$
$$u_{it} \approx N(0,\ \sigma^2_u)$$
$$E(\varepsilon_i, u_{it}) = 0 \qquad E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \qquad (i \neq 0)$$
$$E(u_{it}, u_{is}) = E(u_{it}, u_{jt}) = E(u_{it}, u_{js}) = 0 \qquad (i \neq j; t \neq s)$$

که عبارت است از اینکه، اجزاء خطای انفرادی با یکدیگر همبسته نیستند و واحدهای سری زمانی و مقطعی خود همبسته نیستند.

در اینجا لازم است تا به اختلاف بین مدل اثرات تصادفی و اثرات ثابت توجه شود. در مدل اثرات ثابت هر واحد مقطعی یک عرض از مبدأ (ثابت) مخصوص خودش دارد، یعنی برای N واحد مقطع، N عرض از مبدأ وجود دارد. از سوی دیگر، در مدل اثرات تصادفی، عرض از مبدأ α نشان‌دهنده میانگین همه عرض از مبدأها است و جزء اخلال ε_i نشان‌دهنده انحراف (تصادفی) عرض از مبدأ انفرادی از این مقدار میانگین است. بنابراین ε_i مستقیماً قابل‌مشاهده نیست، و به‌عنوان یک متغیّر غیرقابل مشاهده و یا نهفته شناخته می‌شود. اما اگر مدل اثرات تصادفی به‌وسیله حداقل مربعات معمولی برآورد گردد، درنتیجه برآوردگرها غیرکارا خواهند بود. روش مناسب در اینجا

1. Chow Test
2. Random Effects Model (REM)
3. Hausman Test
4. Error Components Model (ECM)

روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1] (GLS) است.اما چالشی که محققان با آن مواجه هستند؛ این است که کدام مدل بهتر است ECM یا FEM اگر فرض گردد که $_i$ با X ها(رگرسورها) ناهمبسته هستند، در این صورت ECM می‌تواند مناسب باشد؛ ولی اگر همبسته باشند FEM مناسب‌تر می‌باشد. حال این سؤال به وجود می‌آید که چرا انتظار می‌رود که بین جمله خطای انفرادی یا مطقع($_i$) و یک یا چند رگرسور همبستگی وجود داشته باشد؟ در پاسخ باید گفت:« در تعدادی از کاربردها، کل پیامدها در استفاده از روش داده‌های تلفیقی اجازه می‌دهند که اثر مشاهده نشده($_i$) با متغیّرهای توضیحی همبسته باشند» (گجراتی[2]، ۱۳۹۳).البته به‌غیراز این اختلاف اساسی بین دو روش، راه‌های دیگری وجود دارد که می‌توان بین این دو مدل انتخاب انجام داد، که در اینجا به‌اختصار تعدادی از آن‌ها بیان می‌گردد.

اگر T(تعداد داده‌های سری‌های زمانی) بزرگ باشد و N (تعداد واحدهای مقطعی) کوچک باشد، در این صورت احتمالاً اختلاف در مقادیر پارامترهای برآورد شده توسط دو روش بسیار ناچیز است. لذا در این حالت، انتخاب بر مبنای راحتی و سهولت درآمارگیری است. بر مبنای این امتیاز، FEM می‌تواند مناسب‌تر باشد. وقتی N بزرگ است و T کوچک است، تخمین‌های به‌دست‌آمده توسط دو روش می‌تواند به‌طور معناداری تفاوت داشته باشد. همان‌طور که مشاهده گردید در ECM، $_i$ + = $_i$ بود که $_i$ جزء تصادفی مقطع است، درحالی‌که در FEM، $_i$ ثابت معرفی گردید و نه تصادفی. بنابراین، اگر واحدهای مقطعی که در نمونه موردتوجه قرارگرفته‌اند به‌عنوان تصادفی استنباط گردند، در این صورت روش اثرات تصادفی مناسب‌تر است. البته در این مورد استنباط آماری غیرشرطی است. اگر جزء اخلال انفرادی $_i$ و یک یا چند رگرسور همبسته باشند، در این صورت برآوردگرهای روش اثرات تصادفی تورش دار هستند، درحالی‌که آن‌هایی که درروش اثرات ثابت به دست می‌آیند بدون تورش هستند.

وقتی N بزرگ باشد و T کوچک باشد، و اگر فرضیّات ECM همچنان حفظ گردند، در این صورت برآوردگرهای ECM در مقایسه با برآوردگرهای FEM کاراتر هستند.

اما باید توجه داشت که تمامی موارد فوق فقط به صورت غیررسمی و تئوریکی است و ممکن است در عمل زیاد معتبر نباشند. اما یک آزمون رسمی وجود دارد که کمک می‌نماید تا بین روش اثرات ثابت و تصادفی یکی انتخاب گردد. هاسمن(۱۹۷۸)، آزمونی را برای تشخیص روش برآورد ارائه نموده است. براساس این آزمون، فرضیه H_0 مبتنی بر این است که روش اثرات تصادفی کارا و سازگار است و فرضیه مقابل دال بر کارایی و سازگاری روش اثرات ثابت است. آماره آزمون که توسط هاسمن گسترش یافته، دارای توزیع ^{2} است. آزمون برپایه تفاوت مقدار ضرایب برآوردی در دو روش ارائه شده است. ماتریس کوواریانس آزمون نیز براساس تفاوت ماتریس کوواریانس دو روش یاد شده بدست می‌آید. آماره هاسمن به صورت زیر است (گرین[3]، ۲۰۰۰):

(۲۲)

$$w = {}^2(k-1) = [\hat{b} - \hat{}]' \Psi^{1} [\hat{b} - \hat{}]$$
$$\Psi = \mathrm{v}[\hat{b} - \hat{}] = \mathrm{v}[\hat{b}] + \mathrm{v}[\hat{}]$$

در صورتی که ^{2} محاسباتی از ^{2} با درجه آزادی $(k-1)$ بیشتر باشد، در این صورت فرضیه صفر رد می‌گردد و روش تلفیقی اثرات ثابت انتخاب می‌گردد.

۲-٤- معرفی متغیرها

به‌منظور بررسی تأثیرات متغیرهای معرفی‌شده در این مطالعه، بررسی رابطه پایه سهامداری و نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های صنعتی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طبق الگوی زیر تخمین زده می‌شود. در این مطالعه جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در کلیه صنایع می‌باشند و متغیرها به‌صورت جدول زیر مورد تجزیه و تحلیل قرارگرفته‌اند:

جهت آزمون فرضیه پژوهش، صد شرکت فعال در بورس اوراق بهادر تهران که سطح نقد شوندگی نسبتاً بالاتری داشته‌اند به‌عنوان نمونه در بازه زمانی۶ ساله (۱۳۹۳– ۱۳۹۸) انتخاب شده اند.

1. Generalized Least Squares (GLS)
2. Gujarati
3. Green

جدول ۱. علائم اختصاری متغیرهای تحقیق

نوع متغیر	نام متغیر	نماد
وابسته	نوسان بازده	VOLATILITY
مستقل	تعداد سهامداران بالای یک درصد	NRSHLARGE
	وجود سهامدار با مالکیت بیشتر از ده درصد	NRSHBIG
	نسبت تعداد سهامداران نهادی به سهامداران بالای یک درصد	NRINSTDE
	مجموع درصد مالکیت سهامداران بالای یک درصد	SUMSH
	میانگین درصد مالکیت سهامداران بالای یک درصد	AVEREGSH
	فاصله قیمتی متقاضیان خرید و فروش	ASK-BID
	لگاریتم دارایی	LOGASSET
	سود نقدی هر سهم	DPS
	نسبت سود خالص به دارایی	ROA
	نسبت حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار شرکت	BM
	نسبت بدهی	DEBT RATIO

مآخذ: یافته‌های تحقیق

۵- نتایج تجربی

ابتدا آزمون عدم وجود خودهمبستگی مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور از آزمون دوربین واتسون و برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون وایت استفاده شده است. نتایج این آزمونها حاکی از عدم وجود خودهبستگی بین جملات خطا و ناهمسانی واریانس می‌باشد. به همین دلیل از مدل حداقل مربعات تعمیم‌یافته [1] برای رگرسیون استفاده می‌شود و پس از آن با تغییرات داده شده همسانی واریانس حاصل خواهد شد.

۵-۱- آزمون ایستایی داده ها

بر اساس دو رویکرد، ایستایی داده‌های این تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرد: رویکرد مبتنی بر فرآیند ریشه واحد عمومی و دوم رویکرد مبتنی بر ریشه واحد انفرادی. برای بررسی ایستایی متغیرها، آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)[2] و لوین، لین و چو (۲۰۰۲)[3] مورد استفاده قرار گرفته است. آزمون ایستایی LLC مبتنی بر فرآیند مشترک، ضریب خودهمبستگی برای تمامی واحدهای مقطعی را مشترک قلمداد می‌نماید. لذا ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) با بیان وجود مشکل تورش ناهمگنی در آزمون LLC ، به ارائه یک آزمون ریشه واحد با فرآیند انفرادی روی آوردند و برای هر یک از واحدهای مقطعی یک ضریب همبستگی انفرادی در فرآیند آزمون لحاظ نمودند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد LLC

متغیر	مقدار آماره	سطح احتمال
AVEREGSH	-۷۹/۶۷۰۰	۰/۰۰۰۰
ASK-BID	-۵۷/۸۷۵۳	۰/۰۰۰۰
BM	-۲۰/۳۹۶۵	۰/۰۰۰۰
DEBTRATIO	-۳۰/۱۵۸۷	۰/۰۰۰۰
DPS	-۲/۴۹۰۸۴	۰/۰۰۶۴
LOGASSET	-۸۷/۵۰۰۰	۰/۰۰۰۰
NRINSTDEF	-۵۵/۶۰۱۱	۰/۰۰۰۰
NRSHBIG	-۶/۷۰۸۶۵	۰/۰۰۰۰
NRSHLARG	-۱۸/۷۰۹۲	۰/۰۰۰۰
ROA	-۲۴/۵۲۶۱	۰/۰۰۰۰
SUMSH	-۵۳/۳۶۲۶	۰/۰۰۰۰
VOLATILITY	-۱۲/۱۷۸۰	۰/۰۰۰۰

مآخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد IPS

متغیر	مقدار آماره	سطح احتمال
AVEREGSH	-۴۸۳/۷۹۰	۰/۰۰۰۰
ASK-BID	-۱۲/۸۷۶۰	۰/۰۰۰۰
BM	-۳/۱۱۶۶۲	۰/۰۰۰۹
DEBTRATIO	۱۲/۰۵۶۲	۰/۰۰۰۵
DPS	۰/۰۹۶۹۰	۰/۵۳۸۶
LOGASSET	۹/۵۳۶۶	۰/۰۰۰۰
NRINSTDEF	-۶/۷۰۸۶۵	۰/۰۰۰۰
NRSHBIG	۰/۰۰۱۷۹	۰/۵۰۰۷
NRSHLARG	-۴/۱۶۵۱۰	۰/۰۰۰۰
ROA	-۳/۲۶۶۶	۰/۰۰۰۵
SUMSH	-۱۱/۶۶۵۶	۰/۰۰۰۰
VOLATILITY	-۳/۹۱۶۹۳	۰/۰۰۰۰

مآخذ: یافته‌های تحقیق

1. Generalized least squares
2. Im , Pesaran & Shin (2003)
3. Levin , Lin & Chui(2002)

جدول ٤. نتایج آزمون عامل تورم واریانس

متغیر	واریانس ضریب	VIF غیر مرکزی	VIF مرکزی
AVEREGSH	۴,۳۶E-۰۵	۴,۱۹۶۹۸۶	۲,۰۸۴۲۵۲
BIDASK	۲,۰۵E-۰۶	۱,۰۶۸۱۸۰	۱,۰۳۵۱۱۵
BM	۱۶۳۱۰۸۰	۳,۱۵۰۴۱۲	۱,۱۹۴۵۱۵
DEBTRATIO	۲,۰۷E-۰۶	۱,۱۵۲۹۳	۳,۰۶۹۶۰۳
DPS	۳,۷۵E-۰۶	۳,۴۲۳۱۹۷	۱,۵۶۳۴۵۶
LOGASSET	۱,۳۱E-۰۶	۱,۳۰۳۸	۱,۹۵۳۷۴۶
NRINSTDEF	۷,۰۹E-۰۶	۴,۷۲۸۳۰۷	۱,۳۸۰۶۶۴
NRSHBIG	۱,۲۲E-۰۵	۲,۰۵۷۲۰	۱,۳۷۴۲۱۳
NRSHLARG	۳,۲۱E-۰۸	۵,۰۳۹۰۱۲	۲,۹۵۸۲۲۳
ROA	۶,۷۵E-۰۵	۴,۰۷۲۳۱۵	۲,۵۳۷۴۶۶
SUMSH	۲,۹۲E-۰۵	۴,۴۷۳۷۶	۱,۴۵۹۵۷۰
C	۷,۳۱E-۰۵	۱,۳۷۶۹	NA

مآخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۲- آزمون همخطی متغیر های مستقل

در آمار، عامل تورم واریانس،[1] شدت همخطی چندگانه را در تحلیل رگرسیون کمترین مربعات معمولی ارزیابی می کند. در واقع یک شاخص معرفی می‌گردد که بیان می‌دارد چه مقدار از تغییرات مربوط به ضرایب برآورد شده بابت همخطی افزایش یافته است. شدت همخطی چندگانه را با بررسی بزرگی مقدار شاخص VIF می‌توان تحلیل نمود. اگر این شاخص به یک نزدیک باشد نشان دهنده عدم وجود همخطی است. به عنوان یک قاعده تجربی اگر مقدار این شاخص بزرگتر از ۵ باشد همخطی چندگانه بالا می‌باشد (توجه شود که در برخی موارد عدد ۱۰ نیز به عنوان آستانه معرفی می‌گردد). برای محاسبه این شاخص توجه شود که تنها از متغیرهای مستقل (توضیحی) استفاده می‌گردد. به عنوان مثال اگر سه متغیر مستقل داشته باشید و بخواهید مقدار آماره عامل تورم واریانس مربوط به متغیر اول را بدست آورید، معادله رگرسیون متغیر اول را بر روی دو متغیر دوم با استفاده از رویه کمترین مربعات معمولی برازش داده و مقدار ضریب تعیین برای این مدل محاسبه می‌گردد آنگاه مقدار این آماره مذکور برابر معکوس نمودن این مقدار بعد از عمل تفاضلگیری آن از عدد یک. به همین صورت برای دو متغیر دیگر نیز مقدار این ضریب محاسبه می‌گردد ($VIF=1/(1-R^2)$). برای آزمون عدم وجود همخطی بین متغیر های مستقل از آزمون عامل تورم واریانس استفاده گردید که نتایج آن در جدول زیر آمده است. چنانچه عامل تورم واریانس کمتر از ۵ باشد از عدم وجود همخطی میان متغیرها حکایت دارد. بر این اساس می توان گفت همخطی جدی بین متغیرهای تحقیق وجود ندارد.

۵-۳- آزمون فرضیه‌ها

فرضیه ها با استفاده از رگرسیون به روش GLS آزمون خواهند شد. برای این کار داده‌ها بصورت تابلویی در برنامه ایویوز وارد شد و برای انتخاب روش اثر ثابت یا تصادفی از آزمون اثرات ثابت و هاسمن استفاده گردید و نتایج آن به شرح ذیل ارائه می‌گردد.

براساس جدول ۵ از آنجا که مقدار احتمال مربوط به تمام آماره‌ها کمتر از ۵٪ می باشد فرضیه صفر وجود آثار ثابت تکراری، فرضیه عدم وجود آثار دوره رد شده و فرضیه وجود آثار مقطعی و عدم وجود آثار دوره بطور همزمان قویا رد می‌شود.

بر اساس جدول ۶ از آنجا که مقدار احتمال مربوط به آزمون هاسمن بیش از سطح خطای ۵٪ است استفاده از مدل با آثار تصادفی بر مدل با آثار ثابت رجحان دارد. آزمون فرضیه‌های تحقیق حاضر بدین‌صورت است که بین پایه سهامداری و نوسان بازده رابطه وجود ندارد در مقابل اینکه بین پایه سهامداری و نوسان بازده رابطه وجود دارد.

جدول ۵. آزمون اثرات ثابت

آزمون آثار	آماره	درجه آزادی	احتمال
Cross-section F	۱۴,۶۹۵۱۴۰	(۹۹,۳۸۳)	۰,۰۰۰۰
Cross-Section Chi-square	۷۸۱,۰۱۳۲۷۳	۹۹	۰,۰۰۰۰
Priod F	۳,۵۸۱۷۵۸	(۴,۳۸۳)	۰,۰۰۷۰
Period Chi-square	۱۸,۲۸۸۹۰۴	۴	۰,۰۰۱۱
Cross-section/Period F	۱۴,۳۹۶۰۹۲	(۱۰۳,۳۸۳)	۰,۰۰۰۰
Cross-section/Priod Chi-square	۷۸۸,۵۳۷۶۲۲	۱۰۳	۰,۰۰۰۰

مآخذ: یافته‌های تحقیق

1. Variance Inflation Factors

جدول ٦. آثار تصادفی همبسته–آزمون هاسمن

خلاصه تست	آماره کی‌دو	درجه آزادی آماره کای‌دو	احتمال
Cross-section random	۳,۱۱۲۲۴۲	۱۱	۰,۲۰۰۰

مآخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷. جدول ضرایب رگرسیون داده‌های تابلویی

نام متغیر		مقدار ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
SUMSH	مجموع درصد مالکیت سهامداران بالای یک درصد	−۰,۰۲۳۶۸۴	۰,۰۰۳۷۲۶	−۶,۳۵۵۷۴۴	۰,۰۰۰۰
NRSHLARG	تعداد سهامداران بالای یک درصد	۰,۰۰۰۱۱۲	۰,۰۰۰۱۳۳	۰,۸۴۳۵۱۹	۰,۳۹۹۴
NRSHBIG	وجود سهامدار با مالکیت بیشتر از ده درصد	۰,۰۱۰۴۶۳	۰,۰۰۲۳۱۲	۴,۵۲۴۵۲۷	۰,۰۰۰۰
NRINSTDEF	نسبت تعداد سهامداران نهادی به سهامداران بالای یک درصد	۰,۰۰۴۸۲۴	۰,۰۰۱۹۸۶	−۲,۴۲۸۹۴۵	۰,۰۱۵۵
LOGASSET	لگاریتم دارایی	−۰,۰۰۹۵۴۰	۰,۰۰۰۸۴۱	−۱۱,۳۴۸۷۱	۰,۰۰۰۰
DPS	سود نقدی هر سهم	−۰,۰۰۳۶۳۲	۰,۰۰۱۴۲۶	−۲,۵۴۶۶۰۲	۰,۰۱۱۲
DEBTRATIO	نسبت بدهی	۰,۰۰۵۴۳۵	۰,۰۰۳۳۰۸	۱,۶۴۲۷۸۵	۰,۰۴۱۱
BM	نسبت حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار شرکت	۵۹۶۰,۹۵۰	۸۶۶,۸۳۰۴	۶,۸۷۶۷۲۰	۰,۰۰۰۰
BIDASK	فاصله قیمتی متقاضیان خرید و فروش	۰,۰۰۲۸۷۴	۰,۰۰۱۴۶۰	−۱,۹۶۹۰۵۳	۰,۰۴۹۵
AVEREGSH	میانگین درصد مالکیت سهامدارن بالای یک درصد	۰,۰۱۱۰۹۲	۰,۰۰۵۰۴۴	۲,۱۹۹۱۳۸	۰,۰۲۸۳
ROA	نسبت سود خالص به دارایی	−۰,۰۲۵۶۳۰	۰,۰۰۶۳۵۸	−۴,۰۳۱۰۴۴	۰,۰۰۰۱
C	ضریب ثابت	۰,۱۱۲۹۸۲	۰,۰۰۶۴۳۸	۱۷,۵۴۸۵۱	۰,۰۰۰۰

مآخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون تحلیل رگرسیون نشان می‌دهد که چون مقدار سطح معنی‌داری F فیشر برابر ۰,۰۰۰ بوده و این مقدار از سطح معنی‌داری آزمون یعنی ۰,۰۵ کوچکتر می‌باشد بنابراین اعتبار مدل مورد تایید می‌باشد. سطح معنی‌داری تمام متغیرهای مستقل بجز نسبت تعداد سهامداران نهادی کمتر از ۰,۰۵ می‌باشد، لذا رابطه معنی‌داری میان این متغیرها با متغیر وابسته وجود دارد.همچنین تجزیه و تحلیل ها حاکی از این است که خطاهای حاصل از مدل همبسته نیستند. مقدار R^2 تعدیل شده برابر ۵۶,۴ درصد می‌باشد بنابراین اضافه نمودن تعداد متغیرها تا سطح مورد بررسی در این پژوهش باعث کاهش اعتبار مدل نشده است. ضریب مجموع درصد مالکیت سهامداران بالای یک درصد عددی منفی و قویا معنی‌دار است، بدین معنی که افزایش درصد مالکیت سهامداران بزرگ، کاهش نوسان تحقق یافته را بدنبال داشته است. می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش سهم سهامداران بزرگ شرکت رفتار گله‌ای سهامداران را بطور معکوس تحت تاثیر قرار میدهد چرا که سهامداران بزرگ شرکت احتمالا کمتر تحت تاثیر آثار روانی موضوع مالی رفتاری قرار میگیرند. ضریب متغیر تعداد سهامداران بالای یک درصد نزدیک به صفر است. با افزایش تعداد سهامداران بالای یک درصد دو اثر را می‌توان ردیابی کرد از یک طرف آثار رفتار گله‌ای ناشی از وجود سهامداران خرد بسیار کاهش می‌یابد و از طرف دیگر اثر بازار ناشی از تصمیمات معاملاتی سهامداران بزرگ افزایش می‌یابد. مجموع این دو اثر به بی‌معنی شدن ضریب متغیر یادشده انجامیده است.ضریب متغیر وجود سهامدار با مالکیت بیشتر از ده درصد مثبت و قویا معنی‌دار است. بدین معنی که با افزایش سهامداران با مالکیت بالای ده درصد با سطح نوسان تحقق‌یافته شرکت رابطه مستقیم دارد. می‌توان نتیجه گرفت که وجود سهامداران بسیار بزرگ در شرکت بدلیل آثار بزرگ ناشی از تصمیمات معاملاتی آنها باعث افزایش سطح نوسان بازده شرکت می‌شود.ضریب متغیر نسبت تعداد سهامداران نهادی به سهامداران بالای یک درصدمثبت و معنی دار است که با نتایج ناشی از متغیرهای قبلی سازگار است. ضریب متغیر لگاریتم دارایی‌های شرکت منفی و قویلا معنی‌دار است. یعنی با افزایش اندازه شرکت، نقدشوندگی سهام شرکت افزایش می‌یابد و متعاقبا نوسانات ناشی از عمق کم بازار سهام تخفیف می‌یابد این نتیجه با نتایج موجود در پیشینه این پژوهش سازگار می‌باشد.

متغیر مجازی سود هر سهم با سطح نوسان شرکت رابطه معکوس دارد از آنجا که توزیع سود تقسیمی اطلاعاتی را از شرایط مالی شرکت در اختیار سهامداران و سرمایه گذاران

بالقوه قرار می‌دهد عدم تقارن اطلاعات کاهش یافته و تصمیمات سرمایه گذاری با آگاهی بیشتری از عملکرد مالی شرکت صورت می‌پذیرد که این مورد به نوبه خود به کاهش سطح نوسان بازده سهم شرکت منجر می‌شود.نسبت بدهی شرکت مشخصا با سطح نوسان رابطه مستقیم دارد. بدیهی است که با افزایش اهرم مالی بدلیل آثار ناشی از افزایش ریسک مالی سطح نوسان شرکت افزایش می‌یابد.ضریب نسبت حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار شرکت مثبت و به شدت معنی‌دار است. بر اساس آنچه که از ادبیات موضوع این پژوهش استفاده می‌شود انتظار می‌رود افزایش این نسبت به کاهش سطح نوسان بازده شرکت منتهی گردد. مطابق انتظار ضریب متغیر فاصله قیمتی متقاضیان خرید و فروش مثبت و معنی‌داراست. بدیهی است که افزایش شکاف قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش شاخصی از نقدشوندگی پایین سهام شرکت و متعاقبا ریسک بالاتر بازده سهم شرکت است.متغیر میانگین درصد مالکیت سهامدارن بالای یک درصد با سطح نوسان شرکت رابطه مستقیم دارد. این متغیر از اندازه متوسط سهامداران بزرگ شرکت حکایت دارد که بدلیل اثر بازار ناشی از تصمیمات معاملاتی سهامداران بزرگ انتظار می‌رود سطح نوسان بازده شرکت افزایش یابد. ضریب متغیر نسبت سود خالص به دارایی منفی و معنی‌دار است. می‌توان تصور کرد که با افزایش نسبت یاد شده سطح سود تقسیمی شرکت‌ها به طور متناسب افزایش می‌یابد و آثار ناشی از محتوای اطلاعاتی سود تقسیمی باعث تخفیف آثار ناشی از مالی رفتاری در مقابل مالی استاندارد در تصمیمات معاملاتی سرمایه گذاران می‌شود.

٦- نتیجه گیری

در پژوهش حاضر جهت بررسی رابطه پایه سهامداری و نوسانات بازدهی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های صنعتی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پس از تایید عدم وجود همخطی بین متغیرهای آزمون ، از رگرسیون به روش GLS استفاده شد. آزمون هاسمن نیز برای تعیین استفاده از مدل اثرات ثابت در مقابل اثر تصادفی انجام شد. همچنین جامعه آماری شامل صد شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۳در نظر گرفته‌شده و درنهایت نیز با روش نمونه‌گیری تصادفی سال- شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب گردید. جامعه آماری این تحقیق را شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شد. جهت کنترل آثار ناشی از متغیرهای مداخله‌گر چندین گروه از متغیرها تحت عناوین عدم تقارن اطلاعات، تمرکز پورتفوری، عدم اطمینان عایدات و اهرم مالی وارد مدل شدند. همچنین نتایج آزمون تحلیل رگرسیون نشان می‌دهد که چون مقدار سطح معنی‌داری F فیشر برابر ۰,۰۰۰ بوده و این مقدار از سطح معنی‌داری آزمون یعنی ۰,۰۵ کوچک‌تر می‌باشد بنابراین اعتبار مدل مورد تایید می‌باشد. سطح معنی‌داری تمام متغیرهای مستقل به‌جز نسبت تعداد سهامداران نهادی کمتر از ۰,۰۵ می‌باشد، لذا رابطه معنی‌داری میان این متغیرها با متغیر وابسته وجود دارد .هم‌چنین تجزیه و تحلیل‌ها حاکی از این است که خطاهای حاصل از مدل همبسته نیستند. همچنین بر اساس آزمون‌های انجام شده ازآنجا که مقدار احتمال مربوط به آزمون هاسمن بیش از سطح خطای ۵٪ است، استفاده از مدل با آثار تصادفی بر مدل با آثار ثابت رجحان دارد. هم‌چنین آثاری از اثرگذاری پایه سهامداری بر سطح نوسان بازده شرکت مشاهده شد. نتایج حاکی از آن است که با افزایش تعداد سهامداران بزرگ شرکت و درصد مالکیت آنها دو اثر بوجود می‌آید. اثر اول به کاهش رفتار گله‌ای سهامداران بزرگ و متعاقبا به کاهش سطح نوسان بازده شرکت مربوط می‌شود و اثر دوم به تلاطم‌های قیمتی سهم ناشی از آثار معاملاتی سهامداران بزرگ مربوط می‌شود. بر این اساس می‌توان نتیجه‌گیری کرد که تمرکز پایه سهامداری در تعداد محدودی سهامدار بزرگ تنها تا سطوحی به کاهش سطح نوسان بازده شرکت منتهی می‌شود. با افزایش تعداد سهامداران بزرگ و درصد مالکیت آنها به‌تدریج تاثیر بازار معاملاتی سهامداران بزرگ بر نوسان بازده شرکت‌ها از تاثیر مطلع‌تر بودن آن‌ها برتر می‌شود. ضرایب سایر متغیرهای کنترلی کم‌وبیش مطابق انتظار بود. در مورد ارزش حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار شرکت نوعی ناسازگاری بین نتایج تحقیق و انتظارات نظری موجود است. این اثر را می‌توان به دوره موردبررسی تحقیق، آثار متغیرهای حذف‌شده و سایر عوامل خارج از کنترل نسبت داد.مدیران شرکت‌ها نیز باید توجه داشته باشند که جهت تامین مالی حد متعادلی را برای انتخاب از میان سهامداران عمده و خرد برگزینند در غیر این صورت انحراف جدی به سمت یکی از دو گروه یادشده باعث می‌شود ریسک ناشی از پایه سهامداری به سرمایه‌گذاران شرکت تحمیل شود ریسکی که به ازای تحمل آن پاداشی داده نمی‌شود. از طرفی برای بهبود عملکرد بازار

سهام، همواره متغیرهای کلان باید باثبات نگه‌داشته شوند.

منابع

آزاد، رحمت اله ؛ کامیابی، یحیی ؛ خلیل پور، مهدی. (۱۳۹۹). "ویژگی‌های رفتاری مدیران و نقدشوندگی سهام". پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال دوازدهم ، شماره ۴۵، ۱۹۱ -۲۱۳ .

رحیمیان، نظام‌الدین؛ همتی، حسن، سلیمانی فرد، ملیحه. (۱۳۹۱). "بررسی ارتباط بین کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران". فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال سوم، شماره ۱۰،۱۸۰-۱۵۷.

شریعت‌پناهی، سید مجید. (۱۳۸۵). "اثر نوع مالکیت بر عملکرد مدیران شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران". پایان‌نامه دکتری، دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی تهران.

صفوی قمی، سید امیر. (۱۳۹۰). "مدیریت سرمایه‌گذاری و ریسک"، انتشارات مهربان.

فخاری، حسین؛ و طاهری، عصمت‌السادات. (۱۳۸۹). "بررسی رابطه سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان پذیری بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران". پژوهش‌های حسابداری مالی، سال سوم، شماره ۹، ۶۱۳-۶۰۳.

فطرس، محمدحسن و هوشیدری، مریم. (۱۳۹۵). "بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت خام بر نوسانات بازدهی بورس اوراق بهادار تهران رویکرد GARCH چند متغیره". فصلنامه پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، سال۵، شماره۱۸، ۱۷۷-۱۴۷.

قالیباف اصل، حسن ؛ ایزدی ، محسن. (۱۳۹۳). "بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران : اثر شتاب و ریسک نقدینگی". دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش و توسعه سابق) دوره جدید ، سال ۲۱، شماره ۷ ، ۱۰۵-۸۴.

مرادزاده فرد، مهدی. (۱۳۹۹). "ساختار رقابت صنعت ، قدرت بازار و ریسک سقوط آتی قیمت سهام". پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال دوازدهم ، شماره ۴۷ ، ۲۱۵-۲۳۸ .

مشایخ، شهناز، میهن عبداللهی. (۱۳۹۰). "بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت، عملکرد شرکت و سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران". پژوهش‌های حسابداری مالی، سال ۷، شماره ۱۱، ۸۶ -۷۱.

میرعرب بایگی، سید علیرضا؛ مکاری، هاشم ؛ نظری زاده ، محسن. (۱۳۹۹) . "بررسی نظریه محبوبیت در بازار مالی ایران و رابطه آن نوسانات بازده سهام و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران". نشریه علمی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار ، سال سیزدهم، شماره ۴۷ ، ۳۹-۲۲.

نوروش، ایرج، یزدانی، سیما. (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر اهرم مالی بر سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران". مجله پژوهش‌های حسابداری.

نوفرستی، محمد. (۱۳۹۳). "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی". انتشارات رسا

Acharya, V. & Pedersen, L. (2005). “Asset Pricing with Liquidity Risk”. Journal of Financial Economics, 77(2), 375-410.

An, H. & Zhang, T. (2013). “Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors”. Corporate Finance, 21(6), 1-15.

An, Z., Li, D. & Yu, J. (2015). “Firm Crash Risk, Information Environment and Speed of Leverage Adjustment”. Journal of Corporate Finance. 31(12), 132-151.

Black, F. (1976). “Studies of Stock Price Volatility Changes. Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association”. Business and Economic Statistics Section, Washington, DC, American Statistical Association, 11(3), 177–181.

Black, F. (1986). Noise. Journal of Finance, 41(2), 529–543.

Bodnaruk, A. & P. Ostberg. (2009). “Does Investor Recognition Predict Returns?”. Journal of Financial Economics, 91(2), 208–226.

Bohl,M., Brzezcynski,J. & Wilfling,B. (2009). “Institutional investors and stock returns Volatility: Emperical evidence from a natural experiment”, Journal of Banking & Finance, 33(2), 627-639.

Campbell, J.Y., M. Lettau, B. Malkiel, & Y.

Xu. (2001). “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk”. Journal of Finance, 56(4), 1–43.

Cao, C., T. Simin, & J. Zhao. (2008,). “Can Growth Options Explain the Trend in Idiosyncratic Risk?”. Review of Financial Studies, 21(1), 2599–2633

Dechow, P. M., & Dichev, I. D. (2002). “The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors”. The Accounting Review, 77(1), 35–59.

Dechow, P. M., & Skinner, D. J. (2000). “Earnings Management: Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners, and Regulators”. Accounting Horizons, 14(2), 235–250.

Dechow, P. M., Hutton, A. P., Kim, J. H., & Sloan, R. G. (2012). “Detecting earnings management: A new approach”. Journal of Accounting Research, 50(2), 275–334.

Deshmukh, S. (2005). “The effect of asymmetric information on dividend policy Quarterly”. Journal of Business and Economics, 44(1,2), 108-127.

Ekholm, A. & B. Maury. (2014). “Portfolio Concentration and Firm Performance”. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 49(3), 903–931.

Faccio, M., M. Marchica, & R. Mura. (2011). “Large Shareholder Diversification and Corporate RiskTaking”. Review of Financial Studies, 24(8), 3601–3641.

Hillier, S.R., Westerfield, J., Jaffe, A., Jordan. B., & McGraw. H. (2010). “Corporate Finance”. European Edition, 1st Edition.

Holmstrom, B. & J. Tirole. (1993). “Market Liquidity and Performance Monitoring”. Journal of Political Economy, 101(4), 678–709.

Hutton, A.P., Marcus, A.J., Tehranian, H. (2009), “Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk”, Journal of Financial Economics, 94(1), PP. 67-86.

Jankens, G. & Vilhelmsson, K. (2018). “The Shareholder Base Hypothesis of Stock Return Volatility”, financial management Journal. 14(9), 127-140.

Li, D., Q.N. Nguyen, P.K. Pham, and S.X. Wei, 2011, “Large Foreign Ownership and Firm-Level Stock Return Volatility in Emerging Markets,” Journal of Financial and Quantitative Analysis, 464(1), 1127–1155.

Li, K. & Zhao, X. (2008). “Asymmetric information and dividend policy”, Financial Management, 37(4), 673-694.

Merton, R.C. (1987). “A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information”. Journal of Finance, 42(3), 483–510.

Pastor, L. & P. Veronesi. (2004). “Stock Valuation and Learning about Profitability”. Journal of Finance, 59(5), 1749–1790.

Pastor, L., R. Stambaugh, & L. Taylor. (2017). ‘Do Funds Make More When They Trade More?”. Journal of Finance, forthcoming, 72(4), 14831528.

Perez- Quiros, G., & Timmermann, A. (2000). “Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns”, Journal of Finance, 56(1), 1229-1262.

Rubin, A. & D.R. Smith. (2009). “Institutional Ownership, Volatility and Dividends”. Journal of Banking & Finance, 33(4), 627–639.

Schwert, G.W. (2002). “Stock Volatility in the New Millennium: How Wacky Is NASDAQ?”. Journal of Monetary Economics, 49(1), 3–26.

Sias, R.W. (2004). “Institutional Herding”. Review of Financial Studies, 17(1), 165–206.

Singhvi, S.S. & H.B. Desai. (1971). “An Empirical Analysis of the Quality of Corporate Financial Disclosure”. Accounting Review, 46(1), 129–138.

Vilhelmsson.A. & Jankensgard. H. (2018). “The Shareholder Base Hypothesis of Stock Return Volatility: Empirical Evidence”. Financial management, 14(8).

http://econometric92.blogfa.com

Wilson, Ch. (2008). “adverse selection”, The New Palgrave Dictionary of Economics 2nd Edition.

Yung, K. & Jian, Y. (2020). “Effects of the shareholder base on firm behavior and firm value in China”. International Review of Economics & Finance. 49(5), 370-385.

Zhang, C. (2010). “Reexamination of the Causes of Time-Varying Stock Return Volatilities”. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 45(3), 663–684.

54-71.

Wang, J. (2007). “Foreign Equity Trading and Emerging Market Volatility: Evidence from Indonesia and Thailand”. Journal of Development Economics, 84(2), 798–811.

Wei, S.X. & C. Zhang . (2006). “Why Did Individual Stocks Become More Volatile?”. Journal of Business, 79(1), 259–292.

West, K.D. (1988). “Dividend Innovations and Stock Price Volatility,” Econometrica, 56(1), 37-61.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی