



بررسی اثر تعدیلی مالکیت مدیریتی بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک قیمت سهام در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

آرمین تقی‌زاده^{۱*}

۱- گروه مدیریت، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

* نویسنده مسئول

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام: نقش مالکیت مدیریت در بین شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. برای این منظور و به پیروی از بن کریم و همکاران (۲۰۲۲) در ابتدا رابطه بین رقابت بازار محصول (شاخص هرفیندال-هیرشمن) و ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص های چولگی منفی و نوسانات بازده سهام) شرکت ها پرداخته شد و سپس اثر تعدیلی مالکیت مدیریت بر این ارتباط مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. ضمن اینکه اثر متغیرهای انحراف معیار بازده سهام، بازده سهام، اندازه شرکت، ارزش بازار به دفتری، سودآوری و اقلام تعهدی اختیاری در مدل های رگرسیونی کنترل شد. پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش گردآوری داده ها در گروه مطالعات توصیفی-پس رویدادی قرار دارد. جامعه آماری پژوهش حاضر کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی شش ساله بین سال های ۱۳۹۵ الی ۱۴۰۰ می باشد که براساس روش نمونه گیری حذف سیستماتیک تعداد ۱۵۶ شرکت و در مجموع ۹۳۶ سال-شرکت به عنوان نمونه آماری در نظر گرفته شد. پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش گردآوری داده ها در گروه پژوهش های توصیفی-پس رویدادی قرار دارد که برای بررسی فرضیه ها از مدل های رگرسیونی چندمتغیره با استفاده از نرم افزار Eviews8 و روش داده های تلفیقی بهره گرفته شد. نتایج به دست آمده در این پژوهش نشان می دهند که اولاً بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت رابطه معناداری وجود دارد و دوماً مالکیت مدیریت دارای اثر تعدیلی بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت می باشد.

کلمات کلیدی: رقابت بازار محصول، ریسک سقوط قیمت سهام، مالکیت مدیریت، تعارض منافع، بورس اوراق بهادار

Investigating the moderating effect of managerial ownership on the relationship between product market competition and stock price risk in companies listed on the Tehran Stock Exchange

Armin Taghizadeh^{1,*}

1- Department of Management, Faculty of Management and Accounting, University of Guilan, Rasht, Iran.

* Corresponding Author

Abstract

The main objective of the present study is to investigate product market competition and stock price crash risk: the role of management ownership among companies listed on the Tehran Stock Exchange. For this purpose, following Ben Karim et al. (2022), the relationship between product market competition (Herfindahl-Hirschman index) and stock price crash risk (negative skewness indices and stock return volatility) of companies was first examined, and then the moderating effect of management ownership on this relationship was analyzed. In addition, the effects of the variables of stock return standard deviation, stock return, company size, market-to-book value, profitability, and discretionary accruals were controlled in regression models. The present study is classified as a descriptive-post-event study in terms of its applied purpose and data collection method. The statistical population of the present study is all companies listed on the Tehran Stock Exchange in the six-year period between 2016 and 2017, which, based on the systematic exclusion sampling method, 156 companies and a total of 936 company-years were considered as a statistical sample. The present study is classified as a descriptive-ex post-event research in terms of its applied purpose and data collection method. Multivariate regression models using Eviews8 software and pooled data method were used to examine the hypotheses. The results obtained in this study show that firstly, there is a significant relationship between product market competition and the risk of a company's stock price crash, and secondly, management ownership has a moderating effect on the relationship between product market competition and the risk of a company's stock price crash.

Keywords: Product Market Competition, Stock Price Crash Risk, Managerial Ownership, Conflict of Interests, Stock Exchange

مقدمه

از استراتژی مدیریت هزینه، باعث افزایش رشد توان رقابتی شرکت ها و استفاده از استراتژی تمایز محصول منجر به کاهش رشد توان رقابتی شرکت ها گردیده است. همچنین، شدت تاثیر استراتژی مدیریت هزینه در افزایش رشد توان رقابتی شرکت ها متفاوت از شدت تاثیر استراتژی تمایز محصول در کاهش رشد توان رقابتی شرکت ها بوده است. در صنایع رقابتی، هر دو استراتژی تمایز محصول و مدیریت هزینه فاقد تاثیر معنیدار بر رشد توان رقابتی شرکت ها بوده است. لذا شدت تاثیر استراتژی های رقابتی تمایز محصول و مدیریت هزینه بر رشد توان رقابتی شرکت ها، در صنایع انحصاری متفاوت از صنایع رقابتی بوده است.

جوانمرد و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهشی به بررسی رابطه ریسک، انعطاف پذیری مالی و نقش رقابت بازار محصول در شرکت های بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. برای آزمون فرضیه های پژوهش از داده های تابلویی و مدل رگرسیونی خطی استفاده شده است. یافته های حاصل از آزمون فرضیه های پژوهش حاضر نشان داد که ریسک و رقابت بازار محصول با انعطاف پذیری مالی ارتباط مثبتی دارند و رقابت بازار محصول بر ارتباط بین ریسک با انعطاف پذیری مالی تاثیر ندارد.

طیسی (۱۴۰۱)، در پژوهشی به بررسی رقابت در بازار محصول و ریسک سقوط سهام پرداخت. نتایج فرضیه های پژوهش نشان دادند که توانایی مدیران تاثیر معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد. و نتایج فرضیه دوم پژوهش نشان داد که با در نظر گرفتن نقش تعدیل کنندگی دوره تصدی مدیر عامل، توانایی مدیران تاثیر معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد. همچنین نتایج فرضیه سوم پژوهش نشان داد که با در نظر گرفتن نقش تعدیل کنندگی رقابت بازار محصول، توانایی مدیران تاثیر معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام دارد.

حیدری کاهکش (۱۴۰۰)، در پژوهشی به بررسی تاثیر ساختار مالکیت و ساختار هیئت مدیره بر ریسک سقوط سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. در این تحقیق برای آزمون فرضیه ها از رگرسیون چند متغیره با به کارگیری داده های ترکیبی استفاده گردیده است. با توجه به حجم وسیع داده ها و ضرورت پردازش آنها، داده های جمع آوری شده بوسیله نرم افزار Excel پردازش گردیده و به دنبال آن و در پی تجزیه و تحلیل ها و استنباط های آماری از نرم افزار Eviews ۸ بهره گرفته شده است. روش انجام تحقیق، آزمون جاکو- برا، رگرسیون پانل دیتا، آزمون چاو و آزمون هاسمن انتخاب شده است. نتایج نشان داد که ساختار مالکیت و ساختار هیئت مدیره بر ریسک سقوط سهام تاثیر معناداری دارد.

پیشینه خارجی

بوباگری و همکاران (۲۰۲۳)، در تحقیقی به بررسی رقابت بازار محصول و انتخاب بدهی پرداختند. براساس تحقیقات پیشین در زمینه نقش نظارتی و اطلاعاتی رقابت بازار محصول در این مقاله به بررسی این موضوع می پردازیم که چگونه فشار رقابتی بر انتخاب شرکت ها بین بدهی بانکی و بدهی عمومی تاثیر می گذارد. یک نمونه از ۲۸۳۱ شرکت آمریکایی طی سال های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ را مورد بررسی قرار دادیم و به این نتیجه رسیدیم که فشار رقابتی وارده از سوی بازار محصول باعث می شود که شرکت ها بر تامین مالی بدهی بانکی بیشتر متکی باشند. همچنین مشخص شد که کاهش معناداری در اتکالی شرکت ها بر بدهی بانکی بعد از افزایش تعرفه واردات وجود دارد. سایر تحقیقات نشان می دهد که اثر فشار رقابت بر انتخاب بدهی در شرکت های که رقابت بیشتر، کیفیت مدیریت بالاتر و محدودیت های مالی بیشتر دارند دو برابر می باشد.

امروزه رقابت پذیری، یک موضوع محوری در سطح دنیا است؛ که از آن به عنوان وسیله هایی جهت دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب و توسعه پایدار یاد می شود. یکی از ویژگی های شرکت موفق، برخورداری از قدرت رقابت پذیری است. در عین حال ویژگی بارز شرکت های ناموفق، عدم برخورداری از این قدرت است (کدیا و فلیپان، ۲۰۰۹). رقابت پذیری بعنوان توانایی اقتصادی بنگاه برای ثابت نگهداشتن سهم خود در بازارهای بین المللی یا افزایش سهم خود در بازار تعریف می شود. سهم بازار (مقدار فروش شرکت) دربردارنده موقعیت بازار شرکت و نیز اندازه نسبی شرکت میباشد. به عبارت دیگر، مقدار فروش شرکت میتواند نشان دهنده میزان نفوذ شرکت در بازار باشد و می تواند به طور غیرمستقیم دلالت بر شهرت، تشخیص، قابلیت های توزیع یا حتی کیفیت واقعی شرکت داشته باشد. اساساً، مقدار فروش شرکت حاکی از اندازه شرکت نسبت به سایر رقبای بالقوه، بخش ها یا کل بازار است. معمولاً این استدلال وجود دارد که هر چه سهم بازار (مقدار فروش شرکت) شرکت بیشتر باشد، آن شرکت موفقتر است. هر چه تعداد رقبای تجاری در صنعت زیادتر باشد، شرکت برای بدست آوردن سهم فروش و تامین مالی با تعداد رقبای بیشتری روبرو می شود و برای تامین نیازهای خود مجبور به رقابت با تعداد بیشتری از شرکت ها میباشد. در نتیجه هر چه تعداد رقبای در صنعت بیشتر باشد رقابت در آن صنعت نیز شدت بیشتری پیدا می کند (بازاری و همکاران، ۱۳۹۶). تغییرات قیمت و به تبع آن بازده و تاثیر آن بر عملکرد بخش مالی و هم چنین کل اقتصاد برمی گردد. از طرف دیگر، فایده مندی مطالعه تغییرات بازده سهام از طرف سرمایه گذاران از این جهت است که آن ها تغییرات بازده سهام را به عنوان معیاری از ریسک در نظر می گیرند و هم چنین خطی مشی گذاران بازار سرمایه می توانند از این معیار به عنوان ابزاری برای اندازه گیری میزان آسیب پذیری بازار سهام استفاده نمایند (مرادی و همکاران، ۱۳۹۰). ریسک یا خطر قیمت سهام پدیده ای است که در آن قیمت سهام دچار تعدیل شدید منفی و ناگهانی می گردد. در تعریف دیگری از افت آتی قیمت سهام به عنوان پدیده ای که در آن تجدید نظری ناگهانی و منفی در انتظارات سرمایه گذاران در مورد سهام یک شرکت رخ می دهد، یاد می شود (فروغی و همکاران، ۱۳۹۰). از طرفی هم ساختار مالکیت در نظام راهبردی شرکتی دارای جایگاه اصلی و مشخصی است. تعیین نوع ساختار مالکیت و ترکیب سهام داران شرکت یک ابزار کنترل و اعمال حکمرانی در شرکت هاست. این بعد از حاکمیت در قالب ابعاد مختلف تعیین کننده نوع مالکیت شرکت نظیر توزیع مالکیت، تمرکز مالکیت، وجود سهام داران جزء، اقلیت و عمده در ترکیب مالکیت شرکت و درصد مالکیت آن ها، قابل بررسی است. همچنین، چنین، ترکیب سهام داری شرکت ها از الگوی متفاوتی نظیر سهام داران نهادی، مالکیت مدیریتی و سهام داران خصوصی و دولتی تبعیت می کند (علیزده و همکاران، ۱۳۹۷). در این فصل ابتدا به بیان مسئله، ضرورت انجام تحقیق و هدف تحقیق پرداخته می شود، سپس فرضیه تحقیق، قلمرو تحقیق و تعریف واژگان و اصطلاحات بیان خواهد شد.

پیشینه تحقیقات

پیشینه داخلی

مرادی و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهشی به بررسی تاثیر رقابت در بازار محصول بر رابطه بین استراتژی های رقابتی و رشد توان رقابتی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که طی سال های ۱۳۸۳ لغایت ۱۳۹۸ و به ویژه در صنایع انحصاری، استفاده

در پژوهشی بن کریم و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام را با توجه به نقش مالکیت مدیریتی پرداختند. هدف این مقاله بررسی این موضوع است که آیا رقابت در بازار محصول وسیله ای برای حمایت از سهامداران خارجی است که احتمالاً ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می دهد. برای این منظور آنها تعداد ۲۵۰ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار کشور فرانسه را از دوره زمانی بین سال های ۲۰۰۷ الی ۲۰۱۶ مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج نشان داد که رقابت در بازار محصول یک سازوکار مؤثر حاکمیت شرکتی است که احتمالاً مدیران را محدود می کند تا اخبار بد را به طور منظم به بازار افشا کنند، که به نوبه خود خطر سقوط قیمت سهام را کاهش می دهد. هم چنین نتایج نشان می دهد که اثر منفی رقابت بازار محصول بر سقوط قیمت سهام برای مالک-مدیران بارزتر است. این نتایج نشان می دهد که مالکیت مدیریتی احتمالاً منافع مدیریتی را با سهامداران همسو می کند.

آمبروس و همکاران (۲۰۲۲)، در پژوهشی به بررسی اثر سرمایه گذاری سرمایه بر ریسک شرکت از طریق رقابت بازار محصول پرداختند. این پژوهش به طور تجربی و نظری روابط میان سرمایه گذاری، رقابت بازار محصول و ریسک شرکت را تحلیل نمود. در مدل ها، شرکت ها می توانند در سرمایه منقطع یا غیرمنقطع سرمایه گذاری کنند. مدل ها پیش بینی نمودند که ریسک شرکت برای شرکت های سرمایه بر فعال در بازار متمرکزتر، بالاتر است. این پیش بینی به واسطه ی این به وجود آمد که سرمایه گذاری های کوچکتر، رقابت بازاری بیشتری به وجود می آورد که به طور مؤثر و کارآمد، (دنباله) راست توزیع سود شرکت را از بین می برد، از پیش بینی های صورت گرفته حمایت تجربی شد. ارزش شرکت در بازارهای کمتر رقابتی، در یک سطح مشخص عدم اطمینان تقاضا، پرنوسان تر است. یانگ و همکاران (۲۰۲۱)، در تحقیقی به بررسی رقابت بازار محصول و تصمیمات مرتبط با سرمایه گذاری شرکت ها پرداختند. هدف اصلی از انجام این تحقیق بررسی تاثیر رقابت بازار محصول بر ریسک پذیری شرکت و کارایی سرمایه گذاری بود. نتایج حاصل از تحلیل داده ها نشان می دهد شرکت هایی که در صنایع رقابتی تر فعالیت می کنند ریسک بالاتری را می پذیرند. بیشتر اینکه، رقابت نقش میانجی بر ارتباط بین سرمایه گذاری بیش از اندازه و جریان نقدی مثبت بازی می کند.

زین و همکاران (۲۰۲۱)، در مطالعه ای به بررسی تأثیر ساختار رقابت در بازار محصول و مزیت رقابتی شرکت ها پرداختند. نتایج به دست آمده در این مطالعه نشان می دهد که شاخص هرفیندال تأثیر مثبت معنادار و شاخص لرنر تعدیل شده و اندازه بیش از حد تأثیر منفی معناداری بر خطر سقوط قیمت سهام شرکت ها داشته است.

در پژوهشی لی و لو (۲۰۲۰) به بررسی تاثیر بازار رقابت محصول بر ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. برای این منظور آن ها شرکت های فعال در بورس شهرهای شانگهای و شن ژن را در دوره زمانی بین سال های ۲۰۰۹ الی ۲۰۱۷ مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. یافته های این مطالعه نشان می دهد که در مجموع رقابت صنعت دارای همبستگی معکوسی با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها می باشد. هم چنین، برای شرکت های دارای رقابت بالا، درجه رقابت صنعت دارای همبستگی معکوسی با ریسک سقوط قیمت سهام است و این در حالی است که برای شرکت های دارای رقابت پایین در صنعت، این همبستگی مستقیم و معنادار بوده است.

در پژوهشی گارج و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی اجتناب مالیاتی و ریسک سقوط قیمت سهام با توجه به نقش تعدیلی توانایی مدیران پرداختند. برای این

منظور آن ها به بررسی شرکت های فعال در بورس اوراق بهادار ایالات متحده در دوره زمانی بین سال های ۱۹۸۰ الی ۲۰۱۶ مبادرت ورزیدند. یافته های این مطالعه نشان می دهد که مدیران دارای توانایی های بالاتر، ارتباط مستقیم بین اجتناب مالیاتی و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها را کاهش می دهند. در پژوهشی تانگ و چن (۲۰۲۰) به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه قدرت بازار محصول و رقابت صنعت بر حاکمیت شرکتی و مدیریت سود شرکت های تایوانی در دوره زمانی بین سال های ۲۰۰۳ الی ۲۰۱۴ تاثیرگذار است. آن ها دریافتند که شرکت هایی با قدرت بالا و پایین و شرکت هایی که با رقابت بازار شدیدتر احتمالاً بیشتر فعالیت های مدیریت سود انجام می دهند. بیشتر اینکه وقتی قدرت بازار محصول ضعیف است یا رقابت صنعت کمتر است، حاکمیت شرکتی نمی تواند موجب کاهش مدیریت سود شود.

در پژوهشی چوی و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی رابطه رشد دارایی با ریسک سقوط سهام شرکت ها پرداختند. دوره زمانی پژوهش بر اساس اطلاعات ۶۵۷۸۸ شرکت فعال در بورس هوستن و بین سال های ۲۰۱۱ الی ۲۰۱۶ بود نتایج به دست آمده در این مقاله نشان می دهد که بین رشد دارایی و ریسک سقوط سهام شرکت ها رابطه معناداری وجود دارد. بدین معنی که اخبار بد موجود از رشد دارایی به ریسک سقوط قیمت سهام در آینده کمک می کند.

اهداف پژوهش

بنا نهادن هدف مشخص در هر پژوهش مبنای دستاوردهای مفید و نتایج قابل قبول و کاربردی است. لذا یکی از اجزای بااهمیت پژوهش، ارائه اهداف آن می باشد. این پژوهش با بررسی اثر تعدیلی مالکیت مدیریتی بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به دنبال دستیابی به اهداف ذیل می باشد:

۱- بررسی رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت

۲- بررسی اثر تعدیلی مالکیت مدیریت بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت

فرضیه های پژوهش

فرضیه، حدسی مبتنی بر دانش و قابل اندازه گیری درباره ی پاسخ پرسش پژوهش می باشد؛ به عبارت دیگر، فرضیه بیان فرضی رابطه بین دو یا چند متغیر است که به صورت خبری بیان می شود و در واقع باید حاوی دو ملاک شامل: بیان روابط و آزمون پذیری روابط بیان شده باشد. درحقیقت می توان گفت که فرضیه ها، پاسخ های مقدماتی به سوالات مطرح شده می باشند. لذا در این پژوهش فرضیه ها به صورت زیر بیان می شود:

۱- بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت رابطه وجود دارد.

۲- مالکیت مدیریتی دارای اثر تعدیلی بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت می باشد.

مدل مفهومی پژوهش

روش تحقیق این تحقیق از نظر ماهیت و محتوا، همبستگی است که به بررسی رابطه بین استفاده از داده های به دست آمده از صورت های مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می پردازد. این پژوهش در چارچوب تفکر قیاسی-استقرایی انجام خواهد شد. دلیل استفاده از روش همبستگی، یافتن رابطه بین متغیرها است. تحقیق همبستگی از انواع تحقیقات توصیفی است. در این تحقیق ابتدا رابطه بین متغیرهای تحقیق را مورد آزمایش

بوده است. با توجه به حجم نمونه بالا و دستیابی به یک حجم نمونه مناسب از روش غربالگری استفاده می کنیم. حجم نمونه با توجه به روش غربالگری برابر با ۱۵۶ شرکت در جدول ۱ ارائه شده است.

مدل رگرسیونی و روش اندازه گیری متغیر ها

متغیر وابسته: ریسک سقوط قیمت سهام

به پیروی از بن کریم و همکاران (۲۰۲۲) از دو شاخص برای اندازه گیری ریسک سقوط قیمت سهام استفاده شده است. برای دسترسی به این هدف، در ابتدا به محاسبه بازده های هفتگی شرکت ها پرداخته و سپس، سه شاخص ارائه شده اندازه گیری می شوند. در این پژوهش به تخمین بازده های هفتگی ($W_{(j,t)}$) با استفاده از مدل بازار توسعه داده شده پرداخته شده است:

(۱)

$$r_{(j,t)} = c_0 + c_1(j) + c_2(m, \tau - 2) + c_3(m, \tau - 1) + c_4(m, \tau) + c_5(m, \tau + 1) + c_6(m, \tau + 2) + \varepsilon_{(j,t)}$$

$r_{(j,t)}$: بازده سهام شرکت j در هفته t ؛

$r_{(m,\tau)}$: بازده هفتگی بازار (براساس شاخص بازار).

$\varepsilon_{(j,t)}$: باقیمانده مدل رگرسیونی.

پس از برازش مدل رگرسیونی فوق و خروج باقیمانده های مدل رگرسیونی (ε) برای هر شرکت از فرمول ذیل جهت تعیین دوره های سقوط استفاده شد.

مدل (۲)

$$W_{(j,t)} = \ln(1 + \varepsilon_{(j,t)})$$

(۱) شاخص اول: چولگی منفی

شاخص اندازه گیری چولگی منفی بازده هفتگی شرکت در طول سال مالی با استفاده از فرمول زیر محاسبه می شود. هر چه میزان به دست آمده بالاتر باشد، نشان از ریسک افت آتی بالاتر شرکت موردنظر در سال جاری دارد:

(۲)

$$[NCSKEW]_{(j,t)} = -[n((n-1))^{3/2} \sum_{i=1}^n W_{(j,t)}^3] / [(n-1)(n-2)(\sum_{i=1}^n W_{(j,t)}^2)^{3/2}]$$

$[NCSKEW]_{(j,t)}$: چولگی منفی بازده هفتگی سهام شرکت j در سال t .

n : تعداد هفته های بازده شرکت j در سال t .

$W_{(j,t)}$: بازده هفتگی شرکت j در سال t .

شاخص دوم: نوسانات بازده سهام

دومین شاخص اندازه گیری ریسک افت آتی قیمت سهام شرکت ها نوسانات بازده هفتگی شرکت ($[DUVOL]_{(i,t)}$) می باشد. این شاخص به صورت لگاریتم طبیعی نسبت انحراف معیار بازده هفتگی شرکت محاسبه می شود که در واقع از فرمول زیر استفاده شده است. هر چه میزان به دست آمده بالاتر باشد، نشان از ریسک افت آتی بالاتر شرکت موردنظر در سال جاری دارد:

(۳)

$$[DUVOL]_{(i,t)} = \ln[(n_u - 1) \sum_{j=1}^{n_u} W_{(i,t)}^2] / [(n_d - 1) \sum_{j=1}^{n_d} W_{(i,t)}^2]$$

$[DUVOL]_{(i,t)}$: نوسانات بازده هفتگی شرکت i در هفته t ؛

n_u : تعداد مشاهدات هفتگی بالاتر از میانه برای شرکت i در سال t ؛

n_d : تعداد مشاهدات هفتگی پایین تر از میانه برای شرکت i در سال t ؛

$W_{(j,t)}$: بازده هفتگی شرکت j در هفته t ؛

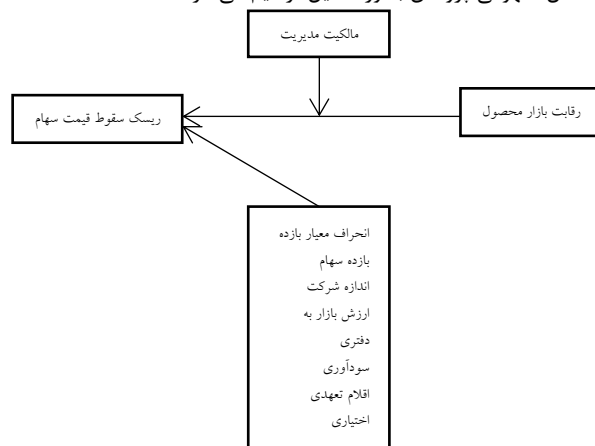
متغیر مستقل: رقابت بازار محصول (HHI)

برای اندازه گیری رقابت بازار محصول شرکت ها به پیروی از پژوهش های مختلفی از جمله گیرود و مالر (۲۰۱۱) و بن کریم و همکاران (۲۰۲۲) از شاخص هرفیندال-هیرشمن استفاده شده است که به صورت زیر تعریف می شود:

(۴)

قرار می دهیم و در صورت وجود همبستگی بین متغیرهای تحقیق، مدل های رگرسیون چندگانه را ارزیابی می کنیم. از یک سو، مطالعه حاضر پس رویدادی (نیمه تجربی) است، یعنی بر اساس تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته و تاریخی (صورت های مالی در مورد شرکت) است. این پژوهش نیز کتابخانه ای و تحلیلی از عوامل تحلیلی بوده و بر اساس تحلیل داده های تابلویی (پانل داده) می باشد. تحقیق به عنوان یک هدف کاربردی و به عنوان روشی برای توصیفی-همبستگی در نظر گرفته می شود.

مدل مفهومی پژوهش بصورت ذیل ترسیم می گردد:



نمودار ۱. مدل مفهومی پژوهش

جدول ۱. حجم نمونه با توجه به روش غربالگری برابر با ۱۵۶ شرکت

۶۳۶	تعداد شرکت هایی که تا سال ۱۴۰۰ در بورس حضور داشتند
(۱۴۸)	تعداد شرکت های که قبل و بعد از سال ۱۳۹۵ از بورس حذف یا وارد فرابورس شدند
(۹۳)	تعداد شرکت هایی که طی بازه ۱۳۹۵-۱۴۰۰ توقف معاملاتی ۶ ماهه داشتند.
۳۹۵	تعداد شرکت های که بین سال های ۱۳۹۵-۱۴۰۰ در بورس اوراق بهادار فعال بوده اند.
(۱۰۸)	تعداد شرکت هایی که عضو شرکت های بخش مالی و خدماتی و بیمه و بانک ها و هلدینگ و... بوده اند
(۹۷)	تعداد شرکت هایی که پایان سال مالی آن ها منتهی به ۱۲/۲۹ نبوده است
(۳۴)	تعداد شرکت هایی که اطلاعات مورد نیاز تحقیق آن ها در بازه زمانی در دسترس نبوده است یا ناقص بوده است
۱۵۶	تعداد شرکت هایی که اطلاعات آن ها کامل و در دسترس هستند.

همچنین جامعه آماری این تحقیق کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشند که از سال ۱۳۹۵ لغایت ۱۴۰۰ در بورس فعال بوده اند. تعداد شرکت های فعال در بورس در این مقطع زمانی ۶۳۶ شرکت

$$[HHI]_{it} = \sum_{i=1}^n S_{ij}^2$$

در فرمول بالا داریم:

$$[HHI]_{it} : \text{رقابت بازار محصول شرکت } i \text{ در سال } t.$$

$$S_{ijt} : \text{سهم بازار فروش شرکت } i \text{ در صنعت } j \text{ سال } t.$$

متغیر تعدیل گر: مالکیت مدیریتی (MOWN)

متغیر تعدیل گر در مطالعه حاضر مالکیت مدیریتی در نظر گرفته شده

است که به پیروی از بن کریم و همکاران (۲۰۲۲) برابر است با درصد سهام

تحت تملک مدیران عضو هیئت مدیره شرکت در پایان سال مالی.

متغیرهای کنترلی:

به پیروی از مطالعات مختلفی از جمله چن و همکاران (۲۰۰۱)، جین و

میرس (۲۰۰۶)، هوتو و همکاران (۲۰۰۹)، کیم و همکاران (۲۰۱۶) و بن کریم

و همکاران (۲۰۲۲) اثر برخی از متغیرهای مالی و حسابداری در مدل های

رگرسیونی کنترل شده اند که در ادامه تعریف می شوند:

انحراف معیار بازده (SIGMA): برابر است با انحراف معیار بازده هفتگی در

طول دوره جاری.

بازده سهام (RET): برابر است با میانگین بازده هفتگی در طول دوره جاری.

اندازه شرکت (SIZE): برابر است با لگاریتم طبیعی ارزش کل دارایی های

ترازنامه ای شرکت در پایان سال مالی.

ارزش بازار به دفتری (MB): برابر است با نسبت ارزش بازار سهام (تعداد

سهام ضرب در قیمت سهام) به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در

پایان سال مالی.

سودآوری (ROA): برابر است با نسبت سود خالص به دارایی کل دارایی

های شرکت در پایان سال مالی.

اقدام تعهدی اختیاری (OPACITY): یکی از مدل های معروف برای اندازه

گیری اقدام تعهدی اختیاری شرکت ها، مدل تعدیل شده Jones (۱۹۹۱) می

باشد که به صورت زیر تعریف می شود:

$$(\Delta)$$

$$[TAC]_{it} = [TAC]_{it-1} + \beta_1 \left(\frac{[TA]_{it-1}}{[TA]_{it-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{[\Delta REV]_{it-1}}{[\Delta REC]_{it-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{[PPE]_{it-1}}{[TA]_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it}$$

اقدام تعهدی کل که برابر است اختلاف بین درآمد خالص و

جریانان نقدی عملیاتی شرکت i در سال t.

$$[TA]_{it-1} : \text{دارایی کل اول دوره شرکت } i \text{ در سال } t.$$

$$[\Delta REV]_{it} : \text{تغییر سالانه در درآمدهای شرکت } i \text{ در سال } t.$$

$$[\Delta REC]_{it} : \text{تغییر در حساب های دریافتنی شرکت } i \text{ در سال } t.$$

$$[PPE]_{it} : \text{اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت } i \text{ در سال } t.$$

ε_{it} : باقیمانده مدل رگرسیونی که قدرمطلق آن به عنوان شاخص اندازه

گیری اقدام تعهدی اختیاری شرکت براساس مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱)

استفاده شده است.

توسعه مدل های رگرسیونی

در فرضیه اول پژوهش به بررسی رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک

سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

پرداخته شده است که برای آزمون فرضیه اول پژوهش از مدل های رگرسیونی

خطی چندمتغیره ارایه شده از سوی بن کریم و همکاران (۲۰۲۲) بهره گرفته

می شود. در این مدل در صورتی که ضریب متغیر مستقل (β_1) معنادار باشد

فرضیه اول پژوهش مورد تایید قرار می گیرد. به این ترتیب داریم:

$$(6)$$

$$[NCSKEW]_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 [HHI]_{it} + \beta_2 [SIGMA]_{it} + \beta_3 [RET]_{it} + \beta_4 [SIZE]_{it} + \beta_5 [MB]_{it} + \beta_6 [ROA]_{it} + \beta_7 [OPACITY]_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(7)$$

$$[DUVOL]_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 [HHI]_{it} + \beta_2 [SIGMA]_{it} + \beta_3 [RET]_{it} + \beta_4 [SIZE]_{it} + \beta_5 [MB]_{it} + \beta_6 [ROA]_{it} + \beta_7 [OPACITY]_{it} + \varepsilon_{it}$$

در فرضیه دوم پژوهش به بررسی اثر تعدیلی مالکیت مدیریت بر رابطه بین

رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در

بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است که برای آزمون فرضیه دوم پژوهش

از مدل های رگرسیونی غیرخطی چندمتغیره ارایه شده از سوی بن کریم و

همکاران (۲۰۲۲) بهره گرفته می شود. در این مدل در صورتی که ضریب متغیر

تعدیل گر (β_3) معنادار باشد فرضیه دوم پژوهش نیز مورد تایید قرار می گیرد.

به این ترتیب داریم:

$$(7)$$

$$[NCSKEW]_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 [HHI]_{it} + \beta_2 [MOWN]_{it} + \beta_3 [HHI]_{it} * [MOWN]_{it} + \beta_4 [SIGMA]_{it} + \beta_5 [RET]_{it} + \beta_6 [SIZE]_{it} + \beta_7 [MB]_{it} + \beta_8 [ROA]_{it} + \beta_9 [OPACITY]_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(8)$$

$$[DUVOL]_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 [HHI]_{it} + \beta_2 [MOWN]_{it} + \beta_3 [HHI]_{it} * [MOWN]_{it} + \beta_4 [SIGMA]_{it} + \beta_5 [RET]_{it} + \beta_6 [SIZE]_{it} + \beta_7 [MB]_{it} + \beta_8 [ROA]_{it} + \beta_9 [OPACITY]_{it} + \varepsilon_{it}$$

ε_{it} : نوسانات بازده هفتگی شرکت i در هفته t

$[NCSKEW]_{it}$: چولگی منفی بازده هفتگی سهام شرکت j در سال t.

روش جمع آوری داده ها

اطلاعات مورد نیاز با مراجعه به کتب تخصصی این حوزه و نیز بررسی

مقالات به روز در سایت های معتبر داخلی و خارجی جمع آوری شده است. در

بخش داخلی از مجلاتی همانند مجله پژوهش های حسابداری، نشریه علمی

پژوهشی تحقیقات مالی، فصلنامه حسابداری مالی و... بهره گرفته شده و در

بخش خارجی مجلاتی همانند Scimedirect، Emerald و Springer مورد

توجه بوده است. علاوه بر این، داده های مورد نیاز جهت محاسبه هر یک از

متغیرهای پژوهش، از بانک های اطلاعاتی و ره آورد نوین و هم چنین، صورت

های مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده

است.

روش تجزیه و تحلیل داده ها

مدل های رگرسیونی داده های ترکیبی

در مواردی که بررسی ارتباط بین یک متغیر وابسته با یک یا چند متغیر

مستقل مدنظر باشد از سه نوع داده به شرح زیر می توان استفاده کرد:

۱) داده های سری زمانی؛ ۲) داده های مقطعی؛ و ۳) داده های ترکیبی

واژه رگرسیونی برای اولین بار توسط گالتون، در سال ۱۸۷۷ به کار رفت.

این واژه به معنی بازگشت بوده و نشان دهنده آن است که مقدار یک متغیر به

متغیر دیگری مربوط است. مدل های رگرسیونی بر اساس این نظریه ساخته

شده اند که اگر دو عامل با یکدیگر همبستگی داشته باشند، تغییر یکی با تغییر

دیگری قرین خواهد شد. هرچه ارتباط دو عامل مزبور به یکدیگر نزدیک تر باشد،

ضریب همبستگی تغییرات آن ها بزرگ تر و به حداکثر همبستگی یعنی ۱،

نزدیک تر خواهد بود. بنابراین اگر روند گذشته نشان دهد که بین تغییر یک

عامل و تغییرات چند عامل دیگر همبستگی معناداری وجود دارد، می توان تصور

کرد که در آینده نیز همبستگی مزبور حفظ خواهد شد و اگر ضریب همبستگی

مزبور را بدانیم، می توان اندازه تغییر عامل وابسته را نسبت به تغییر عامل

مستقل مرتبط با آن، اندازه گیری و پیش بینی کنیم.

در اکثر مدل های رگرسیونی، معمولاً می خواهیم تغییرات یک متغیر را (y)

برحسب تعدادی از متغیرها (x ها) که معتقدیم که باعث تغییرات y می شود

توضیح دهیم. اغلب این کار را در غالب یک تابع انجام می دهیم:

$$1 N, 1 N \quad i=... 2, Y_i = f(x_{it}) \quad k=... 2$$

اندیس k تعداد متغیرهای توضیح دهنده را نشان می دهد. اغلب برای شروع، شکل این تابع را خطی فرض می کنند:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \epsilon_i$$

در اینجا اندیس i نشان دهنده تعداد مشاهداتی است که از هر متغیر در دست داریم. تعداد مشاهدات می تواند برحسب زمان باشد، در این صورت Y_t و X_{kt} را داریم که هر متغیر در طول سال، فصل، ماه و... اندازه گیری می شود و خواهیم داشت $t = 1, 2, \dots, T$ به عبارت دیگر Y_t و X_{kt} سری زمانی می باشند. یعنی یک متغیر واحد که مقادیر آن در فاصله زمانی موردنظر بر اساس یک مکانیزم معین (مثلاً یک مکانیزم آماری) تولید می شود. در حالت دیگر می توان در یک زمان خاص، برای مثال در یک سال معین، یک متغیر را در یک جامعه آماری اندازه گیری کرد. در این حالت یک مقطع از جامعه را در یک زمان خاص پیمایش کرده ایم که به زبان فنی تر آن را برش مقطعی می گوئیم.

با اعمال فرض های کلاسیک رگرسیون، مدل مذکور برای یافتن β ها یا ضرایب تابع، برآورد می شود. با نقض فروض کلاسیک با مشکلاتی چون همبستگی پیایی جملات اخلال یعنی ϵ_t در مدل های سری زمانی و واریانس ناهمسانی در مدل های مقطعی روبرو می شویم. آزمون های آماری در مورد ضرایب، آماره های R^2 و F رگرسیون و نظایر آن به تعدادی مشاهدات یعنی، T در مورد سری زمانی و N در مورد داده های مقطعی و تعداد پارامترها (β های) برآورد شده بستگی دارد، اغلب با یک مشکل عمومی در این مدل ها روبرو می شویم، متغیرهای توضیحی یعنی X ها با یکدیگر هم خطی دارند که باعث می شود مقادیر درست β ها برآورد نشود و استنتاج با مشکل مواجه شود.

در مدل های پانل دیتا، متغیرها را هم در میان مقاطع جامعه آماری و هم در طول زمان اندازه گیری می کنیم. البته باید توجه داشت که متغیرها باید در طول مهرومومها یکسان بمانند که در صورت عدم رعایت آن پانل نامتوازن خواهد بود.

به این ترتیب با دو بعد سروکار داریم: بعد زمان و بعد مقاطع، که آن را داده های گروهی- زمانی نیز می گویند.

واضح است که تعداد مشاهدات از یک متغیر، چندین برابر شده است، یعنی از T یا N در داده های سری زمانی یا داده های مقطعی به $N \times T$ در داده های پانل، افزایش یافته است. متغیرها در عرض جامعه اندازه گیری می شود و واریانس عرض، اطلاعات زیادی برای آزمون فرضیات فراهم می آورد. در طول دوره زمانی نیز همین متغیر اندازه گیری شده و واریانس آن در طول زمان می تواند اطلاعات مفیدی از پویایی های متغیر مربوطه در طول زمان برای آزمون فرضیات با ماهیتی دیگر فراهم کند و امکان مدل سازی شبیه آنچه در ادبیات سری زمانی مطرح است به وجود آید.

نماد مدل خطی پانل دیتا به صورت زیر نمایش داده می شود:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{i1t} + \beta_2 x_{i2t} + \dots + \beta_k x_{ikt} + \epsilon_{it}$$

مزایای پانل دیتا در مقایسه با داده های مقطعی یا سری زمانی

داده های مقطعی و سری زمانی صرف، ناهمسانی های فردی را لحاظ نمی کنند، لذا ممکن است که تخمین تورش داری به دست دهند، در حالی که در داده های ترکیبی می توان با لحاظ کردن متغیرهای مخصوص انفرادی این ناهمسانی ها را لحاظ کرد.

داده های ترکیبی دارای اطلاعات بیشتر، تغییرپذیری بیشتر، هم خطی کمتر، درجه آزادی بالاتر و کارایی بالاتر نسبت به سری زمانی و داده های مقطعی می باشند. به خصوص اینکه یکی از روش های کاهش هم خطی، ترکیب داده های مقطعی و زمانی به صورت داده های تابلویی هست.

با مجموعه داده های ترکیبی، می توان اثراتی را شناسایی و اندازه گیری کرد که در داده های مقطعی محض یا سری زمانی خالص قابل شناسایی نیست. گاهی استدلال می شود داده های مقطعی، رفتارهای بلندمدت را نشان می دهند، در حالی که در داده های سری زمانی بر اثرات کوتاه مدت تأکید می شود. با ترکیب این دو خصوصیت در داده های ترکیبی، که خصوصیت متمایز داده های ترکیبی است، ساختار عمومی تر و پویاتری را می توان تصریح و برآورد کرد (اشرف زاده و مهرگان، ۱۳۸۷).

داده های ترکیبی که بر حسب بنگاه ها، خانوارها و افراد جمع آوری می شوند، ممکن است دقیق تر از داده های مشابه اندازه گیری شده در سطح کلان باشند. بنابراین، تورشی که ممکن است در داده های کلان حاصل شود، در داده های ترکیبی حداقل می گردد (بالتاجی، ۲۰۰۵).

داده های ترکیبی از طریق فراهم کردن تعداد داده های زیاد، تورش را پائین می آورد (گجراتی، ۲۰۰۴).

لذا با توجه به مزیت ها و نکات ذکر شده، در این تحقیق نیز از داده های ترکیبی برای بررسی و تحلیل نتایج استفاده می شود.

الگوی داده های ترکیبی

تخمین مدل رگرسیون داده های ترکیبی به فروض ما درباره عرض از مبدأ، ضرایب و جمله خطا بستگی دارد. به طور کلی سه الگو به شرح زیر در این باره وجود دارد:

(الف) مدل اثرات مشترک: ساده ترین روش، حذف ابعاد فضا (مکان) و زمان از داده های ترکیبی و تخمین مدل رگرسیون با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی است، یعنی همه مشاهدات سری زمانی را برای هر مقطع از بالا به پایین برای هر متغیر مدل مرتب کنیم و بعد مدل را به روش حداقل مربعات معمولی تخمین می زنند. در این روش فروض محدودکننده ای بکار می رود. برای مثال فرض می شود که مقدار عرض از مبدأ برای مقاطع مختلف یکسان است یا فرض می شود که ضرایب شیب متغیرهای توضیحی برای مقاطع مختلف یکسان است. بنابراین علیرغم سادگی این روش، ممکن است تصویر حقیقی رابطه میان متغیرهای مستقل و متغیر وابسته در مقاطع مختلف به شکل نادرستی نشان داده شود. بنابراین از روش های دیگری نیز برای تخمین مدل فوق استفاده می شود.

(ب) مدل اثرات ثابت: در این مدل، عرض از مبدأ برای هر یک از واحدها متفاوت است اما ضرایب شیب میان واحدهای مختلف ثابت است. اصطلاح اثرات ثابت به این دلیل است که با وجود تفاوت عرض از مبدأ میان واحدهای مختلف، عرض از مبدأ طی زمان تغییر نمی کند.

(ج) مدل اثرات تصادفی: مدل اثرات تصادفی هنگامی یک الگوی مناسب به شمار می رود که تفاوت بین داده های مقطعی به صورت تصادفی باشد. تفاوت چنین مدلی با اثرات ثابت این است که در آن عرض از مبدأ هر یک از واحدها در طول زمان مقادیر ثابتی نیستند، بلکه به صورت تصادفی انتخاب می شوند. باید توجه داشت در این حالت ممکن است واریانس های مربوط به مقاطع مختلف با هم یکسان نبوده و مدل موردنظر دچار ناهمسانی واریانس گردد. در چنین شرایطی باید به جای روش حداقل مربعات معمولی از روش رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شود.

می توان سه الگوی فوق را به دو دسته کلی تر تقسیم بندی نمود:

روش تلفیقی: عرض از مبدأ بین واحدهای مختلف یکسان است (همان روش اثرات مشترک)

روش داده های تابلویی: عرض از مبدأ بین واحدهای مختلف متفاوت است (مدل اثرات ثابت یا مدل اثرات تصادفی).

همان‌طور که گفته شد، در پژوهش حاضر داده‌ها از نوع ترکیبی می‌باشند. به‌منظور تشخیص اینکه از کدام روش (تلفیقی یا تابلویی) برای تخمین استفاده می‌شود و در صورت پذیرفته شدن روش تابلویی کدام مدل (اثرات ثابت یا تصادفی) بکار گرفته می‌شود، مستلزم آزمون فرضیه‌هایی می‌باشد که در ادامه به توضیح آن‌ها پرداخته می‌شود.

آزمون‌های تشخیصی در داده‌های ترکیبی

قبل از هر چیز باید نوع داده‌ها (از جهت تابلویی و یا تلفیقی بودن) مشخص گردد که برای این منظور از آزمون F یا چاو تست استفاده خواهد شد. اگر داده‌ها از نوع پانلی باشند بایستی مشخص گردد که کدام مدل تابلویی (اثرات ثابت یا تصادفی) بکار گرفته می‌شود که برای این منظور نیز از آزمون هاسمن استفاده خواهد شد.

- آزمون F یا چاو تست

برای تعیین نوع داده‌ها (تلفیقی یا تابلویی) از آزمون F یا چاو تست استفاده می‌شود که فرضیه‌های آماری این آزمون به شرح زیر است:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \alpha_i = a \\ H_1: \alpha_i \neq a \end{array} \right.$$

فرضیه H_0 : عرض از مبدأ تمام مقاطع برابر است.
فرضیه H_1 : عرض از مبدأ تمام مقاطع برابر نیست.

آماره این آزمون، دارای توزیع F می‌باشد. اگر مقدار آماره F محاسباتی از مقدار بحرانی جدول بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود، یعنی مدل اثرات ثابت یا تصادفی (داده‌های تابلویی) سازگار خواهد بود. برعکس اگر مقدار آماره F محاسباتی از مقدار F جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود (گرین، ۲۰۰۳).

- آزمون هاسمن

اگر بعد از انجام دادن آزمون چاو تست فرضیه H_0 رد شده باشد. این پرسش مطرح می‌شود که مدل در قالب کدام یک از روش‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی قابل بررسی است. برای آنکه بتوان بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی از نظر قدرت توضیح دهنده متغیر وابسته مقایسه‌ای انجام داد، از آزمونی به نام آزمون هاسمن استفاده می‌کنیم. این آزمون بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل مدل استوار است. اگر این ارتباط وجود داشت، مدل اثرات ثابت و اگر این ارتباط وجود نداشت، مدل اثرات تصادفی کاربرد خواهد داشت. فرضیه‌های آماری این آزمون به شرح زیر است:

فرضیه H_0 : ارتباطی بین متغیرهای مستقل و خطای تخمین وجود ندارد.
فرضیه H_1 : بین متغیرهای مستقل و خطای تخمین همبستگی وجود دارد.

آماره این آزمون، دارای توزیع کای-دو با درجه آزادی k بوده، که k تعداد متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. اگر مقدار آماره کای-دو محاسباتی از مقدار بحرانی کای-دو جدول با درجه آزادی k بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود. به عبارت دیگر مدل اثرات ثابت بر مدل اثرات تصادفی مرجح است و برعکس اگر مقدار آماره کای-دو محاسباتی از مقدار بحرانی کای-دو جدول با درجه آزادی k کوچک‌تر باشد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر مدل اثرات تصادفی بر مدل اثرات ثابت، مرجح است.

- مفروضات مدل رگرسیون خطی کلاسیک

- هم خطی

یکی از فروض مدل کلاسیک رگرسیون خطی این است که هیچ‌گونه هم خطی مرکب بین متغیرهای توضیحی موجود در مدل وجود ندارد. هم خطی

در اصل به معنای وجود ارتباط خطی کامل یا دقیق بین همه یا بعضی از متغیرهای توضیحی مدل رگرسیون می‌باشد. اگر بین متغیرهای مستقل هم خطی وجود داشته باشد، ضرایب رگرسیونی متغیرهای مستقل و همچنین انحراف معیار آن‌ها بزرگ‌تر شده، در نتیجه ضرایب نمی‌توانند با دقت زیاد تخمین زده شوند. با استفاده از موارد زیر می‌توان به وجود هم خطی در مدل رگرسیون پی برد:

ضریب تعیین (R^2) بالاست ولی تعداد کمی از نسبت‌های معنادار هستند. همبستگی بالای دویه‌دوی متغیرهای مستقل. علامت غلط ضرایب رگرسیون در مقایسه با تئوری. چندین قاعده تجربی می‌تواند وابستگی منتج از مشکل هم خطی را رفع نماید. این قاعده‌ها عبارت‌اند از:

ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی.

حذف متغیری که همبستگی بالایی با سایر متغیرها دارد.

استفاده از لگاریتم طبیعی متغیرها.

افزایش تعداد نمونه‌ها.

طراحی مدل رگرسیون خطی با تعداد متغیرهای مستقل کمتر.

- ناهمسانی واریانس‌ها

یکی دیگر از مهم‌ترین فروض مدل رگرسیون خطی این است که اجزای اخلال که در تابع رگرسیون ظاهر می‌شوند، دارای واریانس همسان باشند. اگر شرط همسانی واریانس برقرار نباشد، حداقل مربعات معمولی دارای ویژگی‌های کارا بودن (حداقل واریانس) نخواهند بود. این امر باعث می‌شود که فاصله اطمینان بیش از حد لازم بزرگ شود و در نتیجه از آزمون‌های t و F احتمالاً نتایج غلطی استنباط می‌شود. چندین قاعده تجربی برای رفع ناهمسانی واریانس وجود دارد که ساده‌ترین آن‌ها استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته می‌باشد.

آزمون‌های متعددی برای تشخیص ناهمسانی وجود دارد. از جمله: روش ترسیمی، روش بارتلت، آزمون بروچ-پاگان، آزمون پیک، آزمون وایت، آزمون گلدفلد-کونت و...

- خودهمبستگی یا همبستگی سریالی

در مدل رگرسیون فرض می‌شود که اجزاء اخلال مربوط به یک مشاهده تحت تأثیر جزء اخلال مربوط به مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد. در حالت وجود همبستگی، تخمین زن‌های حداقل مربعات معمولی، خطی و بدون تورش هستند اما کارا نیستند. در نتیجه نمی‌توان آزمون‌های t و F معمولی معناداری را بکار برد و به همین دلیل به یک سری اقدامات برای رفع این مشکلات نیاز است. مشکل خودهمبستگی را می‌توان با استفاده از روش‌های متعدد کشف کرد. آزمون دوربین واتسون یکی از مشهورترین آزمون‌ها برای تشخیص خودهمبستگی است. البته بکارگیری این آزمون با محدودیت‌هایی روبرو است که در زیر به آن‌ها اشاره می‌شود:

این آزمون تنها خودهمبستگی از درجه اول را نشان می‌دهد.

برای به کار بردن این آزمون هیچ مشاهده‌ای گم‌شده‌ای نباید وجود داشته باشد.

متغیر با وقفه از نوع وابسته نباید در سمت راست مدل وجود داشته باشد.

مدل رگرسیونی باید عرض از مبدأ داشته باشد.

آزمون دیگر تشخیص خود همبستگی آزمون LM است که در آن علاوه بر خودهمبستگی از درجه یک، خود همبستگی از مراتب بالاتر هم قابل تشخیص است. فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده عدم وجود همبستگی بین اجزای اخلال است و فرضیه مقابل این فرضیه نشان‌دهنده خودهمبستگی از درجه

ی p (تعداد وقفه $p=$) می باشد. این آزمون منتسب به آزمون بریوچ-گودفری است و یکی از کامل ترین آزمون های تشخیص خودهمبستگی است.

- روش آزمون فرضیه ها

- آزمون مانایی (ایستایی) متغیرها

سری زمانی، یکی از مهم ترین داده های آماری مورد استفاده در تجزیه تحلیل تجربی است. در تحقیقات همواره چنین فرض شده که سری زمانی مانا است. یک متغیر زمانی مانا است که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. به طور کلی اگر مبدأ زمانی یک سری را تغییر دادیم (مثلاً از $t+m$) و میانگین و واریانس و کوواریانس تغییری نکرد، در آن صورت سری ماناست و در غیر این صورت سری، نامانا خواهد بود. اگر سری نامانا باشد، آزمون های آماری متعارفی که اساس آن ها بر پایه F و t آزمون های مشابه بنا شده است، مورد تردید قرار می گیرد. از طرفی، اگر متغیرهای سری زمانی مانا نباشد، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. در این گونه رگرسیون ها، درعین حالی که ممکن است هیچ رابطه معنی داری بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، ضریب تعیین به دست آمده آن ممکن است بسیار بالا باشد و موجب شود که محقق به استنباط های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانیده شود. از این رو در ادامه به بررسی مانایی متغیرها پرداخته می شود. آزمون های متعددی در راستای بررسی مانایی در الگوهای پانل عنوان شده است. از جمله آن ها می توان به آزمون های لیون، لین و چاو (۲۰۰۲)، بریتونگ (۲۰۰۰)، ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، آزمون فیلیپس پرون و هادری (۲۰۰۰) اشاره کرد.

اولین مرحله در تجزیه و تحلیل داده های پژوهش بیان ویژگی های کلی داده های مربوط به متغیرهای پژوهش از نظر میانگین، میانه، حداقل، حداکثر و انحراف معیار است که در جدول ۲ ارائه گردیده است. تعداد شرکت مورد بررسی ۱۵۶ شرکت در دوره زمانی شش ساله بین سال های ۱۳۹۵ الی ۱۴۰۰ بوده و پس از جمع آوری داده ها و با استفاده از ۹۳۶ مشاهده سال - شرکت مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته شده است. نتایج تحلیل توصیفی داده ها نشان می دهند که چولگی منفی و نوسانات بازده سهام شرکت ها به طور متوسط منفی $1/1$ و منفی ۶ درصد می باشد. ضمن اینکه نتایج به دست آمده از متغیر رقابت بازار محصول شرکت ها نشان داده است که شرکت ها نمونه به طور متوسط ۱۸ درصد از فروش صنعت را در اختیار دارند که بالاترین آن ۷۳ درصد می باشد و پایین ترین آن ۳ درصد است. بایستی توجه شود که افزایش سهام بازار شرکت ها با کاهش رقابت بازار محصول همراه می باشد و از این رو، هر چه سهم فروش شرکت در صنعت کمتر باشد، بازار رقابتی تر می شود. میانگین درصد سهام تحت تملک مدیران عضو هیئت مدیره نیز ۵۵ درصد می باشد که حداکثر آن ۹۷ درصد به دست آمده است. هم چنین انحراف معیار بازده هفتگی شرکت ها به طور متوسط $5/2$ می باشد که این رقم در یکی از شرکت ها به $9/8$ نیز رسیده است. از سویی دیگر میانگین بازدهی هفتگی سهام شرکت ها نیز به طور متوسط ۹۳ دصد بدست آمده است که این رقم در یکی از شرکت های نمونه به منفی $2/3$ رسیده که نشان از بازده منفی شرکت دارد. متوسط اندازه شرکت ها $15/1$ بوده که این رقم در حداکثر به $21/3$ و در حداقل به $11/3$ رسیده است. در ارتباط با نتایج به دست آمده از متغیر ارزش بازار به دفتری می توان گفت شرکت های نمونه به طور متوسط ارزش بازار آن ها $3/5$ برابر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن ها می باشد که این رقم در بالاترین مقدار به بیش از $18/8$ برابری نیز رسیده است که نشان از فرصت های رشد بالای شرکت دارد. در ادامه اینکه میانگین سود خالص شرکت ها ۱۵ درصد دارایی های آن ها می باشد که منفی بودن در حداقل به دست آمده حاکی از

زبان ده بودن آن شرکت دارد. در نهایت اینکه میانگین اقلام تعهدی اختیاری شرکت ها نیز نشان می دهد که شرکت ها به طور متوسط ۱۴ درصد کل دارایی های اول دوره دستکاری سود داشته اند که حداکثر آن ۶۹ درصد بوده و نشان از کیفیت پایین گزارشگری مالی شرکت دارد. به این ترتیب داریم:

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
چولگی منفی	NCSKEW	-1.149157	-1.146781	-0.912611	-2.816063	0.195966
نوسانات بازده سهام	DUVOL	-0.069165	-0.078135	0.876446	-0.783007	0.254299
رقابت بازار محصول	HHI	0.184686	0.145644	0.733048	0.033721	0.135951
مالکیت مدیریت	MOWN	0.552737	0.586300	0.970000	0.001900	0.218903
انحراف معیار بازده	SIGMA	5.203093	5.124722	9.856014	0.048500	2.161395
بازده سهام	RET	0.930466	0.862253	4.815913	-2.349720	1.396541
اندازه شرکت	SIZE	15.12133	14.86990	21.32763	11.36106	1.619348
ارزش بازار به دفتری	MB	3.700714	3.565803	18.87762	0.191748	3.964688
سودآوری	ROA	0.159934	0.131809	0.681977	-0.404462	0.162226
اقلام تعهدی اختیاری	OPACITY	0.146695	0.124279	0.699227	0.000405	0.137656

- مانایی متغیرهای پژوهش

با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته مانایی متغیرهای پژوهش مورد آزمون قرار گرفته است. مانا نبودن متغیرها چه در مورد داده های سری زمانی و چه داده های ترکیبی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می شود. یک متغیر وقتی ماناست که میانگین، واریانس و ضریب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. در آزمون ایستایی آنچه که اهمیت دارد قدرت آزمون های ریشه واحد است. برای بررسی ریشه واحد، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده و نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق در جدول ۳ ارائه شده است. با توجه به اینکه سطح معناداری کلیه متغیرهای پژوهش پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان پذیرفت که تمامی متغیرها مانا می باشند.

- آمار استنباطی

- آزمون ضریب همبستگی

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 اسپرمن می باشد. نتایج آزمون همبستگی پیرسون در جدول ۴ ارائه شده اند. همان گونه که مشاهده می شود در برخی موارد همبستگی معنی داری وجود دارد. هم چنین، در برخی موارد اندک بین متغیرهای زوجی همبستگی معنی داری قابل مشاهده است؛ اما این همبستگی ها قوی نیستند و ایجاد هم خطی نمی کنند. به عبارت بهتر در ادامه تحلیل ها از نظر بررسی روابط بین متغیرها مشکل محتوایی وجود ندارد؛ زیرا اگر همبستگی قوی بین

جدول ۴. نتایج آزمون ضریب همبستگی

	NCSK EW	DUV OL	HHI	MO WN	SIGM A	RET	SIZE	MB	ROA	OPA CITY
NCSKEW	1.00 0000									
DUVOL	0.74 0005	1.00 0000								
	0.00 00	----								
HHI	0.02 8737	0.00 4633	1.00 0000							
	0.34 28	0.87 85	-----							
MOWN	- 0.00 8067	- 0.01 8585	- 0.21 8557	1.00 0000						
	0.79 00	0.53 96	0.00 00	-----						
SIGMA	- 0.07 7272	- 0.11 8726	0.01 3142	0.00 7717	1.00 0000					
	0.01 06	0.00 01	0.66 44	0.79 89	-----					
RET	- 0.56 9414	- 0.08 4441	- 0.03 2565	0.00 2241	0.24 6811	1.00 0000				
	0.00 00	0.00 52	0.28 23	0.94 10	0.00 00	-----				
SIZE	- 0.02 5913	0.00 1500	0.05 6563	0.04 0517	- 0.03 2331	0.00 9000	1.00 0000			
	0.39 23	0.96 05	0.06 17	0.18 09	0.28 58	0.76 64	-----			
MB	0.00 1371	- 0.00 5951	0.09 4660	- 0.06 3515	- 0.01 3693	- 0.02 3684	0.00 4895	1.00 0000		
	0.96 39	0.84 43	0.00 17	0.03 59	0.65 13	0.43 43	0.87 16	-----		
ROA	- 0.07 4920	- 0.03 0657	- 0.16 3524	- 0.02 7983	0.00 1135	0.06 9581	0.24 8977	- 0.00 0686	1.00 0000	
	0.01 33	0.31 15	0.00 00	0.35 56	0.97 01	0.02 15	0.00 00	0.98 19	-----	
OPACITY	- 0.01 9532	- 0.04 2174	0.05 5940	- 0.04 6388	0.04 1479	0.00 7544	0.11 4587	0.09 0627	0.28 7228	1.00 0000
	0.51 91	0.16 37	0.06 46	0.12 55	0.17 08	0.80 34	0.00 01	0.00 27	0.00 00	-----

جدول ۵. نتایج آزمون چاو و هاسمن

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
لیمر (F چاو)	1.196952	(155,139)	0.1418	تلفیقی
هاسمن	-	--	-	-

جدول ۶. یافته های مربوط به آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
دوربین-واتسون	2.080270	-
بروش-پاگان	6.721012	0.4585

متغیرهای توضیحی مدل وجود داشته باشد، منجر به بروز هم-خطی شده و بررسی روابط در چنین حالتی نادرست خواهد بود.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	آماره آزمون	سطح معناداری
چولگی منفی	NCSKEW	-5.287157	0.0000
نوسانات بازده سهام	DUVOL	-13.63847	0.0000
رقابت بازار محصول	HHI	-4.855610	0.0001
مالکیت مدیریت	MOWN	-8.754249	0.0000
انحراف معیار بازده	SIGMA	-4.181824	0.0008
بازده سهام	RET	-4.333988	0.0007
اندازه شرکت	SIZE	-10.99116	0.0000
ارزش بازار به دفتری	MB	-23.37896	0.0000
سودآوری	ROA	-8.127364	0.0000
اقدام تعهدی اختیاری	OPACITY	-5.973894	0.0000

- مدل رگرسیونی اول (فرضیه اول؛ شاخص چولگی منفی).

- آزمون های تشخیصی مدل

قبل از برازش الگوی پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی چاو (F لیمر) برای انتخاب از بین الگوهای داده های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده های تابیلویی با اثرات ثابت انجام شود. در صورتی که نتیجه آزمون چاو بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش داده های تلفیقی بهره گرفته شده و در صورتی که زیر ۵ درصد باشد، می توان از روش داده های پانلی (تابیلویی) استفاده کرد. اما اگر روش داده های پانلی (تابیلویی) دارای اولویت باشد، لازم است تا آزمون هاسمن نیز انجام شود. از آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می شود. بدین ترتیب که وقتی سطح معناداری آزمون هاسمن بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش اثرات تصادفی و برای سطح خطای پایین تر از ۵ درصد از روش اثرات ثابت بهره گرفته می شود. نتایج آزمون های چاو و هاسمن در جدول ۵ آمده است. سطح معنی داری بدست آمده برای آزمون چاو بالاتر از ۵ درصد می باشد بنابراین روش تلفیقی می باشد و نیاز به آزمون هاسمن نمی باشد.

- آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا

در پژوهش حاضر برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین-واتسون و برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس اجزای خطای مدل از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. همان طور که مشاهده می شود مقادیر به دست آمده برای آزمون دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی در مدل دارد. هم چنین، در صورتی که سطح معناداری به دست آمده برای این آزمون بالاتر از خطای ۵ درصد باشد اجزای خطا دارای همسانی واریانس می باشند و در صورتی که سطح معناداری به دست آمده زیر ۵ درصد باشد، اجزای خطا دارای ناهمسانی واریانس می باشند. یافته های مربوط به آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در جدول ۶ آمده است.

- تخمین مدل

جدول ۷. نتایج تخمین مدل رگرسیونی اول (فرضیه اول؛ شاخص

$$NCSKEW_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + \beta_2 SIGMA_{it} + \beta_3 RET_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 MB_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 OPACITY_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره تی	معناداری	هم خطی
ضریب	C	-	-	0.000	-
ثابت		0.11184	6.89708	0	
		4	8		

رقابت	HHI	0.03347	2.44080	0.014	1.05844
بازار		6	1	7	5
محصول					
انحراف	SIGMA	0.00326	8.61725	0.000	1.06944
معیار		8	2	0	1
بازده					

بازده	RET	-	-	0.000	1.07186
سهام		0.02641	75.4744	0	7
		7	0		

اندازه	SIZE	-	-	0.162	1.08017
شرکت		0.00151	1.39624	7	7
		3	5		

ارزش	MB	-	-	0.130	1.01737
بازار به		0.00019	1.51311	3	7
دفتری		6	2		

سودآور	ROA	-	-	0.000	1.20501
ی		0.04037	3.46352	5	3
		1	9		

اقلام	OPACIT	-	-	0.322	1.11521
تعیین	Y	0.00900	0.98994	2	5
اختیاری		3	5		

ضریب تعیین تعدیل شده	0.329603
----------------------	----------

Fآماره	844.6070
معناداری	0.000000

مقادیر شاخص تورم واریانس که در جهت سنجش عدم همخطی میان متغیرهای مستقل تحقیق محاسبه می شود، کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۰۵ به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد بیش از ۳۲ درصد از تغییرات

موجود در متغیر وابسته در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد.

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر مستقل رقابت بازار محصول (HHI) پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که رقابت بازار محصول دارای اثر معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص چولگی منفی) شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر مستقل رقابت بازار محصول مثبت است که نشان از اثر مستقیم این متغیر بر ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص چولگی منفی) شرکت دارد (تایید فرضیه اول؛ شاخص چولگی منفی).

- مدل رگرسیونی دوم (فرضیه اول؛ شاخص نوسانات بازدهی سهام)

- آزمون های تشخیصی مدل

قبل از برازش الگوی پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی چاو (F لیمر) برای انتخاب از بین الگوهای داده های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده های تابلویی با اثرات ثابت انجام شود. در صورتی که نتیجه آزمون چاو بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش داده های تلفیقی بهره گرفته شده و در صورتی که زیر ۵ درصد باشد، می توان از روش داده های پانلی (تابلویی) استفاده کرد. اما اگر روش داده های پانلی (تابلویی) دارای اولویت باشد، لازم است تا آزمون هاسمن نیز انجام شود. از آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می شود. بدین ترتیب که وقتی سطح معناداری آزمون هاسمن بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش اثرات تصادفی و برای سطح خطای پایین تر از ۵ درصد از روش اثرات ثابت بهره گرفته می شود. نتایج آزمون های چاو و هاسمن در جدول ۸ آمده است:

جدول ۸. نتایج آزمون چاو و هاسمن

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
لیمر (Fچاو)	0.682115	(155,929)	0.9984	تلفیقی
هاسمن	-	-	-	-

سطح معنی داری بدست آمده برای آزمون چاو بالاتر از ۵ درصد می باشد بنابراین روش تلفیقی می باشد و نیاز به آزمون هاسمن نمی باشد.

- آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا

در پژوهش حاضر برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین-واتسون و برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس اجزای خطای مدل از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. همان طور که مشاهده می شود مقادیر به دست آمده برای آزمون دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی در مدل دارد. هم چنین، در صورتی که سطح معناداری به دست آمده برای این آزمون بالاتر از خطای ۵ درصد باشد اجزای خطا دارای همسانی واریانس می باشند و در صورتی که سطح معناداری به دست آمده زیر ۵ درصد باشد، اجزای خطا دارای ناهمسانی واریانس می باشند. یافته های مربوط به آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در جدول ۹ آمده است.

جدول ۹. نتایج آزمون دوربین-واتسون و بروش-پاگان

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
دوربین-واتسون	2.050761	-
بروش-پاگان	5.134766	0.6435

- تخمین مدل

جدول ۱۰. نتایج تخمین مدل رگرسیونی دوم (فرضیه اول؛ نوسانات بازده

(سهام)

$DUVOL_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + \beta_2 SIGMA_{it} + \beta_3 RET_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 MB_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 OPACITY_{it} + \varepsilon_{it}$					
متغیر	نماد	ضریب	آماره تی	معناداری	هم خطی
ضریب ثابت	C	0.966695	43.35839	0.0000	-
رقابت بازار محصول	HHI	0.160191	2.152299	0.0314	1.058445
انحراف معیار بازده	SIGMA	-0.005748	-11.02273	0.0000	1.069441
بازده سهام	RET	-0.002961	-6.153476	0.0000	1.071867
اندازه شرکت	SIZE	0.001086	0.728906	0.4661	1.080177
ارزش بازار به دفتری	MB	-0.000119	-0.670511	0.5025	1.017377
سودآوری	ROA	-0.029667	-1.851158	0.0642	1.205013
اقدام تعهدی اختیاری	OPACITY	-0.042693	-3.414448	0.0006	1.115215
ضریب تعیین تعدیل شده					0.398524
آماره F					33.38385
معناداری					0.000000

مقادیر شاخص تورم واریانس که در جهت سنجش عدم همخطی میان متغیرهای مستقل تحقیق محاسبه می شود، کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۰۵ به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد بیش از ۳۹ درصد از تغییرات موجود در متغیر وابسته در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد.

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر مستقل رقابت بازار محصول (HHI) پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که رقابت بازار محصول دارای اثر معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص نوسانات بازده سهام) شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر مستقل رقابت بازار محصول مثبت است که نشان از اثر مستقیم این متغیر بر ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص نوسانات بازده سهام) شرکت دارد (تایید فرضیه اول؛ شاخص نوسانات بازده سهام).

- مدل رگرسیونی سوم (فرضیه دوم؛ شاخص چولگی منفی)

- آزمون های تشخیصی مدل

قبل از برازش الگوی پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی چاو (F لیمر) برای انتخاب از بین الگوهای داده های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده های تابیلویی با اثرات ثابت انجام شود. در صورتی که نتیجه آزمون چاو بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش داده های تلفیقی بهره گرفته شده و در صورتی که زیر ۵ درصد باشد، می توان از روش داده های پانلی (تابیلویی) استفاده کرد. اما اگر روش داده های پانلی (تابیلویی) دارای اولویت باشد، لازم است تا آزمون هاسمن نیز انجام شود. از آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می شود. بدین ترتیب که وقتی سطح معناداری آزمون هاسمن بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش اثرات تصادفی و برای سطح خطای پایین تر از ۵ درصد از روش اثرات ثابت بهره گرفته می شود. نتایج آزمون های چاو و هاسمن در جدول ۱۱ آمده است:

جدول ۱۱. نتایج آزمون چاو و هاسمن

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
لیمر (F چاو)	1.223274	(155,139)	0.1147	تلفیقی
هاسمن	-	-	-	-

سطح معنی داری بدست آمده برای آزمون چاو بالاتر از ۵ درصد می باشد بنابراین روش تلفیقی می باشد و نیاز به آزمون هاسمن نمی باشد.

- آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا

در پژوهش حاضر برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین-واتسون و برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس اجزای خطای مدل از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. همان طور که مشاهده می شود مقادیر به دست آمده برای آزمون دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی در مدل دارد. هم چنین، در صورتی که سطح معناداری به دست آمده برای این آزمون بالاتر از خطای ۵ درصد باشد اجزای خطا دارای همسانی واریانس می باشند و در صورتی که سطح معناداری به دست آمده زیر ۵ درصد باشد، اجزای خطا دارای ناهمسانی واریانس می باشند. یافته های مربوط به آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در جدول ۱۲ آمده است:

جدول ۱۲. نتایج آزمون دوربین-واتسون و بروش-پاگان

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
دوربین-واتسون	2.080474	-
بروش-پاگان	6.520335	0.6869

- تخمین مدل

مقادیر شاخص تورم واریانس که در جهت سنجش عدم همخطی میان متغیرهای مستقل تحقیق محاسبه می شود، کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تاثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تاثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برازش مدل مشاهده می شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۰۵

مدیریت مثبت است که نشان از اثر مستقیم این متغیر بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص چولگی منفی) شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد (تأیید فرضیه دوم؛ شاخص چولگی منفی)

- مدل رگرسیونی چهارم (فرضیه دوم؛ شاخص نوسانات بازده سهام)

- آزمون های تشخیصی مدل

قبل از برآزش الگوی پژوهش، ابتدا لازم است آزمون تشخیصی چاو (F) لیمر برای انتخاب از بین الگوهای داده های ترکیبی معمولی در مقابل الگوی داده های تابیلویی با اثرات ثابت انجام شود. در صورتی که نتیجه آزمون چاو بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش داده های تلفیقی بهره گرفته شده و در صورتی که زیر ۵ درصد باشد، می توان از روش داده های پانلی (تابیلویی) استفاده کرد. اما اگر روش داده های پانلی (تابیلویی) دارای اولویت باشد، لازم است تا آزمون هاسمن نیز انجام شود. از آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از الگوی اثرات ثابت در مقابل الگوی اثرات تصادفی استفاده می شود. بدین ترتیب که وقتی سطح معناداری آزمون هاسمن بالاتر از خطای ۵ درصد باشد، از روش اثرات تصادفی و برای سطح خطای پایین تر از ۵ درصد از روش اثرات ثابت بهره گرفته می شود. نتایج آزمون های چاو و هاسمن در جدول ۱۴ آمده است:

جدول ۱۴. نتایج آزمون چاو و هاسمن

آزمون	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
لیمر (F چاو)	0.683095	(155,927)	0.9983	تلفیقی
هاسمن	-	-	-	-

- آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اجزای خطا

در پژوهش حاضر برای بررسی خودهمبستگی از آزمون دوربین-واتسون و برای بررسی وجود مشکل ناهمسانی واریانس اجزای خطای مدل از آزمون بروش-پاگان استفاده شده است. همان طور که مشاهده می شود مقادیر به دست آمده برای آزمون دوربین-واتسون بین ۱/۵ تا ۲/۵ است که نشان از عدم وجود خودهمبستگی در مدل دارد. هم چنین، در صورتی که سطح معناداری به دست آمده برای این آزمون بالاتر از خطای ۵ درصد باشد اجزای خطا دارای همسانی واریانس می باشند و در صورتی که سطح معناداری به دست آمده زیر ۵ درصد باشد، اجزای خطا دارای ناهمسانی واریانس می باشند. یافته های مربوط به آزمون های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در جدول ۱۵ آمده است:

جدول ۱۵. نتایج آزمون دوربین-واتسون و بروش-پاگان

آزمون	آماره آزمون	سطح معناداری
دوربین-واتسون	2.051533	-
بروش-پاگان	9.808412	0.3662

- تخمین مدل

مقادیر شاخص تورم واریانس که در جهت سنجش عدم همخطی میان متغیرهای مستقل تحقیق محاسبه می شود، کوچک تر از مقدار بحرانی ۱۰ به دست آمده اند که نشان از عدم وجود همخطی شدید میان متغیرهای مستقل تحقیق دارد و از این رو می توان پذیرفت که دقت ضرایب تأثیر متغیرهای مستقل در مدل تحقیق، تحت تأثیر روابط درونی متغیرهای مستقل قرار نگرفته است. علاوه بر این، بر اساس شاخص های نیکویی برآزش مدل مشاهده می

به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد بیش از ۳۲ درصد از تغییرات موجود در متغیر وابسته در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد. به این ترتیب داریم:

جدول ۱۳. نتایج تخمین مدل رگرسیونی سوم (فرضیه دوم؛ شاخص چولگی

منفی)

$$NCSKEW_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + \beta_2 MOWN_{it} + \beta_3 HHI_{it} * MOWN_{it} + \beta_4 SIGMA_{it} + \beta_5 RET_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 MB_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \beta_9 OPACITY_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره تی	معناداری	هم خطی
ضریب رقابت	C	0.096073	-	0.0000	-
رقابت بازار محصول	HHI	0.058805	3.155136	0.0016	5.254377
مالکیت مدیریت	MOWN	0.000271	-	0.0212	2.870700
رقابت بازار محصول*	HHI*MOWN	0.001076	2.127905	0.0334	5.838387
انحراف معیار بازده	SIGMA	0.003307	8.713103	0.0000	1.071508
بازده سهام	RET	0.026414	-	0.0000	1.071922
اندازه شرکت	SIZE	0.001551	-	0.1539	1.089321
ارزش بازار به دفتری	MB	0.000188	-	0.1455	1.021228
سودآوری	ROA	0.039396	-	0.0008	1.218570
اقدام تعهدی اختیاری	OPACITY	0.010399	-	0.2538	1.120159
ضریب تعیین تعدیل شده					0.329801
F آماره					657.7278
معناداری					0.000000

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر تعدیلگر رقابت بازار محصول* مالکیت مدیریت (HHI*MOWN) پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که رقابت بازار محصول دارای اثر معناداری بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص چولگی منفی) شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر تعدیلگر رقابت بازار محصول* مالکیت

مالکیت مدیریت مثبت است که نشان از اثر مستقیم این متغیر بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام (نوسانات بازده سهام) شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد (تایید فرضیه دوم؛ نوسانات بازده سهام).

بحث و نتیجه گیری

- فرضیه اول: بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت

رابطه وجود دارد.

در فرضیه اول پژوهش به بررسی رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد که با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر مستقل رقابت بازار محصول (در جداول ۴-۶ و ۴-۹) پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که رقابت بازار محصول دارای اثر معناداری بر ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص های چولگی منفی و نوسانات بازده سهام) شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر مستقل رقابت بازار محصول مثبت است که نشان از اثر مستقیم این متغیر بر ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص های چولگی منفی و شاخص نوسانات بازده سهام) شرکت دارد. بنابراین، می توان نتیجه گرفت که هر چه رقابت بازار محصول بالاتر باشد، ریسک سقوط قیمت سهام شرکت ها کاهش پیدا می کند و برعکس در بازارهای انحصاری این ارتباط مستقیم است. در ارتباط با نتایج به دست آمده برای فرضیه اول پژوهش بایستی اشاره شود که در رابطه با رابطه بین رقابت در بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت اختلاف نظر وجود دارد، به ویژه در مورد اینکه چگونه رقابت در بازار محصول بر ریسک سقوط قیمت زیاد تأثیر می گذارد. اول، نگرانی های شغلی ممکن است مدیران را تشویق کند که اخبار بد را پنهان کنند زیرا افشای اخبار بد ممکن است منجر به از دست دادن شغل شود. نگرانی های شغلی مدیریتی زمانی تشدید می شود که رقابت عملکرد شرکت را از بین می برد و نرخ جابجایی مدیر عامل را افزایش می دهد. در پاسخ به رقابت شدید، مدیران تمایل بیشتری به پنهان کردن اخبار بد برای جلوگیری از از دست دادن شغل دارند و از این رو، شرکت هایی که با تهدیدات بیشتری روبرو هستند، بیشتر مستعد سقوط سهام هستند. با این حال، دیدگاه نمایندگی نشان می دهد که رقابت در بازار محصول با هزینه های نمایندگی کمتر همراه است. جنسن (۱۹۹۳) بر اهمیت رقابت در بازار محصول به عنوان یک دستگاه حاکمیت شرکتی که قادر به اعمال فشار بر مدیران است، تأکید می کند. تهدید ناشی از این مکانیسم حاکمیت شرکتی خارجی احتمالاً مانع از قدرت اختیاری مدیران می شود. در بخش های بسیار رقابتی، شرکت ها با فشار فزاینده ای مواجه هستند که احتمالاً مدیران را از رفتار فرصت طلبانه باز می دارد. در واقع، رقابت مدیران را به سرمایه گذاری کمتر در اوقات فراغت و اتخاذ پروژه های کارآمدتر سوق می دهد و از سوی دیگر، رقابت باعث افزایش بهره وری می شود و این اثر در شرکت هایی که مشکلات نمایندگی تشدید می شود بیشتر است. هم چنین، می توان اظهار داشت که وقتی رقابت بازار افزایش می یابد، مدیران بسته های پاداش کمتری دریافت می کنند، که نشان می دهد رقابت یک مکانیسم انضباطی است که جایگزین پرداخت تشویقی مدیران اجرایی می شود. مطابق با دیدگاه نمایندگی، فرضیه عدم تقارن اطلاعاتی نشان می دهد که رقابت در بازار محصول با عدم تقارن اطلاعاتی کمتر و شفافیت بیشتر همراه است. مطالعات متعدد نشان می دهد که رقابت در بازار شفافیت شرکت را بهبود می بخشد و دامنه مدیریت را برای حفظ قفل شرکت کاهش می دهد. سهام داران خارجی

شود که سطح معناداری آماره F تحلیل واریانس کمتر از خطای نوع اول ۰/۵ به دست آمده و نشان از معناداری مدل رگرسیونی مورد تخمین دارد. در نهایت، ضریب تعیین اصلاح شده مدل نیز نشان می دهد بیش از ۴۱ درصد از تغییرات موجود در متغیر وابسته در دوره بررسی توسط متغیرهای مستقل و کنترلی این مدل تبیین می گردد. به این ترتیب داریم:

جدول ۱۶. نتایج تخمین مدل رگرسیونی چهارم (فرضیه دوم؛ شاخص نوسانات

بازده سهام)

$$DUVOL_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + \beta_2 MOWN_{it} + \beta_3 HHI_{it} * MOWN_{it} + \beta_4 SIGMA_{it} + \beta_5 RET_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 MB_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \beta_9 OPACITY_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر	نماد	ضریب	آماره تی	معناداری	هم خطی
ضریب ثابت	C	0.996844	41.31920	0.0000	-
رقابت بازار محصول	HHI	0.090166	2.270896	0.0232	5.254377
مالکیت مدیریت	MOWN	-	-	0.0009	2.870700
		0.000538	3.321957		
رقابت بازار محصول* مالکیت مدیریت	HHI*MOWN	0.001713	2.465175	0.0137	5.838387
انحراف معیار بازده	SIGMA	-	-	0.0000	1.071508
		0.005677	10.88146		
بازده سهام	RET	-	-	0.0000	1.071922
		0.002960	6.153425		
اندازه شرکت	SIZE	0.001145	0.765496	0.4440	1.089321
ارزش بازار به دفتری	MB	0.000116	-	0.5156	1.021228
		-	0.650146		
سودآوری	ROA	-	-	0.0680	1.218570
		0.029402	1.825086		
اقدام تعهدی اختیاری	OPACITY	-	-	0.0003	1.120159
		0.045128	3.602566		
ضریب تعیین تعدیل شده					0.419268
F آماره					27.21984
معناداری					0.000000

با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر تعدیلگر رقابت بازار محصول* مالکیت مدیریت (HHI*MOWN) پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که رقابت بازار محصول دارای اثر معناداری بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص نوسانات بازده سهام) شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر تعدیلگر رقابت بازار محصول*

تصمیمات تجاری مضر خود نیز رنج خواهند برد. این یافته ها سازگار با نتایج مطالعه بن کریم و همکاران (۲۰۲۲) می باشد.

مراجع

۱. احمدی، محمد رمضان؛ واعظ، سید علی؛ آرمین، سید عزیز؛ درسه، سید صابر (۱۳۹۶)، بررسی تاثیر رقابت در بازار محصول بر خطر سقوط قیمت سهام، مجله علمی-پژوهشی دانش حسابداری مالی، ۴(۱۴): ۱۱۷-۱۴۲.
۲. اعلمی فر، ساناز (۱۳۹۴)، تاثیر نقدشوندگی سهام بر ریسک سقوط سهام، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.
۳. بنی مهد، بهمن، احمد یعقوب نژاد و الهام وحیدی کیا، (۱۳۹۴)، "نوان رقابتی محصول و هزینه حقوق صاحبان سهام"، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۲۶، صص ۱۰۷-۱۱۸
۴. پورحیدری، امید، سروستانی، امیر و رحمت اله هوشمند (۱۳۹۱)، تاثیر رقابتی بودن بازار محصول بر هزینه های نمایندگی، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۱۶، صص ۲۸-۱۳.
۵. پورحیدری، امید؛ ضیاقاسمی، میلاد؛ عبدزاده کنفی، محمد (۱۳۹۷)، بررسی رابطه رقابت در بازار محصول با ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بازار بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش های تجربی حسابداری، ۸(۳): ۲۹۹-۳۲۰.
۶. پورزمانی، زهرا و سلیمان خان، آرامه. "بررسی تاثیر ریسک رقابت در بازار محصول بر سطح انباشت وجه نقد در شرکت های دارای محدودیت تامین مالی و فرصت های سرمایه گذاری.
۷. تنائی، محسن. صدیقی، علیرضا. امیری، عباس (۱۳۹۴)، بررسی نقش سازوکارهای حاکمیت شرکتی در کاهش ریسک ریزش قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی، سال سوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۱)، صص ۵۰-۳۱.
۸. جعفری، وحید؛ پاک مرام، عسگر (۱۳۹۶)، مروری بر مفهوم ساختار رقابتی بازار محصول، حسابداری-مدیریت و اقتصاد با رویکرد پویایی اقتصاد ملی، صص ۱-۱۴.
۹. حاجی علیزاده، معصومه؛ جعفرزاده بی شک؛ محمدصادق (۱۳۹۹) بررسی ارتباط بین استراتژی نوآوری شرکت و ریسک سقوط قیمت سهام با تاکید بر عامل رفتاری مدیران شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، چشم انداز حسابداری و مدیریت دوره سوم بهار ۱۳۹۹ شماره ۲۱ (جلد ۱)
۱۰. خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۸۸)، دیدگاه های مختلف در مورد مفهوم و نظریه رقابت و تطبیق آن با وضعیت رقابت در بخش صنعت ایران، فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی، شماره ۵۱، صص ۴۰-۱۴.
۱۱. خدادادی، ولی ونیک کار، جواد ورشیدی باغی، محسن (۱۳۹۳) "تاثیر رقابت بازار محصول بر سیاست تقسیم سود"، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، ۶(۲۴): ۳۲-۲۱
۱۲. خدایی نهدی (۱۳۹۶)، بررسی اثرات رقابت در بازار محصول بر بازده سهام، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۲، صص ۱-۱۵۰
۱۳. خواجهی، شکرالله، محسنی فرد، غلامعلی، رضایی و حسینی راد، غلامرضا (۱۳۹۲)، بررسی اثرهای رقابت در بازار محصول بر مدیریت سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۱(۳)، صص ۱۱۷-۱۳۲.
۱۴. دعائی (۱۳۹۸) بررسی عوامل شرکتی موثر بر ریسک سقوط قیمت سهام براساس شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، اولین کنفرانس بین المللی چالش ها و راهکارهای نوین در مهندسی صنایع و مدیریت و حسابداری، صص ۱-۱۰.
۱۵. دیانتي ديلمی، زهرا و مرتضی بیانی، (۱۳۹۴)، "رابطه رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرس مستقل"، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۲۷، صص ۲۳-۳۸

وقتی اطلاعات گزارش شده توسط شرکت را با اطلاعات رقبای خود مقایسه می کنند، می توانند سودهای دستکاری شده یا اظهارات متقلبانه را تشخیص دهند. ضمن اینکه می توان پذیرفت رقابت در بازار محصول، تمایل مدیران را برای دستکاری سود کاهش می دهد و منجر به کیفیت بهتر سود می شود، زیرا اطلاعات با اطلاعات منتشر شده توسط رقبا مقایسه می شود. در چنین محیط اطلاعاتی غنی، مدیران کمتر احتمال دارد اخبار بد را جمع آوری کنند. بنابراین، رقابت در بازار محصول، تورم قیمت سهام را کاهش می دهد. در نهایت، مدیران برای کاهش هزینه سرمایه یا اجتناب از افزایش رقابت در فعالیت شرکت، مایل به افشای اخبار خوب هستند. وجود یک بازار محصول رقابتی فرصت طلبی مدیریتی و رفتار انباشت اخبار بد را محدود می کند. در چنین شرایطی، شرکت ها اخبار بد را به موقع افشا می کنند و کاهش قیمت سهام کمتری را تجربه می کنند. این یافته ها سازگار با نتایج مطالعه بن کریم و همکاران (۲۰۲۲) می باشد.

- فرضیه دوم: مالکیت مدیریت دارای اثر تعدیلی بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت می باشد.

در فرضیه دوم پژوهش به بررسی اثر تعدیلی مالکیت مدیریت بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد که با توجه به اینکه سطح معناداری به دست آمده برای متغیر تعدیلگر رقابت بازار محصول * مالکیت مدیریت (جداول ۴-۹ و ۴-۱۲) پایین تر از خطای ۵ درصد است، بنابراین می توان نتیجه گرفت که رقابت بازار محصول دارای اثر معناداری بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص نوسانات بازده سهام) شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. بیشتر اینکه ضریب به دست آمده برای متغیر تعدیلگر رقابت بازار محصول * مالکیت مدیریت مثبت است که نشان از اثر مستقیم این متغیر بر رابطه بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام (شاخص های چولگی منفی و نوسانات بازده سهام) شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. در این ارتباط می توان به این موضوع اشاره کرد که به عنوان یک دستگاه حاکمیت انضباطی، رقابت در بازار محصول تضادهای نمایندگی و اطلاعات نامتقارن را کاهش می دهد. تهدیدهای بازار مرتبط با این مکانیسم، مدیران را به افشای منظم اخبار بد و خوب و مدیریت کارآمد شرکت و اتخاذ تصمیمات بهینه سوق می دهد. تهدیدات سرمایه انسانی مدیران را به افشای منظم اطلاعات برای جلوگیری از نگرانی های شغلی سوق می دهد. این احتمالاً منجر به سقوط کمتر قیمت سهام می شود. مالکیت مدیریتی مکانیسم دیگری است که ممکن است مدیران را تحت تأثیر قرار دهد تا منافع خود را با منافع سهام داران هماهنگ کنند. هنگامی که مدیران مالک شرکت نیز باشند، نه تنها سرمایه انسانی بلکه سرمایه مالی آنها نیز در شرکت در خطر است. در نتیجه، آنها نسبت به فشارهای وارد شده توسط رقابت در بازار محصول حساس تر خواهند بود. در واقع، در پاسخ به رقابت بالای بازار، مدیران تمایل بیشتری به مدیریت بهتر شرکت های خود دارند تا از تلفات سهم بازار در صورت داشتن سهام بزرگ و بنابراین به عنوان مالک عمل کنند. مدیری که بخش بزرگی از سهام شرکت را در اختیار دارد، انگیزه بیشتری برای مدیریت بهتر و بهبود ارزش شرکت خواهد داشت، زیرا ثروت خود به انجام این کار بستگی دارد. در واقع، داشتن سهم بزرگی از سرمایه، مدیران را بیشتر نگران خطر از دست دادن ثروت خود می کند. این با خطر سقوط کمتر همراه است. این توسط فرضیه همسویی پشتیبانی می شود، که فرض می کند منافع مدیران با سهامداران خارجی همسو می شود، زمانی که مدیران سهام داران بزرگ شرکت هستند. آنها کمتر فرصت طلبانه عمل می کنند، زیرا از پیامدهای

۱۶. دیانتی دلمی، زهرا و مرتضی بیانی، (۱۳۹۴)، "رابطه رقابت بازار محصول و حق الزحمه حسابرس مستقل"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، شماره ۲۷، صص ۲۳-۳۸.
۱۷. رمزی، جعفر، قادری، سیدفرید و امین ذکایی آشتیانی (۱۳۸۹)، تحلیل شاخص‌های ارزیابی رقابتی بودن بازار برق ایران: مطالعه موردی، مدیریت بازرگانی، شماره ۵، صص ۴۱-۶۰.
۱۸. شهبازی، افشین؛ لعلی سرابی، امیر (۱۳۹۵)، بررسی تاثیر توانایی مدیران بر کارایی سرمایه‌گذاری و ریسک سقوط قیمت سهام، چهارمین همایش علمی پژوهشی یافته‌های نوین علوم مدیریت، کارآفرینی و آموزش ایران، صص ۱-۱۲.
۱۹. شهریاری، امیرحسین؛ فدایی، مهدی (۱۳۹۹)، بررسی تاثیر توانایی مدیران بر ریسک سقوط قیمت سهام با در نظر گرفتن نقش دوره تصدی مدیرعامل و رقابت در بازار محصول، فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، دوره: ۴، شماره: ۴۶، صص ۱-۲۱.
۲۰. صفرزاده، محمدحسین؛ رفیعی، افسانه (۱۳۹۳)، بررسی تبیین ارتباط بین رقابت در بازار محصول و راهبری شرکتی، مقاله پژوهشی، مقاله ۲، دوره ۵، شماره ۱۸، صص ۴۸-۲۵.
۲۱. طاهری عابد، رضا؛ شالیکار، حدیثه (۱۳۹۹) بررسی تاثیر سن بر ارتباط بین رقابت بازار محصول و ریسک سقوط قیمت سهام، اولین کنفرانس بین‌المللی چالش‌ها و راهکارهای نوین در مهندسی صنایع و مدیریت و حسابداری، صص ۱-۱۰.
۲۲. عباس زاده، محمدرضا، ودیعی، محمدحسین، بیگی، بهزاد (۱۳۹۳)، رقابت بازار محصول و معیارهای مختلف کیفیت سود مبتنی بر اصول فعالیت بازار. سومین کنفرانس ملی حسابداری و مدیریت.
۲۳. عباسی، ابراهیم، علی شهرتی و مریم قدک فروشان، (۱۳۹۳)، "بررسی تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر خطر ریزش قیمت سهام در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله دانش حسابداری، سال پنجم، شماره ۱۹، صص ۱۴۱-۱۶۲.
۲۴. عزیززاده، غلامرضا؛ پاک مرام، خداده‌ی شاملو، ناصر (۱۳۹۶)، بررسی ارتباط وضعیت رقابت در بازار محصول و نقدشوندگی سهام، اولین همایش حسابداری، مدیریت و اقتصاد با رویکرد پویایی اقتصاد ملی، صص ۱-۱۵.
۲۵. غفارلو، عباس؛ پورحیدری، امید (۱۳۹۱)، بررسی ارتباط بین ساختارهای رقابتی محصولات و محافظه‌کاری مشروط حسابداری، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال ۴، شماره ۲، صص ۴۱-۶۲.
۲۶. غیوری مقدم، علی و حاجب، حمیدرضا و پارسا، حجت (۱۳۹۳)، "بررسی تاثیر رقابت در بازار محصول بر کیفیت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پژوهش حسابداری، شماره ۱۵، صص ۱۹-۳۲.
۲۷. فروغی، داریوش و منوچهر میرزایی، (۱۳۹۱)، "تأثیر محافظه‌کاری شرطی حسابداری بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار"، مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، دوره چهارم، شماره دوم، صص ۷۷-۱۱۷.
۲۸. فروغی، داریوش. ساکیانی، امین (۱۳۹۵)، تأثیر سررسید بدهی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام، پژوهش حسابداری، شماره ۲۰.
۲۹. فولاد، فرزانه، احمد یعقوب نژاد و عبدالرضا تالانه، (۱۳۹۱)، "محافظه‌کاری و کاهش خطر سقوط قیمت سهام"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، (۱۹) ۶۹، صص ۹۹-۱۱۸.
۳۰. کامیابی، یحیی؛ دین پژوه، لادن؛ عسگری، وحیده (۱۳۹۲)، بررسی تاثیر محدودیت‌های مالی، سیاست سرمایه‌گذاری و رقابت در بازار محصول بر ارزش‌داری‌های نقدی، دومین کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری، صص ۱-۱۴.
۳۱. محفوظی، غلامرضا. مشکي میاوقی، مهدی. صادقی گرجی، نجمه (۱۳۹۵)، تأثیر ثبات سرمایه‌گذاری نهادهای بر ریسک سقوط قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، نخستین کنفرانس بین‌المللی پارادایم‌های نوین مدیریت هوشمندی تجاری و سازمانی، صص ۱۸-۱.
۳۲. مراد زاده فرد، مهدی (۱۳۹۹)، ساختار رقابت صنعت، قدرت بازار و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، (۴۷) ۱۲، صص ۲۳۸-۲۵۱.
۳۳. مرادی، زهرا؛ نبیانی، ملیکا (۱۳۹۶)، بررسی اثر هموارسازی سود بر ریسک سقوط قیمت سهام، اولین کنفرانس ملی نقش حسابداری، اقتصاد و مدیریت، صص ۱-۱۸.
۳۴. مقدم، عبدالکریم؛ موسوی، فرهاد (۱۳۹۴)، بررسی اثر محدودیت تأمین مالی و ابعاد رقابتی بودن بازار محصول بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، سومین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، صص ۱-۱۶.
۳۵. نمازی، محمد و رضایی، غلامرضا و ممتازیان، علیرضا (۱۳۹۳)، "رقابت در بازار محصول و کیفیت اطلاعات حسابداری"، مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، شماره دوم، پاییز و زمستان ۹۳، صص ۱۶۶-۱۳۱.
۳۶. نمازی، محمد و رضایی، غلامرضا (۱۳۹۲)، بررسی اثرات رقابت در بازار محصول بر سیاست تقسیم سود نقدی شرکت‌ها، مجله راهبرد مدیریت مالی، (۳) ۱، صص ۱-۲۴.
۳۷. نمازی، محمد، ابراهیمی، شهلا (۱۳۹۱)، بررسی ارتباط بین ساختار رقابتی بازار محصول و بازده سهام، فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی، (۱) ۲، صص ۹-۲۷.
38. Ambrose, B. Diop, M. Yoshida, J (2015). Firm-Speci_c Investments, Product Market Competition, and the Risk of Corporate Value . The accounting, pp112-220.
39. Balakrishnan, K. and Cohen, D, (2011), "Product Market Competition and Financial Accounting Misreporting", Working paper, University of Pennsylvania and University of Texas, Dallas, TX.
40. Benkraiem Ramzi, Emiliós Galaríotís, Assil Guizani, Faten Lakhali (2022), Product market competition and stock price crash risk: Exploring the role of managerial ownership, Research in International Business and Finance, <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101786>
41. Boubaker, S, Saffar, W, Sassi, S. (2017), Product Market Competition and Debt Choice, The Review of Financial Studies, PP1-48.
42. Brent Ambrose, Moussa Diop, Jiro Yoshida (2014), Product Market Competition and Corporate Real Estate Investment under Demand Uncertainty. The Ahe Accounting Review, 79(4), 967-1010.
43. Chauhan, Y., Humar, S., Pathak, R., (2017), Stock liquidity and stock prices crash-risk: Evidence from India, North American Journal of Economics and Finance, 41 (3) 70-81.
44. Chen, Joseph, Harrison Hong, and Jeremy C. Stein, (2001), "Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices", Journal of Financial Economics, 61, PP. 345-81.
45. Cheong, M, Lee, A (2011). product market competition, investment and financing company. Academy of Management Journal, 38: 453-482.
46. Choy Siu Kai, Gerald J. Lobo, Ying Zheng (2019), Asset Growth and Stock Price Crash Risk, Electronic copy available at: <https://ssrn.com/abstract=3481709>
47. Datta, S., Iskandar-Datta, M. and Singh, V. (2013), "Product market power, industry structure, and corporate earnings management", Journal of Banking & Finance, Vol. 37 No. 8, pp. 3273-3285.
48. Dedman, Elisabeth, and Clive Lennox., (2009), "Perceived Competition, Profitability and the Withholding of Information about Sales and the Cost of Sales", Journal of Accounting and Economics, 48-2, 3, PP. 210-30.
49. Dhaliwal, Dan, Shawn Huang, Inder K. Khurana, and Raynolde Pereira, (2014), "Product Market Competition and Conditional Conservatism", Review of Accounting Studies, PP. 1-37

61. Laksmana, I, Yang, Y. a. (2015). "Product market competition and corporate investment decisions", *Review of Accounting and Finance*, Vol. 14 Iss: 2, pp.128 – 148.
62. Li Jia and Zhengying Luo (2020) The impact of product market competition on stock price crash risk, <https://www.emerald.com/insight/0885-8624.htm>
63. Li, G., (2010). The pervasiveness and severity of tunneling by controlling shareholders in China. *China Economic Review*, 21(2), pp.310–323.
64. Lifeng, Gu (2015), Product Market Competition, R&D Investment and Stock Returns, *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting*, PP1-66.
65. Lina and Su (2017), Specific fluctuations and liquidity risk with regard to stock returns, *Journal of Accounting & Economics*, 12(7): 120-145.
66. Liu Jiaxin, Dongliang Lei (2021), Managerial ability and stock price crash risk – the role of managerial overconfidence, *Review of Accounting and Finance*, <https://www.emerald.com/insight/1475-7702.htm>
67. Cecilia M. Bustamante Andrés Donangelo (2014), Product Market Competition and Industry Returns, ISSN 0956-8549-728.
68. Peress, J. (2010), "Product Market Competition, Insider Trading, and Stock Market Efficiency", *The Journal of Finance* 65 (1), PP. 1-43
69. Shleifer, Andrei, (2004), "Does Competition Destroy Ethical Behavior?", *American Economic Review*, 94-2, PP. 414-418.
70. Tang H-Wen, Chen A, How do market power and industry competition influence the effect of corporate governance on earnings management?, *Quarterly Review of Economics and Finance* (2020) doi: <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.02.001>
71. Teng, M. , Li, C. (2011). Product Market Competition, Board Structure and Disclosure Quality. *Frontiers of Business Research in China*: 5 (2) 291-316.
72. Yoon Kim, J. B., Wang, Z., Zhang, L. (2016). CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk, Working Paper, Available: <http://www.ssrn.com>.
50. Dung et al. (2016), Does the maturity of the debt affect the risk of a future decline in the stock price of the companies?, [International Review of Economics & Finance Volume 43](https://www.emerald.com/insight/0885-8624.htm), 42(21): 220-145.
51. Ellis, Jesse A., C. Edward Fee, and Shawn E. Thomas, (2012), "Proprietary Costs and the Disclosure of Information about Customers", *Journal of Accounting Research*, 50-3, PP. 685-727.
52. Fosu. S (2013). " Capital structure, product market competition and firm performance: Evidence from South Africa". *The Quarterly Review of Economics and Finance*.
53. Galdon-Sanchez, Jose E., and James A. Schmitz, Jr., (2002), "Competitive Pressure and Labor Productivity: World Iron-Ore Markets in the 1980's", *American Economic Review*, 92-4, PP.1222-35
54. Galdon-Sanchez, Jose E., and James A. Schmitz, Jr., (2002), "Competitive Pressure and Labor Productivity: World Iron-Ore Markets in the 1980's", *American Economic Review*, 92-4, PP.1222-35
55. Garg Mukesh, Khedmati Mehdi, Meng Fanjie, Prabanga Thoradeniya (2020), Tax avoidance and stock price crash risk: mitigating role of managerial ability, The current issue and full text archive of this journal is available on Emerald Insight at: <https://www.emerald.com/insight/1743-9132.htm>
56. Griffith, R. ,(2001), "Product Market Competition, Efficiency and Agency Cost: An Empirical Analysis" Working Paper, Institute for Fiscal Studies.
57. Hoberg, Gerard, Gordon Phillips, and Nagpurnanand Prabhala, (2014), "Product Market Threats, Payouts, and Financial Flexibility", *Journal of Finance*, 69-1, PP. 293-324
58. 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.
59. Jin, L. and Myers, S. C. (2006), "R2 around the World: New Theory and New Tests ,", *Journal of Financial Economics* 79 (2), PP. 257-292.
60. Kim, J., Wang, Z.H., Zhang, L., (2016), CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48 (1): 137–64.