

Investigating the Impact of Economic Uncertainty on Stock Liquidity with an Emphasis on CEO Tenure

*Arash Derakhshanmehr^{*1}*

Roghayhe Nazari²

Ali Mashayekhi³

(Receipt: 2022.12.07- Acceptance:2023.03.19)

Abstract

In the current study, the impact of economic uncertainty on stock liquidity has been investigated with an emphasis on CEO tenure. This research is practical in purpose, and from a correlation methodological perspective, it is causal (post-event). The research population consists of companies admitted to the Tehran Stock Exchange. A systematic elimination sampling method has been used to select 124 companies from 2012 to 2019. In this research, macroeconomic variables, including changes in the inflation rate, interest rate, exchange rate and gross domestic product (GDP), have been used to assess economic uncertainty. Furthermore, both autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH) and generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) models have been employed to investigate uncertainty. Finally, by using the panel data model and multivariate regression, research hypotheses have been investigated. According to the results of the classical hypothesis test based on variance heterogeneity, the generalized least squares (GLS) method has been utilized. According to research findings, economic uncertainty has a substantial impact on stock liquidity. The interactive effects of CEO tenure along with changes in inflation and interest rates on stock liquidity are inverse and significant. For economic growth and exchange rate changes, however, they are positive and significant.

Key Words: Economic Uncertainty, Stock Liquidity, conditional heteroscedasticity

1.Department of Accounting, Mamaghan Branch, Islamic Azad University, Mamaghan, Iran.

*.Corresponding author: derakhashannmehr@iaumamaghan.ac.ir

2.Department of Economic, Mamaghan Branch, Islamic Azad University, Mamaghan, Iran.

3.Post Graduated of Accounting, Mamaghan Branch, Islamic Azad University, Mamaghan, Iran.

بررسی تاثیر عدم اطمینان اقتصادی بر نقد شوندگی سهام با تاکید بر دوره تصدی مدیر عامل

آرش درخشان مهر^{۱*}

رقیه نظری^۲

علی مشایخی^۳

(دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۱۶- پذیرش نهایی: ۱۴۰۱/۱۲/۲۸)

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی تاثیر عدم اطمینان اقتصادی بر نقدشوندگی سهام با تاکید بر دوره تصدی مدیر عامل پرداخته است. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش شناسی همبستگی از نوع علی (پس رویدادی) می باشد. جامعه آماری پژوهش شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه گیری حذف سیستماتیک، ۱۲۴ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده بین سال های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش برای عدم اطمینان اقتصادی از متغیرهای کلان اقتصادی شامل تغییرات نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. همچنین برای بررسی نااطمینانی از روش مدل های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (ARCH) و خود رگرسیون تعمیم یافته (GARCH) استفاده شده است. نهایتاً با استفاده از الگوی داده های تابلویی و به کمک رگرسیون چندمتغیره، به بررسی فرضیه های تحقیق پرداخته شده و با توجه به نتایج آزمون فروض کلاسیک مبنی بر ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم (GLS) یافته استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می دهد که عدم اطمینان اقتصادی بر نقدشوندگی سهام تاثیر معنی دار دارد. اثرات تعاملی دوره تصدی مدیر عامل به همراه تغییرات نرخ تورم، نرخ بهره، بر نقد شوندگی سهام معکوس و معنی دار بوده ولی برای تغییرات رشد اقتصادی و نرخ ارز مثبت و معنی دار می باشد.

واژه های کلیدی: عدم اطمینان اقتصادی، نقد شوندگی، ناهمسانی واریانس شرطی

۱. گروه حسابداری، واحد ممقان، دانشگاه آزاد اسلامی، ممقان، ایران

*. نویسنده مسئول: derakhashanmehr@iaumamaghan.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، واحد ممقان، دانشگاه آزاد اسلامی، ممقان، ایران

۳. دانش آموخته حسابداری، واحد ممقان، دانشگاه آزاد اسلامی، ممقان، ایران

مقدمه

نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار یکی از دغدغه های اصلی سرمایه گذاران می باشد. در واقع نقد شوندگی به معنای سرعت تبدیل سرمایه گذاری ها یا دارایی ها به وجوه نقد با حداقل هزینه و در کمترین زمان، که نقش و تاثیر حائز اهمیتی در جذابیت سرمایه گذاری، تصمیم گیری سرمایه گذاران و تخصیص درست منابع دارد (آمیهود؛ ۲۰۰۲). فقدان نقدشوندگی به معنای ریسک نقدشوندگی، ممکن است تاثیر منفی بر ارزش سهام بگذارد، چرا که سرمایه گذاران ریسک گریز برای جبران ریسکی که متحمل می شوند، نیازمند بازده اضافی به نام صرف ریسک هستند و نیز ترجیح می دهند در اوراقی که از نقدشوندگی بالاتری برخوردار می باشد سرمایه گذاری نمایند، از این رو ریسک نقدشوندگی یکی از پارادایم های اصلی بازار مالی است که حداکثر سازی ثروت سهام داران به آن وابسته است (بکرت و همکاران، ۲۰۰۷). سرمایه گذاران به دلیل وجود ریسک نقد شوندگی نرخ بازده مورد انتظار خود را تعدیل می نمایند و این تعدیل موجب افزایش هزینه سرمایه شرکت می گردد. همچنین ریسک نقدشوندگی در قیمت گذاری دارایی ها و کارایی بازار نقش قابل توجهی دارد (یودین، ۲۰۱۷). از طرفی، عدم اطمینان یک مفهوم مرکزی و کلیدی در ادبیات نظریه سازمان است. تامسون^۴ (۱۹۷۲) در کتاب کلاسیک خود، سازمان ها در عمل، معتقد است که عدم اطمینان، مشکل و مسئله ای اساسی است که مدیران سطح بالای سازمان باید با آن سازگار شوند. عدم قطعیت را می توان در یک مفهوم کلی به صورت عدم توانایی در پیش بینی پیامد ها تعریف کرد. این مفهوم در زمینه های مختلف مورد توجه قرار گرفته است. در اقتصاد این موضوع اولین بار توسط نایت مورد بررسی قرار گرفت فرانک نایت^۵ (۱۹۲۱)، اقتصاددان دانشگاه شیکاگو، نخستین بار تعریفی برای عدم قطعیت مطرح کرده است. با این حال در طی سالیان گذشته مفهوم عدم قطعیت در اقتصاد گسترش پیدا کرده و در کاربردهای مختلف آن مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. عدم قطعیت در واقع یکی از نشانه ها و علائم نبود اطمینان در اقتصاد یا سیاست یا هر زمینه دیگر است. در این صورت اشخاص یا فعالین هر حوزه ای نمی توانند به درستی درباره آینده اطلاعات داشته و آن را پیش بینی کنند. در شرایط عدم قطعیت، فرآیند برنامه ریزی و تصمیم گیری و همچنین سیاست گذاری در همه ی بخش های اقتصادی از جمله بازار مالی با اختلال مواجه می شود، چرا که امکان پیش بینی کاهش می یابد و تحقق چشم اندازهای آینده برای عاملان اقتصادی دشوار می شود. در چنین شرایطی عاملان اقتصادی در مورد تصمیمات مربوط به مصرف، پس انداز و یا سرمایه گذاری با عدم قطعیت مواجه خواهند بود. هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی تاثیر عدم اطمینان اقتصادی با تاکید بر یکی از ویژگی های مدیر عامل (دوره تصدی مدیر عامل) بر شاخص بازار سهام (نقدشوندگی سهام) است. آندرو و همکاران^۶ در سال ۲۰۱۳ نشان دادند که مدیران شرکت ها به عنوان مباشران سهام داران به شمار می آیند؛ اما سهام داران اطلاعات ناقصی درخصوص نحوه ی عملکرد شرکت دارند. آنها اعتقاد دارند مدیران با توانایی بالاتر باعث بهبود عملکرد شرکت به نفع کلیه سهام داران می گردند؛ آن ها با تکیه بر توانایی های خود، حوزه های مناسب سرمایه گذاری را تشخیص داده و موجب رونق بیشتر و سودآوری بالاتر شرکت متبوع خویش می گردند و از این رو، تمایل بیشتری نسبت به ابراز و انتشار فعالیت های خویش دارند که این مسأله نیز باعث افزایش سطح شفافیت در شرکت می شود. به اعتقاد استین^۷ (۱۹۸۹) حاصل افزایش شفافیت در شرکت نیز کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بوده که باعث اعتماد سهام داران و سرمایه گذاران به توانایی های مدیریت خواهد بود. از طرف دیگر به اعتقاد خواجوی و همکاران^۸ (۱۳۹۷) یکی از تضادهای بین مدیران و ذی نفعان شرکت، این است که افق تصمیم گیری مدیران برای شرکت، کوتاه تر از افق سرمایه گذاری سهام داران است. ادعای مدیران نسبت

1. Amihud
2. Bekeart and at all
3. Uddin
6. Thomson
5. Frank Knight
6. Andreou
7. Stein

به شرکت، تنها محدود به دوره تصدی آن هاست و همین مسأله ممکن است باعث افزایش عدم تقارن اطلاعاتی گردد. مدل خطر اخلاقی براساس عدم تقارن اطلاعاتی بیان می کند که مدیران به جای هزینه هایی که باعث ایجاد نتایج بلندمدت و بهینه برای شرکت می گردد، به دنبال نتایج زودگذری هستند که به منفعت خود آن ها هم باشد؛ از اینرو، ممکن است با توجه به ایجاد زاویه در منافع مدیران) متأثر از دوران تصدی آنها و ذی نفعان، شفافیت گزارشات ارایه شده نیز توسط مدیریت مورد شائبه قرار گیرد. این شرایط اهمیت بررسی مساله را در دوران عدم اطمینان اقتصادی چند برابر می کند. این مطالعه به دنبال بررسی این موضوع است که در شرایطی که عدم اطمینان اقتصادی وجود دارد آیا دوره تصدی مدیریت می تواند به عنوان مکانیزمی جهت حمایت از سرمایه گذاران در نظر گرفته شود؟ گفتنی است نوآوری این پژوهش نسبت به سایر پژوهش ها در این است که، بیشتر مطالعات در مورد عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی، عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی را از منظر تغییرات آغاز و پایان سال متغیرهای کلان اقتصادی اندازه گیری کرده اند، در صورتی که در این پژوهش برای به دست آوردن شاخص عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ارچ) و خودرگرسیو تعمیم یافته (گارچ) استفاده شده است.

مبانی نظری تحقیق و مروری بر پیشینه پژوهش

عدم اطمینان اقتصادی: یکی از ویژگی های بارز هر محیط اقتصادی، عدم اطمینان محیطی می باشد و تصمیمات درست و عقلایی بر مبنای اطلاعاتی گرفته می شود که ریسک و شرایط اطمینان را تشریح کند و یا حداقل به شناخت آن کمک نماید. در بیان مفهوم نااطمینانی می توان گفت وضعیتی که وقایع آینده و یا احتمال رخ دادن آن ها پیش بینی شده نباشد. به بیان دیگر علت اصلی نااطمینانی فقدان دانش پیش بینی است. عدم قطعیت می تواند حالتی را شامل شود که در آن خروجی ها نیز مشخص نباشد یا به طور دقیق تر طیف وسیعی از وقوع خروجی ها ممکن باشد عدم قطعیت اقتصادی سبب می شود افق تصمیم گیری آحاد اقتصادی اعم از خانوار، بنگاه، نهادهای مالی یا دولت کوتاه مدت شود و به علاوه برای آنکه آسیب کمتری در صورت وقوع پیشامدهای نامناسب داشته باشند، تصمیمات خود را بر اساس بدترین شرایط ممکن تنظیم کنند. در وضعیت عدم قطعیت چشم انداز آینده مبهم بوده و همین امر آحاد اقتصادی را نسبت به اخذ تصمیم بلندمدت دچار تردید می کند. در چنین شرایطی بنگاه افق تصمیم گیری به مراتب کوتاه تری خواهد داشت و از این رو در تصمیمات مربوط به سرمایه گذاری که نوعاً تصمیمات بلندمدت است، تجدیدنظر می کند. از سوی دیگر خانوار نیز در صورتی که در چشم انداز آتی، نسبت بازدهی پس انداز خود نسبت به مصرف را کاهش یافته ببیند، تصمیمات مصرف خود را تغییر داده و ممکن است به مصرف بیشتر در زمان فعلی روی آورد یا پس انداز خود را به سمت بازارهای دارایی که بتواند عدم قطعیت های آتی را پوشش دهد سوق دهد عدم قطعیت اقتصادی، احتمال تشدید عدم تقارن اطلاعاتی بین آحاد اقتصادی را هم افزایش می دهد و باعث می شود کژگزینی و کژمنشی در رفتار آحاد اقتصادی افزایش یابد. به طور مشخص در رابطه بنگاه اقتصادی با نهادهای مالی، افزایش عدم قطعیت های اقتصادی امکان ارزیابی صحیح رتبه اعتباری بنگاه های اقتصادی را برای نهادهای مالی کاهش داده و به علاوه احتمال عدم بازپرداخت منابع مالی را نیز افزایش می دهد. در صورتی که نهادهای مالی خود از وضعیت مناسبی برخوردار نباشند و تداوم حیات آن وابسته به تامین منابع از سوی بانک مرکزی باشد، وقوع عدم قطعیت های اقتصادی می تواند کژمنشی و کژگزینی در رابطه بین بانک های تجاری و بانک مرکزی را نیز تشدید کند. این شرایط سبب می شود تا تخصیص منابع اقتصاد تغییر کرده و وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی متأثر شود و بسته به شرایط اولیه پیش از وقوع عدم قطعیت ها چشم انداز متفاوتی از شرایط اقتصادی را پیش روی آحاد اقتصادی قرار دهد (متین فرد و چهار محالی ۱۴۰۱). در این پژوهش نوسانات نرخ ارز، نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ رشد به عنوان شاخص های عدم قطعیت در اقتصاد کلان در نظر گرفته شده است (جعفری عظیمی و صمیمی، ۱۳۹۴).

نقدشوندگی سهام: بازار کاملاً نقد شونده، بازاری است که هر مقدار از اوراق بهادار می‌تواند فوراً و بدون هزینه به وجه نقد تبدیل شود یا هر مقدار وجه نقد می‌تواند به اوراق بهادار تبدیل شود. در واقع بازار نقدشونده بازاری است که هزینه معاملات مرتبط با اوراق بهادار در حداقل باشد. هزینه معاملات شامل هزینه‌های ضمنی و صریح^۱ است. هزینه‌های صریح شامل هزینه‌های مربوط به حق دلالی کمیسیون‌ها^۲ و مالیات‌های دولت^۳ است. این هزینه‌ها به آسانی به صورت کمی درمی‌آیند اما خارج از کنترل مستقیم بورس اوراق بهادار است و بنابراین در نظر گرفته نمی‌شود. توجه اساسی در معاملات بر هزینه‌های ضمنی معامله همچون اختلافات قیمت پیشنهادی خرید و فروش^۴، هزینه‌های تأثیر بازار و هزینه‌های فرصت است که به موجب تکنولوژی، مقررات، انتشار اطلاعاتی، مشارکت اطلاعاتی و ابزارهای اطلاعاتی ناکارا و یا ناکافی است (آیتکن و کامرتن فورده^۵، ۲۰۰۳). تعاریف مختلفی از نقدشوندگی در کتاب‌ها و مقالات مالی و مدیریت مالی وجود دارد که در جدول (۱) به تعدادی از آنها اشاره شده است:

جدول (۱): تعاریف نقد شوندگی

توانایی یک شرکت جهت پرداخت وجه نقد برای تعهداتش در زمانی که این تعهدات سررسید می‌شود،	مُیر و همکارانش ^۶ (۱۹۹۸)
سرعت و سهولت نسبی است که یک دارایی می‌تواند به وجه نقد تبدیل شود	بودی و مرتن ^۷ (۱۹۹۸)
نقدشوندگی، ارزانی، سرعت و اطمینانی است که ارزش دارایی می‌تواند به پول تبدیل شود.	بکرت و همکارانش ^۸ (۲۰۰۳)
درجه‌ای است که یک دارایی می‌تواند به سرعت و به سهولت بدون دست دادن ارزش فروخته شود	آرنلده ^۹ (۲۰۰۵)
توانایی برای تعداد زیاد معامله با سرعت بالا در هزینه پایین و با اثر قیمتی کم	لیو ^{۱۰} (۲۰۰۶)
نقدشوندگی عبارت است از توانایی سرمایه‌گذاران برای تبدیل اوراق بهادار به وجه نقد در یک قیمت مشابه نسبت به معامله قبلی در اوراق بهادار، با فرض این که هیچ اطلاعات جدید و مهمی از وقتی که معامله قبلی صورت گرفته، وارد نشده باشد	شوبها رنجان و همکاران ^{۱۱} (۲۰۲۰)

تأثیر ثبات مدیریت (دوره تصدی مدیر عامل) بر نقد شوندگی سهام در شرایط عدم اطمینان اقتصادی: دوره تصدی به عنوان معیاری برای سنجش میزان افق تصمیم‌گیری مدیران عامل در نظر گرفته می‌شود (اکازیو، ۱۹۹۴). یکی از موضوع‌های اساسی در سرمایه‌گذاری میزان نقدشوندگی دارایی هاست. نقش عامل نقدشوندگی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها بسیار مهم است؛ زیرا 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 مورد نظر خود را برمی‌گزینند. تغییر قیمت سهام در بازار امری عادی تلقی می‌گردد اما موضوعی که همواره موجب نگرانی سرمایه‌گذاران است، موضوع تغییرات ناگهانی قیمت سهام می‌باشد که این پدیده تحت تأثیر وجود مدیرانی می‌باشد که از توانایی و مهارت بالایی برخوردارند، مدیران هر اندازه از توانایی بالاتری برخوردار باشند بهتر می‌توانند اخبار بد شرکت را در راستای دستیابی به منافع خود

1. Explicit And Implicit Costs
2. Brokerage Commissions
3. Government Taxes
4. Bid-Ask Spreads
5. Aitken And Comerton-Forde
6. Moyer Et Al.
7. Bodie And Merton
8. Bekaert, Et Al.
9. Arnold
10. leo
11. Shubha Ranjan
12. Ocasio

انباشت کنند (فروغی و ساکیانی، ۱۳۹۷). در دنیای امروز مدیریت نقش تعیین کننده‌ای در افزایش بازدهی و بهره‌وری شرکت‌ها دارد. در دنیای رقابتی امروز فشار زیادی برای دستیابی سریع به نتایج مطلوب و به تبع آن تصمیم‌گیری‌های سریع وجود دارد که مدیران در اجرای این مهم نقش حیاتی دارند و گاه در اثر نرسیدن به نتایج مطلوب در زودترین زمان ممکن تغییرات مدیریتی در سازمان صورت می‌گیرد. مدیران در ابتدای انتصاب به هر مسئولیت، دوره غیر مؤثر را می‌گذرانند و پس از آن دوره تأثیر مثبت فعالیت‌های آنان شروع می‌شود. حال اگر مدیران قبل از رسیدن به این دوره از سمت خود برکنار شوند هزینه‌های زیادی برای شرکت ایجاد خواهد کرد (همبریک و همکاران، ۱۹۹۳). دوره تصدی مدیران عامل بیانگر تعداد سال‌هایی است که آن‌ها در سمت مدیران عامل از زمان انتصاب به این وظیفه مشغول می‌باشند. هرچه دوره تصدی مدیرعامل طولانی‌تر شود، این طور متصور است که تأثیرگذاری بر عملیات شرکت بیشتر بوده و با توجه به موقعیت راهبردی خود کنترل بیشتری بر تصمیمات حاکمیت شرکتی دارد؛ بنابراین شاخص قدرت مدیرعامل با اندازه‌گیری تعداد سال‌هایی که وی تصدی این سمت را به عهده داشته به دست می‌آید (دیانتی و همکاران، ۱۳۹۲).

در این پژوهش یکی از شاخص‌های توانایی، دوره تصدی به عنوان ویژگی‌های رفتاری مدیران استفاده شده و تأثیر آن بر نقدشوندگی سهام در شرایط عدم اطمینان اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها نیز از بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است.

پیشینه پژوهش

پیشینه داخلی: توانگر حمزه کلایی و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به اثر تمرکز مالکیت نهادی منفعل، دوره تصدی مدیرعامل و رقابت بازار محصول بر رابطه بین اغفال توجه سرمایه‌گذاران نهادی منفعل و عدم شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها پرداختند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که اغفال توجه سرمایه‌گذاران نهادی منفعل تأثیر منفی و معناداری بر شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها دارد و علیرغم اینکه تمرکز مالکیت سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معناداری بر شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها دارند لیکن اغفال توجه سرمایه‌گذاران نهادی منفعل تنها در شرکت‌های دارای سطح تمرکز مالکیت نهادی منفعل بیشتر از ۱۵٪، تأثیر منفی و معناداری بر شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها دارد. همچنین، بر اساس نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش، اغفال توجه سرمایه‌گذاران نهادی منفعل در شرکت‌های دارای مدیران عامل جدید، تأثیر مثبت و معناداری بر شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها دارد ولی در شرکت‌های دارای رقابت سطح بازار محصول، تأثیر معناداری بر شفافیت اطلاعاتی شرکت‌ها ندارد.

کاویانی فر و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی تحت عنوان بررسی تأثیر عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی بر مدیریت مالیاتی با استفاده از رگرسیون دو مرحله‌ای مدل فاما مکبث پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که معیارهای عدم اطمینان اقتصادی (رشد تولید ناخالص ملی، نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ بهره) تأثیر مثبت و معناداری بر هر سه معیار مدیریت مالیاتی یعنی فرار مالیاتی، اجتناب از مالیات و سیاست جسورانه مالیاتی دارد. متین فرد و چهارم‌حالی (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر اجتناب مالیاتی پرداختند. با استفاده از نمونه‌ای شامل ۱۳۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ و استفاده از رگرسیون چند متغیره جهت آزمون فرضیه‌ها، نتایج تحقیق نشان داده است که، عدم اطمینان اقتصادی بر مبنای شاخص‌های اندازه‌گیری تورم، شاخص بازده بازار سهام و نرخ تولید ناخالص داخلی، بر اجتناب مالیاتی تأثیر مثبت و معناداری دارد.

یحیی کامیابی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی با عنوان "ویژگی‌های رفتاری مدیران و نقدشوندگی سهام"، دوره تصدی را به عنوان معیاری برای سنجش میزان افق تصمیم‌گیری مدیران عامل در نظر گرفتند. در این پژوهش از شاخص‌های توانایی،

دوره تصدی و خوش بینی مدیریت به عنوان ویژگی های رفتاری مدیران استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی داده ها بیانگر آن بود که ویژگی های رفتاری مورد بررسی در این پژوهش شامل خوش بینی، توانایی و دوره تصدی مدیریت اثر معناداری بر نقدشوندگی سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس تهران نداشته است و مبادلات سهام در بورس تهران تا حد زیادی تحت تأثیر ویژگی های رفتاری مدیران شرکت نبوده و از سایر اطلاعات برای شکل دهی قیمت و حجم مبادلات بهره مند می شود.

داداشی و همکاران (۱۳۹۷) در تحقیقی با عنوان تأثیر خوش بینی مدیران بر همزمانی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به بررسی ۱۱۲ شرکت طی سال های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ پرداختند. آن ها برای سنجش همزمانی از مدل بیوتروسکی و روستون (۲۰۰۵) و برای خوش بینی از سه شاخص باقی مانده مدل رشد، دقت پیش بینی سود فصلی و مازاد مخارج سرمایه ای استفاده کردند. یافته ها نشان داد مطابق با مبحث تئوریک، خوش بینی (مازاد مخارج سرمایه ای) اثر مثبت و معناداری بر همزمانی قیمت سهام دارد. در خصوص دو پروکسی دیگر خوش بینی، اثر معناداری مشاهده نشد.

قادری و همکاران (۱۳۹۷) در تحقیقی با عنوان تأثیر عامل رفتاری اطمینان بخش بیش از حد مدیران بر اثربخشی مدیریت ریسک به بررسی ۱۱۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند، آن ها به روش داده های ترکیبی و مدل اثرات ثابت این تأثیر را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و بر اساس نتایج این پژوهش شیوه های مدیریت ریسک سازمانی متأثر از سوگیری های رفتاری و بیش اطمینانی مدیران بوده و اثربخشی خود را از دست خواهد داد لذا اثر اطمینان بیش از حد مدیران بر مدیریت ریسک پذیرفته می شود.

فروغی و فرجامی، ۱۳۹۴ به بررسی تأثیر همزمانی قیمت و نوسان های بازده سهام بر نقدشوندگی سهام پرداختند. آن ها برای سنجش همزمانی قیمت سهام از معیار ضریب تعیین مدل بازار و نوسان های بازده سهام به تفکیک نوسان سیستماتیک و غیرسیستماتیک به ترتیب از طریق جذر واریانس سیستماتیک و غیرسیستماتیک سهام استفاده کردند، آن ها دریافتند همزمانی قیمت سهام و نوسان سیستماتیک بازده سهام بر نقدشوندگی سهام تأثیر مثبت دارد در حالی که نوسان غیرسیستماتیک بازده سهام تأثیر منفی بر نقدشوندگی سهام دارد.

پیشینه خارجی تحقیق: مس برابر^۱ و همکاران (۲۰۲۲) بررسی کردند که آیا شبکه های اجرایی بر محیط اطلاعاتی پیرامون سهام در یک محیط بین المللی تأثیر می گذارند یا خیر. آنها متوجه شدند که شرکت هایی که مدیران آنها ارتباط بیشتری دارند، از هزینه های نقدینگی سهام کمتری برخوردار هستند، زیرا شبکه های اجرایی، عدم تقارن اطلاعاتی را برای شرکت کنندگان بازار کاهش می دهند. با این حال، اثرات مثبت شبکه های اجرایی بر نقدشوندگی سهام در کشورهایی که حمایت از سرمایه گذاران رده بندی می شوند ضعیف تر است. آنها به طور تجربی اثرات شبکه را به یک کانال اطلاعاتی و یک کانال قدرت تفکیک کردند و متوجه شدند که در جایی که نهادها شفافیت و مسئولیت پذیری را تقویت می کنند، کانال اطلاعات غالب است.

زو و همکاران (۲۰۲۰) با بررسی تأثیر اغفال توجه سرمایه گذاران نهادی منفعل بر شفافیت اطلاعاتی شرکت ها دریافتند که شرکت های دارای اغفال توجه سرمایه گذاران نهادی منفعل، شفافیت اطلاعاتی کمتری دارند و این شفافیت کمتر در شرکت های دارای مالکیت نهادی منفعل متمرکزتر، مشهودتر است. علاوه بر این، نتایج بررسی های آنها نشان داد که شفافیت اطلاعاتی کمتر ناشی از اغفال توجه سرمایه گذاران نهادی منفعل در شرکت های دارای صنایع رقابتی و نیز شرکت های دارای مدیرعامل جدید بارزتر است و بیان کردند هنگامی که مدیران انگیزه های زیادی برای کاهش شفافیت محیط اطلاعاتی شرکت ها دارند، کاهش شدت نظارت به یک کاهش بزرگتر در شفافیت اطلاعاتی شرکت منجر می شود.

کلنس و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر نرخ مالیات پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که عدم اطمینان اقتصادی تأثیر منفی و معناداری بر نرخ مالیات دارد. همچنین نتایج پژوهش آنها نشان داد که عدم اطمینان سیاسی تأثیر منفی و معناداری بر نرخ مالیاتی دارد.

گائو و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر بازده سهام شرکتها پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که عدم اطمینان اقتصادی تأثیر منفی و معناداری بر بازده سهام دارد. همچنین نتایج پژوهش آنها نشان داد که عدم اطمینان سیاسی تأثیر منفی و معناداری بر بازده سهام دارد.

مک لیند و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی افق حرفه ای و دوره تصدی مدیرعامل بر روی عملکرد آینده شرکت پرداختند. آن ها معتقد بودند که مدیرعامل با افق حرفه ای کوتاه مدت (این متغیر با استفاده از سن آن ها اندازه گیری شده است) استراتژی ریسک گریزی را استفاده خواهد کرد که این به طور متوسط باعث، تأثیر منفی بر روی عملکرد آینده شرکت می شود.

با توجه به پیشینه تحقیق در مطالعاتی که به منظور بررسی تاثیر ویژگی های رفتاری مدیران بر میزان نقد شوندگی سهام و برخی از شاخص های سهام انجام گردیده است، نتیجه گیری می شود که تاثیر دوره تصدی مدیر عامل به عنوان معیاری برای سنجش ثبات مدیریت و افق تصمیم گیری در شرایط مختلف بر شاخص های سهام متفاوت است. در این مطالعه با توجه به موضوع عدم اطمینان اقتصادی و اهمیت اثر گذاری آن بر شاخص های سهام بویژه شاخص نقد شوندگی سهام، تاثیر ثبات مدیریت در شرایطی که عدم اطمینان اقتصادی وجود دارد بر نقد شوندگی سهام مورد بررسی قرار گرفته است. لذا با توجه به تئوری تحقیق و پیشینه های تحقیق این مطالعه به دنبال بررسی تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی بر نقدشوندگی سهام با تاکید بر ثبات مدیریت (دوره تصدی مدیریت) می باشد، بنابراین فرضیه های زیر مطرح می گردد:

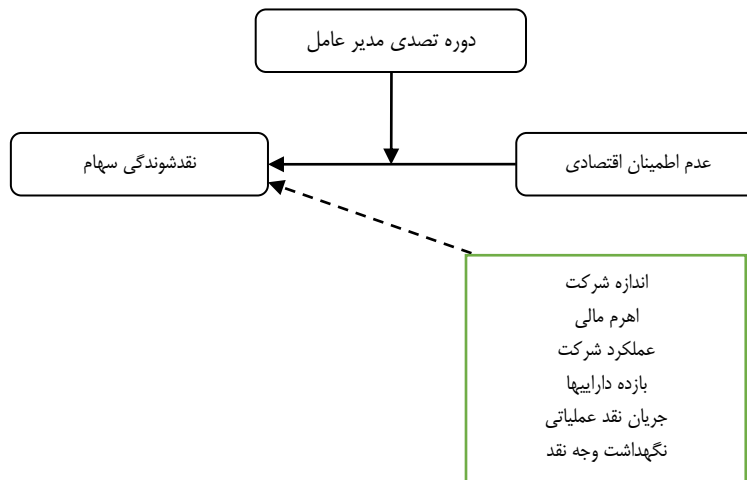
فرضیه اول: عدم اطمینان اقتصادی بر نقدشوندگی سهام تاثیر دارد.

فرضیه دوم: ثبات مدیریت بر ارتباط بین عدم اطمینان اقتصادی و نقدشوندگی سهام تاثیر دارد.

روش شناسی تحقیق و متغیرهای تحقیق

این مطالعه از لحاظ هدف کاربردی و به دلیل اینکه از طرح پس از واقعه استفاده می کند، از نوع تحقیقات توصیفی همبستگی می باشد. همچنین در این پژوهش با توجه به نوع داده ها و روش های تجزیه و تحلیل موجود، از روش داده های ترکیبی استفاده شده است. تجزیه و تحلیل های آماری در این پژوهش نیز با کمک نرم افزارهای ایویوز^۲ و استاتا^۳ انجام شده است.

مدل مفهومی (شماتیک) تحقیق و نحوه اندازه‌گیری متغیرها



متغیر مستقل: عدم اطمینان اقتصادی (EUN)

متغیر مستقل در این پژوهش نااطمینانی اقتصادی است که مطابق پژوهش‌های مقدم و سزاور (۱۳۹۴)، باغومیان و همکاران (۱۳۹۵) و شکرخواه و قاصدی دیزجی (۱۳۹۵) و اله کرم صالحی و همکاران (۱۴۰۰) برای اندازه‌گیری آن از چهار معیار رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ بهره استفاده شده است.

نرخ تورم: تورم، یکی از اصطلاحات دیرین در حوزه علم اقتصاد و مسائل روزمره زندگی است که نزد همه گروه‌های اجتماعی شهرت یافته است. تورم وضعیتی است که در آن درآمدهای پولی سریع‌تر از جریان کالاها و خدمات‌هایی که این درآمدها برای آن‌ها صرف می‌شوند، افزایش می‌یابد (فرجی، ۱۳۸۲). تعریفی که در مورد تورم از پذیرش بیشتری نزد اقتصاددانان برخوردار است، عبارت است از افزایش دائم و بی‌رویه در سطح عمومی قیمت کالاها و خدمات که در نهایت به کاهش قدرت خرید و نابسامانی اقتصادی منجر می‌شود (عظیمی آرانی، ۱۳۸۵). تورم علل مختلفی دارد که عمده‌ترین آن‌ها عبارتند از فشار تقاضا، فشار هزینه و تورم به عنوان یک پدیده پولی. نوسان‌های نرخ تورم بر تصمیم‌گیری‌های مدیران درباره تأمین مالی، مهم و تأثیرگذار است. مطالعات نشان داده است که سطح بالای تورم به نااطمینانی بیشتر تورم منجر خواهد شد. منبع آماری این متغیر اطلاعات بانک مرکزی می‌باشد. نحوه محاسبه آن هم بدین گونه است که میانگین وزنی قیمت سبد کالایی را که متشکل از اقلام زیادی کالا باشد محاسبه می‌کنند (شکرخواه و قاصدی دیزجی، ۱۳۹۵) که به شرح رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta \text{Inflation Rate}_t = \frac{\text{Inflation Rate}_t - \text{Inflation Rate}_{t-1}}{\text{Inflation Rate}_{t-1}}$$

$\Delta \text{Inflation Rate}_t$ تغییرات نرخ تورم در سال جاری t .

Inflation Rate_t نرخ تورم در سال جاری t .

$\text{Inflation Rate}_{t-1}$ نرخ تورم در سال قبل $t-1$.

نرخ بهره: بهره مبلغی است که از طرف قرض گیرنده به قرض دهنده برای استفاده از منابع مالی قرض دهنده در یک دوره زمانی مشخص، پرداخت می شود (فرجی، ۱۳۸۲). بهره در واقع قیمت پول و پاداشی است که به وام دهندگان (پس انداز کنندگان) پرداخت می شود تا آن ها را ترغیب کند از وجوه نقد خود جدا شوند. در تجزیه و تحلیل پولی، نرخ بهره نقشی اساسی و کلیدی به عهده دارد، زیرا عنصر اساسی در سازوکار اثرگذاری سیاست های پولی به شمار می آید. از سوی دیگر، نرخ های بهره درآمدها و تفاوت آن با نرخ های بهره سپرده ها، میزان جذب سپرده ها و وام ها در بانک ها را تحت تأثیر قرار می دهد و از این طریق بر فرآیند خلق پول اثر می گذارد. نرخ بهره به عنوان یک عامل مالی در نهادهای اقتصادی نقش کلیدی دارد. از آنجا که در تصمیم گیری های مدیران، پول نقش کلیدی بر عهده دارد، تغییرات نرخ بهره از اهمیت ویژه ای برخوردار است. منبع این متغیر هم از آمار منتشر شده بانک مرکزی می باشد که معمولاً در دسترس است و توسط شورای پول و اعتبار تصویب می شود (شکرخواه و قاصدی دیزجی، ۱۳۹۵) که به شرح رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\Delta \text{Interest Rate}_t = \frac{\text{Interest Rate}_t - \text{Interest Rate}_{t-1}}{\text{Interest Rate}_{t-1}}$$

$\Delta \text{Interest Rate}_t$: تغییرات نرخ بهره در سال جاری. t

Interest Rate_t : نرخ بهره در سال جاری. t

$\text{Interest Rate}_{t-1}$: نرخ بهره در سال قبل $t-1$

نرخ ارز^۲: نرخ ارز به عنوان یکی از عوامل کلان اقتصادی، همواره مورد توجه جامعه اقتصادی و مالی قرار داشته است. در واقع نرخ ارز بیانگر شرایط اقتصادی کشور است و عاملی جهت مقایسه اقتصاد ملی با اقتصاد سایر ملت هاست. نرخ ارز عبارت است از ارزش واحد پول یک کشور در برابر واحد پول کشور دیگر. از آنجا که نرخ ارز بر قیمت کالاهای داخلی و خارجی اثرگذار است، دارای اهمیت است. افزایش ارزش پول یک کشور باعث می شود که کالاهای تولیدی این کشور در خارج گران تر شود و تولیدکنندگان داخلی نتوانند کالاهای خود را در خارج از کشور به راحتی به فروش برسانند. همچنین کالاهای خارجی در آن کشور ارزان تر خواهد شد و تولیدکنندگان کالاهای خارجی برای فروش بیشتر کالاهای خود، در رقابت با یکدیگر خواهند بود. برعکس، هنگامی که ارزش واحد پول یک کشور کاهش می یابد کالاهای آن کشور در خارج ارزان تر و کالاهای خارجی در این کشور گران تر می شود. به طور کلی تغییرات نرخ ارز بر ساختار سرمایه آن دسته از شرکت هایی که از اعتبارات خارجی استفاده می کنند، می تواند اثرگذار باشد. مطالعات نشان داده است بی ثباتی نرخ ارز به افزایش نااطمینانی منجر می شود و از آن طریق به افزایش ریسک فعالیت های تجاری و نهایتاً به کاهش حجم تجارت می انجامد. منبع این متغیر بر اساس نرخ آزاد ارز بر اساس قیمت های بازار محاسبه می شود (شکرخواه و قاصدی دیزجی، ۱۳۹۵) که به شرح رابطه زیر محاسبه می گردد:

$$\Delta \text{Exchange Rate}_t = \frac{\text{Exchange Rate}_t - \text{Interest Rate}_{t-1}}{\text{Interest Rate}_{t-1}}$$

$\Delta \text{Exchange Rate}_t$: تغییرات نرخ ارز در سال جاری. t

Exchange Rate_t : نرخ ارز در سال جاری. t

$\text{Exchange Rate}_{t-1}$: نرخ ارز در سال قبل. $t-1$

1. Interest Rate
2. Exchange Rate

رشد اقتصادی؛ در میان شاخص های اقتصاد کلان، رشد اقتصادی یکی از پربسامدترین واژه های عرصه سیاست گذاری عمومی است که از اهمیت ویژه ای نیز برخوردار است. کوزتس (۱۹۹۵) رشد اقتصادی را این گونه تعریف کرده است: افزایش بلندمدت ظرفیت تولید، به منظور افزایش عرضه کل جهت تأمین نیازهای جمعیت است. این افزایش، بستگی به پیشرفتهای نوین فنی و تطبیق آن با شرایط نهادی و ایدئولوژیک مورد تقاضای آن دارد. او برای رشد نوین اقتصادی، شش خصوصیت را برمی شمارد: رشد سریع تولید ناخالص سرانه ملی و جمعیت، افزایش بازدهی و بهره وری، نرخ زیاد تغییرات زیربنایی، شهرنشینی، گسترش برون مرزی فعالیت های اقتصادی کشورهای توسعه یافته و جریان های بین المللی کار، کالا و سرمایه. رشد اقتصادی به دو روش قابل اندازه گیری است:

الف) افزایش در تولید ناخالص ملی واقعی در سطح اشتغال کامل در طی زمان که از این روش، برای نشان دادن میزان افزایش در تولید جامعه استفاده می شود.

ب) افزایش در تولید ناخالص واقعی سرانه یا تولید خالص واقعی سرانه طی زمان که از این معیار برای نشان دادن سطح استاندارد زندگی افراد جامعه و مقایسه آن با کشورهای دیگر استفاده می شود.

رشد اقتصادی نه تنها به عنوان مهم ترین شاخص عملکرد اقتصادی در تجزیه و تحلیل ها و ارزیابی ها استفاده می شود بلکه بسیاری دیگر از اقلام کلان اقتصادی، از روی آن محاسبه و برآورد می گردد. از این رو تأثیر این متغیر کلان اقتصادی بر تصمیم های تأمین مالی مدیران حائز اهمیت است. منبع این متغیر هم اطلاعات بانک مرکزی می باشد و روش محاسبه آن بدین صورت است که GDP در آغاز و پایان سال در نظر گرفته شده و روش محاسبه آن بدین صورت است که GDP در آغاز و پایان سال در نظر گرفته شده و نرخ رشد آن را محاسبه می کنند (شکرخواه و قاصدی دیزجی، ۱۳۹۵) که به شرح رابطه ۱ محاسبه می شود:

$$\Delta \text{Inflation Rate}_t = \frac{\text{Inflation Rate}_t - \text{Inflation Rate}_{t-1}}{\text{Inflation Rate}_{t-1}}$$

Economic Growth_t: تغییرات تولید ناخالص داخلی در سال جاری *t*

Economic Growth_t: تولید ناخالص داخلی در سال جاری *t*

Economic Growth_{t-1}: تولید ناخالص داخلی در سال قبل *t-1*

متغیر وابسته: نقدشوندگی سهام (SL)

در این پژوهش از معیار عدم نقد شوندگی ارائه شده توسط آمیهود (۲۰۰۲) برای اندازه گیری ریسک نقد شوندگی استفاده شده است که روش اندازه گیری آن در معادله (۱) نشان داد شده است:

$$A_{it} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{|r_{ij}|}{dvol_{ij}}$$

r: بیانگر بازده سهم *i* در روز *T*.

dvol: بیانگر حجم معاملات سهم *i* در روز *T*.

T: بیانگر روزهای انجام معامله بر روی سهم *i* در روز *T*.

A: بیانگر نسبت عدم نقد شوندگی.

سهامی که نسبت عدم نقد شوندگی آمیهد در آن بالا باشد، در قبال حجم کوچکی از معامله تغییر قیمت زیادی دارد. این نسبت از تقسیم قدر مطلق بازده بر حجم معاملات در یک بازه زمانی معین به دست می آید. این معیار به صورت میانگین برای هر سال محاسبه شده است. در نهایت در این پژوهش بعد از اندازه گیری ریسک نقدشوندگی سهام، مقدار بدست آمده به عدد منفی یک ضرب شده است تا میزان نقدشوندگی سهام را نشان دهد.

متغیر تعدیلگر

ثبات مدیریت (دوره تصدی مدیر عامل) به عنوان متغیر تعدیل گر در نظر گرفته شده است که برای دوره های بیش از دوسال عدد یک و کمتر از آن عدد صفر در نظر گرفته شده است.

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت (Size): از طریق لگاریتم طبیعی کل دارایی ها اندازه گیری شده است.

اهرم مالی (Lev): از طریق نسبت کل بدهی ها به کل دارایی ها اندازه گیری شده است.

نسبت کیوتوبین (QtoBin): از نسبت ارزش بازار دارایی ها بر ارزش دفتری دارایی ها اندازه گیری شده است.

بازده داراییها (ROA): از تقسیم سود قبل از بهره و مالیات تقسیم بر کل داراییها محاسبه شده است.

جریان نقد عملیاتی (CFO): بیانگر نسبت جریان نقد عملیاتی به کل داراییهای شرکت است.

نگهداشت وجه نقد (CASH): برای اندازه گیری این متغیر به تبعیت از مهرانی و دیگران (۱۳۹۲) از نسبت داراییهای نقدی به کل داراییها استفاده شده است، که داراییهای نقدی برابر با وجه نقد نگهداری شده در پایان دوره که در ترازنامه افشاء می شود.

جامعه آماری، حجم نمونه، روش نمونه گیری و مدل تحقیق

جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش، کلیه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره مورد بررسی نیز سالهای ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ می باشد. در این پژوهش شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که دارای ویژگی های زیر بوده، به عنوان نمونه انتخاب خواهند شد:

- به دلیل افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت ها منتهی به پایان اسفندماه باشد.
- شرکت های مورد نظر جزو بانکها و واسطه گری مالی، لیزینگ، هلدینگ و سرمایه گذاری به علت ماهیت و نوع فعالیت این گروه از شرکتهای متفاوت است، نباشند.
- معاملات سهام شرکت ها به طور مداوم در بورس اوراق بهادار صورت گرفته باشد و توقف معاملاتی بیش از ۶ ماه در مورد سهام یاد شده اتفاق نیفتاده باشد.
- شرکت ها نیابستی سال مالی خود را در طی دوره های مورد نظر تغییر داده باشند.
- اطلاعات مالی شرکت های مورد بررسی به منظور استخراج داده های مورد نیاز در دسترس باشد.
- شرکت های مورد بررسی در بازه زمانی پژوهش از بورس خارج نشده باشد.

در این پژوهش از روش حذف سیستماتیک برای رسیدن به نمونه استفاده شد.

بررسی عدم اطمینان متغیرهای اقتصادی و فرضیه های تحقیق

بررسی عدم اطمینان اقتصادی به روش مدل های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (ARCH) و (GARCH)^۲

1. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
2. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Generalized

برای محاسبه نااطمینانی، روش های متفاوتی وجود دارد. در پژوهش های اولیه، فاصله متغیر از میانگین آن را نااطمینانی می نامیدند. معیار دیگر شامل تغییرات انتظاری پیش بینی کنندگان (شامل اقتصاددانان، مشاوران و...) از متغیر در طول زمان است. روش دیگر، برآورد نااطمینانی بر اساس روش های اقتصادسنجی است. به خاطر داریم که در یک مدل رگرسیون جمله خطا دارای واریانس ثابت هست، اما یکی از ویژگی برخی از سری های زمانی این هست که دارای تغییر پذیری خوشه ای هستند. یعنی تغییران بزرگ منجر به تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک منجر به تغییرات کوچک می شود. به عبارت دیگر سطح جاری تغییر پذیری رابطه مثبت با مقادیر گذشته آن دارد. در چنین شرایطی، نااطمینانی متغیر به شکل ARCH و شکل گسترش یافته آن یعنی GARCH ارجحیت دارند (انگل، ۱۹۸۲).

واریانس شرطی جمله خطای مدل برآوردی که در طول زمان تغییر می کند به شکل زیر خواهد بود:

$$U_t \sim N(0, \delta_t^2)$$

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_t x_t + U_t$$

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \delta_{t-1}^2$$

معادله (۵) یک معادله میانگین می باشد که به صورت تابعی از متغیرهای برونزا با یک جمله اختلال بیان شده است. در معادله (۶) δ_t^2 پیش بینی واریانس یک دوره بعد بر اساس اطلاعات گذشته بوده و لذا واریانس شرطی نامیده می شود که دارای سه جز است:

α جز ثابت

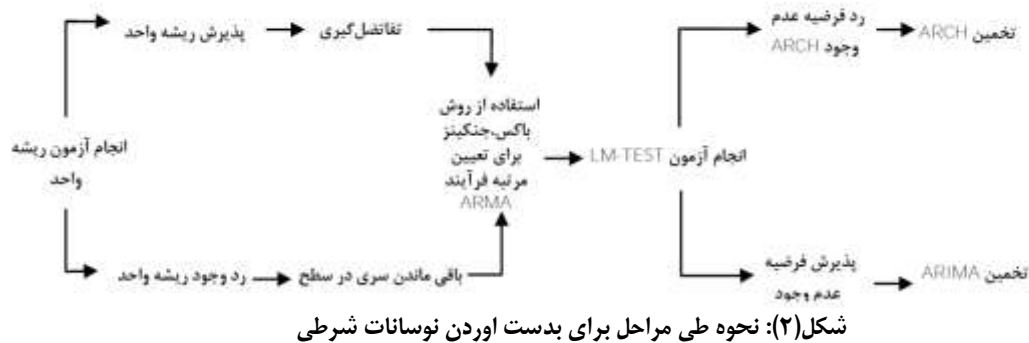
U_{t-1}^2 نوسان دوره گذشته است که به صورت وقفه ای از مجذور پسماند معادله میانگین δ اندازه گیری می شود جز (ARCH) δ_t^2 واریانس پیش بینی آخرین دوره که همان جز (GARCH) است (هیگینز و همکاران، ۱۹۹۲). جهت بررسی نااطمینانی باید وجود اثرات ARCH و GARCH از مزمون شود. فرض صفر این است که در نبود اجزای ARCH برای تمامی $i=1, 2, \dots, q$ معادله $\alpha_i=0$ برقرار است و فرض مقابل نیز این است که با وجود ARCH حداقل یکی از ضرایب α_i معنی دار باشد. قبل از بررسی فرضیه فوق ابتدا باید با استفاده از روش باکس جنکینز^۲ مرتبه مدل های خودهمبسته میانگین متحرک (p, q) ARMA را بدست آوریم. بعد از تعیین مرتبه فرایند ARMA با استفاده از آزمون ال-ام ناهمسانی شرطی را آزمون می کنیم در یک نمونه T تایی از باقی مانده ها^۳ تحت فرض صفر آماره TR^2 توزیع کای دو با q درجه آزادی را خواهد داشت. اگر TR^2 بزرگتر از توزیع کای - دو^۴ جدول باشد فرض صفر رد شده و نتیجه می گیریم که در مدل ARMA اثر ARCH وجود دارد. اگر مدل ARMA^۵ را برای واریانس خطاها در نظر بگیریم مدل GARCH را خواهیم داشت.

معمولا در اقتصادسنجی وقتی ناهمسانی را آزمون می کنیم بهترین راه آزمون وایت^۶ است. هر چند هنگامی که با داده های سری زمانی کار می کنیم این به معنی تست برای جملات خطا در مدل ARCH یا GARCH است. در شکل (۲) مراحل بدست آوردن نوسانات شرطی نشان داده شده است:

1. Higgins and et
2. Box Jenkins
3. Autoregressive moving-average model
4. Residual
5. Chi-Squar

7. White

۶. مدل خود همبسته میانگین متحرک



بررسی فرضیه های پژوهش

با توجه به تئوری تحقیق و پیشینه های تحقیق این مطالعه به دنبال بررسی تاثیر عدم قطعیت متغیرهای کلان اقتصادی بر نقدشوندگی سهام با تاکید بر ثبات مدیریت (دوره تصدی مدیر عامل) می باشد، بنابراین فرضیه های زیر مطرح می گردد:

فرضیه اول: عدم اطمینان اقتصادی بر نقدشوندگی سهام تاثیر دارد.

فرضیه دوم: ثبات مدیریت بر ارتباط بین عدم اطمینان اقتصادی و نقدشوندگی سهام تاثیر دارد.

بر اساس تئوری تحقیق و پیشینه پژوهش مدل رگرسیون برای آزمون فرضیه اول (مدل اول) در معادله (۲) به شکل زیر نوشته شده است.

$$SL_{it} = \beta_0 + \beta_1 EUN_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 Qto bin_{1,t} + \beta_5 ROA + \beta_6 CFO + \beta_7 Cash + \mu_{it} \quad (2)$$

مدل رگرسیون برای آزمون فرضیه دوم به شکل زیر است:

$$SL_{it} = \beta_0 + \beta_1 EUN_{it} + \beta_2 (EUN_{it} * Ceot_{it}) + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 Qto bin_{1,t} + \beta_6 ROA + \beta_7 CFO + \beta_8 Cash + \mu_{it} \quad (3)$$

در مرحله بعد رگرسیون مربوط به مدل های دوم، سوم، چهارم و پنجم که اثرات متغیرهای (دوره تصدی مدیر عامل* نرخ تورم)، (دوره تصدی مدیر عامل*نرخ بهره)، (دوره تصدی مدیر عامل* نرخ ارز) و (دوره تصدی مدیر عامل* رشد اقتصادی) در نظر گرفته شده است

برای بررسی فرضیه های پژوهش ابتدا باید از آزمون های تشخیص در داده های ترکیبی استفاده شود. برای بررسی اینکه از مدل داده های تلفیقی استفاده شود و یا مدل پانل از آزمون F لیمر (چاو) استفاده شده است.

آزمون چاو برای به کارگیری مدل تلفیق شده یا مدل تجمیعی^۲ در برابر مدل پانل^۳ انجام می شود. اگر مدل های پانل تایید گردد به منظور انتخاب بین اثرات ثابت^۴ و تصادفی^۵ از آزمون هاسمن^۱ استفاده خواهد شد. با توجه به نقض فروض کلاسیک رگرسیون از روش تخمین حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است.

1. Chow Test
2. pooled
3. panel
4. Fixed Effect
5. Random Effect

یافته های تحقیق

آمار توصیفی متغیرها: به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۲)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۲۴ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۸ ساله (۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹) می‌باشد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای کمی

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
نقدشوندگی سهام	SL	992	-0.006	0.009	-0.107	-3.65 e-06
تغییرات نرخ تورم	Inflation	992	0.173	0.684	-0.5504	1.802
تغییرات نرخ بهره	INTER	992	0.018	0.194	-0.25	0.4
تغییرات نرخ ارز	EXCH	992	0.362	0.505	0.026	1.631
رشد اقتصادی	GDP	992	0.261	0.446	-0.068	1.391
اندازه شرکت	Size	992	14.594	1.434	11.161	20.768
اهرم مالی	Lev	992	0.5607	0.217	0.031	1.82
نسبت کیوتوبین	Qtobin	992	2.4	2.156	0.663	35.09
بازده دارایی‌ها	ROA	992	0.15	0.21	-1.155	2.937
جریان نقد عملیاتی	CFO	992	0.124	0.166	-1.041	1.911
نگهداشت وجه نقد	Cash	992	0.077	0.099	0.0002	0.821

مقدار میانگین برای متغیر اهرم مالی برابر با ۰,۵۶۰۷ می‌باشد که نشان می‌دهد در شرکت های عضو نمونه به طور میانگین ۵۶ درصد از کل دارایی‌ها از تامین مالی از طریق بدهی‌ها تشکیل یافته است. به‌طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای نسبت کیوتوبین برابر با ۱,۴۹۹ و برای نقدشوندگی سهام برابر است با ۰,۰۰۹ می‌باشد که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد. به‌عنوان مثال بزرگترین مقدار اهرم مالی ۱,۱۳۲ است. یعنی در شرکت‌های عضو نمونه شرکتی وجود دارد که کل بدهی‌های آن بیشتر از کل دارایی‌ها بوده و حقوق صاحبان سهام آن منفی بوده است.

آمارهای توصیفی متغیر دو ارزشی دوره تصدی مدیر عامل

جدول (۳): آمار توصیفی متغیر کیفی

دوره تصدی مدیر عامل	فراوانی	درصد	درصد تجمعی
0	649	65.42	75
1	343	34.58	100
کل	992	100	

نتایج مربوط به استخراج عدم قطعیت

در بیشتر مطالعات در مورد عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی، عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی را از منظر تغییرات آغاز و پایان سال متغیرهای کلان اقتصادی اندازه گیری کرده اند، در این پژوهش برای به دست آوردن شاخص عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (آرچ) و خودرگرسیو تعمیم یافته (گارچ)

استفاده شده است. بنابراین ابتدا عدم اطمینان اقتصادی و نوسانات در مورد تغییرات نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و رشد اقتصادی با استفاده از مدل ARCH بررسی گردید. استخراج این نوسانات به ترتیب نیازمند بررسی مانایی، تخمین الگوی ARMA و تأیید وجود ناهمسانی واریانس در داده ها و در نهایت استخراج واریانس شرطی متغیرهای عدم اطمینان اقتصادی است. این آزمون در نرم افزار ایویوز انجام شده است. نتایج مربوط به این مرحله در جداول (۴) الی (۷) گزارش شده است.

جدول (۴): مدل ARMA برآورد شده برای تغییرات نرخ تورم (Inflation)

مقدار احتمال ضریب	آماره Z	خطای معیار	ضریب		
0.000	-44.8	0.005	-0.26	AR(1)	اتورگرسیو مرتبه اول
0.000	-6.4	0.057	-0.36	MA(1)	میانگین متحرک مرتبه اول
سایر اطلاعات آماری					
حنان کوپین		اکاییک	دوربین واتسون		
1.13		1.11	1.56		

جدول (۵): مدل ARMA برآورد شده برای تغییرات نرخ بهره (Inter)

مقدار احتمال ضریب	آماره Z	خطای معیار	ضریب		
0.000	-12.96	0.04	-0.63	AR(1)	اتورگرسیو مرتبه اول
0.000	28.5	0.02	0.8	MA(1)	میانگین متحرک مرتبه اول
سایر اطلاعات آماری					
حنان کوپین		اکاییک	دوربین واتسون		
-0.27		-0.28	2.57		

جدول (۶): مدل ARIMA برآورد شده برای تغییرات نرخ ارز (Exch)

مقدار احتمال ضریب	آماره Z	خطای معیار	ضریب		
0.000	290.01	0.001	-0.41	AR(1)	اتورگرسیو مرتبه اول
0.000	4.1	6.5	0.24	MA(1)	میانگین متحرک مرتبه اول
سایر اطلاعات آماری					
حنان کوپین		اکاییک	دوربین واتسون		
-0.91		-0.93	2.7		

جدول (۷): مدل ARIMA برآورد شده برای تغییرات نرخ رشد (GDP)

مقدار احتمال ضریب	آماره Z	خطای معیار	ضریب		
0.000	-10.3	0.05	-0.51	AR(1)	اتورگرسیو مرتبه اول
0.02	-2.179	0.09	-0.199	MA(1)	میانگین متحرک مرتبه اول
سایر اطلاعات آماری					
حنان کوپین		اکاییک	دوربین واتسون		
3.4		3.39	1.99		

نتایج گزارش شده از تخمین مدل خود همبسته میانگین متحرک ARMA نشان می دهد ضریب متغیرهای مربوط به اتورگرسیو مرتبه اول AR(1) و میانگین متحرک مرتبه اول MA(1) در مورد شاخص های مربوط به عدم اقتصادی در سطح ۵ درصد معنی دار هست.

برآورد مدل ARCH

پس از برآورد مدل ARMA، آزمون ARCH جهت اطمینان از وجود ناهمسانی واریانس شرطی انجام شده است. نتایج آزمون همانند جداول (۸) حاکی از وجود اثرات ناهمسانی واریانس در سطح خطای ۵ درصد است چرا که فرضیه H_0 مربوط به آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی تایید نشده است. وجود ناهمسانی واریانس شرطی به معنای

امکان استفاده از مدل‌های آرچ و یا گارچ در این بررسی است و با توجه به معنی دار بودن ضریب جمله آرچ و گارچ برآورد شده نسبت به آرچ بودن و یا گارچ بودن مدل قضاوت خواهد شد.

جدول (۸): نتایج حاصل از آزمون ARCH برای شاخص های عدم اطمینان اقتصادی

ارزش احتمال	مقدار آماره F	آزمون ناهمسانی واریانس
Inflation		
0.21	1.54	
Inter		
0.2	1.61	
Exch		
0.09	2.74	
GDP		
0.71	0.33	

قبل از بررسی فرضیه های پژوهش آزمون های مربوط به فروض کلاسیک رگرسیون انجام شده است که در جداول (۹) و (۱۰) گزارش شده است:

آزمون ناهمسانی واریانس: وقتی خطاها ناهمسان باشند، انحراف معیار عرض از مبدأ بسیار بزرگ می شود. انحراف معیار ضرایب شیب نیز به شکل ناهمسانی بستگی دارد. نتایج مربوط به آزمون ناهمسانی واریانس در جدول (۹) گزارش شده است:

جدول (۹): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
مدل اول	23836.53	0.0000	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص
مدل دوم	13060.59	0.0000	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص
مدل سوم	13060.59	0.0000	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص
مدل چهارم	15373.7	0.0000	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص
مدل پنجم	13071.82	0.0000	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص

نتایج حاصل در جدول (۹) نشان می دهد که سطح معنی داری آزمون والد تعدیل شده در مدل های پژوهش کمتر از ۵ درصد می باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص می باشد که در این صورت برای برآورد مدل از روش تخمین حداقل مربعات تعمیم یافته GLS استفاده شده است.

آزمون خودهمبستگی؛ یکی از فروض کلاسیک مدل رگرسیون عدم خودهمبستگی بین جملات خطا یا همبستگی سریالی است. یعنی، بین مقادیر جملات خطا همبستگی و ترتیب خاصی وجود نداشته باشد و در طول زمان به طور منظم تغییر نکند، زیرا اگر چنین باشد، تغییرات جملات خطا تصادفی نبوده و به مقادیر متغیرهای توضیحی وابسته خواهد بود. همبستگی بین مقادیر خطا ممکن است در بین سال های مختلف و یا در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (بنی مهد و همکاران، ۱۳۹۵). نتایج مربوط به آزمون خودهمبستگی در جدول (۱۰) گزارش شده است.

جدول (۱۰): نتایج آزمون خودهمبستگی

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
مدل اول	8.957	0.0033	عدم خودهمبستگی سریالی در جملات اخلاص
مدل دوم	3.599	0.06	عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلاص
مدل سوم	1.495	0.22	عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلاص
مدل چهارم	0.92	0.33	عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلاص
مدل پنجم	1.07	0.3	عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلاص

با توجه به نتایج جدول (۱۰) مشاهده می‌شود که سطح معناداری آزمون والد ریج برای مدل‌های پژوهش بیشتر از ۵ درصد بوده و بیانگر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در مدل‌ها می‌باشد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش (یافته‌های استنباطی)

آزمون چاو و هاسمن: سوالی که اغلب در مطالعات کاربردی مطرح می‌شود، این است که آیا شواهدی دال بر قابلیت ادغام شدن داده‌ها وجود دارد یا اینکه مدل برای تمام واحدهای مقطعی متفاوت است. لذا باید ابتدا بررسی شود که آیا بین مقاطع، ناهمگنی یا تفاوت‌های فردی وجود دارد یا خیر؟ در صورت وجود ناهمگنی از روش داده‌های تابلویی و در غیر اینصورت، از روش داده‌های تلفیقی استفاده خواهد شد. برای این منظور از آماره مربوط به اف لیمر (آزمون چاو) استفاده شده است. اگر مشخص شد که مقاطع مورد بررسی ناهمگن و دارای تفاوت‌های فردی بوده، روش‌های تابلویی (پانل دیتا) مناسب تر هستند، به منظور انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است که نتایج هر دو آزمون چاو و هاسمن در جدول (۱۱) گزارش شده است.

جدول (۱۱): نتایج آزمون اف لیمر (چاو) و هاسمن

مد	آزمون اف لیمر		آزمون هاسمن	
	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
مدل اول	64.18	0.000	88.78	0.0000
مدل دوم	44.24	0.000	27.18	0.0007
مدل سوم	43.76	0.000	29.15	0.0003
مدل چهارم	7.43	0.000	30.34	0.0002
مدل پنجم	13.74	0.000	70.58	0.000

با توجه به نتایج جدول (۱۱) سطح معناداری آزمون اف لیمر در مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است، از این رو نوع داده‌ها تابلویی و آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون خواهد بود. با توجه به نتایج آزمون هاسمن در مدل‌های پژوهش سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است لذا باید از روش پانل دیتا- ثابت استفاده کرد. اما با توجه به نتایج آزمون فروض کلاسیک مبنی بر ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم (GLS) یافته استفاده شده است.

نتایج مربوط به فرضیه‌های پژوهش و مدل‌ها

نتایج مربوط به فرضیه اول (مدل اول): فرضیه اول بیان می‌دارد عدم اطمینان اقتصادی بر نقدشوندگی سهام تاثیر دارد. نتایج مربوط به آزمون این فرضیه در جدول (۱۲) گزارش شده است:

جدول (۱۲): نتیجه آزمون فرضیه اول (مدل اول)

$SL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Inflation_{i,t} + \beta_2 INTER_{i,t} + \beta_3 EXCH_{i,t} + \beta_4 GDP_{i,t} + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 Qtobin_{i,t} + \beta_8 ROA + \beta_9 CFO + \beta_{10} Cash + \mu_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری
تغییرات نرخ تورم	INFLATION	-0.02	0.0005	-34.35	0.000
تغییرات نرخ بهره	INTER	-0.007	0.0009	-7.28	0.000
تغییرات نرخ ارز	EXCH	0.027	0.0008	33.26	0.000
رشد اقتصادی	GDP	-0.006	0.0005	-12.89	0.000
اندازه شرکت	Size	-0.00004	0.0001	-0.37	0.71
اهرم مالی	Lev	0.0002	0.0007	0.33	0.74
نسبت کیوتوبین	Qtobin	-0.001	0.0001	-9.58	0.000

$SL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Inflation_{i,t} + \beta_2 INTER_{i,t} + \beta_3 EXCH_{i,t} + \beta_4 GDP_{i,t} + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 Qtobin_{i,t} + \beta_8 ROA + \beta_9 CFO + \beta_{10} Cash + \mu_{i,t}$					
0.608	-0.51	0.001	-0.0006	ROA	بازده دارایی‌ها
0.000	4.37	0.001	0.004	CFO	جریان نقد عملیاتی
0.77	0.29	0.0015	0.0004	Cash	نگهداشت وجه نقد
0.000	-4.54	0.0016	-0.007		عرض از مبدا
			1633.03	آماره والد	
			000.0	سطح معنی داری (Prob) والد	

نتایج جدول (۱۲) نشان می‌دهد که متغیر تغییرات نرخ تورم دارای سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد و ضریب آن عددی منفی است، بنابراین عدم اطمینان اقتصادی (تغییرات نرخ تورم) بر نقدشوندگی سهام تاثیر معکوس دارد. متغیر تغییرات نرخ بهره دارای سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد و ضریب آن عددی منفی است، بنابراین عدم اطمینان اقتصادی (تغییرات نرخ بهره) بر نقدشوندگی سهام تاثیر معکوس دارد. متغیر تغییرات نرخ ارز دارای سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد و ضریب آن عددی مثبت است، بنابراین عدم اطمینان اقتصادی (تغییرات نرخ ارز) بر نقدشوندگی سهام تاثیر مستقیم دارد. متغیر رشد اقتصادی دارای سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد و ضریب آن عددی منفی است، بنابراین عدم اطمینان اقتصادی (رشد اقتصادی) بر نقدشوندگی سهام تاثیر معکوس دارد. بنابراین فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. متغیر کنترلی جریان نقد عملیاتی دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد از این رو رابطه مستقیم و معناداری با متغیر وابسته دارد ولی متغیر کنترلی نسبت کیوتوبین دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد از این رو رابطه معکوس و معناداری با متغیر وابسته دارد. آماره والد برابر با ۱۶۳۳,۰۳ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد از این رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می‌دارد: ثبات مدیریت (دوره تصدی مدیر عامل) بر ارتباط بین عدم اطمینان اقتصادی و نقدشوندگی سهام تاثیر دارد. برای آزمون این فرضیه اثرات تعاملی هر یک از متغیرهای عدم اطمینان اقتصادی و ثبات مدیریت (دوره تصدی مدیریت) بر نقدشوندگی سهام در قالب مدل های دوم، سوم، چهارم و پنجم آزمون گردیده است که نتایج آن در جدول (۱۳) الی (۱۶) گزارش شده است:

جدول (۱۳): نتیجه آزمون مدل دوم

$SL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (Inflation_{i,t} * Ceot_{i,t}) + \beta_2 Ceot_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 Qtobin_{i,t} + \beta_6 ROA + \beta_7 CFO + \beta_8 Cash + \mu_{i,t}$					
متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری
تغییرات نرخ تورم	Inflatio*	-0.06	0.0007	-20.54	0.000
**ثبات مدیریت	Ceot	-0.004	0.0003	-13.12	0.000
ثبات مدیریت	Ceot	0.0005	0.00009	5.2	0.000
اندازه شرکت	Size	-0.0009	0.0007	-1.31	0.191
اهرم مالی	Lev	-0.0003	0.00009	-3.71	0.000
نسبت کیوتوبین	Qtobin	-0.002	0.001	-2.61	0.009
بازده دارایی‌ها	ROA	0.002	0.001	2.56	0.01
جریان نقد عملیاتی	CFO	0.001	0.0014	1.39	0.165
نگهداشت وجه نقد	Cash	-0.008	0.0015	-5.84	0.000
عرض از مبدا					
			1454.12	آماره والد	
			0000.0	سطح معنی داری (Prob) والد	

نتایج جدول (۱۳) نشان می دهد که اثرات تعاملی تغییرات نرخ تورم و دوره تصدی مدیر عامل دارای سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد و ضریب آن عددی منفی است. متغیرهای اندازه شرکت و جریان نقد عملیاتی دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می باشند از این رو رابطه مستقیم و معناداری با متغیر وابسته دارند ولی متغیرهای اهرم مالی، نسبت کیوتوبین و بازده دارایی ها دارای ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می باشند از این رو رابطه معکوس و معناداری با متغیر وابسته دارند. آماره والد برابر با ۱۱۱۱،۲ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. نتایج مربوط به مدل سوم:

در این مدل رابطه تعاملی بین عدم اطمینان اقتصادی (نرخ بهره) و ثبات مدیریت (دوره تصدی مدیر عامل) بر نقد شوندگی سهام آزمون شده است که نتایج آن در جدول (۱۴) گزارش شده است.

جدول (۱۴): نتیجه آزمون مدل سوم

$$SL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(Inter_{i,t} * Ceot_{i,t}) + \beta_2 Ceot_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 Qtobin_{i,t} + \beta_6 ROA + \beta_7 CFO + \beta_8 Cash + \mu_{i,t}$$

متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری
تغییرات نرخ بهره * دوره تصدی مدیر عامل	INTER* Ceot	-0.016	0.0007	-20.54	0.000
ثبات مدیریت	Ceot	-0.004	0.0003	-13.12	0.000
اندازه شرکت	Size	0.0005	0.00009	5.2	0.000
اهرم مالی	Lev	-0.0009	0.0007	-1.31	0.191
نسبت کیوتوبین	Qtobin	-0.0003	0.00009	-3.71	0.000
بازده دارایی ها	ROA	-0.002	0.001	-2.61	0.009
جریان نقد عملیاتی	CFO	0.002	0.001	2.56	0.01
نگهداشت وجه نقد	Cash	0.0019	0.0014	1.39	0.165
عرض از مبدا		-0.008	0.0015	-5.84	0.000
آماره والد		1454.12			
سطح معنی داری (Prob.) والد		0000.0			

متغیر رابطه تعاملی بین تغییرات نرخ بهره * دوره تصدی مدیر عامل دارای سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد معنی دار و ضریب آن عددی منفی است .

نتیجه آزمون مدل چهارم

در این مدل رابطه تعاملی بین عدم اطمینان اقتصادی (تغییرات نرخ ارز) و دوره تصدی مدیر عامل بر نقد شوندگی سهام آزمون شده است که نتایج آن در جدول (۱۵) گزارش شده است.

جدول (۱۵): نتیجه آزمون مدل چهارم

$$SL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(Exch_{i,t} * Ceot_{i,t}) + \beta_2 Ceot_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 Qtobin_{i,t} + \beta_6 ROA + \beta_7 CFO + \beta_8 Cash + \mu_{i,t}$$

متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری
تغییرات نرخ ارز * ثبات مدیریت	EXCH* Ceot	0.012	0.001	10.41	0.000
ثبات مدیریت	Ceot	-0.011	0.0004	-26.86	0.000
اندازه شرکت	Size	0.0004	0.0001	4.5	0.000
اهرم مالی	Lev	0.0002	0.0008	0.25	0.8
نسبت کیوتوبین	Qtobin	-0.0002	0.0001	-2.44	0.015

$$SL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(Exch_{i,t} * Ceot_{i,t}) + \beta_2 Ceot_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 Qtobin_{i,t} + \beta_6 ROA + \beta_7 CFO + \beta_8 Cash + \mu_{i,t}$$

0.374	-0.89	0.0011	-0.001	ROA	بازده دارایی‌ها
0.081	-1.74	0.0012	0.002	CFO	جریان نقد عملیاتی
0.65	0.45	0.0016	0.0007	Cash	نگهداشت وجه نقد
0.000	-5.6	0.0016	-0.009		عرض از مبدا
				991.98	آماره والد
				0000.0	سطح معنی داری (Prob) والد

نتایج جدول (۱۵) نشان می‌دهد که اثر متغیر رابطه تعاملی تغییرات نرخ ارز و ثبات مدیریت بر نقدشوندگی سهام دارای سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد و ضریب آن عددی مثبت است.

نتیجه آزمون مدل پنجم

در این مدل رابطه تعاملی بین عدم اطمینان اقتصادی (رشد اقتصادی) و ثبات مدیریت (دوره تصدی مدیر عامل) بر نقدشوندگی سهام آزمون شده است که نتایج آن در جدول (۱۶) گزارش شده است.

جدول (۱۶): نتیجه آزمون مدل پنجم

$$SL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(GDP_{i,t} * Ceot_{i,t}) + \beta_2 Ceot_{i,t} + \beta_3 Size_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 Qtobin_{i,t} + \beta_6 ROA + \beta_7 CFO + \beta_8 Cash + \mu_{i,t}$$

سطح معناداری	آماره Z	خطای استاندارد	ضرایب	نماد	متغیر
0.000	22.9	0.0004	0.009	GDP*	رشد اقتصادی*
0.000	-34.97	0.0003	-0.012	Ceot	ثبات مدیریت
0.02	2.32	0.0001	0.0002	Size	اندازه شرکت
0.436	-0.78	0.0007	-0.0006	Lev	اهرم مالی
0.000	-7.63	0.00011	-0.0008	Qtobin	نسبت کیوتوبین
0.052	-1.94	0.0011	-0.0021	ROA	بازده دارایی‌ها
0.000	3.54	0.001	0.0037	CFO	جریان نقد عملیاتی
0.246	1.16	0.0016	0.001	Cash	نگهداشت وجه نقد
0.005	-2.79	0.001	-0.004		عرض از مبدا
				1595.7	آماره والد
				0.0000	سطح معنی داری (Prob) والد

نتایج جدول (۱۶) نشان می‌دهد که متغیر رابطه تعاملی رشد اقتصادی و ثبات مدیریت دارای سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد و معنی دار است و ضریب آن عددی مثبت است.

بحث و نتیجه گیری

طی پژوهش حاضر به بررسی تاثیر عدم اطمینان اقتصادی (متغیرهای کلان اقتصادی شامل تغییرات نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی) بر نقدشوندگی سهام با تاکید بر دوره تصدی مدیر عامل پرداخته شده است. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که عدم اطمینان اقتصادی (نرخ تورم) بر نقدشوندگی سهام تاثیر معکوس و معنی داری دارد. بدین معنی که با افزایش نرخ تورم، نقدشوندگی سهام شرکت‌ها کاهش معناداری را بدنبال خواهد داشت. همچنین نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که نرخ بهره با نقدشوندگی سهام رابطه معکوس و معنی داری داشته که این موضوع بدین صورت تفسیر می‌شود که با افزایش نرخ بهره، برخی از سرمایه‌گذاران سپرده‌های بانکی را محل مناسبی برای سرمایه‌گذاری دانسته و بیشتر به دنبال بازده بدون ریسک، سرمایه‌گذاری در بانک را انتخاب نموده و همین مساله موجب کاهش خرید و فروش سهام و در نتیجه کاهش نقدشوندگی سهام در بازار خواهد شد. همچنین نتایج نشان می‌دهند که تغییرات نرخ

ارز بر میزان نقد شوندگی سهام تاثیر مثبت و معنی داری دارد چرا که شرکتهایی که دارای صادرات می باشند با افزایش نرخ ارز سودآوری آنها افزایش یافته و در نتیجه ارزش سهام آنها نیز افزایش می یابد و در نتیجه نقدشوندگی سهام نیز افزایش می یابد رشد اقتصادی با نقدشوندگی سهام رابطه معکوس و معنی داری دارد. بدین معنی که هرچند انتظار می رود با افزایش رشد اقتصادی، نقد شوندگی سهام افزایش یابد ولی به دلیل عدم کارایی بازار مالی در ایران این رابطه علیت وجود نداشته و یافته های پژوهش حاکی از رابطه معکوس نقدشوندگی سهام با رشد اقتصادی است. از طرف دیگر در این پژوهش تاثیر ثبات مدیریت بر رابطه بین عدم اطمینان اقتصادی و نقدشوندگی سهام نیز مورد بررسی قرار گرفته است. یافته های پژوهش نشان می دهد که اثرات تعاملی دوره تصدی مدیر عامل به همراه تغییرات نرخ تورم، نرخ بهره، بر نقد شوندگی سهام معکوس و معنی دار بوده ولی برای تغییرات رشد اقتصادی و نرخ ارز مثبت و معنی دار می باشد. نتایج تحقیق حاضر در مورد تغییرات رشد اقتصادی هم سو با یافته های مک لیند و همکاران (۲۰۱۰) و کامیابی و همکاران (۱۳۹۹) هست. این یافته ها بیانگر آن است که مبادلات سهام در بورس تهران تا حد زیادی تحت تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی است و تاثیر یکی از ویژگی های رفتاری (دوره تصدی مدیر عامل) نمی تواند تا حد زیاد اثرات منفی عدم اطمینان اقتصادی بر نقد شوندگی سهام را تقلیل دهد.

محدودیتهای پژوهش حاضر به شرح زیر می باشد:

- ۱) با توجه به اینکه نرخ بهره در اقتصاد آزاد بر اساس تقابل عرضه و تقاضا تعیین می شود، نرخ بهره (هزینه پول) نتیجه انتظارات فعالان اقتصادی است. این در حالی است که در ایران نرخهای بهره تحت تاثیر سیاستها و تصمیمات مراجع پولی نظیر بانک مرکزی و شورای پول و اعتبار بوده و منعکس کننده پیش بینی مشارکت کنندگان در نظام اقتصادی نمی باشد
- ۲) نرخ ارز که در بازار تعیین می شود تابع مکانیسم عرضه و تقاضا است. در ایران نرخ ارز تک نرخ نیست و توسط مراجع قانونی نظیر بانک مرکزی تعیین می شود، بنابراین می تواند بر نتایج تحقیق اثرگذار باشد.
- ۳) بازار سهام ایران تحت تاثیر رفتارهای هیجانی و مقطعی قرار دارد، بنابراین سیاستگذاران نظیر سازمان بورس و اوراق بهادار برای اینکه بتوانند این رفتارهای هیجانی را کنترل کنند، سعی دارند نوسانهای بازار را کنترل و مدیریت کنند.

منابع و مأخذ:

- آزاد رحمت اله، کامیابی یحیی و خلیل پور مهدی (۱۳۹۹). ویژگی های رفتاری مدیران و نقدشوندگی سهام. فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی سال دوازدهم، شماره ۵۴ / بهار ۱۹ صفحه ۱۹۱ تا ۳۱.
- بدیعی نژاد علی و توانگر حمزه کلائی افسانه (۱۴۰۱). اثر تمرکز مالکیت نهادی منفعل، دوره تصدی مدیرعامل و رقابت بازار محصول بر رابطه بین اغفال توجه سرمایه گذاران نهادی منفعل و عدم شفافیت اطلاعاتی شرکتها، فصلنامه پژوهشهای حسابداری مالی و حسابرسی. دوره ۱۴ شماره ۲ پیاپی ۵۴. صفحه ۲۳۳ تا ۲۶۲.
- پورحیدری امید، مجتبی گل محمدی شورکی، مجتبی (۱۳۹۴). تأثیر ریسک وضعیت مالیاتی شرکت بر حق الزحمه حسابرسی، فصلنامه بررسی های حسابداری و حسابرسی سال ۲۲ پاییز ۱۳۹۴ شماره ۳۰۱۳ - ۳۱۸.
- جعفری صمیمی، احمد، (۱۳۹۱). اقتصاد بخش عمومی، انتشارات سمت، چاپ دوازدهم.
- خواجهی شکراله و قدیریان آرانی محمد حسین (۱۳۹۷). توانایی مدیران، عملکرد مالی و خطر ورشکستگی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه دانش حسابداری سال نهم بهار ۱۳۹۷ شماره ۳۲.
- داداشی ایمان، یحیی زاده فر محمود، شامخی امیری عباس (۱۳۹۷). تأثیر خوش بینی مدیران بر همزمانی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پیشرفت های حسابداری دوره دهم پاییز و زمستان ۱۳۹۷ شماره ۲ (پیاپی ۳/۷۵)
- رضازاده بهزاد، صالحی اله کرم، خواجهی شکراله (۱۴۰۰). بررسی تأثیر عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی بر رفتار چسبندگی هزینه، فصلنامه پژوهش های مالی و رفتاری در حسابداری «تابستان ۱۴۰۰ - شماره ۱ (۱۸ صفحه - از ۶۹ تا ۸۶).
- شکرخواه جواد و قاصدی دیزجی کیوان (۱۳۹۵). تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تصمیمات تامین مالی مدیران. فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی سال ۱۳ شماره ۵۱، صفحات ۷۹ تا ۶۱.
- فروغی، داریوش و میرزایی، امیر هادی (۱۳۹۰). اثر شفاف نبودن اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی. دوره: ۳، شماره: ۴ (۱۰). صفحات ۱۵-۴۰.
- کاویانی فرد هاشم، خواجهی شکراله، عوض زاده فتح فریبرز (۱۴۰۰). بررسی تأثیر عدم اطمینان متغیرهای کلان اقتصادی بر مدیریت مالیاتی با استفاده از رگرسیون دو مرحله ای مدل فاما مکبث، فصلنامه مدیریت توسعه و تحول، دوره ۱۴۰۰ ص ۱۶۳-۱۷۶.
- گل محمدی شورکی مجتبی (۱۴۰۰). بررسی رابطه بین ریسک پذیری شرکت و نقدشوندگی سهام با ارزش شرکت. مدیریت دارایی و تأمین مالی، نشریه مدیریت مالی و تأمین دارایی، سال نهم، شماره اول، شماره پیاپی ۳۲. ۲۳-۴۰.
- متین فرد مهران، چهارمحالی علی اکبر (۱۳۹۹). بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر اجتناب مالیاتی. فصلنامه دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت. دوره ۹، شماره ۳۶، دی ۱۳۹۹، صفحه ۲۹۶-۲۸۵.
- مقدم محمد رضا، سزاوار محمد رضا (۲۰۱۶). بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار. دو فصلنامه بررسی های بازرگانی، دوره ۱۳، شماره ۷۵ - شماره پیاپی ۷۵ بهمن و اسفند ۱۳۹۴، ص ۱-۱۲.
- مهرانی ساسان، شیخی کیوان، پارچین سید مهدی (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین محافظه کاری در گزارشگری مالی و میزان نگهداشت وجه نقد. پژوهش های تجربی حسابداری بهار. شماره ۷ رتبه علمی-پژوهشی ISC صفحه - از ۱۷ تا ۳۴.
- مهرانی ساسان، فروغی داریوش، کردتبار حسین، رستایان امیر (۱۳۹۰). بررسی تأثیر ابزارهای نظارتی حاکمیت شرکتی در کاهش شدت مدیریت سود فرآیند مدیریت و توسعه دوره ۲۴ تابستان ۱۳۹۰ شماره ۷۶.
- مهرانی ساسان، شیخی کیوان، پارچینی سید مهدی (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین محافظه کاری در گزارشگری مالی و میزان نگهداشت وجه نقد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش های تجربی حسابداری سال دوم بهار ۱۳۹۲ شماره ۷.

References

- Albulescu, c. (2020). "coronavirus and financial volatility: 40 days of fasting and fear". Arxiv preprint arxiv:2003.04005.
- Amihud, y. (2002), "illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects". Journal of financial markets ,5, pp. 31–56.
- Andreou, p., ehrlich,d.,&louca,c. (2013), "managerial ability and firm performance: evidence from the global financial crisis", in european financial management association, annual conference
- Andreou, p., ehrlich, d., &louca, c. (2013), "managerial ability and firm performance: evidence from the global financial crisis", in european financial management association, annual conference
- B arnold, c borio, l ellis, f moshirian (2005). Systemic risk, macroprudential policy frameworks, monitoring financial systems and the evolution of capital adequacy. Journal of banking & finance, 2012 – elsevier.
- Bekaert, g. C. R. Harvey and c. Lundblad (2007). "liquidity an expected return: lessons from emerging markets". Review of financial studies, 20, pp.1783_1831.
- Ben craig and yiming ma(2022). Intermediation in the interbank lending market. Working papers
- Bodie & merton (1998). A conceptual framework for analyzing the financial system. Edition, illustrated; publisher, prentice hall, isbn, 0137813457, 9780137813452; length, 442 pages.
- Brian j.bush and jeffery.s abarbanell.abnormal returns to fundamental analysis strategy.the accounting review.vol73.no1.pp19-45.
- Bushee, b. J (1998). "the influence of institutional investors on myopic r&d investment behavior", accounting review, vol. 73, pp. 305-334.
- Clance, M.W., Gozgor, G., Gupta, R., Marco, L.C.K. (2019). The Relationship between Economic Uncertainty and Corporate Tax Rates. Working Papers 201945, University of Pretoria, Department of Economics.
- d. J. Thomson, d. E. Beever,j. F. Coelho da silva andd. G. Armstrong.(1962).devoted his royal economic society presidential address to the concept of 'liquidithicks mistakenly
- Engle r. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of u.k. Inflation. Econometrica 50:987–1008.

- F. Allen, R. Brealey, S. Myers - Auflage, Boston (USA): McGraw-Hill (2006). Corporate finance forum. In this article, a follow up to the one published in January, David Allen answers a question about a different aspect of the management of foreign currency risk.
- Frank Knight (1921). Risk, uncertainty and profit. , risk, uncertainty and profit. Boston and New York, Houghton Mifflin Company, 1921. Pp. 381.
- H. L. Miller (1965). Liquidity considerations in the theory of consumption – Jstor. Southern Economic Journal. Xxxii, 43-48.
- Hambrick, D.C. Geletkanycz, M.A. Fredrickson, J.W. (1993), “top executive commitment to the status quo: some tests of its determinants”, Strategic Management Journal, 14, pp. 401–418.
- Higgins, M.I. And A.K. Bera (1992), “a class of nonlinear arch models,” International Economic Review, 33, 137-158.
- HL Miller (1965). On "liquidity" and "transaction costs". Southern Economic Journal, Jstor.
- Jared F. Egginton, Garrett A. McBrayer, William R. McCumber (2022). Executive networks and global stock liquidity. The Journal of Financial Research, Financial Accounting and Auditing Researches. Vol. (14) Issue (54) September 2022.
- L. Harris, M.S. Piwowar (2003). Municipal bond liquidity. Available at SSRN 503062, 2004 - papers.ssrn.com.
- Leo Svensson (2006). Princeton.edu. Monetary policy and Japan's liquidity trap.
- M. Aitken, C. Comerton-Forde (2003). How should liquidity be measured? Pacific-basin finance journal- Elsevier.
- M. C. Leland, L. Liang, X. Barker III, V. L. (2010), “CEO commitment to the status quo: replication and extension using content analysis”, Journal of Management; 36, pp. 125-177
- Michael Aitken and Carole Comerton-Forde (2003). How should liquidity be measured?. Pacific-basin finance journal, vol. 11, issue 1, 45-59.
- Moyer, McGuigan and Kretlow, Contemporary Financial Management, 6th ed. West Publishing, pp. 603-613.
- Ocasio, W. (1994), “political dynamics and the circulation of power: CEO succession in U.S. Industrial corporations, 1960–1980”, Administrative Science Quarterly, 39, pp. 285–312.
- P. Bolton, E. von Thadden (1998). The Journal of Finance, 1998 - Wiley Online Library. Blocks, liquidity, and corporate control. The Journal of Finance.
- Ra. Schwartz, R. Francioni. Equity markets in action: the fundamentals of liquidity, market structure & trading.

- Robert c. Merton and zvi bodie(1998). Design of financial systems: towards a synthesis of function and structure journal of investment
- Robin, a. (2017). Ownership level, ownership concentration and liquidity. Journal of financial market, 10(3), 219-248.
- Shubha ranjan dutta¹, som sankar sen² and tutun mukherjee³(2020). Stock liquidity and capital structure: evidence from nse listed top100 non-finance indian firms. Orissa journal of commerce. Vol. 43, issue 1, january-march 2022.
- Stein, j. C. (1989). Efficient capital markets, inefficient firms: a model of
- Uddin, m.,(2009). Reexamination of stock liquidity risk with a relative measure. Studies in economics and finance, vol. 26 issue: 1, pp.24-35.