Journal of Accounting Knowledge
Shahid Bahonar University of Kerman
Iranian Accounting Association
Print ISSN 2008-8914
Online ISSN 476-292X

Journal of Accounting Knowledge/ Vol. 11/ No. 1/ Spring 2020/ Ser.40

Investigating the Impact of Political Uncertainty on Cash Holdings

Mehran Matinfard (Ph.D)[*]
MohammadReza Ola (Ph.D)[**]
Maryam Minab[***]

Abstract

Objective: The purpose of this study is to investigate the effects of political uncertainty, resulting from the years of presidential election, on management decisions, regarding the level and market value of cash holdings in the period 2008 to 2017 in the companies listed in the Tehran Stock Exchange. According to the research time period, the years 2009, 2012 and 2017 were selected as the years with high political uncertainty.

Method: According to the purpose of the study, this research is an applied one. In this research, with regard to the type of data and the common method of analysis with such data, the pooled data method has been used.

Result: Empirical evidence from the test of research hypotheses suggested that the political uncertainty resulting from the presidential election has a significant effect on the level and market value of company's cash holdings. Also, research findings indicated when there is uncertainty in the presidential election years, the marginal value of cash holdings decreases.

Conclusion: In response to political uncertainties, companies are influenced by specific decisions about the amount of cash holdings that in turn affect the level and market value of cash holdings.

Keywords: *Political Uncertainty, Cash Holdings, Market Value of Cash Holdings*.

Citition: Matinfard, M., Ola, M.R., Minab, M. (2020). Investigating the impact of political uncertainty on cash holdings. *Journal of Accounting Knowledge*, 11(1), 113-134.

[*] Assistant Professor of Accounting, Islamic Azad University, North Tehran Branch, Tehran, Iran.
[**] Assistant Professor of Accounting, Islamic Azad University of Mashhad, Mashhad, Iran.
[***] Ph.D. Student of Accounting, Islamic Azad University, North Tehran Branch, Tehran, Iran.
Corresponding Author: Mehran Matinfard (Email: mehram.matinfard2@gmail.com).
Submitted: 26 November 2018 Accepted: 21 September 2019
DOI: 10.22103/jak.2020.13107.2850

مجله دانش حسابداری
شاپا چاپی ۲۰۰۸-۸۹۱۴
شاپا الکترونیکی ۲۴۷۶-۲۹۲X
دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران

دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران
مجلهٔ دانش حسابداری
دورهٔ یازدهم، شمارهٔ ۱
بهار ۱۳۹۹، پیاپی ۴۰
صص. ۱۱۳ تا ۱۳۴

بررسی تأثیر نااطمینانی سیاسی بر نگهداشت وجه نقد

دکتر مهران متین‌فرد*
دکتر محمدرضا اولی**
مریم میناب***

چکیده

هدف: هدف پژوهش حاضر، بررسی اثر نااطمینانی های سیاسی حاصل از سال‌های برگزاری انتخابات ریاست جمهوری بر تصمیم‌های مدیریت در ارتباط با سطح و ارزش بازار نگهداشت وجه نقد برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. با توجه به بازهٔ زمانی تحقیق، سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۶ به عنوان سال‌های با نااطمینانی سیاسی بالا انتخاب شده‌اند.

روش: پژوهش حاضر از لحاظ هدف، از نوع تحقیقات کاربردی است. همچنین در این پژوهش با توجه به نوع داده‌ها و روش‌های تجزیه و تحلیل موجود، از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

* استادیار گروه حسابداری، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
** استادیار گروه حسابداری، واحد مشهد، دانشگاه آزاد اسلامی، مشهد، ایران.
*** دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
نویسنده مسئول: مهران متین‌فرد (رایانامه: mehram.matinfard2@gmail.com).

تاریخ دریافت: ۹۷/۹/۵ تاریخ پذیرش: ۹۸/۶/۳۰
DOI: 10.22103/jak.2020.13107.2850

یافته‌ها: شواهد تجربی به دست آمده از آزمون فرضیه‌های تحقیق حاکی از آن است که نااطمینانی سیاسی حاصل از انتخابات ریاست جمهوری بر سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش بازار نگهداشت وجه نقد شرکت، تأثیر معناداری دارد. همچنین یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که، ارزش نهایی نگهداشت وجه نقد با حضور متغیر نااطمینانی سیاسی در سال‌های برگزاری انتخابات ریاست جمهوری کاهش یافته است.

نتیجه‌گیری: شرکت‌ها، در واکنش به نااطمینانی‌های سیاسی تصمیم‌های خاصی در ارتباط با میزان نگهداشت وجه نقد گرفته، سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش آنها تحت تأثیر این موضوع قرار می‌گیرد.

واژه‌های کلیدی: *نااطمینانی سیاسی، نگهداشت وجه نقد، ارزش بازار نگهداشت وجه نقد.*

استناد: متین‌فرد، مهران؛ اولی، محمدرضا؛ میناب، مریم. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر نااطمینانی سیاسی بر نگهداشت وجه نقد. *دانش حسابداری*، ۱۱(۱)، ۱۳۴-۱۱۳.

مقدمه

روابط سیاسی نقش مهمی در بسیاری از فعالیت های اقتصادی ایفا می کند. این روابط ممکن است برای یک شرکت بسیار کارامد بوده یا برخلاف این امر، گاهی اوقات می تواند مضراتی را برای شرکت همراه داشته باشد. تغییرات سیاسی موجب خلق نااطمینانی سیاسی می‌شود. نااطمینانی های سیاسی، شوکی است که موجب کاهش یا افزایش روابط سیاسی شرکت می گردد و در نهایت بر تصمیم های مدیریت در ارتباط با سطح بهینه و ارزش نگهداشت وجه نقد تأثیر گذار است (استولز[1]، ۲۰۰۵ وکاپریو و همکاران[2]، ۲۰۱۱). موجودی‌های نقدی همواره درصد قابل توجهی از دارایی های شرکت ها را به خود اختصاص داده‌اند. به طور معمول، مدیران به دنبال سطحی از موجودی های نقدی هستند که با توجه به مزایا و معایب نگهداشت آن، حالت بهینه داشته باشد. همچنین مالکان شرکت، در مواجه با

نااطمینانی های سیاسی، دارایی های شرکت را ساختاربندی می کنند تا احتمال زیان از جانب تغییرات سیاسی را به حداقل برسانند. شواهد اخیر از فیرث و همکاران[۳] (۲۰۱۱)، لیو و همکاران[۴] (۲۰۱۳) و پیوتروسکی و ژانگ[۵] (۲۰۱۴) نشان دهندهٔ اهمیت روابط سیاسی است و این که به طور طبیعی، شرکت ها توجه خاصی به نااطمینانی های سیاسی دارند و خود را برای آن موقعیت‌ها آماده می کنند و واکنش های متفاوتی از نظر سطح نگهداشت وجه نقد خواهند داشت. در این پژوهش به دنبال بررسی اثر نااطمینانی های سیاسی حاصل از برگزاری انتخابات ریاست جمهوری بر تصمیم های مدیریت در ارتباط با نگهداشت وجه نقد هستیم. تحقیق حاضر به دو دلیل درخور توجه است، اول اینکه مطالعات پیشین در ارتباط با سطح نگهداشت وجه نقد شرکت را توسعه داده است و دوم، تأثیر نااطمینانی های سیاسی ناشی از سال های برگزاری انتخابات ریاست جمهوری را مورد بررسی قرار می دهد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه تحقیق

نااطمینانی سیاسی ناشی از برگزاری انتخابات ریاست جمهوری به این علت که تغییرات وسیعی را در کشور به همراه خواهد داشت، به معنای فرصتی برای شرکت بوده تا مقامات جدید به احتمال قوی تغییراتی را در ارزش شرکت ایجاد کنند. بنابراین، شرکت باید واکنشی تهاجمی به اقدامات و سیاست‌های مقامات تازه منصوب شده، نشان بدهد تا از کمک مقامات یا منابع دولتی مطمئن گردد. برای مثال، ممکن است یکی از مقامات تازه منصوب شده، قصد گسترش طرح‌های اقتصادی شهر را داشته باشد، در نتیجه این بهترین فرصت برای شرکت است که با واکنشی مثبت و سریع به چنین اقدامی از یارانه‌های دولتی به نام طرح اقتصادی، بهره ببرد. با انجام این امر، شرکت قادر خواهد بود تا حمایت دولتی را کسب نماید و از آن مهم‌تر روابط سیاسی پیشین خود را حفظ یا ارتقا دهد تا بدین طریق ارزش آیندهٔ شرکت افزایش یابد. بنابراین، شرکت به طور فرصت طلبانه نیاز به وجه نقد بیشتری در دورهٔ نااطمینانی سیاسی دارد تا

بتواند واکنش سریعی نسبت به این تغییرات نشان دهد. علاوه بر این، دوره‌های ناطمینانی سیاسی ناشی از انتخابات ریاست جمهوری یکی از شرایطی است که شرکت وجه نقد بیشتری را نگهداری می‌نماید تا محدودیت‌های مالی موقتی را که در اثر این نااطمینانی سیاسی پدید آمده، سپری کند. در واقع این شرایط همان محرّک احتیاطی برای نگهداشت وجه نقد است. بنابراین، به طور معمول و قابل انتظار در طی سال‌های برگزاری انتخابات ریاست جمهوری، نااطمینانی سیاسی منجر به نگهداشت بیشتر وجه نقد در شرکت‌ها می‌شود (ژو و همکاران[۶]، ۲۰۱۶).

اما، دیدگاه دیگری وجود دارد مبنی بر اینکه تحت شرایط نااطمینانی سیاسی، مدیریت ترجیح می‌دهد که دارایی‌های خود را پنهان کند، بخصوص دارایی‌های نقدی مانند وجه نقد، تا زیان‌های ناشی از این شرایط را به حداقل برساند. پس در این شرایط شرکت، سطح نگهداشت وجه نقد خود را کاهش می‌دهد(استولز، ۲۰۰۵ ؛کاپریو و همکاران ،۲۰۱۱). با درنظر گرفتن تمامی این شرایط، اینکه شرکت‌ها وجه نقد کمتر یا بیشتری طی دوره‌های نااطمینانی سیاسی نگهداری می‌کنند، یک سؤال تجربی است و نیازمند تحقیق. در این پژوهش به دنبال بررسی اثر نااطمینانی های سیاسی حاصل از برگزاری انتخابات ریاست جمهوری برتصمیم های مدیریت در ارتباط با سطح نگهداشت وجه نقد بوده و این که آیا تغییرات سیاسی بر ارزش نگهداشت وجه نقد نیز تأثیرگذار است؟ در این راستا فرضیه های زیر آزمون می شود.

فرضیهٔ اول: نااطمینانی سیاسی حاصل از سال های انتخابات ریاست جمهوری بر نگهداشت وجه نقد شرکت تأثیر دارد.

فرضیهٔ دوم : نااطمینانی سیاسی حاصل از سال های انتخابات ریاست جمهوری بر ارزش بازار نگهداشت وجه نقد شرکت تأثیر دارد.

پرتال جامع علوم انسانی

پیشینهٔ تحقیق

رابرتز[۹] (۱۹۹۰) اولین مطالعه را در مورد تأثیر نااطمینانی سیاسی بر یک شرکت انجام داد و به بررسی واکنش‌های قیمت سهام به مرگ ناگهانی سناتور آمریکایی، هنری جکسون، در سال ۱۹۸۳ پرداخت. هنگامی که این سناتور از دنیا رفت، نااطمینانی سیاسی، قیمت‌های سهام را پایین کشید. برتراند و همکاران[۱۰] (۲۰۰۷) نشان دادند، طی دورهٔ بی ثبات انتخابات سیاسی، مدیران عامل دارای روابط سیاسی، سرمایه گذاری‌های خود را افزایش می‌دهند. فن و همکاران[۱۱] (۲۰۰۸) تأثیر اهرم شرکتی و قیمت سهام در چین را پس از دستگیری مقامات فاسد با روابط سیاسی در شرکت‌ها بررسی نمودند. نتایج نشان دهنده تأثیر منفی نااطمینانی سیاسی بر ارزش شرکت‌ها بود.

جولیو و یوک[۱۲] (۲۰۱۶) سرمایه‌گذاری‌های شرکتی طی دوران انتخابات ملی را مورد مطالعه قرار دادند. ایشان دریافتند، باتوجه به نااطمینانی سیاسی طی سال‌های انتخابات، شرکت‌ها به طور متوسط ۴/۸٪ سرمایه‌گذاری‌های خود را کاهش می‌دهند. جنز[۱۳] (۲۰۱۷) شواهدی ارائه داد که شرکت‌ها قبل از انتخابات ایالات متحده، سرمایه‌گذاری خود را کاهش می‌دهند. دورنو[۱۴] (۲۰۱۰) در پژوهشی به دنبال بررسی اثرات واقعی نااطمینانی سیاسی، گزارش می‌دهد سرمایه گذاری شرکت‌ها در طول سال‌های انتخابات حساسیت کمتری به قیمت‌های سهام دارد. ان و همکاران[۱۵] (۲۰۱۶) به مطالعهٔ تأثیر نااطمینانی سیاسی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها پرداخته و کاهشی را در سرمایه‌گذاری طی دوره‌های نااطمینانی سیاسی دولت در شهرهای چین گزارش نمودند. لی و همکاران[۱۶] (۲۰۱۶) در مقاله‌ای به بررسی رابطهٔ نااطمینانی سیاسی و چسبندگی هزینه‌ها پرداخته و نتیجه گرفتند این ناطمینانی سیاسی در سال‌های روبرو شدن با شوک‌های بزرگ سیاسی چون انتخابات، می‌تواند رفتارهای نا متقارن هزینه‌ها را تحت تأثیر قرار دهد.

کشاورز و حیدری (۱۳۹۰) به بررسی تأثیر انتخابات و اخبار سیاسی پس از انتخابات ریاست جمهوری سال ۱۳۸۸ بر نوسانات بازدهی بازار سهام تهران به عنوان شوک سیاسی می‌پردازد. این پژوهش نشان داد که تلاطم بازدهی سهام در روزهای قبل از انتخابات به دلیل شرایط عدم قطعیتی که بر بازار حاکم می‌شود، افزایش می‌یابد. مؤذنی و همکاران (۱۳۹۳) به منظور بررسی تأثیر اخبار سیاسی و اقتصادی بر نوسان‌های شاخص بورس اوراق بهادار تهران، اخبار خوب و بد سیاسی و اقتصادی را ازسایت فارس نیوز جمع آوری نمودند. نتایج آنها نشان می‌داد که تأثیر اخبار خوب و بد سیاسی واقتصادی بر شاخص بورس متقارن است. رابطه بین اخبار بد سیاسی با تغییرات شاخص بورس اوراق بهادار تهران مثبت ومعنادار بود.

قاصدی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر ریسک سیاسی بر نوسان بازدهی سهام پرداختند. نتایج نشان داد که ریسک سیاسی بر نوسان بازدهی سهام مؤثر است. در این پژوهش جهت اندازه گیری ریسک سیاسی، وقایع سیاسی سال‌های تحقیق از طریق نشریات و روز شمار انرژی هسته‌ای ایران استخراج شد. ایزدپور و همکاران (۱۳۹۷) به تحلیل چگونگی تاثیرگذاری نااطمینانی بر چسبندگی هزینه‌ها پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که در سال‌های برگزاری انتخابات ریاست جمهوری، رفتار هزینه‌ها چسبنده نیست اما در سایر سال‌ها رفتار هزینه‌ها چسبنده است. همچنین، واکنش هزینه‌ها به افزایش فروش در سال‌های انتخابات کمتر از سال‌هایی است که انتخابات برگزار نشده و نااطمینانی سیاسی کمتر است.

سجادی و صفی‌خانی (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان، ارزش یک ریال وجه نقد نگهداری شده در شرکت از نگاه سهامداران بیانگر کردند، هنگامی که وجه نقد نگهداری شده در حال نزدیک شدن به سطح بهینه است، یک ریال وجه نقد اضافه‌شده برای سهامداران بیش از یک ریال ارزش دارد و برعکس هنگامی که یک ریال اضافه‌شده باعث گردد از سطح بهینه وجه نقد فاصله گرفته شود، یک ریال اضافه‌شده دارای ارزش کمتر از یک ریال است.

روش شناسی پژوهش

تحقیق حاضر گذشته نگر، از لحاظ هدف کاربردی و پس رویدادی است. روش تحقیق حاضر از نوع توصیفی و همبستگی است. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل شرکت‌هایی است که در سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ در بورس اوراق بهادار تهران حضور داشته‌اند و دارای ویژگی‌های زیر باشند.

۱. این شرکت‌ها باید قبل از سال ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و از ابتدای سال ۱۳۸۷سهام آنها در بورس معامله شده باشد.

۲. در سال‌های مورد مطالعه تغییر سال مالی نداشته باشند.

۳. به دلیل ماهیت خاص فعالیت آنها، جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، مؤسسات اعتباری و سایر نهادهای پولی یا واسطه‌گری نباشند.

با اعمال محدودیت‌های فوق، نمونه‌ای مربوط به ۱۳۲ شرکت انتخاب گردیده است.

الگوها و نحوه اندازه گیری متغیرهای پژوهش

به منظور آزمون فرضیه اول پژوهش با استناد به پژوهش ژو و همکاران (۲۰۱۶) از الگوی رگرسیونی اپلر همکاران (۱۹۹۹) با افزودن متغیر موهومی نااطمینانی سیاسی ، بر مبنای داده‌های پنل به شرح زیر استفاده شد:

$$ASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_POLUN_t + \beta_2 MTB_{i.t} + \beta_3 OCF_{i.t} + \beta_4 NWC_{i.t} + \beta_5 LEV_{i.t} + \beta_6 CAPEX_{i.t} + \beta_7 SIZE_{i.t} + \beta_8 D_DIV_{i.t} + \varepsilon_{i.t} \quad (۱)$$

هدف از برازش این الگو، تعیین میزان نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با کمک مجموعه‌ای از متغیرهای تأثیرگذار بر مانده وجه نقد است. متغیرهایی که در این الگو به کار رفته‌اند، به شرح زیر است:

متغیر وابسته

نگهداشت وجه نقد $(CASH_{i,t})$: با توجه به الگوی اپلر و همکاران (۱۹۹۹)، دیتمار و همکاران (۲۰۰۳) از لگاریتم نسبت وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه مدت به کل دارایی‌ها غیر از وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه مدت، به عنوان متغیر وابسته استفاده شد.

متغیر مستقل

نااطمینانی سیاسی (D_POLUN_t): متغیر موهومی ، عدد یک سال‌های انتخابات ریاست جمهوری و صفر سایر سال‌ها را نشان می‌دهد (بو ،۱۹۹۶؛ جولیو و یوک، ۲۰۱۶؛ لی و همکاران، ۲۰۱۶). با توجه به بازهٔ زمانی تحقیق، انتخابات ریاست جمهوری سال‌های ۱۳۸۸، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۶به عنوان سال‌های نااطمینانی سیاسی مورد آزمون قرار گرفتند.

متغیرهای کنترل

نسبت ارزش بازار دارایی‌ها (MTB): نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال.

اندازه (Size): عبارت است از لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌ها.

خالص سرمایه در گردش(NWC): خالص سرمایه در گردش منهای وجه نقد تقسیم بر مجموع دارایی‌ها.

جریان نقد عملیاتی(OCF): از خالص جریان‌های نقدی عملیاتی تقسیم بر مجموع دارایی‌ها.

مخارج سرمایه‌ای(CAPEXP): مجموع مخارج سرمایه‌ای شرکت تقسیم بر مجموع دارایی‌ها.

سود تقسیمی(D_DIV): متغیر موهومی که اگر شرکت در آن سال سود سهام به سهامداران خود پرداخت نموده باشد، برابر یک است و در غیر این صورت برابر صفر است.

اهرم مالی(LEV): معادل نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها است.

در این پژوهش، به منظور بررسی فرضیهٔ دوم تحقیق، از چارچوب پیشنهادی فالکندر و وانگ (۲۰۰۶)، دیتمار و مارت اسمیس (۲۰۰۷) استفاده شده است.

$$r_{i,t} - R_{p,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_2 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_3 \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_4 \frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_5 \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_6 L_{i,t} + \gamma_7 \frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \gamma_8 \frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} * \frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \gamma_9 L_{i,t} * \frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

به طور مشخص تأثیر نااطمینانی سیاسی بر ضریب تغییر نگهداشت وجه نقد در الگوی رگرسیون بررسی شد. برای محاسبهٔ ارزش بازار وجه نقد، از الگوی زیر مطابق با پژوهش ژو و همکاران (۲۰۱۶) استفاده می‌شود:

$$r_{i,t} - R^B_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_POLUN_t + \beta_2 \frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_3 D_POLUN_t \times \frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_6 \frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_7 \frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_8 L_{i,t} + \beta_9 \frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} + \beta_{10} \frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} * \frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \beta_{11} L_{i,t} * \frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

متغیر وابسته

متغیر وابسته در این الگو بازده مازاد سهام $(r_{i,t} - R^B_{i,t})$ است. بازده مازاد از طریق تفاوت بازده واقعی و بازده پرتفوی الگو محاسبه می‌شود. بازده واقعی هر سهم$(r_{i,t})$ از نرم افزار تدبیرپرداز استخراج گردیده، اما بازده پرتفوی الگو $(R^B_{i,t})$به طریق زیر و از طریق الگوی سه عاملی فاما و فرنچ(۱۹۹۲) محاسبه می شود:

$$R_{i,t} - r_f = a + b[R_{M,t} - r_f] + \beta_s SMB + \beta_h HML + \varepsilon_t \quad (۴)$$

در مرحلهٔ اول باید سه متغیر اندازه، ارزش، صرف ریسک محاسبه شوند.

اندازه (Size) عبارت است از لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت؛ ارزش (Value) عبارت است از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت؛ صرف ریسک (Premium

Risk) عبارت است از تفاضل میانگین نرخ بازده بازار و نرخ بهره بدون ریسک. در این پژوهش شایان ذکر است که از شاخص عمومی قیمت‌ها برای محاسبه نرخ بازده بازار استفاده شده است و نرخ بازده بازار، عبارت است از حاصل تقسیم تفاضل شاخص قیمت پایان دوره و شاخص قیمت اول دوره، بر شاخص قیمت اول دوره.

در مرحلهٔ دوم باید متغیرهای اندازه و ارزش از مقادیر کوچک به بزرگ مرتب شوند. شرکت‌ها بر اساس متغیر اندازه به دو گروه کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم بندی می‌شوند و بر اساس عامل ارزش به سه گروه طبقه بندی می‌شوند. ۳۰ درصد مقادیر بالا به عنوان با ارزش بالا (H)، ۴۰ درصد وسط به عنوان شرکت‌های با ارزش متوسط (M) و ۳۰ درصد مقادیر پایین (L)، به عنوان شرکت‌های با ارزش کم تقسیم‌بندی می‌شوند.

در مرحلهٔ سوم، متغیرهای پژوهش به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

عامل اندازه (SMB): عبارت است از تفاوت بین میانگین مجموعهٔ بازده سهام شرکت‌های کوچک و مجموعهٔ سهام شرکت‌های بزرگ.

$$SMB = \left(\frac{SM + SL + SH}{3}\right) - \left(\frac{BM + BH + BL}{3}\right) \quad (۵)$$

که در آن SL، بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین‌ها است. SM، بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است. SH، بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک بوده و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است. BL، شرکت‌هایی هستند که از نظر اندازه بزرگ و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است. BM، شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن ها متوسط است. BH، بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا هستند.

عامل ارزش (HML) :عبارت است از تفاوت میان میانگین‌های بازده مجموعهٔ سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین.

$$HML = \left(\frac{SH + BH}{2}\right) - \left(\frac{SL + BL}{2}\right) \quad (۶)$$

به منظور محاسبهٔ متغیر بازده مازاد، داده‌های نمونه به پرتفوی‌های ۶ تایی تقسیم شد. طبقه بندی پرتفوی‌ها براساس گروه‌های اندازه و B/M به شرح جدول شماره ۱ تشکیل شد.

جدول شماره ۱. معرفی پرتفوی‌های تشکیل شده

شماره پرتفوی	اندازه	B/M
۱	بزرگ	بالا
۲	بزرگ	متوسط
۳	بزرگ	پایین
۴	کوچک	بالا
۵	کوچک	متوسط
۶	کوچک	پایین

متغیر مستقل

$\Delta Cash_{i,t}$: تغییرات سطح نگهداشت وجه نقد شرکت بین دو دوره.

D_POLUN: متغیر موهومی به نام نااطمینانی سیاسی، عدد یک برای سال‌های انتخابات ریاست جمهوری و صفر برای سایر سال‌ها.

متغیرهای کنترل

$\frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}}$: نسبت تغییر سود قبل از بهره و مالیات به ارزش حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره.

$\frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}}$: نسبت تغییر خالص دارایی‌ها به ارزش حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره.

$\frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}}$: نسبت تغییر هزینه بهره به ارزش حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره.

$\frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}}$: نسبت تغییر سود تقسیمی به ارزش حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره.

$L_{i,t}$: اهرم مالی شرکت ، نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها.

$\frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}}$: نسبت وجه نقد نگهداری شده در ابتدای دوره به ارزش حقوق صاحبان سهام در ابتدای دوره.

$\frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}}\times\frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}}$: به منظور تخمین تأثیر تغییر در ارزش وجه نقد برای سطوح مختلف وجه نقد نگهداری شده استفاده می شود.

$\frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}}\times L_{i,t}$: به منظور تعدیل نمودن تأثیر اهرم روی ارزش وجه نقد نگداری شده.

برای محاسبهٔ ارزش بازار وجه نقد کافی است همانند تحقیق فالکندر و وانگ(۲۰۰۶)، از الگوی شماره ۲ نسبت به تغییرات وجه نقد مشتق بگیریم. مشتق بیان می‌کند که یک تابع با چه نرخی نسبت به متغیر وابسته‌اش تغییر می‌کند. ابتدا این که در این الگو مازاد بازده سهام، تابعی بر حسب تغییرات نگهداشت وجه نقد در نظر گرفته شده است و با تغییرات این متغیر می‌تواند تغییر کند. پس مشتق و تغییر در ارتباط هستند و مشتق ابزاری برای بیان تغییرات هست. اما در تعریف مشتق از حد استفاده می‌کنیم، به عبارتی مشتق بیان می‌کند، تفاضل مقدار مازاد بازده سهام را در دو زمان متفاوت حساب کنید، تقسیم بر اختلاف نگهداشت وجه نقد در آن دو زمان بکنید. سپس این فاصله را به سمت صفر میل بدهید! که البته در اینجا اختلاف تغییرات نگهداشت وجه نقد را یک ریال یعنی کمترین حد ممکن در نظر می‌گیریم. در واقع با این کار نشان می‌دهیم که به ازای هر یک ریال تغییر در مانده وجه نقد چه قدر ارزش شرکت برای سهامداران (مازاد بازده سهام $r_{i,t} - R^B_{i,t}$) تغییر می‌کند. به عبارت دیگر، زمانی که از مازاد بازده سهام در الگوی شماره ۳ نسبت به متغیر تغییرات نگهداشت وجه نقد مشتق می‌گیریم، بدین معنی است که، هر یک ریال افزایش در سطح نگهداشت وجه نقد در سال‌های با نااطمینانی سیاسی چه میزان مازاد بازده سهام را تغییر می‌دهد. بنابراین، فرمول زیر ارزش بازار نگهداشت وجه نقد را محاسبه می‌کند.

$$\frac{\partial\left(r_{i,t}-R_{i,t}^{B}\right)}{\partial\left(\frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}}\right)}=\beta_2+\beta_3 D_POLUN_t+\beta_{10}\frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}}+\beta_{11}L_{i,t} \qquad (۷)$$

با کمک این فرمول می‌توان ارزش بازار نگهداشت وجه نقد را برای متوسط شرکت‌ها، در سال‌های نااطمینانی سیاسی محاسبه نموده و این مقدار را با سایر سال‌ها مقایسه کرد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

یافته‌های توصیفی

نتایج حاصل از تحلیل توصیفی در جدول شماره ۲ ارائه شده است.

جدول شماره ۲. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	$\frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	$\frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	$\frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	$\frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	$L_{i,t}$	$\frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}}$	$r_{i,t}-R_{p,t}$	D_POLUN
میانگین	۰/۲۰۷	۰/۶۱	−۰/۰۹۸	−۰/۲۵۴	۰/۷۹۶	۰/۰۹۹	۰/۱۱۷	۰/۳۳
میانه	۰/۲۰۷	۰/۰۵۹	−۰/۰۹۹	−۰/۲۵۱	۰/۸۱۲	۰/۰۹۷۴	۰/۱۲۱	۰
حداقل	−۰/۴۷۵	۰/۰۲۵	−۰/۱۹۹	−۰/۴۹۹	۰/۱۰۱	۰/۰۰۰	−۱/۷۲	۰
حداکثر	۰/۸۱۴	۱/۳۴	−۰/۰۰۰۱	−۰/۰۰۰۶	۱/۴۹۹	۰/۱۹۹	۱/۷۴	۱
انحراف معیار	۰/۲۰۵	۰/۹۷	۰/۰۵۶	۰/۱۴۴	۰/۴۱۴	۰/۰۵۷	۰/۶۱۵	۰/۴۷۲
ضریب چولگی	−۰/۰۱	۱/۳۵	−۰/۰۰۹	۰/۰۰۵	۰/۰۲۳	۰/۰۴۱	−۰/۰۹۹	۰/۷۰۸
ضریب کشیدگی	۰/۰۴۲	۳/۳۹	−۱/۱۴۴	−۱/۲۳۹	−۱/۲۰	−۱/۱۷۹	−۰/۳۲۳	−۱/۵۰۱

متغیر	MTB	OCF	NWC	$CAPEX$	$SIZE$	D_DIV	$\frac{\Delta Cash_{i,}}{M_{i,t-1}}$
میانگین	۲/۴۶۷	−۱/۹۵۴	۰/۲۳۹	۰/۴۸۷	۱۱/۳۶	۰/۴۴	۰/۰۹۹
میانه	۲/۴۰	−۰/۳۶۱	۰/۰۷۶	۰/۴۹۷	۱۱/۴۷	۰	۰/۰۹۷۴
حداقل	−۲/۷۶	−۵۰۹/۳۲	−۱۷/۵۷	۰/۰۷۱	۴/۲۲	۰	۰/۰۰۰
حداکثر	۷/۹۸	۱۵۲/۰۴	۱۱/۸۱	۰/۸۷۹	۱۸/۳۵	۱	۰/۱۹۹
انحراف معیار	۳/۰۷۵	۲۶/۱۷۵	۱/۳۰	۰/۲۴۱	۴/۰۱۸	۰/۴۹۷	۰/۰۵۷
ضریب چولگی	۰/۰۶۶	−۱۱/۰۲	−۰/۹۶۴	−۰/۰۷۶	−۰/۰۴۶	۰/۲۳۸	۰/۰۴۱
ضریب کشیدگی	−۱/۱۵۶	۱۷۵/۱۹	۵۳/۱۵	−۱/۲۳۴	−۱/۱۵	−۱/۹۵	−۱/۱۸

نتایج آزمون فرضیه‌ها

پیش از برآورد الگو، لازم است ایستایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها، مورد آزمون قرار گیرد، زیرا نامانایی متغیرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه داده‌های پانلی، باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. در این پژوهش به دلیل وجود مقاطع (تعداد شرکت‌ها) زیاد و سری زمانی کم از آزمون مادالا و ویو (۱۹۹۹) استفاده شده است. نتیجهٔ این آزمون در جدول شماره ۳ آمده است.

جدول شماره ۳. آزمون ریشهٔ واحد جمعی برای متغیرها

	$\frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	$\frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	$\frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	$\frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	$L_{i,t}$	$\frac{C_{i,t-1}}{M_{i,t-1}}$	$r_{i,t} - R_{p,t}$
سطح معناداری	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$
	D_POLUN	MTB	OCF	NWC	$CAPEX$	$SIZE$	D_DIV
سطح معناداری	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$	$<۲\times۱۰^{-۱۶}$

همان طور که ملاحظه می‌شود برای تمامی متغیرها سطح معناداری از ۰/۰۵ کمتر بوده است. از این رو می‌توان ایستایی تمامی متغیرها را پذیرفت. به منظور انتخاب بین الگوی رگرسیون و پانلی ابتدا آزمون F- لیمر را استفاده کردیم؛ در صورتی که سطح معناداری آزمون مذکور بیش از ۰/۰۵ باشد، الگوی گرسیون OLS و در صورتی که که سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ باشد از الگوی پانلی استفاده می شود.

جدول شماره ۴. نتایج آزمون F- لیمر برای الگوی فرضیه‌های پژوهش

الگو	آماره F	درجه آزادی۱	درجه آزادی۲	سطح معناداری	نتیجه (الگوی مناسب)
فرضیهٔ اول (الگوی ۱)	۲/۰۶۹	۱۳۰	۹۰۶	۰/۰۰۰	الگوی پانلی
فرضیهٔ دوم (الگوی ۲)	۲/۰۶۵	۱۳۰	۹۰۶	۰/۰۰۰	الگوی پانلی
فرضیهٔ دوم (الگوی ۳)	۲/۰۷۳	۱۳۰	۹۰۸	۰/۰۰۰	الگوی پانلی

بنابراین، باید الگوی رگرسیون پانلی انتخاب شود. در این راستا باید آزمون‌های تشخیصی انجام شود و پیش فرض‌های این نوع الگو آزمون گردد. در ابتدا به بررسی آزمون هاسمن خواهیم پرداخت. هدف از آزمون انتخاب بین الگوی با اثرات ثابت و تصادفی است. در صورتی که سطح معناداری این آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، الگو با اثرات ثابت انتخاب می‌گردد.

جدول شماره ۵. نتایج آزمون هاسمن برای الگوی فرضیه‌های پژوهش

الگو	آماره خی دو	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه (الگوی مناسب)
فرضیهٔ اول (الگوی ۱)	۷/۸۳۶	۸	۰/۴۴۹	اثرات تصادفی
فرضیهٔ دوم (الگوی ۲)	۴/۵۳۲	۹	۰/۸۷۳	اثرات تصادفی
فرضیهٔ دوم (الگوی ۳)	۶/۹۰۱	۱۱	۰/۸۰۷	اثرات تصادفی

همان طور که ملاحظه می‌شود الگو با اثرات تصادفی پذیرفته خواهد شد. برای بررسی خودهمبستگی سریالی از آزمون بروش گادفری استفاده شد که اگر سطح معناداری از ۰/۰۵ کمتر باشد، می‌توان گفت داده‌های مورد بررسی خودهمبستگی سریالی دارند.

جدول شماره ۶. نتایج آزمون بروش گادفری برای الگوی فرضیه‌های پژوهش

الگو	آماره خی دو	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
فرضیهٔ اول (الگوی ۱)	۳/۹۱	۷	۰/۷۹	خود همبستگی سریالی وجود ندارد.
فرضیهٔ دوم (الگوی ۲)	۳/۱۲	۷	۰/۸۷	خود همبستگی سریالی وجود ندارد.
فرضیهٔ دوم (الگوی ۳)	۳/۱۸	۷	۰/۸۶۸	خود همبستگی سریالی وجود ندارد.

همان طور که از نتایج پیداست خطاها دارای خود همبستگی سریالی نیستند، اما همسانی واریانسی‌ها نیز مورد بررسی قرار گرفت. در صورتی که سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیهٔ همسانی واریانس‌ها رد می‌شود.

جدول شماره ۷. نتایج آزمون بروش پاگن برای الگوی فرضیه‌های پژوهش

الگو	آماره BP	درجه آزادی	سطح معناداری	نتیجه
فرضیهٔ اول (الگوی ۱)	۴/۷۳	۸	۰/۷۸۶	همسانی واریانس‌ها برقرار است.
فرضیهٔ دوم (الگوی ۲)	۹/۸۳	۹	۰/۵۴۵	همسانی واریانس‌ها برقرار است.
فرضیهٔ دوم (الگوی ۳)	۹/۲۲	۱۱	۰/۴۱۷	همسانی واریانس‌ها برقرار است.

همان طور که نتیجه نشان می‌دهد همسانی واریانس‌ها برقرار است. پس از انجام این رگرسیون پانلی با اثرات تصادفی نتایج به شرح جدول شماره ۸ است.

جدول شماره ۸. نتایج آزمون فرضیه اول

الگوی شماره (۱)

ضریب	VIF	ضرایب متغیر در الگو	انحراف استاندارد خطا	آماره t	سطح معناداری	نتیجه
عرض از مبدأ	-	-۰/۰۳۶	۰/۰۸۹	۰/۴۱۳	۰/۶۷۹	عدم معناداری در الگو
D_POLUN	۱/۰۱	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۶	-۳/۵۴	۰/۰۰۰	معناداری در الگو
MTB	۱/۲۲	-۰/۰۰۴۱	۰/۰۰۷۹	-۰/۵۲۷	۰/۵۹۸	عدم معناداری در الگو
OCF	۱/۰۱	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۹۶	۰/۹۲۳	عدم معناداری در الگو
NWC	۱/۰۴	۰/۰۱۱۸	۰/۰۱۶۸	۰/۷۰۲	۰/۴۸۲	عدم معناداری در الگو
LEV	۱/۱۰	۰/۰۳۴	۰/۰۰۵۲	۶/۴۷	۰/۰۰۰	معناداری در الگو
$CAPEX$	۱/۲۰	-۰/۱۸۳	۰/۰۰۹۸	-۱۸/۶۷	۰/۰۰۰	معناداری در الگو
$SIZE$	۱/۱۳	۰/۰۱۳۵	۰/۰۴۴۳	۰/۳۰۵	۰/۷۶۱	عدم معناداری در الگو
D_DIV	۱/۱۲	۰/۰۰۵	۰/۰۵۷۳	۰/۱۰۱	۰/۹۱۹	عدم معناداری در الگو

ضریب تعیین=۰/۱۲۸ آزمون معناداری الگو: آماره آزمون=۱۲/۶۳ سطح معناداری= ۰/۰۰۰

با توجه به نتایج، آمارهٔ t (۶/۶۶-) نشان می‌دهد که متغیر مستقل D_POLUN درسطح ۹۵٪ اطمینان، از لحاظ آماری معنادار هستند، زیرا اولاً قدر مطلق این آماره بیشتر از ۱/۹۶ بوده، ثانیاً سطح معناداری (۰/۰۰۰) نیز کمتر از ۵ درصد است. بنابراین، می‌توان گفت: نااطمینانی

سیاسی حاصل از سال‌های انتخابات ریاست جمهوری تأثیر معناداری بر نگهداشت وجه نقد شرکت دارد. پیش از بررسی فرضیهٔ دوم پژوهش لازم است در راستای تعیین میزان تأثیر نااطمینانی، ابتدا الگوی فالکندر و وانگ(۲۰۰۶) بدون حضور متغیر نااطمینانی سیاسی برازش داده و ارزش نهایی نگهداشت وجه نقد محاسبه شود. سپس با ورود متغیر نااطمینانی سیاسی به عنوان متغیر تعدیل‌گر میزان اثر این متغیر نیز بررسی می شود.

سطح معناداری (۰/۰۰۰) آزمون معنادار بودن الگوها نیز مناسب بودن این الگوها را نیز تأیید می‌کند. با توجه به نتایج، آماره t (۵/۵۱-) نشان می‌دهد که متغیر مستقل* D_POLUN $\frac{\Delta C}{M}$ درسطح ۹۵٪ اطمینان، از لحاظ آماری معنادار هستند، زیرا اولاً قدر مطلق این آماره بیشتر از ۱/۹۶ بوده، ثانیاً سطح معناداری (۰/۰۰۰) نیز کمتر از ۵ درصد است. بنابراین، می‌توان گفت نااطمینانی سیاسی حاصل از سال‌های انتخابات ریاست جمهوری تأثیر معناداری بر ارزش بازار نگهداشت وجه نقد شرکت دارد. در ادامه می‌توان ارزش نهایی وجه نقد را یک بار برای الگوی شماره (۲) یا الگوی پایه مربوط به فالکندر و وانگ (۲۰۰۶) به دست آورد و بار دیگر برای الگوی شماره (۳).

$$\frac{\partial(r_{i,t}-R_{p,t})}{\partial(\frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t}})} = \gamma_1 + \gamma_8 \frac{C}{M} + \gamma_9 L = 1.73 - 4.617 * 0.099 + 0.318 * 0.796 = 1.52$$

$$\frac{\partial(r_{i,t}-R_{p,t})}{\partial(\frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t}})} = \beta_2 + \beta_3 DPOLUN + \beta_{10}\frac{C}{M} + \beta_{11} L$$

$$= 1.42 - 5.33 * 0.099 + 0.581 * 0.796 - 0.419 * 0.33 = 1.216$$

ارزش نهایی وجه نقد در سال‌های با نااطمینانی سیاسی بالا در این پژوهش به طور تقریبی با ارزش نگهداشت وجه نقد بدست آمده در پژوهش مرادی و همکاران(۱۳۹۶) در شرکت‌های بدون مازاد نقدینگی و همچنین در حدود پژوهش مشکی و صنایعی (۱۳۹۴) در شرکت‌های با سطح وجه نقد کمتر از حد بهینه است.

جدول شماره ۹. نتایج آزمون فرضیه دوم

الگوی تحقیق	الگوی شماره ۲			الگوی شماره ۳		
ضرایب	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۰/۲۴۱	۱/۰۲۵	۰/۳۰۵	۰/۲۸۱	۱/۰۵	۰/۲۹۳
$\frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	۱/۷۳	۲/۷۳	۰/۰۰۶۳	۱/۴۲	۳/۸۳	۰/۰۰۰
$\frac{\Delta E_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	۰/۰۸۶	۰/۸۱۶	۰/۴۱۴	۰/۰۷۱۸	۰/۸۹۱	۰/۳۷۲
$\frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	۰/۰۰۴۲	۰/۴۲۳	۰/۶۷۲	۰/۰۰۲۲	۰/۴۷۱	۰/۶۳۸
$\frac{\Delta I_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	۰/۳۱۴	۱۱/۰۷	۰/۰۰۰	۰/۴۸۱	۱۲/۱۵	۰/۰۰۰
$\frac{\Delta D_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	۰/۰۳۱۷	۰/۹۱۳	۰/۳۶۱	۰/۰۴۳۲	۰/۲۱۵	۰/۸۲۹
$\frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}}$	-۰/۹۲۱	-۴/۱۸	۰/۰۰۰	-۰/۹۹۳	-۴/۹۰	۰/۰۰۰
$L_{i,t}$	-۰/۰۰۰۱	-۳/۸۳	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۱۲	۸/۲۱	۰/۰۰۰
$\frac{Cash_{i,t-1}}{M_{i,t-1}} * \frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	-۴/۶۱۷	-۴/۲۵	۰/۰۰۰	-۵/۳۳	-۳/۹۱	۰/۰۰۰
$L_{i,t} * \frac{\Delta Cash_{i,t}}{M_{i,t-1}}$	۰/۳۱۹	۳/۱۸	۰/۰۰۰	۰/۵۸۱	۰/۳۸۴	۰/۷۰۰
$D_POLUN_{i,t}$				۰/۰۹۴۰	۱۳/۱۵	۰/۰۰۰
$D_POLUN_{i,t} * \frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}}$				-۰/۴۱۹	-۵/۵۱	۰/۰۰۰
آزمون معناداری الگوها:	ضریب تعیین=	آزمون معناداری الگو:	ضریب تعیین=	آزمون معناداری الگو:		
آماره آزمون	۰/۳۵۱	آماره آزمون=۹/۹۸	۰/۳۹۵	آماره آزمون=۲۱/۷۱		
P مقدار		سطح معناداری= ۰/۰۰۰		سطح معناداری= ۰/۰۰۰		

بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج ارائه شده، می‌توان گفت بین نااطمینانی سیاسی حاصل از سال‌های انتخابات ریاست جمهوری و نگهداشت وجه نقد شرکت، ارتباط معنادار و معکوسی وجود

دارد. طبق مبانی نظری تحقیق، روابط سیاسی، نقش مهمی در بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی ایفا می‌کند. در این پژوهش انتظار داریم که شرکت، در واکنش به نااطمینانی های سیاسی تصمیم‌های خاصی در ارتباط با میزان نگهداشت وجه نقد گرفته و سطح نگهداشت وجه نقد شرکت تحت تأثیر این موضوع قرار بگیرد. نااطمینانی سیاسی ناشی از برگزاری انتخابات ریاست جمهوری به این علت که تغییرات وسیعی را در کشور به همراه خواهد داشت، به معنای فرصتی برای شرکت است تا ارزش شرکت را بالا ببرد و یا بلعکس. نتایج این فرضیه، یادآور پژوهش استولز (۲۰۰۵)، کاپریو و همکاران (۲۰۱۱) و ژو و همکاران (۲۰۱۶) است که می گویند شرکت به هنگام مواجهه با نااطمینانی سیاسی، وجه نقد کمتری را نگهداری می‌کند، یعنی یک رابطهٔ معکوس میان نگهداشت وجه نقد و نااطمینانی سیاسی برقرار می‌شود.

همچنین فرضیهٔ دوم تحقیق نیز پذیرفته شده است. زیرا میان نااطمینانی سیاسی حاصل از سال‌های انتخابات ریاست جمهوری و ارزش بازار نگهداشت وجه نقد شرکت، ارتباط معنادار و معکوسی مشاهده شد. طبق مبانی نظری تحقیق عموماً در سال آخر دوره‌های چهار ساله ریاست جمهوری، بازدهی بازار سهام نسبت به میانگین رشد سال‌های قبل، عملکرد بهتری را به نمایش می‌گذارد. بدیهی است دولت در ماه‌های باقی مانده تا انتخابات ریاست جمهوری با اتخاذ سیاست‌های انبساطی و در قالب ارائهٔ تسهیلات ارزان قیمت به بنگاه‌های اقتصادی، رونق اقتصادی را دنبال می‌کند. به همین علت، این نااطمینانی ها از مجرای تغییر در جهت ریسک‌گریزی و نیز تغییر هزینه- فرصت سرمایه‌گذاران بر قیمت دارایی‌های مالی و کالایی اثر می‌گذارد. نتایج این فرضیه مطابق با پژوهش ژو و همکاران (۲۰۱۶) است.

یادداشت‌ها

1. Stulz
2. Caprio, Faccio, and McConnell
3. Firth, Rui and Wu
4. Liu, Tang and Tan
5. Piotroski and Zhang
6. Xu, Qinyuan, Xu and Chan
7. Liu, Tang and Tan
8. Piotroski and Zhang

9. Roberts
10. Bertrand, Karmarz, Schoar and Thesmar
11. Fan, Rui and Zhao
12. Julio and Yook
13. Jens
14. Durnev
15. An, Chen, Luo and Zhang
16. Lee, Woo-Jong, Pittman, Jeffrey, Saffar and Walid

منابع

ایزدپور، مصطفی؛ نیکومرام، هاشم؛ رهنمای رودپشتی، فریدون؛ بنی‌مهد، بهمن. (۱۳۹۷). تحلیل چگونگی تاثیرگذاری نااطمینانی بر چسبندگی هزینه‌ها در بورس اوراق بهادار تهران. *اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۳)، ۷۴-۴۹.

سجادی، حسین؛ صفی‌خانی، رضا. (۱۳۹۷). ارزش یک ریال وجه نقد نگهداری شده در شرکت از نگاه سهامداران. *دانش حسابداری*، ۹(۲)، ۶۶-۳۵.

قاصدی، احد؛ بابک، مصطفایی؛ آقابیگی، مهدی. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر ریسک سیاسی بر نوسان بازدهی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *ششمین کنفرانس ملی مدیریت، اقتصاد و حسابداری*، تبریز، دانشگاه فنی و حرفه‌ای استان آذربایجان شرقی- سازمان مدیریت صنعتی تبریز.

کشاورز حداد، غلامرضا؛ حیدری، هادی. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر اخبار سیاسی بر تلاطم بازار سهام تهران مقایسه الگوهای عمومی (MSM و FAGARCH)، *تحقیقات اقتصادی*، ۴۶(۱)، ۱۱۱-۱۳۵.

مرادی، مهدی؛ جباری نوقابی، مهدی؛ بیات، نعیمه. (۱۳۹۶). رابطه بین مازاد نقدینگی پایدار و ارزش نهایی وجه نقد. *پژوهش‌های حسابداری مالی وحسابرسی*. ۹(۳۳)، ۸۱-۱۰۶.

مشکی میاوقی، مهدی؛ صنایعی، مهیار. (۱۳۹۴). بررسی تغییرپذیری زمانی نرخ نهایی و ارزش نهایی وجه نقد در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۲(۳)، ۴۱۹-۴۰۱.

مؤذنی، بهرام؛ نعمتی، محمد؛ صیادی مقدم،محمد. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر اخبار سیاسی واقتصادی بر تغییرات شاخص بورس اوراق بهادار تهران، *همایش بین المللی مدیریت*، تهران، موسسه سفیران فرهنگی مبین.

References

An, H., Chen, Y., Luo, D., Zhang, T. (2016). Political uncertainty and corporate investment: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 36, 174-189.

Bertrand, M., Kramarz, F., Schoar, A., Thesmar, D. (2007). Politicians, firms and the political business cycle: Evidence from France. *Working Paper*, University of Chicago.

Caprio, L., Faccio, M., McConnell, J.J. (2011). Sheltering corporate assets from political extraction. *The Journal of Law, Economics, & Organization*, 29(2), 332-354.

Durnev, A. (2010). The real effects of political uncertainty: Elections and investment sensitivity to stock prices. *Available at SSRN 1549714*.

Fan, J.P., Rui, O.M., Zhao, M. (2008). Public governance and corporate finance: Evidence from corruption cases. *Journal of Comparative Economics*, 36(3), 343-364.

Faulkender, M., Wang, R. (2006). Corporate financial policy and the value of cash. *The Journal of Finance*, 61(4), 1957-1990.

Fama, E.F., French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Firth, M., Rui, O.M., Wu, W. (2011). Cooking the books: Recipes and costs of falsified financial statements in China. *Journal of Corporate Finance*, 17(2), 371-390.

Ghasedi, A., Mostafaei, B., Aghabegi, M. (2016), Investigating the impact of political risk on stock returns volatility in companies listed in Tehran Stock Exchange. *6th National Conference on Management, Economics and Accounting*, Tabriz, Technical and vocational university East Azarbaijan province -industrial management organization [In Persian].

Izadpour, M., Nikomaram, H., Rahnama Roudposhti, F., Banimahd, B. (2018). Analysis of how uncertainty affects cost stickiness in Tehran Stock Exchange. *Financial Economics*, 12(43), 49-74 [In Persian].

Julio, B., Yook, Y. (2016). Policy uncertainty, irreversibility, and cross-border flows of capital. *Journal of International Economics*, 103, 13-26.

Jens, C.E. (2017). Political uncertainty and investment: Causal evidence from US gubernatorial elections. *Journal of Financial Economics*, 124(3), 563-579.

Keshavarz, G., Heidari, H. (2011). The impact of political news on Tehran Stock Exchange (AFIGARCA and MSM) approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E-Eghtesadi)*, 46(1), 111-135 [In Persian].

Lee, W.J., Pittman, J., Saffar, W. (2016). Political uncertainty and cost stickiness: Evidence from national elections around the world. *Available at SSRN 2596506*.

Liu, Q., Tang, J., Tian, G.G. (2013). Does political capital create value in the IPO market? Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 23, 395-413.

Maddala, G.S., Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, *61*(S1), 631-652.

Meshki Miavaghi, M., Sanyeei, M. (2015). Time variation in the marginal value and marginal rate of firms' cash holdings in the Tehran Stock Exchange (TSE). *Accounting and Auditing Review*, 22(3), 401-419 [In Persian].

Moradi, M., Jabbari Noghibi., M., Bayat, N. (2017). The relationship between sustainable liquidity surplus and final cash value. *Financial Accounting Research and Inspection*, 9(33), 81-106 [In Persian].

Moazeni, B., Nemati, M., Sayyadi Moghaddam, M. (2014). Investigating the impact of political and economic news on changes in the Tehran Stock Exchange index. *International Management Conference*, Tehran, Mobin cultural ambassadors institute [In Persian].

Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of financial economics*, 52(1), 3-46.

Piotroski, J.D., Zhang, T. (2014). Politicians and the IPO decision: The impact of impending political promotions on IPO activity in China. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 111-136.

Roberts, B.E. (1990). A dead senator tells no lies: Seniority and the distribution of federal benefits. *American Journal of Political science*, 33(1),31-58.

Sajadi, H., Safikhani, R. (2018). Value of one rials cash held by the company from a shareholder's perspective. *Journal of Accounting Knowledge*, 9(2), 35-66 [In Persian].

Stulz, R.M. (2005). The limits of financial globalization. *The Journal of Finance*, 60(4), 1595-1638.

Xu, N., Chen, Q., Xu, Y., Chan, K.C. (2016). Political uncertainty and cash holdings: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 40, 276-295.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی