



Investigating the Moderating Effect of Political Connections on the Relationship between Financial Constraints and Financial Distress Risk with Abnormal Return¹

Seyed Kazem Ebrahimi², Ali Bahraminasab³, Narges Mehrabi Hashtchin⁴

Received: 2019/06/15

Accepted: 2020/04/30

Abstract

The purpose of this study is to investigate the effect of political connections on financial constraints and financial distress risk, as well as the effect of political connections on the relationship between financial constraint and financial distress risk with the abnormal return of accepted firms in Tehran Stock Exchange. The statistical sample includes 162 accepted firms in Tehran Stock Exchange between 2012-2018. In this study, a multivariate linear regression model is used. The results show that political connections have a negative and significant effect on financial constraints and financial distress risk. Also, it amplifies the intensity of the negative relationship between the financial constraint and the abnormal return. The firms that are suffering from a financial constraint, and at the same time, benefit from political connections have less abnormal returns than non-politically connected firms which are suffering from a financial constraint. Furthermore, it changes the direction of the relationship between financial distress risk and abnormal return from negative to positive. In other words, firms that are suffering from financial distress with political connections have more abnormal returns than non-politically connected firms which are suffering from financial distress.

Keywords: Political Connections, Financial Constraint, Financial Distress Risk, Abnormal Return.

JEL Classification: M41, G18

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.26722.2116

2. Associate Professor, Department of Accounting, Semnan University, Semnan, Iran. Email: kebrahimi@semnan.ac.ir

3. Instructor, Department of Accounting, Semnan University, Semnan, Iran. Email: abahraminasab@semnan.ac.ir

4. M.Sc. Student, Department of Accounting, Semnan University, Semnan, Iran. (Corresponding Author). Email: n_mehrabi@semnan.ac.ir



فصلنامه راهبرد مدیریت مالی

دانشگاه الزهرا

سال دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱

صفحات ۱۳۲-۱۱۳



مقاله پژوهشی

بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه بین محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی^۱

سید کاظم ابراهیمی^۲، علی بهرامی نسب^۳، نرگس محرابی هشتچین^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۳/۲۵

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی و همچنین اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه میان محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام گرفته است. نمونه آماری مورد مطالعه شامل ۱۶۲ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۱ است و از الگوی رگرسیون خطی چندمتغیره برای بررسی رابطه بین متغیرها استفاده شده است. نتایج برآوردی نشان داد ارتباطات سیاسی اثر منفی و معناداری بر محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی دارد؛ همچنین، ارتباطات سیاسی شدت رابطه منفی میان محدودیت مالی با بازده غیرعادی را تقویت می‌کند. در واقع، شرکت‌های دچار محدودیت مالی و همزمان بهره‌مند از ارتباطات سیاسی، نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی که از محدودیت مالی رنج می‌برند، بازده غیرعادی کمتری دارند. به علاوه، ارتباطات سیاسی، جهت رابطه منفی میان ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی را به مثبت تغییر می‌دهد. به عبارت دیگر، شرکت‌هایی که دچار درماندگی مالی‌اند و در عین حال ارتباطات سیاسی دارند، بازده غیرعادی بیشتری نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی دچار درماندگی مالی دارند.

واژگان کلیدی: ارتباطات سیاسی، محدودیت مالی، ریسک درماندگی مالی، بازده غیرعادی.

طبقه‌بندی موضوعی: G18, M41

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.26722.2116

۲. دانشیار، گروه حسابداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. Email: kebrahimi@semnan.ac.ir

۳. مربی، گروه حسابداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. Email: abahraminasab@semnan.ac.ir

۴. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (نویسنده مسئول). Email: n_mehrabi@semnan.ac.ir

مقدمه

واحدهای تجاری تمایل زیادی به برقراری ارتباط نزدیک با دولت دارند. زیرا، از این طریق تحت حمایت‌های دولت قرار می‌گیرند و منافع زیادی نظیر تخفیف‌های مالیاتی و دسترسی آسان‌تر به اعتبارات را برای آنها در پی دارد. لذا، می‌توان بیان کرد در نظام‌های اقتصادی مبتنی بر روابط، ارتباطات سیاسی یک منبع مهم ارزش برای شرکت‌های دارای این روابط محسوب می‌شود و چنین شرکت‌هایی راحت‌تر به منابع سرمایه و مزایای دیگر دست می‌یابند. به همین دلیل، برخی از مدیران شرکت‌ها درصدد برقراری و حفظ ارتباط بین شرکت و دولت با هدف رفع محدودیت‌های مالی با کمترین هزینه هستند (بوبرکی و همکاران^۱، ۲۰۱۲). در عوض، شرکت‌های دارای روابط سیاسی ممکن است منافع به‌دست آمده ناشی از این روابط را با سیاست‌مداران تسهیم نمایند. این نوع بافت اقتصادی در سطح یک جامعه، اقتصاد مبتنی بر رابطه نامیده می‌شود (لی و وانگ^۲، ۲۰۱۷).

از سویی، نفوذ در واحدهای اقتصادی یکی از راهکارهای پیش روی دولت جهت کنترل اقتصاد کشور است که این نفوذ از طریق روابط سیاست‌مداران و یا مالکیت دولتی ایجاد می‌شود (نلی ساری و آنگراه^۳، ۲۰۱۱). نفوذ و حمایت سیاسی دولت را می‌توان از دو جنبه مزایا و معایب مورد بررسی قرار داد. حمایت سیاسی دولت، ممکن است منجر به ایجاد ارزش برای شرکت شود. برای مثال، شرکت‌هایی که از ارتباط خوبی با دولت برخوردارند، مالیات کمتری می‌پردازند، سهم بازار بیشتری دارند، وام‌های بانکی با سهولت بیشتری برای آنان فراهم می‌شود، دولت در عرضه عمومی سهام، به آنها کمک می‌کند و نسبت به سایر شرکت‌ها، آسان‌تر و با پرداخت هزینه کمتری از امتیازهای مهم بهره‌مند می‌شوند (لئوز و ابرهالزر-گی^۴، ۲۰۰۶). موضوع دیگری که می‌تواند در تقویت تأثیر ارتباطات سیاسی و پیامدهای آن مورد توجه قرار گیرد، پایین‌تر بودن ریسک شرکت‌های دارای ارتباط سیاسی نسبت به سایر شرکت‌ها است. به‌گونه‌ای که از منظر سرمایه‌گذاران، چنین شرکت‌هایی گزینه‌های مطمئن‌تری برای سرمایه‌گذاری محسوب می‌شوند (رهنمای رودپشتی و محسنی، ۱۳۹۷). همچنین، شرکت‌های دارای حمایت‌های سیاسی نسبت به فشارهای بازار و رقابت‌های معمول حساس نیستند و از ریسک کمتری نسبت به سایر شرکت‌ها برخوردار بوده و انتظارات سرمایه‌گذاران نسبت به نرخ بازده سرمایه‌گذاری آنها نیز کمتر است. مسلماً این شرکت‌ها هنگام مواجهه با بحران‌های مالی از حمایت‌های مالی دولت برخوردار می‌شوند، از این رو احتمال ورشکستگی آنها کمتر است (بوبرکی و همکاران، ۲۰۱۲). در مجموع، ارتباطات سیاسی از طریق دولت، چه به واسطه حضور افراد سیاسی در بدنه شرکت‌ها، و چه از طریق مالکیت دولت و نهادهای دولتی به‌عنوان سهامدار این شرکت‌ها، می‌تواند شرایط را برای تسهیل سیاست‌های تقسیم سود و افزایش جذابیت‌های سرمایه‌گذاری فراهم نماید (رهنمای رودپشتی و محسنی، ۱۳۹۷). البته، حمایت دولت می‌تواند مزیت‌های پیش گفته را برای یک شرکت خاص به ارمغان می‌آورد. اما، ممکن است منجر به ناکارایی عملکرد شرکت نیز شود (نلی ساری و آنگراه، ۲۰۱۱).

1. Boubakri et al
2. Lee & Wang
3. Nelly Sari & Anugerah
4. Leuz & Oberholzer-Gee



بنابراین، رابطه بالقوه ارتباطات سیاسی و محدودیت مالی، ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی، موضوع بسیار بااهمیتی است که تاکنون درباره آن در داخل کشور مطالعه‌ای صورت نگرفته است. لذا، این پژوهش تلاش نمود تا اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه میان محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی شرکت‌ها مورد بررسی قرار دهد. بنابراین، پرسش اصلی این پژوهش این است که آیا ارتباطات سیاسی بر رابطه میان محدودیت مالی و ریسک درماندگی مالی با بازده غیرعادی تأثیر دارد؟

در ادامه برای پاسخگویی به این پرسش، ابتدا مبانی نظری پژوهش بیان و پژوهش‌های مرتبط با آن مرور شده است. سپس، فرضیه‌های پژوهش مطرح گردیده است. همچنین، الگوی پژوهش و روش مورد استفاده برای برآورد آن معرفی شده است. بعد از آن، نتایج پژوهش ارائه و مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. بخش پایانی نیز به ارائه پیشنهادها و پژوهش اختصاص یافته است.

مبانی نظری

ارتباطات سیاسی

نظریه اقتصاد سیاسی، از نیمه دوم قرن بیستم با گسترش و نفوذ مکتب لیبرالیسم، وارد متون اقتصادی جهان شد. بر اساس این نظریه سیاستمداران و دیوان سالاران، همانند هر فرد دیگری، انگیزه‌هایی برای انتقال ثروت از طریق فرآیند سیاسی دارند. آن‌ها صرفاً کارگزاران بین گروه‌های ذی‌نفع رقیب نیستند، بلکه خود نیز گروه ذی‌نفع هستند، به علاوه دسترسی آن‌ها به منابع بیشتر و سهل‌الوصول‌تر، آن‌ها را در موقعیت متمایزی، نسبت به سایر بازیگران در عرصه اقتصادی قرار داده است (مهدی‌فرد و رویایی، ۱۳۹۴). نشانه‌های مدیریت سیاسی شرکت‌ها عبارتند از وجود اعضای هیئت مدیره وابسته به دولت، مجلس و مانند این نوع نهادهای سیاسی، و یا وجود سهامدار عمده دولتی و شبه دولتی (لی و وانگ، ۲۰۱۷). یکی دیگر از معیارهایی که در پژوهش‌هایی مانند فان و همکاران^۱ (۲۰۰۸) برای اندازه‌گیری ارتباط سیاسی مورد استفاده قرار گرفته است، معیار بدهی بلندمدت است که نتایج نشان داده ارتباطات سیاسی بیشتر در شرکت‌ها منجر به فراهم آمدن منابع بلندمدت و کم‌هزینه‌تر می‌شود. در نتیجه، در شرکت‌های با ارتباطات سیاسی بالاتر، نسبت بدهی‌های بلندمدت بیشتر می‌گردد (لین و همکاران^۲، ۲۰۱۵).

تأثیر ارتباطات سیاسی بر محدودیت مالی

منظور از محدودیت‌های مالی، محدودیت‌هایی است که مانع تأمین همه وجوه مورد نیاز سرمایه‌گذاری‌های مطلوب برای شرکت‌ها می‌شود (برادران حسن‌زاده و همکاران، ۱۳۹۳). در ادبیات موجود، مستند شده که ارتباطات سیاسی از طریق دسترسی آسان به منابع خارجی و قراردادهای مبتنی بر روابط، منابع ارزشمندی برای شرکت فراهم می‌کند و بر تصمیم‌های سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد (کلاسنس و

1. Fan et al
2. Lin et al

همکاران^۱، ۲۰۰۸؛ هوستن و همکاران^۲، ۲۰۱۴ و پیوتروسکی و ژانگ^۳، ۲۰۱۴). ارتباطات سیاسی می‌تواند مشکلات ناشی از محدودیت‌های مالی را کاهش دهد و سرمایه لازم را برای فعالیت‌های سرمایه‌گذاری شرکت فراهم کند (پن و تیان^۴، ۲۰۱۷).

تأثیر ارتباطات سیاسی بر روابط بین محدودیت مالی و بازده غیرعادی

نتایج مطالعات مربوط به رابطه بین ارتباطات سیاسی و عملکرد یا ارزش شرکت نشان می‌دهد شرکت‌های وابسته ممکن است مستقیماً از سیاستمداران در جهت انعقاد قراردادهای دولتی بیشتر یا تحت نظارت کمتر بهره‌مند شوند. همچنین، از مزایای غیرمستقیم مانند دسترسی ترجیحی به تأمین مالی خارجی برخوردار شوند. زیرا، وام‌دهندگان به تضمین دولت پاسخ داده و این به شرکت‌های با ارتباطات سیاسی دچار مشکلات مالی را قادر می‌سازد از این مشکلات رهایی یابد (فاسیو و همکاران^۵، ۲۰۰۶). دنگ و همکاران^۶ (۲۰۱۷) نشان دادند که شرکت‌های دارای روابط سیاسی به‌ویژه با رژیم حسنی مبارک، قبل از فروپاشی رژیم و افزایش ریسک ناشی از بدهی در اوج بحران مالی ۲۰۰۸، محدودیت مالی کمتری تجربه کردند. اتصال به رژیم مبارک باعث کمک به ارزش شرکت در حدود ۲۲/۴ درصد شده، و در ۱۵ روز کاری پس از فروپاشی رژیم مبارک، بازده غیرعادی شرکت‌های وابسته به رژیم مبارک در حدود ۲۶/۵ درصد کمتر از شرکت‌های غیر وابسته به رژیم بود.

تأثیر ارتباطات سیاسی بر ریسک درماندگی مالی

شرایط اقتصادی بازارهای جهانی، رقابت شدید و ناطمینانی محیط تجاری در مواقعی منجر به درماندگی‌های مالی شرکت‌ها خواهد شد. درماندگی مالی که گاهی به ورشکستگی نیز می‌انجامد، به شرایطی اطلاق می‌شود که شرکت نتواند به تعهدات خود در قبال اعتباردهندگان عمل کند؛ یا در عمل به این تعهدات دچار مشکل باشد (منصورفر و همکاران، ۱۳۹۴). برخورداری شرکت‌ها از ارتباطات سیاسی می‌تواند منافی از قبیل شرایط مناسب استقرار، کاهش هزینه‌های مالی، بهبود فرصت‌های رشد و کاهش احتمال وقوع ورشکستگی را به همراه داشته باشد (هوستن و همکاران، ۲۰۱۴ و فاسیو و همکاران، ۲۰۰۶).

تأثیر ارتباطات سیاسی بر روابط بین ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی

شرکت‌های با رابطه سیاسی، اگر دارای اهرم بالایی باشند، تمایل پیدا می‌کنند تا سطح ورشکستگی را پایین نگه دارند؛ این پدیده می‌تواند به دلیل سودمندی روابط سیاسی رخ دهد (هریماوان و همکاران^۷، ۲۰۱۹). برای مثال، اگر شرکت بخواهد کسب‌وکار خود را گسترش دهد، برای رسیدن به این هدف نیازمند

1. Claessens et al
2. Houston et al
3. Piotroski & Zhang
4. Pan & Tian
5. Faccio et al
6. Dang et al
7. Harymawan et al



پول بیشتر است. ذاً آنها برای داشتن ارتباطات سیاسی، یک سیاستمدار را در هیئت مدیره خود استخدام می‌کنند تا طرح گسترش را به پیش ببرد. اولین مزیت این کار استفاده از ارتباطات سیاسی برای دسترسی آسان‌تر به تأمین مالی از منابع خارجی است (فاسیو، ۲۰۰۶ و کول و زو، ۲۰۰۵). پس از این‌که شرکت منابع مالی کافی به‌دست آورد، از ارتباطات سیاسی برای برنده شدن در قراردادهای مناقصه دولتی استفاده می‌کند (گلدمن و همکاران، ۲۰۱۳). اگرچه این طرح باعث افزایش اهرم‌های شرکت می‌شود، اما به دلیل ارتباطات سیاسی، اعتبار پوشش هزینه قرارداد را نیز به‌راحتی به‌دست می‌آورد و انتظار می‌رود قراردادهای دولتی سودآور باشد. بنابراین، می‌تواند تجارت خود را بدون نگرانی درباره وضعیت مالی گسترش دهد، و این می‌تواند مانع از ورشکستگی شرکت‌ها شود (هریماوان و همکاران، ۲۰۱۹).

مروری بر پیشینه پژوهش

هریماوان و همکاران (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی بر ریسک ورشکستگی پرداخته‌اند که نتایج نشان داد شرکت‌های با ارتباط سیاسی، ریسک ورشکستگی بالاتری نسبت به شرکت‌های غیروابسته دارند. همچنین، نتایج نشان داد شرکت‌های با ارتباطات سیاسی و دارای اهرم بالا نسبت به شرکت‌های وابسته سیاسی با اهرم پایین و شرکت‌های غیروابسته، ریسک ورشکستگی کمتری دارند و این می‌تواند به علت تفاوت در انگیزه شرکت‌ها برای داشتن ارتباطات سیاسی باشد.

دنگ و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان "ارزش ارتباطات سیاسی: شواهدی از انقلاب ۲۰۱۱ مصر"، ارزش ارتباطات سیاسی با رژیم مبارک را با در نظر گرفتن فروپاشی ۳۰ ساله رژیم به‌عنوان آزمایش طبیعی محاسبه کرده‌اند. نتایج نشان داد اتصال به رژیم مبارک در حدود ۲۲/۴ درصد به افزایش ارزش شرکت کمک کرده است. اما، شرکت‌های بدون ارتباط با رژیم مبارک و مالکیت دولتی با محدودیت مالی مواجه بوده‌اند. درحالی‌که شرکت‌های وابسته به رژیم مبارک قبل از فروپاشی رژیم و در اوج بحران جهانی سال ۲۰۰۸ محدودیت مالی کمتری را تجربه کرده‌اند. با این حال، مزیت یاد شده پس از سقوط رژیم مبارک از بین رفت.

هو و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر ارتباطات سیاسی، سیاست دولتی و یا هر دو بر بازده سهام و رفتار سهامداران قبل و بعد از انتخابات ریاست جمهوری تایوان در سال ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد شرکت‌هایی که تنها با حزب برنده ارتباط داشتند دارای بازده غیرعادی انباشته مثبت بودند. رهنمای رودپشتی و محسنی (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان "ارتباطات سیاسی، سود نقدی و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" نشان دادند بین ارتباطات سیاسی و سود نقدی سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. به عبارتی، با افزایش ارتباطات سیاسی، سود نقدی تقسیمی افزایش می‌یابد. همچنین، رابطه مثبت و معنادار بین ارتباطات سیاسی و بازده سهام مشاهده شد.

بادآورنهندی و تقی‌زاده خانقاه (۱۳۹۷) در پژوهشی با عنوان "تأثیر ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری بیشتر از حد و عملکرد شرکت" نشان دادند ارتباطات سیاسی بر سرمایه‌گذاری بیشتر از حد تأثیر مثبت و

بر عملکرد شرکت تأثیر منفی دارد. ارتباطات سیاسی می‌تواند به شرکت‌ها کمک کند تا منابع مالی بیشتری به دست آورند. اما دسترسی به وام‌های تجاری ناشی از ارتباطات سیاسی اعتبار منفی ایجاد کرده و هزینه‌های مالی را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، دخالت سیاستمداران ممکن است موجب تحریف در تخصیص منابع اجتماعی شده و به سرمایه‌گذاری بیش از حد و تضعیف عملکرد شرکت منجر شود.

ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان "واکاوی کیفیت گزارشگری مالی و اجتناب مالیاتی در پرتو مالکیت دولتی و ارتباطات سیاسی" نشان دادند مالکیت دولتی و ارتباطات سیاسی بر کیفیت گزارشگری مالی اثر منفی و معناداری دارد و با افزایش درصد مالکیت دولت یا ارتباطات سیاسی در شرکت‌ها، کیفیت گزارشگری آنها کاهش می‌یابد. همچنین، ارتباطات سیاسی بر اجتناب مالیاتی اثر مثبت و معناداری دارد.

فرضیه‌های پژوهش

- با توجه به مبانی نظری پژوهش و پیشینه آن، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:
- ✓ فرضیه اول: ارتباطات سیاسی بر محدودیت مالی اثر دارد.
 - ✓ فرضیه دوم: ارتباطات سیاسی تأثیر محدودیت مالی بر بازده غیرعادی را تعدیل می‌کند.
 - ✓ فرضیه سوم: ارتباطات سیاسی بر ریسک درماندگی مالی اثر دارد.
 - ✓ فرضیه چهارم: ارتباطات سیاسی تأثیر ریسک درماندگی مالی بر بازده غیرعادی را تعدیل می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، از دسته کاربردی و از نظر روش، توصیفی مبتنی بر تحلیل رگرسیون خطی به‌شمار می‌رود که از تحلیل داده‌های ترکیبی استفاده شده است. اطلاعات مورد نیاز جهت پی‌ریزی مبانی نظری پژوهش با استفاده از روش کتابخانه‌ای گردآوری شده است. داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها از صورت‌های مالی سالانه شرکت‌ها، گزارش هیئت مدیره به مجمع عمومی صاحبان سهام و پایگاه سازمان بورس اوراق بهادار و کدال استخراج شده است. پس از گردآوری داده‌های متغیرها، با کمک نرم‌افزار اکسل^۱، داده‌ها مرتب‌سازی و آماده‌سازی شده‌اند. بعد از آن با استفاده از نرم‌افزار ایویوز^۲ نسبت به آزمون فرضیه‌ها اقدام شده است.

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۷ است که از این بین، تعداد ۱۶۲ شرکت که از شرایط زیر برخوردار بودند به روش حذفی سیستماتیک به‌عنوان نمونه آماری انتخاب شده‌اند و در مجموع، تعداد ۱۱۳۴ سال-شرکت مشاهده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است:

- ✓ سال مالی تمامی آنها منتهی به ۲۹ اسفند هر سال باشد.
- ✓ طی بازه زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشند.

- ✓ اطلاعات صورت‌های مالی آنها از سال ۹۱ به‌طور کامل و پیوسته در دسترس باشد و وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته باشند.
- ✓ از شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و واسطه‌گری مالی نباشند.

الگوها و متغیرهای پژوهش

الگوهای رگرسیونی فرضیه‌های پژوهش به پیروی از هو و همکاران (۲۰۱۵) به شرح زیر هستند:
الگوی ۱ جهت آزمون فرضیه اول:

$$FC_{i,t} = a_0 + a_1 PC_{i,t} + a_2 SIZE_{i,t} + a_3 CFO_{i,t} + a_4 BM_{i,t} + a_5 DIV_{i,t} + a_6 SG_{i,t} + a_7 ROA_{i,t} + e_{it}$$

الگوی ۲ جهت آزمون فرضیه دوم:

$$AR_{i,t} = a_0 + a_1 PC_{i,t} + a_2 FC_{i,t} + a_3 PC_{i,t} \times FC_{i,t} + a_4 SIZE_{i,t} + a_5 CFO_{i,t} + a_6 BM_{i,t} + a_7 DIV_{i,t} + a_8 SG_{i,t} + a_9 ROA_{i,t} + e_{it}$$

الگوی ۳ جهت آزمون فرضیه سوم:

$$FD_{i,t} = a_0 + a_1 PC_{i,t} + a_2 SIZE_{i,t} + a_3 CFO_{i,t} + a_4 BM_{i,t} + a_5 DIV_{i,t} + a_6 SG_{i,t} + a_7 ROA_{i,t} + e_{it}$$

الگوی ۴ جهت آزمون فرضیه چهارم:

$$AR_{i,t} = a_0 + a_1 PC_{i,t} + a_2 FD_{i,t} + a_3 PC_{i,t} \times FD_{i,t} + a_4 SIZE_{i,t} + a_5 CFO_{i,t} + a_6 BM_{i,t} + a_7 DIV_{i,t} + a_8 SG_{i,t} + a_9 ROA_{i,t} + e_{it}$$

در رابطه‌های بالا: PC ارتباطات سیاسی، FC محدودیت مالی، FD ریسک درماندگی مالی، AR بازده غیرعادی، SIZE اندازه شرکت، CFO نسبت وجه نقد عملیاتی، BM نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، DIV نسبت سود تقسیمی به سود خالص، SG نرخ رشد فروش، ROA نرخ بازده دارایی‌ها و e_{it} جزء باقیمانده الگو است.

متغیرهای وابسته

الف) محدودیت مالی (FC): محدودیت در تأمین مالی از ویژگی‌های بارز شرکت‌هایی است که در تنگنا قرار دارند. زیرا محدودیت در تأمین مالی، شرکت را از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های با خالص ارزش فعلی مثبت بازمی‌دارد. برای اندازه‌گیری محدودیت مالی از الگوی کاپلان و زینگالس^۱ به شرح زیر استفاده شد که با مختصات ایران تطابق بیشتری دارد.



$$Kz_{IR} = 17.33 - 37.486 \left(\frac{Cash\ Holding_{i,t}}{Total\ Assets_{i,t}} \right) - 15.216 \left(\frac{Div_{i,t}}{Total\ Assets_{i,t}} \right) + 3.394 \left(\frac{Debt_{i,t}}{Total\ Assets_{i,t}} \right) - 1.402 \left(\frac{M_{i,t}}{B_{i,t}} \right)$$

که در رابطه بالا: Kz معیار محدودیت در تامین مالی، Cash Holding وجه نقد به علاوه سرمایه- گذاری های کوتاه مدت، Total Assets جمع کل دارایی های شرکت، M ارزش بازار شرکت، B ارزش دفتری شرکت، Div سود تقسیمی شرکت و Debt کل بدهی های شرکت است.
(ب) ریسک درماندگی مالی (FD): آلتمن^۱ مدل زیر را در سال ۱۹۸۳ به نام Z/ شرح داد:

$$Z' = 0.717 X_1 + 0.847 X_2 + 3.107 X_3 + 0.420 X_4 + 0.998 X_5$$

Z/ امتیاز کل، X1 نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی ها، X2 نسبت سود انباشته به کل دارایی ها؛ X3: نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل دارایی ها، X4 نسبت ارزش دفتری سهام شرکت به ارزش دفتری کل بدهی ها؛ X5 نسبت فروش به کل دارایی ها. در این مدل هر چه Z/ پایین تر باشد، درجه ریسک درماندگی شرکت بیشتر است.

بازده غیرعادی (AR): تفاضل بازده واقعی شرکت موردنظر و بازده بازار، نشان گر بازده غیرعادی سهام است. در این پژوهش بازده بازار بر اساس شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته می شود.

متغیر مستقل

ارتباطات سیاسی (PC): یک متغیر مجازی با ارزش ۰ و ۱ است که در شرکت دارای ارتباطات سیاسی عدد ۱ و در غیر این صورت ۰ می پذیرد. در این پژوهش جهت اندازه گیری ارتباطات سیاسی به پیروی از مطالعات فان و همکاران (۲۰۰۸)، لین و همکاران (۲۰۱۵)، خان^۲ و همکاران (۲۰۱۶)، ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۶) و ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷) از یک معیار بدهی بلندمدت به شرح زیر استفاده شده است:

- ✓ نسبت بدهی های بلندمدت به کل بدهی ها در هر سال برای هر شرکت محاسبه شده است.
- ✓ شرکتهایی که نسبت بدهی های بلندمدت به کل بدهی های آنها بیشتر از میانه سایر شرکتها است به عنوان شرکت های دارای ارتباطات سیاسی و به آنها عدد ۱ و به مابقی عدد ۰ اختصاص یافته است (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۷).

متغیرهای کنترلی

- ✓ اندازه شرکت (SIZE): برابر لگاریتم طبیعی جمع دارایی های شرکت است.
- ✓ نسبت وجه نقد عملیاتی (CFO): برابر تقسیم وجه نقد عملیاتی بر جمع دارایی ها است.

1. Altman
2. Khan et al

- ✓ نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM): برابر تقسیم ارزش دفتری سهام بر ارزش بازار سهام است.
- ✓ نسبت سود تقسیمی به سود خالص (DIV): برابر تقسیم سود نقدی پرداخت شده بر سود خالص است.
- ✓ نرخ رشد فروش (SG): برابر نرخ رشد سالانه فروش شرکت است.
- ✓ نرخ بازده دارایی‌ها (ROA): برابر تقسیم سود خالص به جمع دارایی‌ها است.

تجزیه تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی

برخی شاخص‌های آمار توصیفی شامل میانگین، میانه، کمینه، بیشینه، انحراف معیار، چولگی و ضریب کشیدگی در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی

| نماد | میانگین | میانه | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | چولگی | ضریب کشیدگی |
|------|---------|-------|--------|--------|--------------|-------|-------------|
| FC | ۱۳/۲۹ | ۱۴/۵۷ | ۱۹/۲۲ | -۱۵/۵۷ | ۴/۷۴ | -۲/۰۹ | ۸/۵۶ |
| PC | ۰/۴۸ | ۰/۰۰ | ۱/۰۰ | ۰/۰۰ | -۰/۵۰ | -۰/۰۶ | ۱/۰۰ |
| FD | -۱/۴۲ | -۱/۷۳ | ۶/۵۵ | -۷/۵۹ | ۱/۸۶ | -۰/۹۷ | ۴/۷۲ |
| AR | ۰/۱۲ | -۰/۰۴ | ۳/۹۵ | -۱/۲۲ | -۰/۷۳ | ۱/۷۴ | ۷/۳۷ |
| SIZE | ۱۴/۲۶ | ۱۴/۰۶ | ۱۹/۷۸ | ۱۰/۴۹ | ۱/۵۵ | -۰/۹۰ | ۴/۳۱ |
| CFO | -۰/۱۲ | ۰/۱۰ | ۰/۶۴ | -۰/۴۶ | -۰/۱۳ | -۰/۶۱ | ۴/۶۰ |
| BM | -۰/۶۷ | ۰/۶۷ | ۱/۷۱ | ۰/۱۵ | -۰/۲۲ | -۰/۳۲ | ۳/۳۷ |
| DIV | -۰/۵۳ | ۰/۵۳ | ۵/۳۸ | ۰/۰۰ | -۰/۴۶ | ۱/۶۰ | ۱۴/۱۹ |
| SG | ۰/۲۳ | ۰/۱۷ | ۶/۵۶ | -۰/۹۷ | -۰/۴۰ | -۰/۴۶ | ۳۹/۹۹ |
| ROA | -۰/۱۱ | ۰/۰۹ | ۰/۶۳ | -۰/۴۰ | -۰/۱۴ | -۰/۵۷ | ۴/۶۸ |

منبع: یافته‌های پژوهش

تفسیر برخی ارقام مندرج در جدول بالا به‌طور نمونه برای متغیر محدودیت مالی به این صورت است: مقدار میانگین متغیر محدودیت مالی برابر با ۱۳/۲۸ است. همچنین، مقدار انحراف معیار متغیر محدودیت مالی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی برابر با ۴/۷۴ به‌دست آمد که نشان می‌دهد متوسط نوسان از میانگین داده‌ها برای این متغیر برابر با ۴/۷۴ است. میانه این متغیر برابر ۱۴/۵۶ است که نشان می‌دهد ۵۰ درصد داده‌ها پایین‌تر از این مقدار و ۵۰ درصد بالاتر از آن قرار دارند.

آزمون‌های تشخیصی مقدماتی

برای جلوگیری از مشکل رگرسیون کاذب، ابتدا آزمون‌های هم‌جمعی و پایایی (مانایی) با نرم افزار ایویوز انجام شد که نتایج از وجود رابطه بلندمدت متغیرها حکایت داشت. همچنین، بررسی پایایی متغیرها

با آزمون لوین، لین و چو^۱ نشان داد تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد پایا هستند؛ به این معنی که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت است. در نتیجه می‌توان گفت استفاده از این متغیرها در الگو، باعث تشکیل رگرسیون کاذب نمی‌شود. برای ارزیابی نرمال بودن متغیرها نیز از آزمون جارکوبرا استفاده گردید، زمانی که اندازه نمونه به میزان کافی بزرگ باشد، انحراف از فرض نرمال بودن معمولاً بی‌اهمیت و پیامدهای آن ناچیز است. با توجه به قضیه حد مرکزی می‌توان دریافت که حتی در غیاب نرمال بودن، آماره‌های آزمون به‌طور مجانبی از توزیع‌های مناسب پیروی خواهند کرد (افلاطونی و نیکبخت، ۱۳۸۹).

آزمون همبستگی

در یک الگوی رگرسیونی چنانچه همبستگی بین متغیرهای مستقل زیاد باشد، ممکن است نتایج مخدوش شود. منظور از همبستگی بالا نیز همبستگی بیش از ۰/۷۰ است. همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، همبستگی بیشتر از ۰/۷۰ وجود ندارد.

جدول ۲. نتایج آزمون ضریب همبستگی

| ROA | SG | DIV | BM | CFO | SIZE | PC | نماد متغیر |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------------|
| -۰/۰۶ | -۰/۰۱ | -۰/۱۲ | -۰/۰۲ | -۰/۰۲ | -۰/۰۴ | ۱/۰۰ | PC |
| -۰/۱۱ | -۰/۰۱ | -۰/۱۰ | -۰/۱۷ | -۰/۱۱ | ۱/۰۰ | -۰/۰۴ | SIZE |
| -۰/۴۹ | -۰/۰۹ | -۰/۲۹ | -۰/۲۶ | ۱/۰۰ | -۰/۱۱ | -۰/۰۲ | CFO |
| -۰/۴۲ | -۰/۱۷ | -۰/۱۶ | ۱/۰۰ | -۰/۲۶ | -۰/۱۷ | -۰/۰۲ | BM |
| -۰/۴۰ | -۰/۰۱ | ۱/۰۰ | -۰/۱۶ | -۰/۲۹ | -۰/۱۰ | -۰/۱۲ | DIV |
| -۰/۲۶ | ۱/۰۰ | -۰/۰۱ | -۰/۱۷ | -۰/۰۹ | -۰/۰۱ | -۰/۰۱ | SG |
| ۱/۰۰ | -۰/۲۶ | -۰/۴۰ | -۰/۴۲ | -۰/۴۹ | -۰/۱۱ | -۰/۰۶ | ROA |

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس

ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون بروش پاگان^۲ بررسی شد که نتایج به شرح جدول ۳ نشان داد بین اجزای اخلال مدل در هر چهار فرضیه ناهمسانی واریانس وجود دارد. در نتیجه، برای رفع ناهمسانی واریانس در در برازش نهایی مدل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته^۳ استفاده شده است.

1. Levin, Lin, Chu
2. Breush-Pagan
3. GLS



جدول ۳. آزمون بروش پاکان برای تشخیص ناهمسانی واریانس

| مدل پژوهش | آماره F | سطح معناداری | نتیجه آزمون |
|--------------------------|---------|--------------|-----------------------------|
| مدل (۱) برای فرضیه اول | 18/77 | 0/00 | ناهمسانی واریانس وجود دارد. |
| مدل (۲) برای فرضیه دوم | 6/70 | 0/00 | ناهمسانی واریانس وجود دارد. |
| مدل (۳) برای فرضیه سوم | 26/16 | 0/00 | ناهمسانی واریانس وجود دارد. |
| مدل (۴) برای فرضیه چهارم | 6/62 | 0/00 | ناهمسانی واریانس وجود دارد. |

منبع: یافته‌های پژوهش

آمار استنباطی

از آنجا که داده‌های مورد استفاده به صورت ترکیبی (پنل) هستند، در گام اول، با انجام آزمون F لیمر نسبت به بررسی تشخیص استفاده از داده‌های تابلویی یا داده‌های تلفیقی اقدام شد. نتایج این آزمون به شرح جدول ۴ نشان داد سطح معناداری آماره F برای تمام فرضیه‌ها کمتر از ۵ درصد است. بنابراین، مقاطع مورد بررسی برای تمام فرضیه‌ها ناهمگن و دارای تفاوت‌های فردی بوده و استفاده از روش داده‌های پنل (تابلویی) مناسب‌تر است.

جدول ۴. نتایج آزمون اف. لیمر

| مدل پژوهش | آماره F | سطح معناداری | نتیجه |
|--------------------------|---------|--------------|---------|
| مدل (۱) برای فرضیه اول | ۲/۹۸ | ۰/۰۰ | تابلویی |
| مدل (۲) برای فرضیه دوم | ۱/۲۶ | ۰/۰۲ | تابلویی |
| مدل (۳) برای فرضیه سوم | ۲/۷۹ | ۰/۰۰ | تابلویی |
| مدل (۴) برای فرضیه چهارم | ۱/۳۲ | ۰/۰۱ | تابلویی |

منبع: یافته‌های پژوهش

با انتخاب روش داده‌های تابلویی، نتایج آزمون هاسمن جهت انتخاب بین الگوی با اثرات ثابت یا تصادفی به شرح جدول ۵ نشان داد معناداری آماره آزمون در هر چهار الگو کمتر از ۵ درصد است و این دال بر استفاده از الگوی با اثرات ثابت است. با این توضیح که در الگوی اثر ثابت، شیب رگرسیون در هر مقطع ثابت و جمله ثابت از مقطعی به مقطع دیگر متفاوت است. هرچند اثر زمانی معنی‌دار نیست، اما اختلاف معنی‌داری میان مقطع‌ها وجود دارد و ضرایب مقطع‌ها با زمان تغییر نمی‌کند.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن

| مدل پژوهش | آماره آزمون هاسمن | سطح معناداری | نتیجه |
|--------------------------|-------------------|--------------|------------|
| مدل (۱) برای فرضیه اول | ۱۱۹/۴۶ | ۰/۰۰ | اثرات ثابت |
| مدل (۲) برای فرضیه دوم | ۱۱۴/۳۲ | ۰/۰۰ | اثرات ثابت |
| مدل (۳) برای فرضیه سوم | ۳۵۸/۸۰ | ۰/۰۰ | اثرات ثابت |
| مدل (۴) برای فرضیه چهارم | ۱۲۲/۶۴ | ۰/۰۰ | اثرات ثابت |

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه اول

نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش با استفاده از الگوی ۱ به شرح جدول ۶ نشان داد آماره F به دست آمده ۳۲/۶۷ و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد الگوی پژوهش در سطح اطمینان بالایی (۹۵ درصد) معنادار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده به دست آمده که تقریباً برابر ۸۲ درصد است، می‌توان ادعا کرد که مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش حدود ۸۲ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. ضمناً با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر ۱/۷۶ و در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، می‌توان ادعا کرد خودهمبستگی مرتبه اول بین باقیمانده‌های الگو وجود ندارد.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه اول

| نام متغیر | نماد | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|-------------------------------|--------------------|--------|----------------|---------|--------------|
| مقدار ثابت | a_0 | ۹/۷۶ | ۱/۴۳ | ۶/۸۵ | ۰/۰۰ |
| ارتباطات سیاسی | PC | -۰/۲۳ | ۰/۱۱ | -۲/۱۰ | ۰/۰۴ |
| اندازه شرکت | SIZE | ۰/۲۲ | ۰/۱۰ | ۲/۲۶ | ۰/۰۲ |
| نسبت وجه نقد عملیاتی | CFO | -۳/۵۱ | ۰/۳۷ | -۹/۵۶ | ۰/۰۰ |
| نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار | BM | ۳/۷۵ | ۰/۲۳ | ۱۶/۵۷ | ۰/۰۰ |
| نسبت سود تقسیمی به سود خالص | DIV | -۰/۷۰ | ۰/۱۰ | -۷/۱۴ | ۰/۰۰ |
| نرخ رشد فروش | SG | -۰/۴۰ | ۰/۱۰ | -۳/۸۲ | ۰/۰۰ |
| نرخ بازده دارایی‌ها | ROA | -۱۱/۵۸ | ۰/۵۲ | -۲۲/۰۵ | ۰/۰۰ |
| آماره F | F-statistic | ۳۲/۶۸ | | | ۰/۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | Adjusted R-squared | ۰/۸۲ | | | |
| آماره دوربین واتسون | Durbin-Watson stat | ۱/۷۷ | | | |

منبع: یافته‌های پژوهش

در فرضیه اول به بررسی رابطه میان ارتباطات سیاسی و محدودیت مالی پرداخته شد که با توجه به ضریب ارتباطات سیاسی (-۰/۲۲) و سطح معناداری آن (۰/۰۳) به شرح جدول بالا می‌توان ادعا کرد ارتباطات سیاسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر محدودیت مالی اثر منفی و معناداری دارد. به عبارت دیگر، وجود ارتباطات سیاسی منجر به کاهش محدودیت مالی شرکت‌ها نسبت به شرکت‌های فاقد این ارتباطات می‌شود. بنابراین فرضیه اول پژوهش تأیید شد.



نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج آزمون فرضیه دوم با استفاده از الگوی ۲ به شرح جدول ۷ نشان داد آماره F به دست آمده ۳/۸۰ و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. بنابراین، می توان ادعا کرد الگوی پژوهش در سطح اطمینان بالایی (۹۵ درصد) معنادار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده به دست آمده الگو که تقریباً برابر ۳۰ درصد است، می توان ادعا کرد مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش حدود ۳۰ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می دهند. ضمناً با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر ۲/۱۸ و در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد، می توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول بین باقیمانده های الگو وجود ندارد.

جدول ۷. نتایج آزمون فرضیه دوم

| نام متغیر | نماد | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|-------------------------------|--------------------|-------|----------------|---------|--------------|
| مقدار ثابت | a_0 | ۲/۵۱ | ۰/۵۹ | ۴/۲۹ | ۰/۰۰ |
| ارتباطات سیاسی | PC | ۰/۰۷ | ۰/۰۸ | ۲/۸۳ | ۰/۰۱ |
| محدودیت مالی | FC | -۰/۵۲ | ۰/۱۵ | -۳/۳۸ | ۰/۰۰ |
| ارتباطات سیاسی* محدودیت مالی | PC*FC | -۱/۹۴ | ۰/۱۱ | -۱۷/۵۳ | ۰/۰۰ |
| اندازه شرکت | SIZE | -۰/۱۰ | ۰/۴۰ | -۲/۴۱ | ۰/۰۲ |
| نسبت وجه نقد عملیاتی | CFO | -۰/۰۱ | ۰/۰۱ | -۱/۱۹ | ۰/۲۳ |
| نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار | BM | -۰/۰۷ | ۰/۰۸ | -۰/۸۳ | ۰/۴۱ |
| نسبت سود تقسیمی به سود خالص | DIV | ۰/۰۱ | ۰/۰۵ | ۰/۱۵ | ۰/۸۸ |
| نرخ رشد فروش | SG | ۰/۲۹ | ۰/۰۴ | ۷/۵۹ | ۰/۰۰ |
| نرخ بازده دارایی ها | ROA | ۰/۶۹ | ۰/۲۱ | ۳/۳۳ | ۰/۰۰ |
| آماره F | F-statistic | ۳/۸۰ | | | ۰/۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | Adjusted R-squared | ۰/۳۰ | | | |
| آماره دوربین واتسون | Durbin-Watson stat | ۲/۱۹ | | | |

منبع: یافته های پژوهش

نتایج بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه بین محدودیت مالی و بازده غیرعادی در فرضیه دوم به شرح جدول ۷ نشان داد ضریب ارتباطات سیاسی * محدودیت مالی (-۱/۹۳) و سطح معناداری (۰/۰۰) است و با مقایسه آن با ضریب محدودیت مالی (-۰/۵۲) می توان ادعا کرد ارتباطات سیاسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر رابطه میان محدودیت مالی و بازده غیرعادی اثر منفی و معناداری دارد. در واقع، ارتباطات سیاسی شدت رابطه منفی میان محدودیت سیاسی و بازده غیرعادی را تقویت می کند. به عبارت

دیگر، شرکت‌های دچار محدودیت مالی و همزمان بهره‌مند از ارتباطات سیاسی بهره‌مند نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی و دارای محدودیت، بازده غیرعادی کمتری دارند.

نتایج آزمون فرضیه سوم

نتایج آزمون فرضیه سوم با استفاده از الگوی ۳ به شرح جدول ۸ نشان داد آماره F به دست آمده ۶/۲۴ و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد الگوی پژوهش در سطح اطمینان بالایی (۹۵ درصد) معنادار است. همچنین، ضریب تعیین تعدیل شده به دست آمده الگو تقریباً برابر ۴۴ درصد است. لذا، می‌توان ادعا کرد مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش تقریباً ۴۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. ضمناً مقدار آماره دوربین واتسون برابر ۱/۶۵ و در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد. در نتیجه می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول بین باقیمانده‌های الگو وجود ندارد.

جدول ۸. نتایج آزمون فرضیه سوم

| نام متغیر | نماد | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|-------------------------------|--------------------|--------|----------------|---------|--------------|
| مقدار ثابت | a_0 | -۳۳/۷۷ | ۱/۴۲ | ۲۳/۸۰- | ۰/۰۰ |
| ارتباطات سیاسی | PC | -۰/۱۷ | ۰/۱۰ | -۲/۸۱ | ۰/۰۱ |
| اندازه شرکت | SIZE | ۲/۳۲ | ۰/۱۰ | ۲۳/۹۴ | ۰/۰۰ |
| نسبت وجه نقد عملیاتی | CFO | ۱/۱۰ | ۰/۳۶ | ۳/۰۲ | ۰/۰۰ |
| نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار | BM | -۰/۶۵ | ۰/۲۲ | -۲/۹۷ | ۰/۰۰ |
| نسبت سود تقسیمی به سود خالص | DIV | ۰/۰۲ | ۰/۰۹ | ۰/۲۳ | ۰/۸۲ |
| نرخ رشد فروش | SG | ۰/۳۸ | ۰/۰۸ | ۴/۵۰ | ۰/۰۰ |
| نرخ بازده دارایی‌ها | ROA | -۳/۶۰ | ۰/۴۲ | -۸/۵۳ | ۰/۰۰ |
| آماره F | F-statistic | ۶/۲۴ | | | ۰/۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | Adjusted R-squared | ۰/۴۴ | | | |
| آماره دوربین واتسون | Durbin-Watson stat | ۱/۶۶ | | | |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر ریسک درماندگی مالی در فرضیه سوم به شرح جدول بالا نشان داد ضریب ارتباطات سیاسی (-۰/۱۷) و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. لذا می‌توان ادعا کرد ارتباطات سیاسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر ریسک درماندگی مالی اثر منفی و معناداری دارد، به عبارتی، ریسک درماندگی مالی در شرکت‌های با ارتباطات سیاسی نسبت به شرکت‌های فاقد این ارتباطات کاهش می‌یابد. بنابراین، فرضیه سوم پژوهش تأیید شد.

نتایج آزمون فرضیه چهارم

نتایج آزمون فرضیه چهارم با استفاده از الگوی ۴ به شرح جدول ۹ نشان داد آماره F به دست آمده ۴/۴۸ و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است. بنابراین، می توان ادعا کرد الگوی پژوهش در سطح اطمینان بالایی (۹۵ درصد) معنادار است. همچنین، ضریب تعیین تعدیل شده به دست آمده الگو تقریباً برابر ۳۴ درصد است. لذا، می توان ادعا کرد مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش تقریباً ۳۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می دهند. ضمناً مقدار آماره دوربین واتسون برابر ۲/۲۵ و در فاصله ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد. در نتیجه، می توان ادعا کرد بین باقیمانده های الگو خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد.

جدول ۹. نتایج آزمون فرضیه چهارم

| نام متغیر | نماد | ضریب | خطای استاندارد | آماره t | سطح معناداری |
|-----------------------------------|--------------------|-------|----------------|---------|--------------|
| مقدار ثابت | a_0 | -۰/۴۴ | ۰/۶۵ | -۰/۶۷ | ۰/۵۰ |
| ارتباطات سیاسی | PC | ۰/۰۱ | ۰/۰۴ | ۲/۹۳ | ۰/۰۰ |
| ریسک درماندگی مالی | FD | -۰/۰۹ | ۰/۰۱ | -۷/۷۸ | ۰/۰۰ |
| ارتباطات سیاسی*ریسک درماندگی مالی | PC*FD | ۰/۰۳ | ۰/۰۲ | ۲/۸۰ | ۰/۰۱ |
| اندازه شرکت | SIZE | ۰/۱۲ | ۰/۰۴ | ۲/۶۷ | ۰/۰۱ |
| نسبت وجه نقد عملیاتی | CFO | -۰/۴۳ | ۰/۱۵ | -۲/۹۴ | ۰/۰۰ |
| نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار | BM | -۱/۹۶ | ۰/۱۰ | -۱۸/۸۰ | ۰/۰۰ |
| نسبت سود تقسیمی به سود خالص | DIV | ۰/۰۰ | ۰/۰۴ | -۰/۰۶ | ۰/۹۶ |
| نرخ رشد فروش | SG | ۰/۳۱ | ۰/۰۴ | ۸/۲۷ | ۰/۰۰ |
| نرخ بازده دارایی ها | ROA | ۰/۴۱ | ۰/۲۰ | ۲/۰۴ | ۰/۰۴ |
| آماره F | F-statistic | ۴/۴۹ | | | ۰/۰۰ |
| ضریب تعیین تعدیل شده | Adjusted R-squared | ۰/۳۴ | | | |
| آماره دوربین واتسون | Durbin-Watson stat | ۲/۲۵ | | | |

منبع: یافته های پژوهش

نتایج بررسی اثر ارتباطات سیاسی بر رابطه بین ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی در فرضیه چهارم به شرح جدول بالا نشان داد ضریب ارتباطات سیاسی * ریسک درماندگی مالی (۰/۰۲) و سطح معناداری آن (۰/۰۰) است که با مقایسه آن با ضریب ریسک درماندگی مالی (۰/۹۰-) می توان ادعا کرد ارتباطات سیاسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، جهت رابطه منفی میان ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی را به مثبت تغییر می دهد. به عبارتی، شرکت های دچار درماندگی و در عین حال دارای ارتباطات سیاسی، نسبت به شرکت های دچار درماندگی اما فاقد این ارتباطات، بازده غیرعادی بیشتری دارند. بنابراین، فرضیه چهارم پژوهش تأیید شد.

بحث و نتیجه‌گیری

یکی از مزایای ارتباطات سیاسی، محدودیت مالی کمتر است. در واقع شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی به دلیل دسترسی آسان‌تر به منابع مالی خارجی، سرمایه لازم را برای فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به‌دست آورده و کمتر با مشکلات تأمین مالی روبرو می‌شوند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نیز مؤید این مطلب است و این با یافته‌های چو و همکاران^۱ (۲۰۱۲)، هوستن و همکاران (۲۰۱۴)، لی و همکاران^۲ (۲۰۰۸) و سو و فانگ^۳ (۲۰۱۳) مطابقت دارد که دریافتند شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی با دسترسی ترجیحی به منابع مالی خارجی از طریق ضمانت دولتی یا اعتبار مستقیم از بانک‌های وابسته یا بانک‌های دولتی، محدودیت مالی کمتری دارند. همچنین، یافته ما با یافته مودیلیانی و میلر^۴ (۱۹۵۸) در تضاد است که معتقدند در بازار سرمایه کامل، گزینه‌های تأمین مالی مهم نیست و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به دسترسی به منابع داخلی وابسته نیست و در عمل، نقص‌های بازار به‌عنوان اطلاعات نامتقارن و مسائل بنگاه، هزینه‌های تأمین مالی خارجی شرکت‌ها را افزایش می‌دهد. نتایج حاصل از فرضیه دوم گویای این مطلب است که، ارتباطات سیاسی بر رابطه میان محدودیت مالی و بازده غیرعادی اثر منفی و معناداری دارد. در واقع، شرکت‌هایی که دچار محدودیت مالی‌اند و همزمان از ارتباطات سیاسی بهره‌مند هستند، نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی و دارای محدودیت مالی، بازده غیرعادی کمتری دارند. نتایج ما با یافته‌های بوباگری و همکاران (۲۰۰۸) مطابقت دارد که نشان دادند شرکت‌های وابسته به سیاست عملکرد حسابداری ضعیف را به نمایش می‌گذارند. همچنین با یافته‌های گلدمن و همکاران (۲۰۰۹) و هو و همکاران (۲۰۱۵) در تضاد است که معتقدند ارتباطات سیاسی منجر به افزایش ارزش سهام شرکت‌های وابسته و مثبت شدن بازده غیرعادی سهام آنها می‌شود. هرمالین و ویزباچ^۵ (۱۹۸۸ و ۲۰۰۳) یک دلیل اصلی برای تبیین این شواهد متضاد ارائه کرده‌اند، و آن این است که برقراری ارتباطات سیاسی می‌تواند یک تصمیم داخلی باشد. به‌عنوان مثال، از یک طرف سیاست‌مداران ممکن است تصمیم بگیرند که خود را با شرکت‌هایی که پتانسیل کسب‌وکار امیدوارکننده دارند، مرتبط سازند. از سوی دیگر، بنگاه‌های کم‌تر رقابتی ممکن است بیشتر به روابط با دولت برای تداوم فعالیت پایبند باشند، به همین دلیل دشوار است رابطه علی بین رابطه سیاسی و عملکرد شرکت را به‌صورت تجربی شناسایی کرد. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه سوم نشان داد شرکت‌ها با ایجاد ارتباطات سیاسی، منفعی از قبیل شرایط مناسب استقراض، کاهش هزینه‌های تأمین مالی، بهبود فرصت‌های رشد؛ ریسک درماندگی خود را کاهش داده و از ورشکستگی مالی اجتناب می‌کنند. یافته‌های ما مبنی بر اثر منفی و معنادار ارتباطات سیاسی بر ریسک درماندگی مالی با یافته‌های هوستن و همکاران (۲۰۱۴) و فاسیو و همکاران (۲۰۰۶) مطابقت دارد که نشان دادند شرکت‌ها، ارتباطات سیاسی را برای دسترسی ترجیحی آسان‌تر به اعتبارات از منابع خارجی به‌کار خواهند برد. همچنین با یافته‌های فاسیو (۲۰۱۰) و بلیس و گول^۶ (۲۰۱۲) همخوانی دارد که نشان دادند ارتباطات سیاسی رابطه مثبت با اهرم دارد و شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی دارای اهرم بالاتری نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی هستند. اما با یافته‌های هریموان

1. Chow et al
2. Li et al
3. Su et al
4. Modigliani & Miller
5. Hermalin & Weisbac
6. Bliss & Gul

و همکاران (۲۰۱۹) در تضاد است که نشان دادند ریسک ورشکستگی در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی به علت داشتن اهرم بالا، از شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی بزرگتر است.

نتایج حاصل از فرضیه چهارم بیان‌گر این مسئله است که ارتباطات سیاسی بر رابطه میان ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی اثر مثبت و معناداری دارد. در واقع، ارتباطات سیاسی، جهت رابطه منفی میان ریسک درماندگی مالی و بازده غیرعادی را به مثبت تغییر می‌دهد. به عبارتی، شرکت‌های دچار درماندگی مالی و درعین حال دارای ارتباطات سیاسی، نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی دچار درماندگی مالی، بازده غیرعادی بیشتری دارند. این نتایج با یافته‌های سیویلیز و همکاران^۱ (۲۰۱۵) مطابقت دارد که نشان دادند ارتباطات سیاسی از طریق فراهم آوردن رانتهای اقتصادی، برای شرکت‌ها ارزش افزوده ایجاد می‌کنند.

با توجه به نتایج آزمون فرضیه اول و این‌که شرکت‌های وابسته به سیاست معمولاً نسبت به فشارهای بازار حساس نیستند و ریسک کمتر و بازده موردانتظار کمتری نسبت به سایر شرکت‌ها دارند، به سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز پیشنهاد می‌شود در سهام این نوع شرکت‌ها سرمایه‌گذاری نمایند. با توجه به نتایج آزمون فرضیه دوم به پژوهشگران، فعالان بازار بورس، اعضای هیئت مدیره شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود با مطالعه بیشتر محدودیت مالی شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی، جهت کاهش محدودیت مالی و در نتیجه افزایش ارزش این شرکت‌ها، راهکار ارائه نمایند. با توجه به نتایج آزمون فرضیه سوم به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود اطلاعات و ارزیابی خود درباره وضعیت مالی شرکت‌ها از نظر درماندگی مالی را افزایش دهند تا بتوانند تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بهتری بگیرند. با توجه به نتایج آزمون فرضیه چهارم پیشنهاد می‌شود مدیریت به افشای اطلاعات بیشتری درباره وضعیت مالی شرکت پرداخته تا سرمایه‌گذاران ارزیابی بهتری در تشخیص وضعیت درماندگی شرکت داشته باشند و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بهتری اتخاذ کنند. همچنین مدیریت شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی و دارای ریسک درماندگی مالی نسبت به ارائه راهکار برای خروج از وضعیت درماندگی مالی و بهبود افزایش ارزش شرکت اقدام کنند.

به پژوهش‌های آتی نیز پیشنهاد می‌شود، از سایر معیارها مانند الگوی تصمیم‌گیری چند معیاره به روش تاپسیس و وزن‌دهی به روش آنتروپی به جای نسبت بدهی بلندمدت به کل بدهی‌ها، به‌عنوان شاخص ارتباطات سیاسی استفاده کنند و نتایج حاصله را با نتایج این پژوهش مقایسه نمایند. همچنین، در این پژوهش برای اندازه‌گیری محدودیت تأمین مالی از الگوی تهرانی و حصارزاده (۱۳۸۸) و برای اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی از الگوی Z آلتمن (۱۹۸۳) استفاده شده است. اما پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از الگوهای دیگری مانند شاخص وایت و وو^۲ (۲۰۰۶) برای اندازه‌گیری محدودیت تأمین مالی و از الگوی بهارات و شام وی^۳ (۲۰۰۸) برای اندازه‌گیری ریسک درماندگی مالی استفاده نمایند و نتایج را با نتایج این پژوهش مقایسه کنند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

1. Civilize et al
2. Whited & Wu
3. Bharath & Shumway

منابع

- ابراهیمی، سید کاظم، بهرامی نسب، علی و حسن زاده، مهدی. (۱۳۹۶). واکاوی کیفیت گزار شگری مالی و اجتناب مالیاتی در پرتو مالکیت دولتی و ارتباطات سیاسی. *مدیریت سازمان های دولتی*، ۵(۲)، ۱۶۶-۱۵۱.
- ابراهیمی، سید کاظم، بهرامی نسب، علی و کریمی، اسحاق. (۱۳۹۷). ارتباطات سیاسی، کیفیت حسابرسی، بحران مالی، هزینه های نمایندگی. *دانش حسابرسی*، ۱۸(۷۳)، ۱۰۲-۷۹.
- افلاطونی، عباس و نیکبخت، لیلی. (۱۳۸۹). کاربرد اقتصادسنجی در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی و علوم اقتصادی، تهران، انتشارات ترمه.
- بادآور نهنندی، یونس و تقی زاده خانقاه، وحید. (۱۳۹۷). تأثیر ارتباطات سیاسی بر سرمایه گذاری بیشتر از حد و عملکرد شرکت. *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، ۲۵(۲)، ۱۹۸-۱۸۱.
- برادران حسن زاده، رسول، بادآور نهنندی، یونس و نگهبان، لیلا. (۱۳۹۳). تأثیر محدودیت های مالی و هزینه های نمایندگی بر کارایی سرمایه گذاری. *پژوهش های حسابداری مالی*، ۶(۱)، ۸۹-۱۰۶.
- رهنمای رودپشتی، فریدون و محسنی، عبدالرضا. (۱۳۹۷). ارتباطات سیاسی، سود نقدی و بازده سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۱(۳۸)، ۱۴۴-۱۲۹.
- منصورفر، غلامرضا، غیور، فرزاد و لطفی، بهناز. (۱۳۹۴). توانایی ماشین بردار پشتیبان در پیش بینی در ماندگی مالی. *پژوهش های تجربی حسابداری*، ۵(۱)، ۱۹۵-۱۷۷.
- مهدی فرد، محمدرضا و رویایی، رمضانعلی. (۱۳۹۴). مدیریت سیاسی و قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار: آزمون نظریه اقتصاد سیاسی. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۸(۲۵)، ۲۸-۱۹.
- Badavar Nahandi, Y. & Taghizadeh Khanqah, V. (2018). The impact of political connections on overinvestment and firm performance. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 25(2), 181-198. (In Persian)
- Baradaran Hassanzadeh, R., Badavar Nahandi, Y. & Negahban, L. (2014). The impact of financial constraints and agency costs of investment efficiency. *Journal of Financial Accounting Researches*, 6(1), 89-106. (In Persian)
- Bliss, M. A. & Gul, F. A. (2012). Political connection and leverage: Some Malaysian evidence. *Journal of Bank and Finance*, 36(8), 23-44.
- Boubakri, N., Cosset, J. C. & Saffar, W. (2008). Political connections of newly privatized firms. *Journal of Corporate Finance*. 14(5), 654-673.
- Boubakri, N., Guedhami, O., Mishra, D. & Saffar, W. (2012). Political connections and the cost of equity capital. *Journal of Corporate Finance*, 18(3). 541-559.
- Chow, C. K. W., Fung, M. K. Y., Lam, K. C. & Sami, H. (2012). Investment opportunity set, political connection. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 38(3), 367-389.

Civilize, S., Wongchoti, U. & Young, M. (2015). Political connection and stock returns: A longitudinal study. *The Financial Review*, 50(1), 89-119.

Claessens, S., Feijen, E. & Laeven, L. (2008). Political connections and preferential access to finance: The role of campaign contributions. *Journal of Financial Economics*, 88(3), 554-580.

Cull, R. & Xu, L. C. (2005). Institutions, ownership, and finance: The determinants of profit reinvestment among Chinese firms. *Journal of Financial Economics*, 77(1), 117-146.

Dang, V. Q. T., So, E. P. K. & Yan, I. K. M. (2017). The value of political connection: Evidence from the 2011 Egyptian revolution. *International Review of Economics and Finance*, 56(C), 238-257.

Ebrahimi, K., Bahraminasab, A. & Karimi, E. (2019). Political connections, Audit quality, financial crisis, agency costs. *Journal of Audit Science*, 18(73), 79-102. (In Persian)

Ebrahimi, S. K., Bahraminasab, A. & Hasanzadeh, M. (2017). The analysis of financial reporting quality and tax avoidance according quarterly. *Journal of Public Organizations Management*, 5(2), 61-76. (In Persian)

Faccio, M. (2006). Politically connected firms. *American Economic Review*, 96(1), 369-386.

Faccio, M. (2010). Differences between politically-connected and nonconnected firms: A cross-country analysis. *Financial Management*, 39(3), 905-927.

Faccio, M., Masulis, R. W. & McConnell, J. J. (2006). Political connections and corporate bailouts. *The Journal of Finance*, 61(6), 2597-2635.

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

Goldman, E., Rocholl, J. & So, J. (2009). Do politically connected boards affect firm value? *The Review of Financial Studies*, 22(6), 2331-2360.

Goldman, E., Rocholl, J. & So, J. (2013). Politically connected boards of directors and the allocation of procurement contracts. *Review of Finance*, 17(5), 1617-1648.

Harymawan, I., Lam, B., Nasih, M. & Rumayya, R. (2019). Political connections and stock price crash risk: Empirical evidence from the fall of suharto. *International Journal of Financial Studies*, 7(3), 49.

Hermalin, B. E. & Weisbach, W. S. (1988). The determinants of board composition. *RAND Journal of Economics*, 19(4), 589-606.

Hermalin, B. E. & Weisbach, W. S. (2003). Endogenously chosen directors and their monitoring of the CEO. *American Economic Review*, 88(1), 96-118.

Ho, P. H., Lin, C. Y., Shen, C. H. & Wang, Y. C. (2015). Political connection, government policy, and investor trading: Evidence from an emerging market. *International Review of Economics and Finance*, 42, 153-166.

Houston, J. F., Jiang, L., Lin, C. & Ma, Y. (2014). Political connections and the cost of bank loans. *Journal of Accounting Research*, 52(1), 193-243.

Khan, A., Mihret, D. G. & Muttakin, M. B. (2016). Corporate political connections, agency costs and audit quality. *International Journal of Accounting & Information Management*, 24(4), 357-374.

Lee, W. & Wang, L. (2017). Do political connections affect stock price crash risk? Firm-level evidence from China. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 48(3), 643-676.

Leuz, C. & Oberholzer-Gee, F. (2006). Political relationships, global financing and corporate transparency". *Journal of Financial Economics*, 81(2), 411-439.

Li, H., Meng, L., Wang, Q. & Zhou, L. A. (2008). Political connections, financing and firm performance: Evidence from Chinese private firms. *Journal of Development Economics*, 87(2), 283-299.

Lin, K. J., Karim, E. K. & Carter, C. (2015). Why does China's stock price crash risk? Firm-level evidence from China. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 48(3), 646-676.

Mahdifard, M. & Royayee, R. (2015). Political management and share price of the companies listed on Tehran Stock Exchange: Test of political economy theory. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 8(25), 19-28. (In Persian)

Mansourfar, G., Ghayour, F. & Lotfi, B. (2015). The ability of support vector machine (SVM) in financial distress prediction. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 5(3), 177-195. (In Persian)

Modigliani, F. & Miller, M. (1958). The cost of capital, corporate finance, and the theory of investment. *American Economic Review*, 48(3), 261-297.

Nelly Sari, R. & R. Anugerah (2011). The effect of corporate transparency on firm performance: Empirical evidence from Indonesian listed companies. *Modern Accounting and Auditing*, 7(8), 773-783.

Pan, X. & Tian, G. G. (2017). Political connections and corporate investments: Evidence from the recent anti-corruption campaign in China. *Journal of Banking and Finance, Online First*, 1-15.

Piotroski, J. & 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.

Rahnamay Roodposhti, F. & Mohseni, A. (2018). Political connections, dividend and stock return in listed firms on Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 11(38), 129-144. (In Persian)

Su, Z. Q. & Fung, H. G. (2013). Political connections and firm performance in Chinese companies. *Pacific Economic Review*, 18(3), 283-317.

COPYRIGHTS



©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

