فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۱۲، شماره ۴۳، زمستان ۱۴۰۱

تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر هزینه تأمین مالی با تأکید بر ارتباطات سیاسی

رقیه دشتکی[۱]، بهزاد قربانی•[۲]، فرشید ریاحی درچه [۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۸/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۰۵

DOI: 10.30495/JAE.2022.70435.1445

چکیده:

نااطمینانی در وضعیت کلی سیاست اقتصادی یک کشور، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیر و اعتباردهندگان را افزایش می‌دهد بنابراین، اعتباردهندگان تمایل دارند هزینه بدهی را برای جبران این نقص اطلاعاتی افزایش دهند. بااین‌حال اگر شرکت‌ها دارای ارتباط سیاسی باشند با توجه به دریافت حمایت از دولت، دسترسی آسان‌تری به منابع دارند و این امر باعث می‌شود تأمین مالی با هزینه‌های کمتر انجام می‌شود. لذا، در نبود شواهد علمی و تجربی مناسب، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر هزینه تأمین مالی با در نظر گرفتن نقش ارتباطات سیاسی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. در همین راستا نمونه‌ای مشتمل بر ۱۲۹ شرکت پذیرفته در بورس اوراق بهادار طی بازه زمانی ده‌ساله ۱۳۹۱ -۱۴۰۰ انتخاب و آزمون شده است. برای محاسبه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی علاوه بر تغییرات آن از الگوی GARCH نیز بهره گرفته شده است. همچنین ارتباطات سیاسی براساس روش آنتروپی و رتبه‌بندی تاپسیس محاسبه شده است. نتایج با استفاده از روش رگرسیون چندگانه نشان داد که تغییرات نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی بر هزینه بدهی شرکت‌ها تأثیر منفی و معنادار دارد، درحالی‌که نوسانات نااطمینانی آن منجر به افزایش هزینه بدهی می‌شود. همچنین ارتباطات سیاسی اثر منفی و معنادار بر هزینه بدهی دارد. بعلاوه داشتن ارتباطات سیاسی اثرات نامطلوب نااطمینانی در سیاست اقتصادی بر هزینه بدهی شرکت‌ها را کاهش می‌دهد.

کلمات کلیدی: ارتباطات سیاسی، نااطمینانی سیاست اقتصادی، هزینه بدهی.
طبقه بندی JEL: G23, D81T D92T E62T E64 .

.

[۱] کارشناسی ارشد گروه حسابداری، واحد خدابنده، دانشگاه آزاد اسلامی، خدابنده، ایران. ایمیل: dashtisahar231@gmail.com

[۲] گروه حسابداری، واحد خدابنده، دانشگاه آزاد اسلامی، خدابنده، ایران (نویسنده مسئول). ایمیل: dr.b_ghorbani@yahoo.com

[۳] کارشناسی ارشد مدیریت مالی، واحد شهرکرد، دانشگاه آزاد اسلامی، شهرکرد، ایران. ایمیل: farshidriahi@ut.ac.ir

مقدمه

ادبیات اخیر نشان می‌دهد که رابطه بین عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی و تصمیمات مالی شرکت‌ها، توجه روزافزون دانشگاهیان را به خود جلب کرده است. بسیاری از مطالعات تجربی نشان می‌دهند که عدم‌قطعیت اقتصادی بر سیاست تقسیم سود سهام شرکت‌ها (فاروق و احمد[۱]، ۲۰۱۹). ساختار سرمایه (کولاک و همکاران[۲]، ۲۰۱۷؛ ژانگ و همکاران[۳]، ۲۰۱۵)؛ صدور سهام (جنس[۴]، ۲۰۱۷)؛ ریسک‌پذیری شرکتی (آکی و لولن[۵]، ۲۰۱۸)؛ دارایی‌های نقدی شرکتی (پان و همکاران[۶]، ۲۰۱۹) و سرمایه‌گذاری شرکتی (وانگ و همکاران[۷]، ۲۰۱۷) تأثیر دارد. در این راستا عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی تا حدی از طریق هزینه بدهی ممکن است بر تصمیمات مالی شرکت تأثیر گذارد. تأمین مالی از طریق بدهی نیازمند هزینه‌هایی جهت ضمانت دریافت وجه از اعتباردهندگان هست که هزینه تأمین مالی نامیده می‌شود (صالحی‌نیا و تامرادی، ۱۳۹۸).

در همین راستا اگر چه سیاست‌های اقتصادی، ابزار مهمی برای تنظیم عملکرد اقتصادی در همه کشورها است؛ با این‌حال، مطالعات محدودی در مورد تأثیر عدم قطعیت سیاست اقتصادی بر هزینه تأمین مالی انجام شده است. فرانسیس و همکاران[۸] (۲۰۱۴) و ویزمن و همکاران[۹] (۲۰۱۵) دریافتند که عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی، هزینه تأمین مالی را افزایش می‌دهد. در واقع توضیح می‌دهند که عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی ممکن است بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی تأثیر بگذارد اما آنها مستقیماً نشان نمی‌دهند که آیا عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی بر هزینه تأمین مالی تأثیر می‌گذارد یا خیر. دوما، مطالعات مطرح شده، در یک کشور توسعه یافته انجام می‌شود و بنابراین نمی‌تواند نشان دهد که چگونه عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی بر هزینه تأمین مالی در کشورهای در حال توسعه همچون ایران که با مشکلات عدیده‌ای روبرو است تأثیر می‌گذارد.

براساس مطالعات گذشته می‌توان این‌گونه فرض کرد که عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی ممکن است به طور مثبت بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی به دو روش عمده تأثیر بگذارد، از جمله عدم تقارن اطلاعات (استیگلیتز و ویس[۱۰]، ۱۹۸۱) و ریسک نکول یا ریسک عدم توانایی در بازپرداخت بدهی (بلک و شولز[۱۱]، ۱۹۷۳). اولاً، عدم اطمینان بالای سیاست اقتصادی منجر به عدم تقارن اطلاعاتی شدیدتر بین شرکت‌ها و طلبکاران آنها می‌شود (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۵). بنابراین، طلبکاران تمایل دارند هزینه بدهی را برای جبران این نقص اطلاعاتی افزایش دهند (جنسن و مکلینگ[۱۲]، ۱۹۷۶؛ مایرز و مجلوف[۱۳]، ۱۹۸۴). ثانیاً، شرکت‌هایی که با عدم‌اطمینان مواجه هستند، احتمال بیشتری دارد که سرمایه‌گذاری خود را تا رفع عدم‌اطمینان به تعویق بیاندازند (بلوم و همکاران[۱۴]، ۲۰۰۷). در نتیجه، عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی باعث می‌شود که جریان‌های نقدی آتی شرکت‌ها بی‌ثبات‌تر شود و ریسک نکول آنها بیشتر شود (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۵). بنابراین عدم‌اطمینان سیاست‌های اقتصادی ممکن است هزینه تأمین مالی شرکت را افزایش دهد (تران[۱۵]، ۲۰۲۱).

یکی دیگر از مسائل مورد توجه در رابطه با هزینه تأمین مالی، ارتباطات سیاسی است (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴). در این راستا صورت‌های مالی تهیه شده توسط یک واحد اقتصادی علاوه بر استانداردهای حسابداری، تحت تأثیر عوامل درون‌سازمانی و برون‌سازمانی متنوعی قرار دارد. برخی از این عوامل عبارت‌اند از: نفوذ مدیریت در فضای سیاسی جامعه، قوانین و مقررات حاکم بر نظام اقتصادی جامعه، فشارهای سیاسی و نظام حقوقی (بوشمن و همکاران[۱۶]، ۲۰۱۷). یکی از عوامل با اهمیت و قابل توجه، ارتباطات سیاسی بنگاه‌های اقتصادی است. روابط و نفوذ سیاسی نه تنها بر وضعیت مالی بنگاه‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد، بلکه انگیزه‌های مدیران را نیز در ارتباط با گزارشگری مالی تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به اینکه شرکت‌ها بعد از برقراری ارتباطات سیاسی، دسترسی آسان‌تری به منابع مالی دارند، می‌توان بیان نمود که وجود ارتباطات سیاسی در شرکت‌ها می‌تواند تصمیمات اعتباردهندگان را تحت‌الشعاع قرار دهد (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴). در همین راستا با توجه به مسائل مطرح شده وجود ارتباطات سیاسی می‌تواند منجر به آگاهی بیشتر شرکت از تغییرات سیاسی و عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی شود و لذا نقش نا اطمینانی

سیاست‌های اقتصادی در شرکت را کمرنگ‌تر کند. به طور مستقیم نیز ارتباطات سیاسی، به دلیل دسترسی آسان‌تر به منابع مالی، هزینه بدهی کمتری خواهند داشت. بنابراین این سؤال مطرح می‌شود که آیا نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر تأمین مالی از طریق بدهی تأثیر دارد؟ و آیا ارتباطات سیاسی می‌تواند در این ارتباط نقش داشته باشد؟

در همین راستا اهمیت چنین مسئله‌ای با توجه به شرایط خاص کشور ایران و وجود تحریم‌های اقتصادی، عدم ثبات در سیاست‌های اقتصادی، عدم شفافیت سیاست‌های دولت‌ها، وجود ارتباطات سیاسی گسترده به دلیل مالکیت دولتی بالا در ایران و عواملی از این دست، دو چندان است. با این وجود چنین مسئله‌ای در ایران تاکنون بررسی نشده است. به طوری‌که هنوز شواهد کافی از نقش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در هزینه تأمین مالی در ایران وجود ندارد. بررسی این مسئله به تأمین‌کنندگان مالی، در جهت کاهش ریسک سرمایه‌گذاری، کمک می‌کند. از طرفی دیگر در شرایطی که شرکت‌ها دارای ارتباطات سیاسی باشند، اهمیت تأثیر نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر هزینه تأمین مالی از طریق بدهی بیشتر خواهد شد. لذا ضرورت دارد تا تأثیر عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر تأمین مالی از طریق بدهی با در نظر گرفتن نقش ارتباطات سیاسی بررسی شود.

در ادامه، ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه و فرضیه‌ها تدوین شده‌اند. سپس، روش پژوهش شامل نمونه پژوهش و مدل‌های پژوهش تدوین شده است. همچنین یافته‌های پژوهش شامل آمار توصیفی و برازش مدل‌های پژوهش گزارش شده است. بخش نهایی نیز به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی و هزینه تأمین مالی

ماهیت فرآیندهای سیاست‌گذاری و عدم‌قطعیت در اجرای سیاست اقتصادی معمولاً مقدار زیادی از عدم اطمینان را در محیط کسب و کار ایجاد می‌کند و این ممکن است بر بازارهای مالی و رفتار شرکت تأثیر بگذارد (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۵). تحقیقات اخیر عمدتاً بر تأثیر عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی بر سیاست سرمایه‌گذاری شرکت متمرکز است. کانگ و همکاران[17] (۲۰۱۴) بررسی کردند که چگونه عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی و اجزای آن بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌های تولیدی در بازار ایالات متحده بین سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۰ تأثیر می‌گذارد. آنها دریافتند که عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی در تعامل با عدم‌اطمینان داخلی باعث افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری شرکت می‌شود. وانگ و همکاران (۲۰۱۴) بررسی کردند که چگونه سیاست اقتصادی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در چین تأثیر می‌گذارد و نشان دادند که عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی به طور منفی با مخارج سرمایه‌گذاری مرتبط است. آنها همچنین نشان می‌دهند که این رابطه برای شرکت‌هایی با بازده سرمایه‌گذاری بالاتر و تجربه مالی داخلی بیشتر ضعیف‌تر است. علاوه بر این، بروگارد و دتزل[18] (۲۰۱۵) بررسی کردند که چگونه عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی بر قیمت دارایی در ایالات‌متحده تأثیر می‌گذارد و دریافتند که عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی به طور مثبت بازده مازاد بازار را پیش‌بینی می‌کند. این یافته حاکی از آن است که عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی یک عامل خطر مهم برای سهام است. دروبیتز و همکاران[19] (۲۰۱۸) نشان نشان می‌دهند که رابطه منفی بین سرمایه‌گذاری و هزینه سرمایه در زمان عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی بالا، کاهش می‌یابد. علاوه بر این، دمیر و ارسان (۲۰۱۷) و پان و همکاران (۲۰۱۹) نشان می‌دهد که شرکت‌ها به دلیل انگیزه احتیاطی زمانی که با عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی بالا مواجه می‌شوند، تمایل بیشتری به نگهداری وجه نقد دارند. پان و همکاران[20] (۲۰۲۱) نیز بیان کردند که تأثیر منفی عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی بر ثبات مالی برای کشورهایی با رقابت بالاتر، سرمایه نظارتی پایین‌تر و سیستم‌های مالی کوچک‌تر قوی‌تر است. مطالعات شریف سعدی و عباسی موصلو (۱۳۹۷)، حاکی از تأثیر منفی و معنادار رشد اقتصادی، نرخ تورم، شاخص مسکن، نرخ بیکاری، و حجم نقدینگی هر کدام به تنهایی بر نرخ وام‌دهی در طی سال‌های مورد بررسی می‌باشد.

با این حال در ایران متین‌فرد و چهارمحالی (۱۴۰۱)

نشان دادند که رابطه منفی و معناداری میان متغیرهای عدم قطعیت اقتصادی با سطح نگهداشت وجه نقد وجود دارد. همچنین قزلباش و کاویانی (۱۳۹۹)، بیان کردند که قیمت‌گذاری وام‌های بانکی از عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی تأثیر منفی می‌پذیرد. آنان بیان می‌کنند بانک‌ها برای ایجاد درآمد خود از شکاف بین نرخ سپرده‌های دریافتی و نرخ وام اعطایی استفاده می‌نمایند. قطعاً بانک‌ها با نقشی که در بازار مالی دارند، تصمیمات آنها متأثر از عوامل کلان اقتصادی هستند. از این‌رو می‌توان ادعا کرد که تصمیمات وام‌دهی و قیمت‌گذاری آن تحت تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی قرار دارد.

اگرچه بسیاری از مطالعات قبلی شواهدی را برای تأثیر منفی عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت نشان می‌دهند، تحقیقات کمی در مورد رابطه بین عدم‌اطمینان سیاست اقتصادی بر هزینه بدهی (منبع اصلی تأمین مالی شرکت‌ها) انجام شده است. ژانگ و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند که عدم قطعیت سیاست اقتصادی رابطه منفی با اهرم مالی در چین دارد. علاوه بر این، بوردو و همکاران[۲۱] (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که عدم قطعیت سیاست اقتصادی رشد اعتبار بانکی در بازار ایالات متحده را منفی می‌کند. همچنین لیو و وانگ[۲۲] (۲۰۲۲) بیان کردند که عدم قطعیت سیاست اقتصادی به طور قابل توجهی منجر به افزایش هزینه سرمایه می‌شود. این مطالعات حاکی از آن است که عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی ممکن است هزینه تأمین مالی بدهی را افزایش دهد. با این‌حال، این مطالعات رابطه بین متغیرهای مورد نظر را به صورت دقیق بررسی نکرده‌اند.

با توجه به ادبیات ذکر شده عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی ممکن است به طور مثبت بر هزینه تأمین مالی بدهی از طریق دو مکانیسم اصلی یعنی عدم تقارن اطلاعات (استیگلیتز و ویس، ۱۹۸۱) و ریسک نکول (بلک و شولز، ۱۹۷۳) تأثیر بگذارد. اولاً، عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت‌ها و اعتباردهندگان وجود دارد و بنابراین تأمین‌کنندگان مالی تمایل دارند هنگام تأمین سرمایه برای شرکت‌ها، ضرر اطلاعاتی خود را به هزینه تأمین مالی بدهی اضافه کنند (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶؛ مایرز و مجلوف، ۱۹۸۴). در شرایط عدم قطعیت بالای سیاست اقتصادی، این عدم تقارن اطلاعاتی شدیدتر می‌شود. بنابراین، تأمین‌کنندگان مالی احتمالاً هزینه بدهی را افزایش می‌دهند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۵). ثانیاً، طبق تئوری گزینه‌های واقعی، شرکت‌ها تمایل دارند پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود را زمانی که با عدم قطعیت مواجه می‌شوند به تأخیر بیاندازند (بلوم و همکاران، ۲۰۰۷؛ رودریک[۲۳]، ۱۹۹۱). عدم‌قطعیت بالای سیاست اقتصادی برای سرمایه‌گذاری شرکت‌ها مضر است و در نتیجه منجر به نوسانات بالا در جریان‌های نقدی آتی شرکت‌ها می‌شود. در نتیجه ریسک نکول آنها بیشتر است و طلبکاران هزینه بدهی را افزایش می‌دهند. علاوه بر این، پاستور و ورونسی (۲۰۱۲ و ۲۰۱۳) نیز دریافتند که عدم اطمینان سیاست‌های اقتصادی به‌طور مثبت با حق بیمه ریسک مرتبط است. بوردو و همکاران (۲۰۱۶) و گیلکریست و همکاران[۲۴] (۲۰۱۴) نشان می‌دهند که عدم قطعیت سیاست اقتصادی در دسترس بودن اعتبار بانکی را کاهش می‌دهد و ویزمن و همکاران (۲۰۱۵) اثر مثبت عدم اطمینان سیاست اقتصادی بر هزینه تأمین مالی بدهی شرکت را مستند می‌کند. تران (۲۰۲۱) نیز رابطه مثبت عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی و هزینه تأمین مالی بدهی را در ۱۷ کشور نشان داد. درنتیجه، احتمالا عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی به طور مثبت بر هزینه تأمین مالی بدهی تأثیر می‌گذارد. لذا با توجه به نتایج متفاوت، فرضیه اول به شرح زیر مطرح می‌شود:

فرضیه ۱: عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی تأثیر معنادار بر هزینه تأمین مالی دارد.

۲-۲- ارتباطات سیاسی و هزینه تأمین مالی

تحت نظام سرمایه‌داری، تاجران رانت جو می‌توانند از طریق روابط نزدیک خود با سیاستمداران ارشد، از مزایای تجاری قابل توجهی بهره‌مند شوند. مزایای تجاری حقوق انحصاری، قراردادهای سودآور، یارانه‌های دولتی و حمایت سیاسی است (جانسون و میتون[۲۵]، ۲۰۰۳).

با این حال، مطالعات قبلی همچنین نشان داده است که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی با مشکلات شدید نمایندگی و حاکمیت ضعیف شرکت مواجه هستند (گودهمی و همکاران[۲۶]، ۲۰۱۴). به عنوان مثال، چانی و

همکاران[۲۷] (۲۰۱۱) بیان کردند که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی می‌توانند به گزارش کیفیت سود پایین‌تر ادامه دهند زیرا با هزینه بدهی بالاتر توسط بازار سرمایه جریمه نمی‌شوند. شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی کمتر به تأمین مالی سهام متکی هستند زیرا دولت می‌تواند بانک‌ها را به اعطای وام‌های ارزان به آنها ملزم کند (خواجه و میان[۲۸]، ۲۰۰۵). علاوه بر این، مطالعات اخیر نشان می‌دهد که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی از حمایت سیاسی دولت برخوردار می‌شوند. یو و یو[۲۹] (۲۰۱۱) نشان می‌دهند که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی کمتر به دلیل حسابداری متقلبانه مورد پیگرد قانونی قرار می‌گیرند، در حالی‌که کیم و ژانگ[۳۰] (۲۰۱۶) استدلال می‌کنند که مقامات دولتی به دلیل نگرانی‌های شغلی تمایلی به شناسایی و پیگرد قانونی شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی با برنامه‌ریزی مالیاتی تهاجمی برای آنها ندارند.

برنامه‌ریزی تهاجمی مالیاتی احتمالاً پیچیدگی ساختار سازمانی را افزایش داده و شفافیت در گزارشگری مالی را کاهش می‌دهد. به این ترتیب، شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی برای ایجاد و حفظ یک ساختار گزارشگری مالی غیرشفاف جرئت پیدا می‌کنند. این مشکل در کشوری مانند ایران که حمایت قانونی از سهامداران اقلیت و قوه قضاییه ضعیف است، تشدید شده است (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴). تجزیه و تحلیل بین کشوری مورک و همکاران[۳۱] (۲۰۰۰) نشان می‌دهد که بازارهای سرمایه مالزی یکی از پایین‌ترین استانداردهای افشا و شفافیت را دارند. بنابراین، تعجب‌آور نیست که صورت‌های مالی شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی مالزی از نظر تحریف‌های با اهمیت توسط وام‌دهندگان ذاتاً مخاطره‌آمیز تلقی شوند (تی و همکاران، ۲۰۱۷). علاوه بر این، شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی ناکارآمد هستند و دارای اهرم مالی بالاتری هستند (تی، ۲۰۱۸). کای و همکاران[۳۲] (۲۰۲۲) نیز عنوان کردند که شرکت‌هایی که دارای ارتباطات سیاسی هستند، نسبت به سایر شرکت‌ها مشکل بیشتری در دریافت اعتبار تجاری دارند. در واقع شهرت اعتباری پایین شرکت های دارای ارتباطات سیاسی ناشی از نگرانی تامین کنندگان در مورد قابلیت اجرای قرارداد است، به این معنی که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی از دولت حمایت‌های نظارتی دریافت می‌کنند که می‌تواند موانعی را برای جمع‌آوری اعتبار تجاری از طریق سیستم قانونی ایجاد کند. صالحی‌نیا و تامرادی (۱۳۹۸) نشان دادند که ارتباطات سیاسی بر نسبت بدهی‌های کوتاه‌مدت، نسبت بدهی‌های بلندمدت، نسبت مجموع بدهی‌ها و هزینه بدهی تأثیر مثبت و معناداری دارد.

دومین رشته تحقیقاتی نشان می‌دهد که هزینه بدهی، شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی احتمالاً به دلیل تضمین‌های مالی ضمنی دولت کمتر خواهد بود. دوچین و سوسیورا[۳۳] (۲۰۱۲) نشان می‌دهند که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی ایالات متحده به احتمال زیاد کمک مالی دولت را نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی در طول مشکلات مالی دریافت می‌کنند. در همین حال، فاسیو و همکاران[۳۴] (۲۰۰۶) دریافتند که دولت به احتمال زیاد از صندوق بین‌المللی پول و کمک مالی بانک جهانی برای کمک به شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی که از نظر مالی دچار مشکل هستند استفاده می‌کند. علاوه بر این، به منظور لابی موفقیت‌آمیز برای نظارت مطلوب از سوی دولت، بانک‌ها به احتمال زیاد شرایط مطلوبی را برای وام دادن به شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی ارائه می‌کنند (هوستون و همکاران[۳۵]، ۲۰۱۴). چنین تضمین مالی ریسک سیستماتیک شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی را کاهش می‌دهد، بنابراین وام‌دهندگان هزینه بدهی کمتری از این شرکت‌ها دریافت خواهند کرد. نتایج مطالعات جنت‌مکان و همکاران (۱۳۹۸) حاکی از آن بود که بین روابط سیاسی و ارزش شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. همچنین رضایی و افروزی (۱۳۹۴)، نشان دادند که بین هزینه بدهی و ارتباطات سیاسی شرکت‌ها رابطه منفی و معناداری وجود دارد. لذا در حالت کلی فرضیه دوم پژوهش به شرح زیر مطرح می‌شود:

فرضیه ۲: ارتباطات سیاسی تأثیر منفی و معنادار بر هزینه تأمین مالی دارد.

۲-۳- ارتباطات سیاسی، عدم قطعیت سیاست‌های

اقتصادی و هزینه تأمین مالی

شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی از ارتباطات سیاسی خود سود می‌برند، در حالی‌که شرکت‌های بدون ارتباطات سیاسی آسیب می‌بینند، که این امر منجر به رقابت کمتر و یا حتی رقابت ناعادلانه بین همه شرکت‌های صنعت می‌شود. بانرجی و همکاران[۳۶] (۲۰۱۸) گزارش می‌دهند که در طول رکود اقتصادی، بانک‌ها به احتمال زیاد به شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی وام می‌دهند که بهبود اقتصادی را ایجاد نمایند. شونهر[۳۷] (۲۰۱۹) نشان می‌دهد که ارتباطات سیاسی منجر به تخصیص نادرست منابع می‌شود در واقع این شرکت‌ها منابع بیشتری از جانب دولت دریافت می‌نماید. لیو و همکاران[۳۸] (۲۰۲۱) نیز نشان دادند که تأثیر منفی عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری دارایی‌های ثابت در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی نسبت به شرکت‌های بدون ارتباطات سیاسی، کمتر است.

علاوه بر دریافت منابع، ارتباطات سیاسی به شرکت‌ها در مدیریت ریسک کمک می‌کند. یک شرکت دارای ارتباطات سیاسی اطلاعات بیشتری در مورد تغییرات سیاست‌های دولت در آینده نسبت به یک شرکت بدون ارتباطات سیاسی دارد. علاوه بر این، یک شرکت دارای ارتباطات سیاسی می‌تواند از روابط خود با مقامات دولتی برای جلب کمک دولت استفاده کند، که این امر باعث کاهش عدم‌اطمینان بازار می شود. در مجموع، شرکت‌های ارتباطات سیاسی از ریسک عملیات کمتری نسبت به شرکت‌های بدون ارتباطات سیاسی برخوردار هستند. به عنوان مثال، چاو و همکاران[۳۹] (۲۰۱۲) دریافتند که ایجاد ارتباطات سیاسی راهی حیاتی برای شرکت‌ها برای کاهش عدم‌اطمینان محیط کسب و کار است. بنابراین می‌توان بیان کرد شرکت‌های دارای ارتباط سیاسی با جلب نظر دولت و دریافت منابع و اطمینان بیشتر از دولت، توانایی رقابت بیشتری در بازار دارد.

با توجه به اینکه شرکت‌ها بعد از برقراری ارتباطات سیاسی، دسترسی آسان‌تری به منابع مالی دارند، می‌توان بیان نمود که وجود ارتباطات سیاسی در شرکت‌ها می‌تواند تصمیمات اعتباردهندگان را تحت‌الشعاع قرار دهد (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴). در همین راستا با توجه به مسائل مطرح شده وجود ارتباطات سیاسی می‌تواند منجر به آگاهی بیشتر شرکت از تغییرات سیاسی و عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی شود و لذا نقش نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی در شرکت را کمرنگ‌تر کند. به طور مستقیم نیز ارتباطات سیاسی، به دلیل دسترسی آسان‌تر به منابع مالی، هزینه بدهی کمتری خواهند داشت. بنابراین فرضیه سوم به شرح زیر مطرح می‌شود:

فرضیه ۳: ارتباطات سیاسی اثر نامطلوب عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر هزینه تأمین مالی را کاهش می‌دهد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف کاربردی، از نظر زمانی پس رویدادی و از نظر ماهیت، توصیفی از نوع همبستگی است که خواص و ویژگی‌های متغیرها و رابطه بین متغیرها را از طریق تحلیل رگرسیون بررسی می‌کند. برای گرداوری داده‌ها از گزارشات افشا شده شرکت‌ها در سایت کدال به صورت دستی استفاده شده است. همچنین متغیرهای مربوط به محاسبه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی از بانک مرکزی جمع‌آوری شده است. گام بعدی پس از جمع‌آوری داده‌ها از نمونه‌های جامعه آماری، تجزیه و تحلیل داده‌ها برای آزمایش فرضیه‌ها استفاده می‌شود. با توجه به حجم زیاد داده‌ها و نیاز به پردازش آنها، از نرم‌افزار اکسل و ایویز برای برآورد آمار توصیفی و پارامترهای مدل و تحلیل و استنباط آماری استفاده می‌شود. مدل پژوهش از طریق داده‌های پنل و رگرسیون استاندارد مقاوم[۴۰] برآورد می‌شود.

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۴۰۰ است که پس از اعمال محدودیت‌های زیر، ۱۲۹ شرکت (۱۲۹۰ سال-شرکت) از مجموع شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران باقی ماند که برای جامعه در دسترس مطالعه شدند. شایان ذکر است داده‌ها از روی صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های بورسی منتشره در سایت‌های کدال و اطلاعات اعلام شده از سوی جامعه حسابداران رسمی به صورت دستی جمع‌آوری شده است.

۱- این شرکت‌ها جزء شرکت‌های هلدینگ، بیمه و مؤسسات اعتباری و بانک‌ها نباشند.

۲- شرکت‌ها در دوره مورد بررسی، عضویت خود را در بورس اوراق بهادار تهران حفظ کرده باشند.

۳- داده‌های مورد نیاز این پژوهش برای شرکت‌های نمونه در دسترس باشند.

۳-۱- مدل و متغیرهای پژوهش

براساس مطالعات تران (۲۰۲۱) و رضایی و افروزی (۱۳۹۴)، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش مدل ۱ و ۲، برآورد می‌شود.

مدل ۱:

$$\begin{aligned}\mathrm{COD}_{\mathrm{it}} = {} & \beta_0 + \beta_1 EPU_{\mathrm{it}} + \beta_2 PC_{\mathrm{it}} + \beta_3 OCF_{\mathrm{it}} \\ & + \beta_4 QTB_{\mathrm{it}} + \beta_5 Lev_{\mathrm{it}} \\ & + \beta_6\ \mathrm{Tan}_{\mathrm{it}} + \beta_7\ Size_{\mathrm{it}} \\ & + \beta_8\ Growth_{\mathrm{it}} + \beta_9\ CR_{\mathrm{it}} \\ & + \beta_{10}\ Loss_{\mathrm{it}} + \beta_{11}\ NBV_{\mathrm{it}} \\ & + \varepsilon_{\mathrm{it}}\end{aligned}$$

مدل ۲:

$$\begin{aligned}\mathrm{COD}_{\mathrm{it}} = {} & \beta_0 + \beta_1 EPU_{\mathrm{it}} + \beta_2 PC_{\mathrm{it}} \\ & + \beta_3 EPU * PC_{\mathrm{it}} + \beta_4 OCF_{\mathrm{it}} \\ & + \beta_5 QTB_{\mathrm{it}} + \beta_6 Lev_{\mathrm{it}} \\ & + \beta_7\ \mathrm{Tan}_{\mathrm{it}} + \beta_8\ Size_{\mathrm{it}} \\ & + \beta_9\ Growth_{\mathrm{it}} + \beta_{10}\ CR_{\mathrm{it}} \\ & + \beta_{11}\ Loss_{\mathrm{it}} + \beta_{12}\ NBV_{\mathrm{it}} \\ & + \varepsilon_{\mathrm{it}}\end{aligned}$$

هزینه تأمین مالی از طریق بدهی (COD):

هزینه تأمین مالی از تقسیم هزینه‌های بهره و در واقع هزینه‌های مالی تقسیم بر کل بدهی‌ها به دست می‌آید (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴).

عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی (EPU):

در این پژوهش براساس مطالعات سالم دزفولی و همکاران (۱۳۹۷)، برای محاسبه نااطمینانی سیاست های اقتصادی از چهار معیار نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و نرخ رشد اقتصادی استفاده می‌شود. در همین راستا در مدل‌های پژوهش متغیرهای نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی براساس شاخص تحلیل مؤلفه اساسی (PCA[۴۱]) تجمیع می‌شود. در رابطه ۱، رابطه ریاضی محاسبه شده برای تجمیع چهار بعد نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی آورده شده است. لازم به ذکر است که برای وزن‌دهی هر بعد، ابتدا متغیرها در بازه صفر تا یک، نرمال‌سازی می‌شود و سپس ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرها محاسبه می‌شود. در ادامه مقادیر ویژه ماتریس ضریب همبستگی محاسبه شده و بردارهای ویژه تشکیل می‌شود. در نهایت وزن هر یک از متغیرها تعیین می‌شود (سان و همکاران[۴۲]، ۲۰۲۲).

رابطه ۱:

EPU = 0.529*Inflation Rate -0.329*Interest Rate+0.601*Exchange Rate+0.501*GDP

ارتباطات سیاسی (PC):

در این مطالعه، به منظور دستیابی به شاخصی مشترک برای تعیین متغیر شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی از شش متغیر تعداد کارکنان، فروش خارجی، بیمه سهم کارفرما و بیکاری، جمع دارایی‌های شرکت، ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و مالیات بر درآمد استفاده شده است. شاخص‌های شش‌گانه برای شرکت‌های نمونه در هر صنعت به‌صورت جداگانه محاسبه و با بکارگیری از روش آنتروپی، وزن هریک از شاخص‌ها تعیین و از اوزان بدست آمده برای رتبه‌بندی شرکت‌ها با استفاده از روش تاپسیس استفاده گردید. بعد از رتبه‌بندی شرکت‌ها به صورت نزولی ۵۰٪ اول، به عنوان شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی زیاد و مابقی به عنوان شرکتهای دارای ارتباطات سیاسی کم در نظر گرفته شدند (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴).

متغیرهای کنترلی نیز به شرح زیر است:

جریان نقد عملیاتی (OCF):

عبارت است از نسبت جریان نقد عملیاتی (بدهی پس از کسر هزینه‌های بهره، مالیات و سود سهام) به کل دارایی‌ها. افزایش جریان نقد عملیاتی، نیاز به تأمین مالی را کاهش می‌دهد. به همین خاطر هزینه تأمین مالی شرکت‌ها کاهش پیدا می‌کند (تران، ۲۰۲۱).

ارزش شرکت (QTB):

از حاصل تقسیم ارزش بازاری دارائی‌ها (ارزش دفتری بدهی بعلاوه ارزش بازار حقوق صاحبان سهام) به ارزش دفتری دارائی‌های شرکت به دست می‌آید. زمانی که ارزش شرکت بالاتر باشد، تأمین کنندگان مالی، ریسک کمتری برای شرکت متصور خواهند شد و لذا هزینه

کمتری برای تأمین مالی چنین شرکت‌هایی دریافت می‌کنند. در نتیجه اگر ارزش شرکت بیشتر شود، هزینه تأمین مالی از طریق بدهی کاهش پیدا می‌کند (تران، ۲۰۲۱).

اهرم مالی (Lev):

از تقسیم نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها در ابتدای سال محاسبه می‌شود. افزایش اهرم مالی بیانگر افزایش سطح بدهی‌های شرکت است و بنابراین هرگونه نوسانات غیرمنتظره ممکن است شرایط شرکت را با بحران مواجه کند. بنابراین تأمین کنندگان مالی نیز به چنین شرکت‌هایی ممکن است کمتر اعتبار تخصیص دهند و در نتیجه هزینه تأمین مالی از طریق بدهی برای این شرکت‌ها افزایش یابد (تران، ۲۰۲۱).

شدت دارایی‌ها (TAN):

از نسبت دارایی‌های نامشهود به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود. زمانی که دارایی‌های نامشهود بیشتر باشد، می‌توان آینده پر رونقتری برای شرکت متصور شد و لذا هزینه تأمین مالی چنین شرکت هایی کمتر می‌شود (تران، ۲۰۲۱).

اندازه شرکت (Size):

برابر است با لگاریتم طبیعی مجموعه دارایی‌ها در ابتدای هرسال. در شرکت‌های بزرگتر به دلیل دسترسی بیشتر به منابع مالی و همچنین شرایط پایدارتر، به راحتی بیشتری به تأمین اعتبار دسترسی دارند و لذا هزینه تأمین مالی از طریق بدهی کمتر می‌شود (تران، ۲۰۲۱).

رشد فروش (Growth):

عبارت است از اختلاف فروش سال جاری و سال قبل، تقسیم بر فروش سال قبل. زمانی که رشد فروش افزایش یابد، نیاز به تأمی مالی برای تداوم رشد افزایش پیدا می‌کند و هزینه تأمین مالی بیشتر می‌شود. با این حال در شرایط رشد فروش، به دلیل افزایش جریان نقد عملیاتی و عدم نیاز به تأمین مالی، هزینه تأمین مالی نیز ممکن است کمتر شود (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴).

نسبت جاری (CR):

برابر است با نسبت کل دارایی‌های جاری به کل بدهی‌های جاری. با افزایش نسبت جاری، دارایی‌ها نقدشوندگی بیشتری پیدا میکند و بنابراین برای تأمین کنندگان مالی، بازپرداخت وام با ریسک کمتری همراه است لذا هزینه تأمین مالی از طریق بدهی کاهش پیدا می‌کند (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴).

زیان (Loss):

متغیر مجازی است و در صورتی که شرکتی زیان ده باشد برابر با یک و در غیر این‌صورت صفر خواهد بود. اگر شرکتی زیان ده باشد، برای عبور از شرایط زیاندهی نیاز بیشتری به تأمین مالی دارد و بنابراین هزینه تأمین مالی از طریق بدهی بیشتر می‌شود (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴).

شاخص ورشکستگی (NBV):

متغیر مجازی است به طوری که اگر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی باشد برابر با یک و در غیراین‌صورت صفر خواهد بود. با افزایش شاخص ورشکستگی ریسک شرکت افزایش می‌یابد و هزینه تأمین مالی از طریق بدهی بیشتر می‌شود (رضایی و افروزی، ۱۳۹۴).

۴- یافته‌های پژوهش

در جدول (۱) آماره‌های توصیفی مرتبط با متغیرها آورده شده است. لازم به ذکر است که متغیرهای پژوهش در سطح خطای ۵ درصد نرمال‌سازی شده است. همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌گردد، میانگین هزینه تأمین مالی از طریق بدهی که از روش هزینه بهره به کل بدهی‌ها به دست امده است برابر با ۰/۰۵۷ می‌باشد. این رقم نشان می‌دهد که متوسط بهره سالانه‌ای که شرکت‌ها به خاطر بدهی‌ها پرداخت می‌کنند ۵/۷ درصد است که در راستای مطالعه رضایی و افروزی (۱۳۹۴) می‌باشد. همچنین، میانگین عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی شرکت‌ها معادل ۰/۳۲۲ است که در جدول ۲، اجزای آن تشریح شده است.

بعلاوه نتایج آماری نشان می‌دهد، متغیر جریان نقد عملیاتی دارای میانگین ۰/۱۰۸ است یعنی ۱۰ درصد از دارایی‌های شرکت از طریق وجه نقد عملیاتی تشکیل شده است. همچنین، این شرکت‌ها حدود ۷۳ درصد دارایی خود در سال قبل، را بدهی در سال جاری داشته‌اند و با توجه به اینکه میانه‌ای نزدیک به میانگین دارد، می‌توان عنوان کرد که ۷۳ درصد از شرکت‌ها ریسک مالی

بالایی را پذیرفته‌اند. متغیر شدت دارایی‌ها که بیانگر میزان دارایی نامشهود به کل دارایی‌ها می‌باشد دارای میانگین ۰/۰۰۴ است یعنی دارایی نامشهود ۰/۴ درصد دارایی‌های کل هستند. در نهایت، متغیر اندازه شرکت، که از طریق لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود دارای میانگین ۱۴/۲۰۲ می باشد. رشد شرکت‌ها به طور میانگین ۲۹/۱ درصد بوده است. با این حال این رشد عمدتا به خاطر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است. به طوری که تورم طی دوره مورد بررسی به طور میانگین ۲۷/۴ درصد بوده است. بنابراین سطح کوچکی از رشد شرکت‌ها به دلیل رشد تولید است. در نهایت میانگین نسبت جاری ۱/۴۸۳ است. بعلاوه نتایج پنل متغیرهای گسسته نشان داده است که ۵۰ درصد شرکت‌های مورد بررسی دارای ارتباطات سیاسی می‌باشد (این متغیر براساس میانه به دو گروه تبدیل شده است). ۱۴ درصد آنان زیان گزارش نموده و ۵ درصد دارای شاخص ورشکستگی یعنی حقوق صاحبان سهام منفی هستند.

جدول ۱- آمارتوصیفی متغیرهای پژوهش

پنل الف: متغیرهای پیوسته						
متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
هزینه تأمین مالی از طریق بدهی	COD	0/057	0/051	0/147	0/000	0/043
عدم قطعیت سیاست اقتصادی	EPU	0/322	0/240	1/061	-0/043	0/347
جریان نقد عملیاتی	OCF	0/108	0/091	0/351	-0/065	0/111
اهرم مالی	LEV	0/736	0/707	1/371	0/276	0/288
ارزش شرکت	TBQ	2/198	1/532	6/752	0/878	1/569
شدت دارایی ها	TAN	0/004	0/002	0/019	0/000	0/005
اندازه شرکت	SIZE	14/202	14/127	16/80	12/114	1/247
رشد فروش	GROWTH	0/291	0/219	1/226	-0/323	0/399
نسبت جاری	CR	1/483	1/311	3/479	0/473	0/747
پنل ب: متغیرهای گسسته						
متغیر	نماد	درصد یک		درصد یک		
ارتباطات سیاسی	PC	0/500		0/500		
زیان	LOSS	0/145		0/855		
شاخص ورشکستگی	NBV	0/053		0/947		

در این پژوهش براساس مطالعات سالم دزفولی و همکاران (۱۳۹۷)، برای محاسبه نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی از چهار معیار استفاده شده است. متغیرهای رشد نرخ تورم، نرخ بهره بین بانکی، نرخ ارز، نرخ رشد اقتصادی چهار معیار مد نظر برای بررسی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی است. در جدول ۲، اطلاعات مربوط به این معیارها در طول دوره بررسی این مطالعه گزارش گردید. نتایج امار توصیفی مربوط به متغیرهای نااطمینانی سیاست اقتصادی در پنل الف جدول ۲، نشان می‌دهد، میانگین نرخ تورم، نرخ بهره بین بانکی، نرخ ارز بازاری و تولید ناخالص داخلی در دوره مربوطه به ترتیب برابر با ۲۷/۴ درصد، ۲۱/۲ درصد، ۴۱/۶ درصد و ۰/۶ درصد می‌باشد. مقادیر مربوط به بیشترین و کمترین و سایر اطلاعات مربوط به چهار متغیر مروبطه در جدول قابل مشاهده است.

در جدول ۲، پنل ج ضرایب هر یک معیارهای نااطمینانی سیاست اقتصادی که براساس روش تحلیل مولفه‌های اساسی به دست امده است بیان شده است. تحلیل مولفه‌های اساسی به این صورت است که چهار معیار مدنظر نااطمینانی سیاست اقتصادی را با دادن ضرایب اهمیت به یک معادله خطی تبدیل می‌نماید. در واقع در تحلیل مولفه‌های اساسی به جای جمع معمولی شاخص‌ها به وزن‌دهی به هر یک از این شاخص‌ها می‌پردازد به صورتی که هر شاخص با توجه به اهمیتی که دارد وزن

داده شده و سپس جمع می‌گردد.
همانطور که در جدول نیز گزارش گردیده است تحلیل مولفه‌های اساسی وزن ۰/۵۲۹ برای متغیر رشد تورم، وزن ۰/۳۲۹- برای متغیر نرخ رشد بهره بین بانکی، وزن ۰/۶۰۱ برای نرخ رشد ارز بازاری و در نهایت وزن ۰/۵۰۱- برای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را تعیین کرد. بعد از ضرب در مقادیر مربوطه، اطلاعات مربوط به امار توصیفی متغیر واحد نااطمینانی سیاست اقتصادی (EPU) ارائه گردید.

جدول ۲- آمارتوصیفی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی

پنل الف: بررسی متغیرهای نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی				
سال	نرخ تورم	نرخ بهره بین بانکی	تغییرات نرخ ارز	رشد تولید ناخالص داخلی
1391	0/310	0/202	0/921	-0/077
1392	0/350	0/232	0/222	-0/003
1393	0/160	0/268	0/030	0/032
1394	0/120	0/248	0/052	-0/016
1395	0/090	0/187	0/056	0/125
1396	0/100	0/190	0/110	0/037
1397	0/310	0/197	1/556	-0/054
1398	0/410	0/190	0/250	-0/065
1399	0/490	0/198	0/771	0/036
1400	0/402	0/207	0/190	0/043
پنل ب: امار توصیفی متغیرهای نااطمینانی سیاسی				
میانگین	0/274	0/212	0/416	0/006
میانه	0/310	0/200	0/206	0/014
بیشترین	0/490	0/268	1/556	0/125
کمترین	0/090	0/187	0/030	-0/077
انحراف معیار	0/146	0/028	0/506	0/062

در جدول ۳، نتایج برآورد مدل اول پژوهش گزارش شده است. لازم به ذکر است که در برآورد مدل‌های پژوهش از رگرسیون به روش خطای استاندارد مقاوم با لحاظ نمودن مشکلاتی از قبیل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی خطاها، استفاده شده است (پترسون، ۲۰۰۹). براساس نتایج مدل براساس روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت برآورد شده است. احتمال آماره F برابر با صفر بوده و معناداری کلی مدل پژوهش را تأیید می‌کند. به همین ترتیب ضریب تعیین تعدیل شده بیانگر آن است که متغیرهای تعریف شده در مدل ۷۹/۱ درصد از تغییرات هزینه بدهی را توضیح می‌دهد.

جدول ۳- نتایج آزمون مدل اول پژوهش

متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی	EPU	-0/068	0/020	-3/314	0/001
ارتباطات سیاسی	PC	-0/030	0/014	-2/202	0/028
جریان نقد عملیاتی	OCF	0/186	0/050	3/693	0/000
ارزش شرکت	LEV	-0/015	0/007	-2/141	0/033
اهرم مالی	TBQ	-0/281	0/044	-6/434	0/000
شدت دارایی‌ها	TAN	4/665	1/085	4/299	0/000
اندازه شرکت	SIZE	-0/047	0/023	-2/036	0/042

رشد فروش	GROWTH	-0/014	0/020	-0/708	0/479
نسبت جاری	CR	-0/099	0/010	-9/710	0/000
زیان	LOSS	0/089	0/013	6/942	0/000
شاخص ورشکستگی	NBV	0/047	0/046	1/032	0/302
مقدار ثابت	C	1/611	0/350	4/599	0/000
نوع مدل		آماره F	احتمال آماره F	ضریب تعیین تعدیل شده	
اثرات ثابت		36/061	0/000	0/791	

براساس نتایج مدل ارائه‌شده در جدول ۳، ضریب متغیر عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی، ۰/۰۶۸- است و همچنین احتمال آماره t مربوط به متغیر مورد نظر نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، این ضریب معنادار است. علامت منفی ضریب عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی نشان از رابطه منفی آن با هزینه تأمین مالی دارد. در واقع افزایش در نرخ تورم و نرخ ارز و کاهش نرخ بهره و نرخ GDP در مجموع منجر به کاهش هزینه بهره می‌شود. در راستای این نتایج باید به این نکته توجه داشت که در اینجا تغییرات شاخص‌های کلان اقتصادی مدنظر بوده است. با توجه به اینکه در ایران به عنوان مثال افزایش تورم منجر به کاهش هزینه‌های تأمین مالی و در واقع هزینه بدهی گذشته می‌شود، به همین خاطر رابطه منفی منطقی است. همچنین ضریب متغیر ارتباطات سیاسی، ۰/۰۳- است و احتمال آماره t مربوط به متغیر مورد نظر نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، این ضریب نیز معنادار است. علامت منفی ضریب ارتباطات سیاسی نشان از رابطه منفی آن با هزینه تأمین مالی دارد.

در جدول ۴، نتایج مدل دوم پژوهش برای بررسی اثرات تعاملی ارتباطات سیاسی و عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر هزینه بدهی آورده شده است. بر اساس نتایج مدل پژوهش در حالت کلی و براساس آماره F معنادار است.

با بررسی متغیرهای عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی و ارتباطات سیاسی مشاهده می‌شود که این دو متغیر اثر منفی و معنادار بر هزینه بدهی دارد. با این حال ضرایب این دو متغیر به دلیل وجود اثرات تعاملی تفسیرپذیر نیست. با بررسی اثرات تعاملی عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی و ارتباطات سیاسی مشاهده می‌شود که این ضریب ۰/۰۵۱ بوده و در سطح احتمال ۹۰ درصد معنادار است. لذا می‌توان گفت که وجود ارتباطات سیاسی، نقش عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر هزینه بدهی را کاهش می‌دهد. چرا که ضریب آن مثبت بوده و بر خلاف ضریب عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی است. بنابراین فرضیه سوم پژوهش نیز تأیید می‌شود و می‌توان گفت که ارتباطات سیاسی اثر تعدیلگر بر رابطه عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی و هزینه تأمین مالی دارد.

جدول ۴- نتایج آزمون مدل دوم پژوهش

متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی	EPU	-0/090	0/017	-5/134	0/000
ارتباطات سیاسی	PC	-0/048	0/019	-2/551	0/011
ارتباطات سیاسی* عدم‌قطعیت	EPU*PC	0/051	0/029	1/758	0/079
جریان نقد عملیاتی	OCF	0/179	0/049	3/662	0/000
ارزش شرکت	LEV	-0/015	0/007	-2/261	0/024
اهرم مالی	TBQ	-0/281	0/042	-6/617	0/000
شدت دارایی‌ها	TAN	4/816	1/145	4/205	0/000
اندازه شرکت	SIZE	-0/047	0/022	-2/125	0/034
رشد فروش	GROWTH	-0/013	0/019	-0/651	0/515

نسبت جاری	CR	-0/100	0/010	-9/712	0/000
زیان	LOSS	0/087	0/014	6/189	0/000
شاخص ورشکستگی	NBV	0/049	0/047	1/042	0/298
مقدار ثابت	C	1/632	0/342	4/767	0/000
نوع مدل	آماره F		احتمال آماره F	ضریب تعیین تعدیل شده	
اثرات ثابت	36/513		0/000	0/794	

آزمون اضافی

در مطالعات گذشته همچون مطالعات سالم‌دزفولی و همکاران (۱۳۹۷)، متین‌فرد و چهارمحالی (۱۴۰۱) و قزلباش و کاویانی (۱۴۰۰)، از تغییرات در شاخص‌های کلان اقتصادی به عنوان شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی استفاده شده است. با این حال این نوع محاسبه نااطمینانی نمی‌تواند درست باشد. چرا که اگرچه اکثر شرکت‌ها پیش بینی می‌کنند که تورم در آینده نیز وجود داشته باشد. اما نمی‌توانند مشخص کنند که میزان آن چقدر است. بنابراین نوسانات در نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، محاسبه دقیق‌تری برای این متغیر است که در مطالعات گذشته همواره به اشتباه تغییرات در متغیرهای کلان مورد توجه قرار گرفته است. بنابراین در راستای برآورد نتایج، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی براساس مدل گارچ برآورد گردید. در واقع واریانس استخراج شده از مدل گارچ اصلی‌ترین شاخص برای میزان نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی است. نتایج مورد نظر در جدول ۵ گزارش شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی منجر به افزایش هزینه تأمین مالی می‌شود. در واقع علت تفاوت در نتایج جدول ۵ و دو جدول قبلی به دلیل آن است که در جدول‌های ۳ و ۴، تغییرات متغیرهای اقتصادی مورد بحث است. به همین خاطر به عنوان مثال با افزایش نرخ تورم، هزینه بهره هر ساله کمتر خواهد شد و لذا رابطه منفی تأیید می‌شود. اما با افزایش میزان نوسانات تورم (که براساس مدل گارچ (۱و۱) محاسبه شده است) به دلیل افزایش عدم‌اطمینان نسبت به آینده، هزینه بدهی نیز بیشتر می‌شود. بدین ترتیب می‌توان اذعان داشت که روش گارچ، دارای نتایج مستحکمتری بوده و نااطمینانی بر اساس این رویکرد مورد تأیید می‌باشد.

سایر نتایج بیانگر آن است که ارتباطات سیاسی منجر به کاهش هزینه بدهی شده و همچنین اثرات مثبت عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر هزینه بدهی را کاهش می‌دهد.

جدول ۵- نتایج آزمون مدل‌های پژوهش براساس رویکرد GARCH

متغیر	نماد	مدل اول پژوهش		مدل دوم پژوهش	
		ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی	EPU	0/669**	2/731	0/909**	2/919
ارتباطات سیاسی	PC	-0/028**	-2/120	0/006	0/327
ارتباطات سیاسی* عدم‌قطعیت	EPU*PC	-	-	-0/482**	-2/289
جریان نقد عملیاتی	OCF	0/246**	4/470	0/249**	4/458
ارزش شرکت	LEV	-0/016**	-2/435	-0/016**	-2/514
اهرم مالی	TBQ	-0/261**	-5/717	-0/256**	-5/504
شدت دارایی‌ها	TAN	4/490**	4/616	4/571**	4/612
اندازه شرکت	SIZE	-0/032	-1/119	-0/032	-1/153
رشد فروش	GROWTH	-0/011	-0/543	-0/010	-0/485
نسبت جاری	CR	-0/099**	-8/503	-0/099**	-8/468
زیان	LOSS	0/086**	7/187	0/084**	6/970
شاخص ورشکستگی	NBV	0/043	0/966	0/040	0/905
مقدار ثابت	C	1/305**	2/912	1/292**	2/887

نوع مدل	اثرات ثابت	اثرات ثابت
آماره F	34/408	34/178
احتمال آماره F	0/000	0/000
ضریب تعیین تعدیل شده	0/783	0/783

**** و * به ترتیب معناداری در سطح احتمال ۹۵ درصد و ۹۰ درصد.**

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تامین مالی از طریق بدهی نیازمند هزینه‌هایی جهت ضمانت دریافت وجه از اعتباردهندگان می‌باشد. در این راستا نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی و همچنین ارتباطات سیاسی از جمله عواملی است که میتواند بر هزینه بدهی تأثیرگذار باشد. این مطالعه نشان داد که با افزایش مقادیر نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی، هزینه بدهی کمتر خواهد شد. در واقع زمانی که در کشور با نرخ‌های تورم و رشد نرخ ارز بالا و همچنین با رشد اقتصادی و نرخ بهره پایین مواجه باشیم، هزینه بدهی به دلایل مشخص، کمتر می‌شود. به عنوان مثال افزایش تورم و نرخ ارز باعث می‌شود تا هزینه بدهی طی یک سال، به دلیل ثابت بودن در مقابل افزایش سایر هزینه و درآمدها، کاهش یابد یا کاهش نرخ بهره به دلیل کاهش هزینه بهره تأمین مالی منجر به کاهش هزینه بدهی می‌شود. بنابراین در حالت کلی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی منجر به کاهش هزینه بدهی می‌شود که با مطالعات متین‌فرد و چهارمحالی (۱۴۰۱) و قزلباش و کاویانی (۱۴۰۰)، همراستا است. اما این مطالعه یک نتیجه بسیار مهم دارد؛ به طوری که تفاوت در محاسبه نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی تنها براساس جمع وزنی متغیرها و محاسبه نوسانات چنین متغیرهایی را براساس رویکرد ناهمسانی شرطی گارچ به خوبی مشخص کرده است. به طوری که نوسانات نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی منجر به افزایش هزینه بدهی خواهد شد که براساس تئوری عدم تقارن اطلاعات و ریسک نکول قابل توجیه است. مطالعات تران (۲۰۲۱) و بوردو و همکاران (۲۰۱۶) نیز بر همین مساله تأکید داشت.

علاوه بر این نتایج بیانگر اثرات منفی ارتباطات سیاسی بر هزینه بدهی است. در واقع در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی، هزینه بدهی به دلیل تضمین‌های مالی ضمنی دولت کمتر خواهد بود. همچنین این شرکت‌ها به احتمال زیاد کمک مالی دولت را نسبت به شرکت‌های فاقد ارتباطات سیاسی در طول مشکلات مالی دریافت می‌کنند. علاوه بر این، به منظور لابی موفقیت‌آمیز برای نظارت مطلوب از سوی دولت، بانک‌ها به احتمال زیاد شرایط مطلوبی را برای وام دادن به شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی ارائه می‌کنند. مطالعات هوستون و همکاران (۲۰۱۴)، رضوانی (۱۳۹۹) و رضایی و افروزی (۱۳۹۴) نیز بر همین مساله تأکید داشتند.

در نهایت مشاهده گردید که ارتباطات سیاسی، منجر به کاهش اثرات نااطمینانی سیات‌های اقتصادی بر هزینه بدهی می‌شود. در واقع ارتباطات سیاسی به شرکت‌ها در مدیریت ریسک کمک می‌کند. یک شرکت دارای ارتباطات سیاسی اطلاعات بیشتری در مورد تغییرات سیاست‌های دولت در آینده نسبت به یک شرکت بدون ارتباطات سیاسی دارد. علاوه بر این، یک شرکت دارای ارتباطات سیاسی می‌تواند از روابط خود با مقامات دولتی برای جلب کمک دولت استفاده کند، که این امر باعث کاهش عدم‌اطمینان بازار می‌شود. در مجموع، شرکت‌های ارتباطات سیاسی از ریسک عملیات کمتری نسبت به شرکت‌های بدون ارتباطات سیاسی برخوردار هستند. در همین راستا با توجه به مسایل مطرح شده وجود ارتباطات سیاسی می‌تواند منجر به آگاهی بیشتر شرکت از تغییرات سیاسی و عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی شود و لذا نقش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در شرکت را کمرنگ‌تر کند.

براساس نتایج، سیاست‌گذاران، باید به مسئله نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بخصوص نوسانات آن توجه توجه داشته باشند. چراکه عواقب آن شرکت‌ها و در نهایت منافع کلی جامعه را از بین خواهد برد. سهامداران و تحلیل‌گران نیز باید در راستای انجام سرمایه‌گذاری همواره شرایط کلان اقتصادی را مورد توجه قرار دهند.

در این راستا باید به این نکته نیز دقت کرد که شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی، هزینه بدهی کمتری دارند. در نهایت به بانک‌ها و سایر اعتباردهندگان پیشنهاد می‌شود قبل از اعطای تسهیلات به شرکت‌ها، به ویژه شرکت‌هایی که از حمایت دولت و افراد سیاسی برخوردار نیستند، شرایط ریسک و رتبهٔ اعتباری آنها به درستی، ارزیابی و با توجه به ارزیابی‌ها تصمیم صحیح در خصوص اعطای تسهیلات گرفته شود؛ زیرا نتایج پژوهش نشان می‌دهند در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی نسبت به سایر شرکت‌ها، هزینه بدهی پایین‌تر است و به نظر می‌رسد چنین شرکت‌هایی در دسترسی به بدهی موفق‌ترند.

منابع

جنت مکان، حسین، حمیدیان، محسن، حاجیها، زهره (۱۳۹۸). بررسی رابطه بین ارتباطات سیاسی با مدیریت مبتنی بر ارزش آفرینی و هزینه نمایندگی: آزمون تئوری اقتصاد سیاسی. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۸(۳۱)، ۲۱۵-۲۳۰.

رضایی، فرزین، افروزی، لیلا (۱۳۹۴). رابطه هزینه بدهی با حاکمیت شرکتی در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی. حسابداری، پاسخگویی و منافع جامعه، ۵(۱)، ۸۵-۱۱۲.

سالم دزفولی، بابک؛ صالحی، اله کرم؛ جرجرزاده، علیرضا و نصیری، سعید (۱۳۹۷)، بررسی تأثیر عدم اطمینان اقتصادی بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و مدیریت سود واقعی، دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، سال ۸، شماره ۳۰، ۹۵-۱۱۵.

شریف سعدی، محبوبه؛ عباسی موصلو، خلیل (۱۳۹۷)، بررسی تاثیر عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی و ریسک اعتباری بر رفتار وام دهی بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دومین کنفرانس ملی مطالعات نوین مدیریت در ایران، کرج.

صالحی‌نیا، محسن، تامرادی، علی (۱۳۹۸). تأثیر ارتباطات سیاسی بر سیاست‌های تأمین مالی. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۱۱(۲)، ۳۹-۶۰.

قزلباش عسل، کاویانی میثم (۱۳۹۹). عدم‌قطعیت سیاست اقتصادی و قیمت‌گذاری وام‌ها. مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی).

متین‌فرد، مهران، چهارمحالی، علی‌اکبر (۱۴۰۱). بررسی اثر عدم‌قطعیت اقتصادی بر نگهداشت وجه نقد. دانش سرمایه‌گذاری، ۱۱(۴۱)، ۵۱۱-۵۲۷.

Akey, P & Lewellen, S (2017). Policy uncertainty, political capital, and firm risk-taking. Available at SSRN:

Banerji, S, Duygun, M & Shaban, M (2018). Political connections, bailout in financial markets and firm value. Journal of Corporate Finance, 50(6).

Black, F & Scholes, M (1973). The pricing of options and corporate liabilities. Journal of Political Economy, 81(3).

Bloom, N, Bond, S, & Van Reenen, J (2007). Uncertainty and investment dynamics. The Review of Economic Studies, 74(2).

Bordo, M. D, Duca, J. V & Koch, C (2016). Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level US evidence over several decades. Journal of Financial Stability, 26.

Brogaard, J & Detzel, A (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. Management Science, 61(1).

Buchanan, B. G, Cao, C. X, Liljeblom, E & Weihrich, S (2017). Uncertainty and firm dividend policy—A natural experiment. Journal of Corporate Finance, 42.

Cai, J, Xu, N, Feng, Y & Gao, N (2022). Political connections and informal financing: use of trade credit in China. China Journal of Accounting Studies.

Chaney, P.K, Faccio, M, Parsley, D (2011). The quality of accounting information in politically connected firms. J. Acct. Econ. 51.

Chow, C, Fung, M & Sami, H (2012). Investment opportunity set, political connection and business policies of private enterprises in China. Review of Quantitative Finance and Accounting, 38(3).

Çolak, G, Durnev, A & Qian, Y (2017). Political uncertainty and IPO activity:

Khwaja, A, Mian, A (2005). Do lenders favour politically connected firms? Rent provision in an emerging financial market. Q. J. Econ. 120.

Kim, C, Zhang, L (2016). Corporate political connections and tax aggressiveness. Contemp. Account. Res. 33.

Liu, G, Hu, M & Cheng, C (2021). The information transfer effects of political connections on mitigating policy uncertainty: Evidence from China. Journal of Corporate Finance, 67.

Liu, J & Wang, H (2022). Economic policy uncertainty and the cost of capital. International Review of Financial Analysis, 81.

Morck, R, Yeung, B, Yu, W (2000). The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements? J. Financ. Econ. 58.

Myers, S. C & Majluf, N. S (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. Journal of Financial Economics, 13(2).

P´astor, L.u & Veronesi, P (2013). Political uncertainty and risk premia. Journal of Financial Economics, 110(3).

Phan, D. H. B, Iyke, B. N, Sharma, S. S & Affandi, Y (2021). Economic policy uncertainty and financial stability–Is there a relation? Economic Modelling, 94.

Phan, H. V, Nguyen, N. H, Nguyen, H. T & Hegde, S (2019). Policy uncertainty and firm cash holdings. Journal of Business Research, 95.

Rodrik, D (1991). Policy uncertainty and private investment in developing countries. Journal of Development Economics, 36(2).

Schoenherr, D (2019). Political connections and allocative distortions. The Journal of Finance, 74(2).

Stiglitz, J. E & Weiss, A (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. The American Economic Review, 71(3).

Sun, Y, Zeng, X, Wang, L, Zhou, S, Liu, X & Kuruppu, S (2022). Are off-balance-sheet indicators useful to evaluate accounting Evidence from U.S. gubernatorial elections. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 52(6).

Demir, E & Ersan, O (2017). Economic policy uncertainty and cash holdings: Evidence from BRIC countries. Emerging Markets Review, 33.

Drobetz, W, El Ghoul, S, Guedhami, O & Janzen, M (2018). Policy uncertainty, investment, and the cost of capital. Journal of Financial Stability, 39.

Duchin, R, Sosyura, D (2012). The politics of government investment. J. Financ. Econ. 106.

Faccio, M, Masulis, R.W, McConnell, J.J (2006). Political connections and corporate bailout. J. Finance. 6.

Farooq, O & Ahmed, N (2019). Dividend policy and political uncertainty: Evidence from the US presidential elections. Research in International Business and Finance, 48.

Francis, B. B, Hasan, I & Zhu, Y (2014). Political uncertainty and bank loan contracting. Journal of Empirical Finance, 29.

Gilchrist, S, Sim, J. W & Zakraj˘sek, E (2014). Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics. National Bureau of Economic Research.

Guedhami, O, Pittman, J.A, Saffar, W (2014). Auditor choice in politically connected firms. J. Account. Res. 52,

Houston, J.F, Liang, J.T, Lin, C, Ma, Y (2014). Political connections and the cost of bank loans. J. Account. Res. 52.

Jens, C. E (2017). Political uncertainty and investment: Causal evidence from U.S. gubernatorial elections. Journal of Financial Economics, 124(3).

Jensen, M. C & Meckling, W. H (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. Journal of Financial Economics, 3(4).

Johnson, S, Mitton, T (2003). Cronyism and capital controls: Evidence from Malaysia. J. Financ. Econ. 67.

Kang, W, Lee, K & Ratti, R. A (2014). Economic policy uncertainty and firm-level investment. Journal of Macroeconomics, 39.

Wang, Y, Chen, C. R & Huang, Y. S (2014). Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China. Pacific-Basin Finance Journal, 26.

Wang, Y, Wei, Y & Song, F. M (2017). Uncertainty and corporate R&D investment: Evidence from Chinese listed firms. International Review of Economics & Finance, 47.

Yu, F, Yu, X (2011). Corporate lobbying and fraud detection. J. Financ. Quant. Anal. 46.

Zhang, G, Han, J, Pan, Z & Huang, H (2015). Economic policy uncertainty and capital structure choice: Evidence from China. Economic Systems, 39(3).

information quality? Personal and Ubiquitous Computing, 26(4).

Tee, C. M (2018). Political connections and the cost of debt: Re-examining the evidence from Malaysia. Journal of Multinational Financial Management, 46.

Tee, C.M, Gul, F.A, Foo, Y.B, Teh, C.G (2017). Political connections, institutional monitoring and audit fees: evidence from Malaysian firms. Int. J. Auditing. 21(2).

Tran, Q. T (2021). Economic policy uncertainty and cost of debt financing: International evidence. The North American Journal of Economics and Finance, 57.

Waisman, M, Ye, P & Zhu, Y (2015). The effect of political uncertainty on the cost of corporate debt. Journal of Financial Stability, 16.

یادداشت

[۱] *Farooq & Ahmed*
[۲] *Çolak et al*
[۳] *Zhang et al*
[۴] *Jens*
[۵] *Akey & Lewellen*
[۶] *Phan*
[۷] *Wang et al*
[۸] *Francis*
[۹] *Waisman*
[۱۰] *Stiglitz & Weiss*
[۱۱] *Black & Scholes*
[۱۲] *Jensen & Meckling*
[۱۳] *Myers & Majluf*
[۱۴] *Bloom*
[۱۵] *Tran*
[۱۶] *Buchman*
[۱۷] *Kang et al*
[۱۸] *Brogaard and Detzel*
[۱۹] *Drobetz et al*
[۲۰] *Phan et al*
[۲۱] *Bordo*
[۲۲] *Liu & Wang*
[۲۳] *Rodrik*
[۲۴] *Gilchrist et al*
[۲۵] *Johnson and Mitton*
[۲۶] *Guedhami et al*
[۲۷] *Chaney et al*
[۲۸] *Khwaja and Mian*
[۲۹] *Yu and Yu*
[۳۰] *Kim and Zhang*
[۳۱] *Morck et al*
[۳۲] *Cai et al*
[۳۳] *Duchin and Sosyura*
[۳۴] *Faccio et al*
[۳۵] *Houston et al*
[۳۶] *Banerji et al*
[۳۷] *Schoenherr*
[۳۸] *Liu et al*
[۳۹] *Chow et al*
[۴۰] *Robust Regression*
[۴۱] *Principal Component Analysis*
[۴۲] *Sun et al*