



بررسی چگونگی اثرگذاری تحول دیجیتال بر سرعت تعدیلات ساختار سرمایه پویا

فریدون رهنمای رودپشتی

استاد، گروه حسابداری و مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران

آناهیتا زندی

استادیار، گروه حسابداری، واحد شهر قدس، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۱۰

چکیده

این مقاله بررسی می‌کند که آیا تحول دیجیتال روی سرعت تعدیل ساختار سرمایه اثر می‌گذارد و مکانیسم‌های آن به چه صورت هستند. با استفاده از محدودیت‌های در نظر گرفته شده، تعداد ۱۵۲ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۴۰۱ به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب گردید. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون خطی چند متغیره مبتنی بر داده‌های تابلویی بهره گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که تحول دیجیتال، تعدیل ساختار سرمایه را سرعت می‌بخشد. همچنین، کاهش عدم تقارن اطلاعات، کاهش هزینه‌های نمایندگی و کاهش محدودیت‌های مالی مکانیسم‌هایی هستند که از طریق آن‌ها تحول دیجیتال، تعدیل ساختار سرمایه را سرعت می‌بخشد. در مجموع، یافته‌های این پژوهش نقش تحول دیجیتال را در سرعت تعدیل پویای اهرم مالی شرکت‌ها روشن‌تر می‌سازد. از طرفی تحول دیجیتال در بهبود محیط اطلاعاتی شرکت، کاهش مشکلات نمایندگی و کاهش محدودیت‌های تأمین مالی نقش دارد.

واژه‌های کلیدی: تحول دیجیتال، سرعت تعدیل ساختار سرمایه، عدم تقارن اطلاعات، محدودیت‌های مالی.

۱- مقدمه

با ظهور مداوم هوش مصنوعی، بلاکچین، رایانش ابری، و سایر فناوری‌ها، دیجیتالی‌سازی^۱ به تدریج به نقطه‌ی عطف مهمی جهت نوآوری شرکت‌های جهانی تبدیل می‌شود. با ادامه‌ی رشد اقتصاد دیجیتال، پژوهشگران مطالعه‌ی نحوه‌ی اثرگذاری تحول دیجیتال بر تصمیم‌گیری شرکت را از چند جنبه آغاز کردند (پاگانی و پارادو، ۲۰۱۷؛ یرهوف و همکاران، ۲۰۱۹). اما در مورد اینکه آیا تحول دیجیتال روی تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت‌ها اثر می‌گذارد یا خیر، چیز زیادی در دسترس نیست. هدف پژوهش حاضر این است که با بررسی این امر که آیا تحول دیجیتال روی تعدیل پویای ساختار سرمایه اثر می‌گذارد یا خیر و اینکه این اثرگذاری چگونه است، پژوهش‌های قبلی را غنی‌تر سازد.

از زمانی که قضیه‌ی مودیلیانی-میلر (M&M)^۲ به وجود آمد (مودیکلیانی و میلر، ۱۹۵۸)، تعدیل پویای ساختار سرمایه به طور گسترده مورد توجه جامعه‌ی علمی پژوهشی قرار گرفت (مایرز و مجلوف، ۱۹۸۴؛ فاما و فرنچ، ۲۰۰۲؛ کوک و تانگ، ۲۰۱۰؛ اوزنکین و فلنی، ۲۰۱۲؛ دیووس و همکاران، ۲۰۱۷؛ ان و همکاران، ۲۰۲۱). قضیه‌ی مودیلیانی-میلر بر اساس مجموعه‌ای از فرضیات سخت ادعا می‌کند که ساختار سرمایه و ارزش شرکت ربطی به هم ندارند. اما به خاطر وجود هزینه‌های ورشکستگی^۳، هزینه‌های نمایندگی، عدم تقارن اطلاعات، و سایر عوامل تنش‌زا، ساختار سرمایه قطعاً ارتباط نزدیکی با ارزش شرکت دارد (بیون، ۲۰۰۸؛ مورلک و همکاران، ۲۰۱۲؛ چنگ و همکاران، ۲۰۱۴؛ لیاثو و همکاران، ۲۰۱۵؛ هو و زو، ۲۰۲۱؛ دو و همکاران، ۲۰۲۲). در نتیجه، شرکت‌ها نسبت‌های بدهی و حقوق صاحبان سهام خود را برای رسیدن به این سطح بهینه تعدیل می‌کنند، هزینه‌های تأمین مالی را به حداقل می‌رسانند، به تدریج شرایط عملیاتی خود را بهبود می‌دهند، و ارزش شرکت‌ها را به میزان بیشتری بهبود می‌بخشند (هارفورد و همکاران، ۲۰۰۹؛ گراهام و لیری، ۲۰۱۱). بنابراین، تحلیل عوامل تأثیرگذار مرتبط با تعدیل پویای ساختار سرمایه از اهمیت بالایی برخوردار است.

در این پژوهش تحلیل می‌شود که آیا تحول دیجیتال روی سرعت تعدیل ساختار سرمایه اثر می‌گذارد و اگر اینطور است، این اثرگذاری چگونه صورت می‌گیرد. فرض می‌شود که تحول دیجیتال از سه طریق تعدیل ساختار سرمایه را تسریع می‌کند. اول، تحول دیجیتال می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌ها را کاهش داده و سرعت تعدیل ساختار سرمایه را به میزان بیشتری افزایش دهد. تحول دیجیتال، منبع و نوع افشای اطلاعات را غنی‌تر کرده و از هزینه‌های جمع‌آوری اطلاعات سرمایه‌گذاران می‌کاهد (لیو و همکاران، ۲۰۲۱؛ چن و همکاران، ۲۰۲۲)، و به این ترتیب عدم تقارن اطلاعاتی میان اعضای داخلی و سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد و روی تعدیل پویای ساختار سرمایه اثر مثبت می‌گذارد. دوم، هزینه‌ی نمایندگی عامل مهمی است که از تعدیل پویای ساختار سرمایه جلوگیری می‌کند (مورلک و همکاران، ۲۰۱۲؛ لیاثو و همکاران، ۲۰۱۵). تحول دیجیتال می‌تواند شفافیت فرآیندهای کسب‌وکار را بهبود بخشد، فرصت انجام رفتار فرصت طلبانه‌ی مدیریت را کاهش دهد و نظارت داخلی سهامداران بر مدیریت را تقویت کند (گلدفارب و تاگر، ۲۰۱۹). علاوه بر این، تحول دیجیتال نظارت ذینفعان

^۱ Digitalization^۲ Modigliani-Miller theorem (M&M)^۳ Bankruptcy costs

خارجی، مانند تحلیلگران مالی و رسانه‌ها را تسهیل می‌کند. بنابراین، تحول دیجیتال می‌تواند با بهبود حاکمیت شرکتی و کاهش هزینه‌های نمایندگی، تعدیل ساختار سرمایه را سرعت بخشد. سوم، تحول دیجیتال چشم‌انداز توسعه‌ی خوب شرکت‌ها را نشان می‌دهد که این سیگنال می‌تواند از طریق ایجاد فرصت برای کسب وام‌های بانکی، یارانه‌های دولتی، و حمایت بازار سرمایه، محدودیت‌های مالی شرکت‌ها را کاهش دهد (لیو و وانگ، ۲۰۲۳). تحول دیجیتال همچنین می‌تواند به طور مداوم دانش جدید ارائه کند و از این طریق تصمیم‌گیری‌های شرکت‌ها را آگاهانه تر سازد و ریسک عملیاتی را کاهش دهد (لی و همکاران، ۲۰۲۲) که این می‌تواند از هزینه‌های تأمین مالی بکاهد. به این ترتیب، تحول دیجیتال می‌تواند با کاستن از محدودیت‌های مالی شرکت‌ها تعدیل ساختار سرمایه را سرعت بخشد. روی هم رفته، تأثیر مثبتی از جانب تحول دیجیتال روی تعدیل پویای ساختار سرمایه ی شرکت پیش‌بینی می‌گردد.

با توجه به تحلیل‌های فوق، این پژوهش بر اساس نمونه ای از شرکت‌های موجود در فهرست بورس و اوراق بهادار سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱، تأثیر تحول دیجیتال را روی سرعت تعدیل ساختار سرمایه بررسی می‌کند. این مسئله به دو دلیل مطالعه می‌شود. اول اینکه ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه، به شدت در حال یکپارچه‌سازی اقتصاد دیجیتال و اقتصاد واقعی است. مطالعه‌ی پیامدهای اقتصادی تحول دیجیتال در شرکت‌های ایرانی می‌تواند مفاهیم ارزشمندی را برای سایر اقتصادهای نوپا فراهم کند. دوم اینکه، اقتصاد ایران سیاست‌هایی را در چند دهه‌ی گذشته جهت رشد آغاز کرده است، اما حاکمیت شرکتی آن هنوز نسبتاً عقب‌مانده است. شرکت‌های بورس به دلیل محیط‌های نهادی داخلی و خارجی ناکافی (جیانگ و کیم، ۲۰۲۰) دچار عدم تقارن اطلاعاتی و مشکلات نمایندگی هستند (پیوتروسکی و همکاران، ۲۰۱۵؛ برادشاو و همکاران، ۲۰۱۹؛ چن و همکاران، ۲۰۲۰). در عین حال، شرکت‌ها به تدریج با محدودیت‌های مالی جدی روبه رو می‌شوند (منگ و همکاران، ۲۰۲۰). بنابراین، در این پژوهش، کانال‌هایی که دیجیتالی‌سازی از طریق آن‌ها روی رفتار تأمین مالی اثر می‌گذارد را مشخص کرده و منابعی جهت درک بهتر اهمیت تحول دیجیتال برای دولت‌ها، صنایع، و جامعه‌ی علمی فراهم می‌گردد. پس بازار ایران مکان ایده‌آلی را برای بررسی تأثیر تحول دیجیتال در تعدیل پویای ساختار سرمایه فراهم می‌کند.

جهت بررسی تأثیر تحول دیجیتال در تعدیل ساختار سرمایه، از ادبیات قبلی پیروی می‌گردد (فلنری و هنکینز، ۲۰۱۳؛ دنگ و همکاران، ۲۰۱۵؛ الساس و فلورسیاک، ۲۰۱۵). این مطالعه، اولین مطالعه ای است که شواهدی از نحوه‌ی اثرگذاری تحول دیجیتال بر رفتار تأمین مالی شرکت فراهم می‌کند. این پژوهش از دو جنبه در ادبیات نقش دارد. اولاً این پژوهش ادبیات مربوط به پیامدهای اقتصادی تحول دیجیتال را غنی تر می‌کند. ادبیات قبلی، نقش تحول دیجیتال را با بررسی اثرات آن در ریسک‌پذیری شرکت^۱ (تیان و همکاران، ۲۰۲۲)، ریسک سقوط قیمت سهام^۲ (وو و همکاران، ۲۰۲۲)، ریسک اخلاقی نمایندگان^۳ (لیو و همکاران، ۲۰۲۱) و کارایی عملیاتی^۴ (لی

^۱ Corporate risk-taking

^۲ Crash risk

^۳ Agents' moral hazards

^۴ Operational efficiency

و همکاران، ۲۰۲۲) اثبات می‌کنند. این مقاله بررسی می‌کند که آیا و چگونه تحول دیجیتال بر تصمیمات مالی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد، در نتیجه ادبیات موجود را که بر تأثیر تحول دیجیتال بر تصمیمات مالی شرکت‌ها تمرکز دارد تکمیل می‌کند. دوماً این پژوهش ادبیات موجود که به مطالعه‌ی عوامل تعیین‌کننده‌ی سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌پردازد را تکمیل می‌کند. مطالعات قبلی عوامل مؤثر در سرعت تعدیل اهرم مالی را از جنبه‌های مختلف بررسی کردند که شرایط مالی سطح شرکت و ویژگی‌های جریان نقدی (فالكندر و همکاران، ۲۰۱۲؛ لاکهارت، ۲۰۱۴)، حاکمیت شرکتی (چنگ و همکاران، ۲۰۱۴؛ لیائو و همکاران، ۲۰۱۵؛ لی و همکاران، ۲۰۱۹)، رقابت صنعت (دو و همکاران، ۲۰۲۲)، عدم قطعیت سیاست‌های اقتصاد کلان (کوک و تانگ، ۲۰۱۰؛ کولاک و همکاران، ۲۰۱۸)، و سیاست‌ها (هو و زو، ۲۰۲۱؛ جیانگ و همکاران، ۲۰۲۱) از جمله‌ی آن‌ها است. در این پژوهش نیز به دنبال همین جریان تحقیقاتی، فرض می‌شود که تحول دیجیتال به شرکت‌ها کمک می‌کند تا اهرم مالی خود را در جهت اهداف خود تعدیل کنند و از این طریق ادبیات موجود در مورد عوامل تعیین‌کننده‌ی سرعت تعدیل ساختار سرمایه تکمیل می‌گردد.

این پژوهش در ادامه به این صورت سازماندهی شده است. بخش ۲ ادبیات مرتبط را مرور می‌کند. بخش ۳ به بحث در مورد فرضیه‌ها می‌پردازد. بخش ۴ روش شناسی، انتخاب نمونه و مدل را شرح می‌دهد. بخش ۵ تحلیل و نتایج تجربی را ارائه می‌کند و در نهایت در بخش ۶، از این مطالعه نتیجه‌گیری انجام می‌شود.

مرور ادبیات

این پژوهش با دو رشته‌ی ادبیات ارتباط دارد. اولاً، این مطالعه با ادبیاتی که عوامل ساختار سرمایه و تعدیل پویای آن را بررسی می‌کنند رابطه‌ی نزدیکی دارد. بر اساس قضیه‌ی مودیلیانی-میلر، در بازار سرمایه‌ی کاملی که هیچ تنشی ندارد، ساختار سرمایه ارتباطی با ارزش شرکت ندارد (مودیلیانی و میلر، ۱۹۵۸). بنابراین ساختار سرمایه‌ی که شرکت انتخاب می‌کند، اهمیتی ندارد. اما در حقیقت، می‌توان به راحتی این مطلب را نقض کرد. در ۶۰ سال گذشته، بسیاری از محققان فرض قضیه‌ی مودیلیانی-میلر را رها کرده و تنش‌های بازارهای سرمایه را مد نظر قرار داده‌اند. تئوری‌های شاخص آن عبارتند از تئوری توازن^۱ (فیشر و همکاران، ۱۹۸۹)، تئوری سلسله‌مراتب^۲ (مایرز، ۱۹۸۴؛ فرانک و گوپال، ۲۰۰۳)، و تئوری زمان‌بندی بازار^۳ (بیکر و ورگلر، ۲۰۰۴). این تئوری‌ها ساختار سرمایه را با مالیات‌بندی، اطلاعات نامتقارن، مشکلات نمایندگی، و هزینه‌های ورشکستگی ترکیب می‌کنند تا وجود ساختار سرمایه‌ی هدف را بررسی کرده و اهمیت تصمیم ساختار سرمایه را از طریق مطالعات تجربی نشان دهند (گراهام و لری، ۲۰۱۱).

از آنجایی که انحراف از اهرم هدف، ارزش شرکت را کاهش می‌دهد، شرکت‌ها ترغیب می‌شوند که اهرم خود را به سمت سطح بهینه تنظیم کنند. مطالعات قبلی عوامل تعیین‌کننده‌ی سرعت تعدیل ساختار سرمایه را از جنبه‌ی شرایط اقتصاد کلان و دیدگاه‌های سطح شرکت بررسی می‌کنند. از جنبه‌ی شرایط اقتصاد کلان، مطالعات

¹ Trade off theory

² Pecking order theory

³ Market timing theory

موجود نشان می‌دهند که عدم قطعیت اقتصادی (کوک و تانگ، ۲۰۱۰) و هزینه‌های مبادلاتی در بازار بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه اثر می‌گذارند. از نظر عدم قطعیت اقتصادی، عدم قطعیت باعث افزایش تنش‌های مالی و هزینه‌های واسطه‌های مالی می‌شود (کولاک و همکاران، ۲۰۱۸). از نظر هزینه‌های مبادلاتی در بازار سرمایه، مؤسسات بهتر، هزینه‌های مبادلاتی مرتبط با تعدیل اهرم را کاهش می‌دهند (لاپورتا و همکاران، ۱۹۹۸، ۱۹۹۷، ۲۰۱۲).

از نظر سطح شرکت، شرکتی که تنش‌های نمایندگی جدی‌ای دارد، ممکن است متحمل هزینه‌های زیاد تعدیل ساختار سرمایه شده و سرعت تعدیل اهرم خود را کاهش دهد (جنسن و مک‌لینگ، ۱۹۷۶؛ مورلک و همکاران، ۲۰۱۲؛ چنگ و همکاران، ۲۰۱۴). به عنوان مثال، لیائو و همکارانش (۲۰۱۵) به صورت تجربی بررسی کردند که آیا حاکمیت شرکتی بهتر روی پویایی‌های ساختار سرمایه اثر می‌گذارد یا خیر. آن‌ها دریافتند که یک هیئت مدیره‌ی مستقل که مشخصه‌ی آن جدایی مدیرعامل از رئیس و حضور مدیران خارجی بیشتر و وجود مالکیت نهادی بزرگتر است، با تعدیل اهرمی سریع‌تری همراه است. لی و همکارانش (۲۰۱۹) دریافتند که شرکت‌هایی که در موقعیت‌های مرکزی شبکه‌های مدیریت هستند، سرعت بیشتری در تعدیل ساختار سرمایه دارند. آن و همکارانش (۲۰۲۱) رابطه‌ی مثبتی را میان مالکیت نهادی و سرعت تعدیل اهرم شرکت‌ها نشان می‌دهند. دو و همکارانش (۲۰۲۲) پی بردند که فشارهای رقابتی ناشی از بازار محصول، تعدیل اهرم را به ویژه برای شرکت‌هایی که کیفیت حاکمیت ضعیفی دارند سرعت می‌بخشند. در عین حال، سرعت تعدیل ساختار سرمایه نیز در میان شرکت‌های دارای سطوح مختلفی از محدودیت‌های مالی، متفاوت است (دیووس و همکاران، ۲۰۱۷). به عنوان مثال، فالکندر و همکارانش (۲۰۱۲) نشان می‌دهند که شرکت‌هایی که محدودیت‌های مالی بالایی دارند از تعدیل پویای اهرم خودداری می‌کنند. لاکهارت (۲۰۱۴) در دسترس بودن و سهولت تأمین مالی را تحلیل کرده و عنوان می‌کند که خطوط اعتباری بانک بر تعدیل پویای ساختار سرمایه اثر می‌گذارند. اما چگونگی اثرگذاری تحول دیجیتال بر تعدیل پویای ساختار سرمایه هنوز به طور مستقیم مورد بحث قرار نگرفته است. در این پژوهش سعی بر این است که این شکاف را پر کرده و اثرات تحول دیجیتال بر تعدیل پویای اهرم مالی و همچنین مکانیسم‌های احتمالی آن مورد بررسی قرار گیرد.

دوماً، این مطالعه با حجم فزاینده‌ای از ادبیات که به بررسی تأثیر تحول دیجیتال بر رفتارهای شرکت می‌پردازند، ارتباط دارد. مطالعات اخیر نشان می‌دهند که تحول دیجیتال باعث تغییر انتظارات و رفتارهای مصرف‌کننده می‌شود (ورهوف و همکاران، ۲۰۱۹)، کارآیی مدیریت منابع را بهبود می‌بخشد (پاگانی و پارو، ۲۰۱۷) و توانایی ریسک‌پذیری شرکت را افزایش می‌دهد (تیان و همکاران، ۲۰۲۲)، از عدم تقارن اطلاعاتی میان شرکت‌ها و تحلیلگران می‌کاهد (چن و همکاران، ۲۰۲۲)، خطرات اخلاقی (لیو و همکاران، ۲۰۲۱) و ریسک نقدینگی (وو و همکاران، ۲۰۲۲) را کاهش داده و منجر به عملکردی عالی می‌شود (لی و همکاران، ۲۰۲۲). اما تأثیر تحول دیجیتال بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه مورد تحلیل قرار نگرفته است. این پژوهش به پر شدن این خلأ در ادبیات کمک می‌کند و درک نقش تحول دیجیتال را غنی تر می‌سازد.

توسعه‌ی فرضیه‌ها

مطالعات قبلی در مورد تعدیل اهرم مالی شرکت حاکی از این هستند که شرکت‌ها اهدافی دارند و فعالانه اهرم را به یک سطح بهینه تعدیل می‌کنند اما متحمل هزینه‌های تعدیل می‌شوند (گراهام و لیبری، ۲۰۱۱؛ اوزتکین و فلنری، ۲۰۱۲؛ چنگ و همکاران، ۲۰۱۴؛ ژو و همکاران، ۲۰۱۶؛ دو و همکاران، ۲۰۲۲). این مقاله، تأثیر تحول دیجیتال بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه را تحلیل می‌کند. فرضیه‌ی پژوهش با تحلیل سه مکانیسم پایه توسعه می‌یابد: کاهش عدم تقارن اطلاعات، کاهش هزینه‌ی نمایندگی، و کاهش محدودیت‌های مالی.

اولاً، تحول دیجیتال می‌تواند عدم تقارن اطلاعات شرکت‌ها را کاهش داده و بر سرعت تعدیل بیشتر ساختار سرمایه بیفزاید. عدم تقارن اطلاعات جلوی تعدیل پویای ساختار سرمایه‌ی شرکت‌ها را می‌گیرد. وقتی عدم تقارن اطلاعاتی شرکت‌ها بالا است، هزینه‌های معاملاتی و هزینه‌های نامطلوب انتخاب افزایش پیدا می‌کنند، و سرعت تعدیل ساختار سرمایه کاهش می‌یابد (لیبری و رابرتس، ۲۰۰۵؛ بیون، ۲۰۰۸). تحول دیجیتال می‌تواند با بهبود محیط‌های اطلاعاتی شرکت‌ها، تعدیل ساختار سرمایه را تسریع کند. از دیدگاه تولید اطلاعات، با وجود تحول دیجیتال می‌توان اطلاعات مالی (مانند صورت‌های مالی، نسبت‌های مالی و عملکرد بازار) و اطلاعات غیرمالی (مانند اطلاعاتی مدیریتی و اعتبار شرکت) که در حین تولید و انجام عملیات در شرکت‌ها تولید می‌شوند را به راحتی و به طور کارآمد ذخیره کرد (گلدشتین و همکاران، ۲۰۲۱). از جنبه‌ی تحول اطلاعات، اطلاعات سنتی از طریق گزارش‌های مالی، پیش‌بینی‌های درآمد، و تفسیرهای حسابرسان و تحلیلگران به سرمایه‌گذاران و قانون‌گذاران منتقل می‌شود. این کانال انتشار چندگانه باعث از بین رفتن اطلاعات یا تأخیر در انتشار اطلاعات برای سرمایه‌گذاران می‌شود. اما با تحول دیجیتالی‌سازی، ابزارهای جدید افشای اطلاعات مانند ویبو^۱ و فنگ^۲ و یوهانسون، ۲۰۱۹) و وی‌چت^۲ به عنوان کانال‌های افشای اطلاعات پدید آمده‌اند. این کانال‌های ارتباطی جدید باعث کاهش موانع انتقال اطلاعات و بهبود کارایی انتقال اطلاعات می‌شوند (لیو و همکاران، ۲۰۲۱؛ چن و همکاران، ۲۰۲۲). از طریق ارتباطاتی که توسط دیجیتالی‌سازی هدایت می‌شود، سرمایه‌گذاران می‌توانند مکرراً سؤال بپرسند و شرکت‌ها احتمالاً به سرعت پاسخ می‌دهند، که این می‌تواند تا حد زیادی هزینه‌های کسب اطلاعات را کاهش دهد و انتشار اطلاعات را سرعت بخشد (لی و ژانگ، ۲۰۲۲). بنابراین، تحول دیجیتال منابع و انواع افشای اطلاعات را غنی‌تر ساخته و هزینه‌های جمع‌آوری اطلاعات سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد، بنابراین عدم تقارن اطلاعاتی میان اعضای داخلی و سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد و بر تعدیل پویای ساختار سرمایه تأثیر می‌گذارد.

دوماً، تحول دیجیتال به کاهش مشکل نمایندگی و از بین رفتن موانع تعدیل ساختار سرمایه کمک می‌کند. شرکت‌ها در طول تعدیل ساختار سرمایه، با مشکل نمایندگی روبه‌رو می‌شوند. به خاطر هزینه‌ی نمایندگی، مدیران انگیزه‌ای برای تعدیل اهرم مالی ندارند و سرعت تعدیل ساختار سرمایه پایین می‌آید (مورلک و همکاران، ۲۰۱۲؛ چنگ و همکاران، ۲۰۱۴). تحول دیجیتال می‌تواند با کاستن از مشکل نمایندگی، سرعت تعدیل ساختار سرمایه را بالا ببرد. از نظر جنبه‌ی نظارت داخلی، دیجیتالی‌شدن شرکت اساساً به شکل استفاده از فناوری دیجیتال

^۱ Weibo

^۲ WeChat

برای اطلاع‌رسانی صحنه اصلی کار و جمع‌آوری، تجزیه و تحلیل و تجسم داده‌ها در زمان مقرر از طریق ساخت مرکز داده تجلی می‌یابد (لیو و همکاران، ۲۰۱۱). داده‌های کلیدی فعالیت‌های تجاری شرکت در مرکز داده ذخیره می‌شود و شفافیت فرآیندهای تجاری را بهبود می‌بخشد. بنابراین، عملیات دیجیتال یک مکانیسم نظارت در زمان واقعی را از طریق داده‌های تجاری تشکیل می‌دهد، که می‌تواند به طور مؤثر هزینه‌ی نظارت داخلی را کاهش دهد و رفتار منفعت طلبانه‌ی مدیریت را مهار کند (وو و همکاران، ۲۰۲۲). از نظر جنبه‌ی نظارت خارجی، تحول دیجیتالی شرکت‌ها توجه گسترده‌ای را از سوی دولت، سرمایه‌گذاران نهادی، تحلیلگران مالی و حتی مردم به خود جلب می‌کند (چن و همکاران، ۲۰۲۲). سرمایه‌گذاران اغلب انتظارات زیادی از شرکت‌هایی که در حال تغییر دیجیتال هستند دارند، و این نظارت مضاعف می‌تواند تنش‌های نمایندگی و نزدیک‌بینی مدیریت را کاهش دهد، و بنابراین سرعت تعدیل ساختار سرمایه را به سمت سطح هدف افزایش دهد.

سوماً، تحول دیجیتال محدودیت‌های مالی شرکت‌ها را کاهش داده و به این ترتیب بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌افزاید. هنگامی که شرکت‌ها ساختارهای سرمایه‌ی خود را تعدیل می‌کنند با محدودیت‌های مالی مواجه می‌شوند. محدودیت‌های جدی مالی هزینه‌ی استقراض را افزایش داده و سرعت تعدیل ساختار سرمایه را کاهش می‌دهد (فالکندر و همکاران، ۲۰۱۲؛ ژو و همکاران، ۲۰۱۶). تحول دیجیتال می‌تواند با کاهش دادن محدودیت‌های مالی شرکت به دو دلیل سرعت تعدیل ساختار سرمایه را افزایش دهد. اول اینکه تحول دیجیتال از روند توسعه‌ی اقتصاد دیجیتال و رهنمودهای سیاست ملی پیروی می‌کند. تحول دیجیتال می‌تواند سیگنال‌دارا بودن آینده‌ی توسعه‌ی خوب شرکت‌ها را به بازار سرمایه ارسال کند و به این ترتیب، جلب نظر و مساعدت دولت و سرمایه‌گذاران آسان‌تر است (تیان و همکاران، ۲۰۲۲). پس به دست آوردن وام‌های بانکی، یارانه‌های دولتی، و حمایت بازار سرمایه برای شرکت‌هایی که تحت تحول دیجیتال قرار دارند، آسان‌تر است (لیو و وانگ، ۲۰۲۳). کاهش فشار محدودیت‌های مالی شرکت‌ها را قادر می‌سازد تا تعدیل ساختارهای سرمایه‌ی خود را مجدداً تسهیل کنند. دوم اینکه دیجیتالی‌سازی فرآیندهای کسب‌وکار، به ویژه از طریق استفاده از فزاکافت کلان‌داده و هوش مصنوعی، می‌تواند به طور پیوسته دانش جدیدی را فراهم کند که روی تصمیم‌گیری شرکت اثر گذاشته و ریسک عملیاتی را کاهش می‌دهد (لی و همکاران، ۲۰۲۲). به عنوان مثال، شرکت‌ها می‌توانند داده‌های مربوط به رفتار مصرف‌کننده را جمع‌آوری و تحلیل کنند و به این ترتیب از عدم قطعیت عملیاتی کاسته و در تنظیم تصمیمات به موقع به مدیران کمک نمایند. پس تحول دیجیتال می‌تواند ریسک عملیاتی و هزینه‌های تأمین مالی شرکت‌ها را کاهش دهد و تعدیل پویای ساختار سرمایه را بهبود بخشد.

در مجموع، پژوهش‌ها و تئوری‌های فوق‌نشان می‌دهند که تحول دیجیتال می‌تواند تأثیر مثبتی روی سرعت تعدیل اهرم داشته باشد. بنابراین فرضیه‌های زیر مطرح می‌شود:

(۱) تحول دیجیتال، تعدیلات ساختار سرمایه پویا را تسریع می‌کند.

(۲) کاهش عدم تقارن اطلاعات یک مکانیسم میانجی است که از طریق آن، تحول دیجیتال بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌افزاید.

- ۳) کاهش هزینه‌های نمایندگی یک مکانیسم میانجی است که از طریق آن، تحول دیجیتال بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌افزاید.
- ۴) کاهش محدودیت‌های مالی یک مکانیسم میانجی است که از طریق آن، تحول دیجیتال بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌افزاید.

روش شناسی پژوهش

جامعه آماری در این پژوهش شامل کلیه شرکت‌هایی می‌باشند که در بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۴۰۱ در بورس اوراق بهادار تهران حضور داشته‌اند. نمونه آماری این تحقیق آن دسته از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار هستند که از طریق غربالگری و با توجه به محدودیت‌های زیر انتخاب می‌شوند:

- ۱) نمونه تغییر سال مالی نداشته باشد به عبارتی پایان سال مالی آنها ۲۹ اسفند ماه باشد. اگر شرکت‌ها تغییر سال مالی داشته باشند داده‌ها در بازه زمانی مشخصی برای انجام تحقیق قرار نمی‌گیرند.
 - ۲) قبل از سال ۱۳۹۷ در بورس پذیرفته شده و تا پایان دوره پژوهش در بورس فعال باشند. اگر در دوره زمانی در بورس نباشد نمی‌توانیم از اطلاعات آنها جهت انجام تحلیل داده‌ها استفاده کنیم.
 - ۳) اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها برای مطالعات و محاسبات تحقیق، در طول دوره در دسترس باشد.
 - ۴) شرکت‌های واسطه‌گری مالی (سرمایه‌گذاری، هلدینگ، لیزینگ و بانک‌ها) از نمونه آماری حذف گردیدند. به دلیل تفاوت فعالیت‌ها و صورتهای مالی حذف می‌گردند.
- از میان جامعه آماری تنها ۱۵۲ شرکت در ۵ سال تمام معیارهای مذکور را احراز کرده‌اند و لذا از آنها به عنوان نمونه در پژوهش حاضر استفاده شده است.

اندازه‌گیری متغیرها

اندازه‌گیری تحول دیجیتال (متغیر مستقل)

برای ارزیابی تحول دیجیتال شرکتی از روش متن‌کاوی استفاده می‌شود. در این راستا، متون گزارش‌های تفسیری مدیریت شرکت‌های مورد مطالعه، مورد بررسی قرار می‌گیرد و میزان درگیری شرکت‌ها در پدیده تحول دیجیتال برآورد می‌شود. لازم به ذکر است که گزارش‌های تفسیری مدیریت شرکت‌های مورد مطالعه از سامانه اطلاع‌رسانی ناشران کدال استخراج می‌شود.

متغیر مستقل این پژوهش، تحول دیجیتال شرکتی است. با پیروی از ادبیات پیشین (تیان و همکاران، ۲۰۲۲؛ وو و همکاران، ۲۰۲۲، لیانگ و ژائو، ۲۰۲۳)، با استفاده از یک روش مبتنی بر متن‌کاوی، میزان تحول دیجیتال شرکتی ارزیابی می‌شود. مطابق با این روش، ابتدا یک بانک کلماتی از واژه‌ها و اصطلاحات مرتبط با تحول دیجیتال مطابق جدول ۱ تهیه شد. واژه‌ها و اصطلاحات رایج مرتبط با تحول دیجیتال عبارتند از تجارت الکترونیک، هوش مصنوعی، فناوری مالی (فین‌تک)، اینترنت اشیا، محاسبات ابری، فراداده، ابرداده، کلان داده و امثالهم. سپس، تعداد کل واژه‌ها و اصطلاحات مرتبط با تحول دیجیتال که در گزارش تفسیری مدیریت ظاهر شده‌اند، مشخص می‌شود.

جدول ۱- فهرست واژه‌های کلیدی تحول دیجیتال

مقوله‌ها	واژه‌های کلیدی مربوط به تحول دیجیتال
هوش مصنوعی (AI)	هوش مصنوعی، هوش تجاری، درک تصویر، سیستم دستیار تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری، تحلیل داده‌های هوشمند، روبات‌های هوشمند، یادگیری ماشینی، یادگیری عمیق، جستجوی معنایی، فناوری شناسایی زیستی، تشخیص چهره، تشخیص صدا، تأیید هویت، رانندگی خودران، پردازش زبان طبیعی.
بلاکچین (BD)	چین بلاک، ارز دیجیتال، رایانش توزیع شده، فناوری حفظ حریم خصوصی
رایانش ابری (CC)	رایانش ابری، محاسبات جریان، رایانش نمودار، محاسبات درون حافظه، محاسبات چند جانبه‌ی امن، رایانش مغز مانند، رایانش سبز، رایانش شناختی، معماری ترکیبی، اینترنت اشیا، سیستم فیزیکی اطلاعات.
کلان داده (DT)	کلان داده، داده کاوی، متن کاوی، تجسم داده، داده‌های ناهمگن، گزارش اعتبار، واقعیت افزوده، واقعیت ترکیبی، واقعیت مجازی.
برنامه‌های فناوری دیجیتال (ATD)	اینترنت موبایل، اینترنت صنعتی، اینترنت پزشکی، تجارت الکترونیک، پرداخت موبایلی، پرداخت شخص ثالث، پرداخت NFC، انرژی هوشمند، اتحاد شبکه، پوشیدنی هوشمند، کشاورزی هوشمند، حمل و نقل هوشمند، پزشکی هوشمند، خدمات مشتری هوشمند، خانه‌ی هوشمند، مشاور روبو، گردشگری فرهنگی هوشمند، حفاظت از محیط زیست هوشمند، شبکه هوشمند، بازاریابی هوشمند، بازاریابی دیجیتال، خرده فروشی بدون دخالت انسان، مالی اینترنتی، مالی دیجیتال، فین تک، مالی کمی، بانک باز.

سرعت تعديلات ساختار سرمایه

با پیروی از ادبیات پیشین (فلنری و رنگان، ۲۰۰۶؛ بیون، ۲۰۰۸؛ فالکندر و همکاران، ۲۰۱۲؛ الساس و فلوربسیاک، ۲۰۱۵؛ دو و همکاران، ۲۰۲۲) مدل دو مرحله‌ای را برای برآورد پویایی‌های جزئی تعديیل ساختار سرمایه به کار می‌بریم. در مرحله‌ی اول، با پیروی از فلنری و هنکینز (۲۰۱۳)، مدل متعارف خاص تعديیل جزئی پویا را می‌سازیم:

$$Lev_{i,t} = \lambda \beta X_{i,t-1} + (1-\lambda)Lev_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

در جایی که β بردار ضریب تخمین است. $Lev_{i,t}$ نرخ اهرم بلندمدت در سال t است که برابر است با مجموع بدهی‌های بلندمدت تقسیم بر کل دارایی‌ها. $X_{i,t-1}$ متغیرهای شاخص اصلی مؤثر در ساختار سرمایه‌ی شرکت i در سال $t-1$ را ارائه می‌دهد. متغیرهای ویژگی شرکت عبارتند از سودآوری ($EBIT_TA$)، فرصت رشد (MB)، سپر مالیاتی (DEP_TA)، اندازه‌ی شرکت ($Size$)، و مجموع دارایی‌های ثابت تقسیم بر کل دارایی‌ها (FA_TA)، اهرم میانه در سطح صنعت و سال ($IndLev$).

سپس در مرحله‌ی دوم، از اهرم هدف ($Lev^*_{i,t}$) که از مدل (۱) به دست آمده برای برآورد سرعت تعديیل ساختار سرمایه در معادلات (۲) و (۳) استفاده می‌کنیم. مدل خاص آن به این صورت است:

$$\text{Levi,t} - \text{Levi,t-1} \equiv \text{Di,t/Ai,t} - \text{Di,t-1/Ai,t-1} = \lambda(\text{Lev}^*_{i,t} - \text{Levi,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

در جایی که Levi,t ساختار سرمایه‌ی واقعی شرکت i در پایان سال t است که برابر است با مجموع بدهی بلندمدت تقسیم بر کل دارایی‌ها. Di,t مجموع وام بهره‌دار^۱ شرکت i در سال t است. Ai,t کل دارایی‌های شرکت i در سال t است. $\text{Lev}^*_{i,t}$ ساختار سرمایه‌ی هدف شرکت i در پایان سال t است که از مدل (۱) برآورد می‌شود. λ نرخ متوسط سالانه‌ی تعدیل ساختار سرمایه است و نشان می‌دهد که ساختار سرمایه با اهرم هدف با نرخ متوسط λ در سال همگرایی دارد.

اهرم نیز می‌تواند در نتیجه‌ی تحقق درآمدها تعدیل شود (فالكندر و همکاران، ۲۰۱۲؛ هو و زو، ۲۰۲۱). از این رو، به منظور حذف تعدیل مکانیکی اهرم که با تحقق درآمدها ایجاد می‌شود، با پیروی از فالكندر و همکارانش (۲۰۱۲)، معادله‌ی (۲) را با جایگزین کردن اهرم تعدیل شده با درآمد به جای Levi,t-1 اصلاح می‌کنیم. مدل ارزیابی اصلاحی به شکل زیر است:

$$\text{Levi,t} - \text{Lev}^P_{i,t-1} = \gamma(\text{Lev}^*_{i,t} - \text{Lev}^P_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

که در آن $\text{Lev}^P_{i,t-1}$ برابر است با $\text{Di,t-1}/(\text{Ai,t-1} + \text{NI}_{i,t})$ که ساختار سرمایه‌ی تعدیل شده با درآمدهای شرکت i در پایان سال $t-1$ را اندازه‌گیری می‌کند. $\text{NI}_{i,t}$ بر درآمد خالص شرکت i در سال t دلالت دارد. عبارت سمت چپ معادله‌ی (۳) $\Delta \text{Lev}(\text{Levi,t} - \text{Lev}^P_{i,t-1})$ است که جنبه‌ی تعدیل (مثبت) ساختار سرمایه از سال $t-1$ تا سال t پس از جداسازی تعدیل مکانیکی را نشان می‌دهد. عبارت سمت راست $\text{Levi,t}(\text{Lev}^*_{i,t} - \text{Lev}^P_{i,t-1})$ است که میزان انحراف ساختار سرمایه‌ی تعدیل شده با درآمدها ($\text{Lev}^P_{i,t-1}$) از اهرم هدف ($\text{Lev}^*_{i,t}$) را نشان می‌دهد. γ سرعت تعدیل فعال ساختار سرمایه را می‌سنجد و مقداری بین ۰ و ۱ می‌گیرد چون تعدیل اهرم به هزینه‌های زمانی و معاملاتی نیاز دارد.

مشخصات مدل فرضیه اول

ما در تحلیل‌های تجربی، با پیروی از فالكندر و همکاران (۲۰۱۲)، معادله‌ی (۳) را با افزودن آیتم تقابل میان متغیر وابسته ($\text{DCG}_{i,t}$) و میزان انحراف ساختار سرمایه‌ی تعدیل شده با درآمدها از اهرم هدف ($\text{Dev}_{i,t}$) اصلاح کرده و از مدل اثرات ثابت (FE) برای بررسی اثر تحول دیجیتال در سرعت تعدیل ساختار سرمایه استفاده می‌کنیم. مدل رگرسیون تجربی پایه به صورت زیر است:

$$\text{Levi,t} - \text{Lev}^P_{i,t-1} = (\gamma_0 + \gamma_1 \text{DCG}_{i,t})(\text{Lev}^*_{i,t} - \text{Lev}^P_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

در جایی که γ_0 سرعت تعدیل فعال ساختار سرمایه را نشان می‌دهد. $\text{DCG}_{i,t}$ سطح تحول دیجیتال شرکت i در سال t را ارائه می‌دهد. γ_1 مورد نظر این مقاله است و تأثیر تحول دیجیتال بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه را نشان می‌دهد. پیش‌بینی می‌کنیم که ضریب عبارت تقابل، γ_1 ، مثبت و معنادار است.

^۱ وام بهره‌دار کل (Di,t) عبارت است از حاصل جمع وام‌های کوتاه‌مدت، تعهدات غیر جاری یک ساله، وام‌های بلندمدت

مشخصات مدل فرضیه دوم، سوم و چهارم

در تحلیل‌های بخش ادبیات پژوهش، فرض کردیم که «کاهش عدم تقارن اطلاعات»، «کاهش هزینه‌ی نمایندگی» و «کاهش محدودیت‌های مالی» کانال‌های اصلی هستند. برای اثبات پیش‌بینی خود، با استفاده از مدل سه مرحله‌ای پیشنهادی بارون و کنی (۱۹۹۸)، اثرات میانجی سه مکانیسم را بررسی می‌کنیم.

$$Mediator_{i,t} = B0 + B1DCGi,t + \epsilon_{i,t}$$

(۵)

$$\Delta Lev_{i,t} = (\theta0 + \theta1DCGi,t + \theta2Mediator_{i,t}) Devi,t + \epsilon_{i,t}$$

(۶)

در جایی که $Mediator_{i,t}$ شاخص متغیر میانجی بوده که عدم تقارن اطلاعاتی، هزینه‌ی نمایندگی، و محدودیت‌های مالی را نشان می‌دهد.

جدول ۲- تعریف متغیرهای پژوهش

متغیرها	تعریف
DCG	تحول دیجیتال: مجموع نمرات مربوط به تحول دیجیتال در گزارش تفسیری مدیریت
$Lev_{i,t}$	مجموع بدهی بلندمدت تقسیم بر کل دارایی‌ها
$Lev_{i,t}^*$	ساختار سرمایه‌ی هدف از معادله (۱)
$Lev_{i,t-1}^p$	کل بدهی بلندمدت در سال t-1 تقسیم بر حاصل جمع کل دارایی‌ها در سال t-1 و درآمد خالص شرکت i در سال t
ΔLev	بزرگی بخش تعدیل فعال (مثبت) ساختار سرمایه پس از جداسازی تعدیل مکانیکی، که برابر است با تفاوت میان $Lev_{i,t}^p$ و $Lev_{i,t}$
Dev	میزان انحراف ساختار سرمایه از ساختار سرمایه هدف با حذف تعدیل مکانیکی، که برابر است با تفاوت میان $Lev_{i,t-1}^p$ و $Lev_{i,t}^*$
EBIT_TA	سود آوری: نسبت سودآوری به کل دارایی‌ها
MB	فرصت رشد: حاصل جمع ارزش دفتری بدهی‌ها و ارزش بازار سهام تقسیم بر ارزش دفتری دارایی‌ها
DEP_TA	نسبت استهلاک: نسبت استهلاک دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها
Size	اندازه شرکت: لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها
FA_TA	نسبت دارایی: مجموع دارایی‌های ثابت تقسیم بر کل دارایی‌ها
IndLev	میانگین اهرم در سطح صنعت و سال
Analyst	عدم تقارن اطلاعاتی: برای اندازه‌گیری این متغیر از هزینه تبلیغات استفاده می‌کنیم. هزینه تبلیغات یک متغیر مجازی است، به طوری که اگر نسبت هزینه تبلیغات به فروش شرکت i در سال t بیشتر از میانگین باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ به آن تعلق می‌گیرد. ارزشهای بالای هزینه تبلیغات نشان دهنده عدم تقارن اطلاعاتی بالا است.

متغیرها	تعریف
Myopia	هزینه نمایندگی: نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش
SA	<p>محدودیت مالی: کیپلن و زینگالس (۱۹۹۷) روی معیارهای شرکت‌های دارای محدودیت در تأمین مالی، شاخصی ارائه کرد که براساس آن می‌توان شرکت‌هایی را شناسایی کرد که در تأمین مالی محدودیت دارند. در این پژوهش از شاخص محدودیت مالی بومی شده در پژوهش تهرانی و حصار زاده (۱۳۸۸) براساس شرایط اقتصادی ایران بهره گرفته می‌شود:</p> $KZIR = 17.330 - 37.486C - 15.216Div + 3.394Lev - 1.402MTB$ <p>که در آن داریم:</p> <p>$KZIR =$ محدودیت در تأمین مالی بومی شده روش استفاده از این شاخص به این ترتیب است که ابتدا مقادیر واقعی را در معادله وارد کرده و شاخص محاسبه می‌شود. با مرتب کردن مقادیر از کوچکترین (پنجک اول) به بزرگترین (پنجک آخر)، می‌توان شرکت‌های دارای محدودیت در تأمین مالی را تعیین کرد. شرکت‌هایی که در پنجک چهارم و پنجم قرار می‌گیرند دارای وضعیت بحرانی در مواجهه با محدودت مالی هستند. اجزای مدل محدودیت در تأمین مالی عبارتند از:</p> <p>C موجودی نقد تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها شرکت i در سال t</p> <p>Div سود سهام پرداختی تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها شرکت i در سال t</p> <p>Lev نسبت اهرمی تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها شرکت i در سال t</p> <p>MTB نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t</p>

یافته‌های پژوهش

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده هاست. برای مثال مقدار میانگین تحول دیجیتال برابر $2/98$ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه نقطه‌ای است که یک نمونه را به دو قسمت 50 درصد مشاهدات قبل و قسمت 50 درصد مشاهدات بعد از آن قرار دارند. همانطور که در جدول ۳ نشان داده شده است. مقدار میانه متغیر تحول دیجیتال ۳ است. به طور کلی، معیارهای پراکندگی، انحراف معیار می‌باشد. با توجه به جدول فوق، این مقدار برای متغیر تحول دیجیتال 1.433069 است. گفتمنی است بیشترین مقدار متغیر تحول دیجیتال برابر با 5 و کمترین مقدار آن برابر 0 است.

جدول ۳- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نماد	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
DCG	۲.۹۸۲۹۷۹	۳.۰۰۰۰۰۰	۵.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۱.۴۳۳۰۶۹
Analyst	۰.۴۹۹۲۹۱	۰.۰۰۰۰۰۰	۱.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۵۰۰۳۵۴
Myopia	۰.۲۸۸۶۰۰	۰.۲۲۱۵۴۲	۰.۵۹۷۷۸۷	۰.۰۰۰۴۴۲	۰.۲۳۶۶۷۴

نماد	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
SA	-۱.۵۲۵۱۱	-۲.۵۹۱۶۶۲	۳.۴۴۴۵۲۵	-۴.۵۲۴۸۰۳	۳.۱۴۳۵۶۵
EBIT_TA	۰.۱۹۳۱۷۶	۰.۱۷۴۴۳۳	۰.۵۵۰۹۹۶	-۰.۵۸۱۱۴۱	۰.۲۱۵۰۸۳
MB	۱.۳۲۲۷۶۶	۲.۶۸۰۱۰۴	۵.۱۹۵۳۷۳	۰.۲۵۴۶۵۵	۱.۱۵۸۷۲۴
DEPTA	۰.۴۷۲۴۱۲	۰.۴۳۳۴۳۵	۰.۶۴۹۲۹	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۴۳۰۳۸۰
Size	۶.۷۵۴۱۶۳	۶.۶۷۹۴۰۱	۹.۱۴۵۱۹۲	۴.۹۳۴۰۴۴	۰.۶۹۲۷۷۹
FA_TA	۰.۲۶۶۴۸۵	۰.۲۱۶۸۸۷	۰.۵۴۷۶۶۶	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۲۸۹۷۸۶
IndLev	۰.۵۲۹۰۷۸	۱.۰۰۰۰۰۰	۱.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۴۹۹۵۰۸
Δ Lev	-۰.۰۳۳۲۲	-۰.۰۱۶۸۲۸	-۰.۰۰۰۰۰۶	-۰.۶۹۲۴۶۵	۰.۰۶۲۷۲۱
dev	-۰.۰۰۶۷۲	-۰.۰۳۰۶۶۳	۰.۲۸۴۲۶	-۰.۲۰۱۷۱۳	۰.۲۵۵۱۸۶

تحلیل‌های رگرسیون چندمتغیره

همانطور که در جدول شماره ۴ (۴) مشاهده می‌شود، برای بررسی درستی مدل، از معیارهای ضریب تعیین (R2) و دوربین واتسون (D-W) و برای بررسی معنی داری مدل نیز از آماره F استفاده می‌شود. همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، مقدار ضریب تعیین در دو سطح، بدین معنی است که قدرت توضیح دهنده‌ی و برازش مدل در سطح خوبی قرار دارد. آماره دوربین-واتسون در بازه ۱/۵ تا ۲/۵ نشان دهنده عدم وجود خود همبستگی از مرتبه اول می‌باشد، در نتیجه خود همبستگی از مرتبه اول در جزء خطای مدل وجود ندارد. در نهایت مقدار احتمال آماره F به ترتیب برابر با ۰/۰۰ می‌باشد. ستون (۱) جدول ۴ ضرایب برآورد شده رگرسیون‌های معادله‌ی (۱) را نشان می‌دهد. جایی که $EBIT_TA_{i,t-1}$ ، $MB_{i,t-1}$ ، $DEP_TA_{i,t-1}$ ، $Size_{i,t-1}$ ، $FA_TA_{i,t-1}$ ، $IndLev_{i,t-1}$ و $Levi_{t-1}$ ابزاری‌های فرآیند ارزیابی برای اهرم هدف هستند.

ضرایب $EBIT_TA_{i,t-1}$ و $MB_{i,t-1}$ منفی هستند، در حالی که ضریب $IndLev_{i,t-1}$ مثبت است، که این با دنگ و همکارانش (۲۰۱۵) مطابقت دارد. ستون (۲) نتایج اولیه‌ی رگرسیون تحول دیجیتال در سرعت تعدیل ساختار سرمایه را گزارش می‌دهد. ضریب $Dev \times DCG$ برابر است با ۰.۰۱۹۱۲۰ که در سطح ۵٪ معنادار است. در مجموع، نتایج تجربی نشان می‌دهند که تحول دیجیتال سرعت تعدیل ساختار سرمایه را افزایش می‌دهد که این از فرضیه‌ی اول پژوهش حمایت می‌کند.

جدول ۴- برازش مدل فرضیه اول پژوهش

Lev Δ			Levi,t			متغیرها
سطح معناداری	آماره تی	ضریب	سطح معناداری	آماره تی	ضریب	
			۰.۰۲۱۷	۲.۳۰۲۹۷۵-	۰.۰۱۴۲۲۵-	$EBIT_TA_{i,t-1}$
			۰.۰۱۶۸	۲.۳۹۷۸۶۷-	۰.۰۰۰۰۰۲-	$MB_{i,t-1}$
			۰.۱۰۶۵	-۱.۶۱۶۹۴۰	-۰.۰۰۱۴۹۰	$DEP_TA_{i,t-1}$

Lev Δ		Levi,t			متغیرها	
سطح معناداری	آماره تی	ضریب	سطح معناداری	آماره تی	ضریب	
			۰.۰۱۲۷	-۲.۵۰۱۰۶۰	-۰.۰۰۳۶۷۹	Size _{i,t-1}
			۰.۰۶۸۴	۱.۸۲۵۸۴۹	۰.۰۰۸۵۷۳	FA_TA _{i,t-1}
			۰.۰۰۰۴	۳.۵۵۱۴۱۹	۰.۰۰۹۴۱۲	IndLev _{i,t-1}
			۰.۳۶۸۵	۰.۹۰۰۱۰۱	۰.۰۴۱۰۷۹	Lev _{i,t-1}
۰.۰۰۰۵	۳.۴۷۶۶۰۰	۰.۰۴۵۷۲۳				Dev
۰.۰۰۰۰	۴.۴۰۲۸۱۸	۰.۰۱۹۱۲۰				DCG \times Dev
	۰.۶۶۸۳۹			۰.۷۰۱۱۳۶		ضریب تعیین
	۰.۶۶۰۷۶۲			۰.۶۹۵۷۳۱		ضریب تعیین تعدیل‌شده
	۸۷.۵۳۷۳۳			۱۲۹.۷۳۳۷		آماره F
	۰.۰۰۰			۰.۰۰۰		احتمال آماره F
	۱.۵۶۷۴۷۰			۱.۷۵۳۵۷۴		دوربین واتسون

آزمون فرضیه دوم و سوم و چهارم پژوهش

کانال عدم تقارن اطلاعات

ادبیات قبلی ثابت می‌کند که عدم تقارن اطلاعات می‌تواند هزینه‌های تأمین مالی داخلی و خارجی شرکت‌ها را افزایش دهد (مایرز، ۱۹۸۴) و سرعت تعدیل اهرم را کاهش دهد (بیون، ۲۰۰۸؛ اوزتکین، ۲۰۱۵). مطابق با ادبیات موجود (چن و همکاران، ۲۰۲۲؛ جیانگ و همکاران، ۲۰۲۲؛ تیان و همکاران، ۲۰۲۲)، دیجیتالی شدن شرکت در بهبود محیط اطلاعاتی در بازار سرمایه نقش دارد. بنابراین، پیش‌بینی می‌کنیم که تحول دیجیتال شرکت می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی را به طور مؤثری کاهش داده و سرعت تعدیل ساختار سرمایه را افزایش دهد.

جدول ۵ نتایج آزمون کانال عدم تقارن اطلاعات را گزارش می‌کند. ستون (۲) مشخصاً نتایج تخمین معادله‌ی (۵) را گزارش می‌کنند، و ضرایب روی DCG به طور قابل توجهی منفی هستند، که نشان می‌دهد که تحول دیجیتال عدم تقارن اطلاعات بین شرکت‌ها و افراد خارجی را کاهش می‌دهد. ستون (۱) نتایج تخمین معادله‌ی (۶) را نشان می‌دهد؛ ضریب عبارت تقابل DCG \times Dev همچنان مثبت و معنادار است. نتایج ستون (۱) نشان می‌دهد که کاهش عدم تقارن اطلاعاتی یک کانال میانجی است که از طریق آن تحول دیجیتال شرکت، تعدیل ساختار سرمایه را تسریع می‌کند و از فرض این پژوهش حمایت می‌کند. علاوه بر این، ما با استفاده از آزمون سو بل بررسی کردیم که آیا اثر میانجی عدم تقارن اطلاعات از نظر آماری معنادار است یا خیر. نتیجه‌ی آزمون سو بل از نظر آماری در سطح ۵٪ معنادار است (با مقدار p ۰.۰۴۳۶۰ و مقدار Z ۰.۰۹۴۳ در ستون (۱))، که این از نقش کانال عدم تقارن اطلاعات بیشتر حمایت می‌کند.

کانال هزینه‌ی نمایندگی

ادبیات موجود نشان می‌دهد که هزینه‌های نمایندگی ناشی از اختیارات مدیریتی می‌توانند تعدیل پویای ساختار سرمایه (مورلک و همکاران، ۲۰۱۲) و سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت‌ها را کاهش دهند (چانگ و همکاران، ۲۰۱۴). مدیران نزدیک‌بین بر سود کوتاه‌مدت تمرکز می‌کنند و تمایل کمتری به انجام هزینه‌های مربوط به تعدیل ساختار سرمایه دارند (لیولن و همکاران، ۲۰۰۶؛ آنتیا و همکاران، ۲۰۱۰)، در نتیجه تعدیل پویای اهرم را با مشکل مواجه می‌کنند. تحول دیجیتال فرآیندهای کسب و کار مانند مدیریت مالی و کنترل داخلی را شفاف‌تر می‌کند (گلدفارب و تاکر، ۲۰۱۹) و به سهامداران اجازه می‌دهد تا بر فعالیت‌های مدیران نظارت کنند. در نتیجه، تحول دیجیتال می‌تواند رفتارهای فرصت طلبانه‌ی مدیران را کاهش دهد و هزینه‌های نمایندگی را تا حد زیادی پایین بیاورد. بنابراین، ما فرض می‌کنیم که کاهش هزینه‌های نمایندگی می‌تواند یکی از کانال‌هایی باشد که از طریق آن تحول دیجیتال، سرعت تعدیل ساختار سرمایه را افزایش می‌دهد.

جدول ۶ نتایج آزمون کانال برای هزینه‌ی نمایندگی را گزارش می‌کند. نتایج ارائه شده در ستون‌های (۱) و (۲) نشان می‌دهند که تحول دیجیتال از مسئله‌ی نمایندگی می‌کاهد و ضریب DCG حداقل در سطح ۵٪ معنادار است. ستون (۱) نیز گزارش می‌کند که ضرایب برآورد $DCG \times Dev$ در معادله‌ی (۶) مثبت و معنادار هستند. در عین حال، نتیجه‌ی آزمون سوبل برای میانجی‌گری کاهش هزینه‌ی نمایندگی از نظر آماری معنادار است (مقدار P ۰.۰۴۷ و مقدار Z ۱۲۵۶۳.۰). در مجموع، نتایج حاکی از این هستند که کاهش هزینه‌های نمایندگی یک مکانیسم میانجی است که از طریق آن، تحول دیجیتال بر سرعت تعدیل ساختار سرمایه می‌افزاید.

کانال محدودیت‌های مالی

ادبیات قبلی می‌گوید محدودیت‌های مالی‌ای که شرکت‌ها با آن‌ها رو به رو هستند می‌توانند هزینه‌های تعدیل ساختار سرمایه را افزایش دهند و سرعت تعدیل اهرم را پایین بیاورند (دنگ و همکاران، ۲۰۱۲). بر اساس مطالعات موجود (نمبیسان و رایت، ۲۰۱۹؛ تیان و همکاران، ۲۰۲۲)، دیجیتالی‌شدن باعث تسهیل تأمین مالی شرکت می‌شود و تحول دیجیتال می‌تواند احتمال به وجود آمدن تنش مالی در شرکت‌ها را کاهش دهد. از این رو، پیش‌بینی می‌کنیم که کاهش محدودیت‌های مالی یکی از کانال‌هایی است که تحول دیجیتال از طریق آن، تعدیل ساختار سرمایه را تسریع می‌کند.

جدول ۷ نتایج آزمون کانال مربوط به محدودیت‌های مالی را نشان می‌دهد. همانطور که ستون (۲) نشان می‌دهد، ضریب DCG منفی و حداقل در سطح ۵٪ معنادار است که نشان می‌دهد تحول دیجیتال می‌تواند محدودیت‌های تأمین مالی شرکت‌ها را به طور مؤثری کاهش دهد. ستون (۱) نتایج رگرسیون اثر تحول دیجیتال در سرعت تعدیل ساختار سرمایه را پس از افزودن عبارت تقابل $DCG \times SA$ به عنوان یک متغیر مستقل دیگر گزارش می‌دهد. نتایج نشان می‌دهند که ضریب $DCG \times Dev$ مثبت و معنادار است. همزمان، نتیجه‌ی آزمون سوبل برای میانجی‌گری محدودیت‌های مالی از نظر آماری معنادار است (مقدار P ۰.۰۴۳۶ و مقدار Z ۰.۰۹۴۳۰)، که

نشان می‌دهد کاهش محدودیت‌های مالی به عنوان یک مکانیسم میانجی عمل می‌کند که تحول دیجیتال از طریق آن سرعت تعدیل ساختار سرمایه را افزایش می‌دهد، و این از فرض این پژوهش حمایت می‌کند.

جدول ۵- آزمون‌های کانال عدم تقارن اطلاعات

Analyst			Lev Δ			متغیرها
سطح معناداری	آماره تی	ضریب	سطح معناداری	آماره تی	ضریب	
			۰.۰۴۱۰	۲.۰۴۷۹۷۳	۰.۰۲۱۴۰۳	Dev
			۰.۰۰۰۴	۳.۵۵۷۷۷۰	۰.۰۵۸۸۶۲	DCG \times Dev
			۰.۰۰۰۰	۷.۱۶۹۱۲۲	۰.۳۲۳۳۷۴	Analyst \times Dev
۰.۰۰۰۰	-۲۳.۰۶۹۲۷	-۰.۵۰۸۱۹۱				DCG
			۰.۰۴۳۶	۲.۰۱۷۷۹۹	۰.۰۰۹۴۳	آزمون Z سوبل
	۰.۴۲۸۳۹			۰.۳۷۷۱۰۲		ضریب تعیین
	۰.۴۱۰۷۵۲			۰.۳۶۸۱۲۳		ضریب تعیین تعدیل‌شده
	۸۵.۵۴۷۳۳			۴۱.۹۹۹۶۰		آماره F
	۰.۰۰۰۰			۰.۰۰۰۰		احتمال آماره F
	۱.۶۶۷۴۷۰			۱.۸۷۷۱۰۲		دوربین واتسون

جدول ۶- آزمون‌های کانال هزینه‌ی نمایندگی

Myopia			Lev Δ			متغیرها
سطح معناداری	آماره تی	ضریب	سطح معناداری	آماره تی	ضریب	
			۰.۰۰۴۴	۲.۸۶۱۷۹۷	۰.۰۵۸۶۷۳	Dev
			۰.۰۰۵۸	۲.۷۶۷۵۶۰	۰.۰۱۸۱۹۲	DCG \times Dev
			۰.۰۰۰۰	۱۱.۹۸۹۷۳	۰.۱۰۳۲۲۸	Myopia \times Dev
۰.۰۰۲۱	۳.۰۸۵۱۷۳-	۰.۰۲۳۱۷۹-				DCG
			۰.۰۴۷	۱.۹۸۱۶۰۰	۰.۰۱۲۵۶۳	آزمون Z سوبل
	۰.۵۶۸۳۹			۰.۴۲۹۰۵۳		ضریب تعیین
	۰.۵۵۰۷۶۲			۰.۴۱۴۶۴۸		ضریب تعیین تعدیل‌شده
	۸۸.۴۳۷۳۳			۵۱.۹۹۳۵۸		آماره F
	۰.۰۰۰۰			۰.۰۰۰۰		احتمال آماره F
	۱.۷۶۷۴۷۰			۲.۱۶۳۰۱۵		دوربین واتسون

جدول ۷- آزمون‌های کانال محدودیت‌های مالی

SA			Lev Δ			متغیرها
سطح معناداری	آماره تی	ضریب	سطح معناداری	آماره تی	ضریب	
			۰.۰۴۱۳	۲.۰۴۵۵۱۶	۳.۴۵۱۰۰۴	Dev
			۰.۰۰۰۱	۴.۰۲۳۲۲۵	۷۱.۵۱۰۵۷	DCG \times Dev
			۰.۰۱۳۱	۲.۴۸۹۶۰۸	۰.۰۰۶۰۸۰	SA \times Dev
۰.۰۲۹۴	۲.۱۸۳۱۱۵-	۲۷.۰۷۱۳۷-				DCG
			۰.۰۴۳۶	۲.۰۱۷۷۹۹	۰.۰۰۹۴۳	آزمون Z سوبل
	۰.۵۶۳۳۹۷			۰.۳۲۰۷۰۷		ضریب تعیین
	۰.۵۵۷۱۸۳			۰.۳۱۶۲۵۴		ضریب تعیین تعدیل شده
	۹۰.۶۶۸۲۶			۴۹.۵۶۲۶۱		آماره F
	۰.۰۰۰۰			۰.۰۰۰۰		احتمال آماره F
	۲.۱۹۳۸۲۵			۱.۹۲۴۰۱۱		دوربین واتسون

نتیجه‌گیری

در این پژوهش تأثیر تحول دیجیتال بر روی سرعت تعدیل ساختار سرمایه شرکت را مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نمونه‌ای متشکل از شرکت‌های بورس اوراق بهادار در سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۱، این نتیجه حاصل گردید که تحول دیجیتال، تعدیل پویای ساختار سرمایه‌ی شرکت‌ها را سرعت می‌بخشد. همچنین در این پژوهش نتایج نشان داد که کاهش عدم تقارن اطلاعات، کاهش هزینه‌های نمایندگی و کاهش محدودیت‌های مالی مکانیسم‌هایی هستند که از طریق آن‌ها تحول دیجیتال، تعدیل ساختار سرمایه را سرعت می‌بخشد. در مجموع، یافته‌های این مطالعه نقش تحول دیجیتال را در تعدیل پویای اهرم مالی شرکت‌ها روشن‌تر می‌سازد. این مطالعه در ادبیات مربوط به عوامل تعیین‌کننده‌ی تعدیل اهرم شرکت دارد. همچنین در ادبیات مربوط به اثرات تحول دیجیتال در رفتارهای مختلف شرکت نقش داشته و عنوان می‌کند که تحول دیجیتال در بهبود محیط اطلاعاتی، کاهش مشکلات نمایندگی و کاهش محدودیت‌های تأمین مالی نقش دارد؛ سه موضوعی که هزینه‌های تعدیل پویای ساختار سرمایه را تشدید می‌کنند. تحول دیجیتال اخیراً به راهی برای دستیابی به مزیت‌های رقابتی و تمایز شرکت‌ها تبدیل شده است. بنابراین، این مطالعه با بررسی تأثیر مثبت تحول دیجیتال بر تسریع تعدیل پویای ساختار سرمایه و تأکید بر اثر حاکمیتی آن، برای قانون‌گذاران کاربردهای سیاسی به همراه دارد تا بتوانند دیجیتالی‌سازی را در آینده با شدت بیشتری ترویج کنند.

فهرست منابع

- An, Z., Chen, C., Li, D., & Yin, C. (2021). Foreign institutional ownership and the speed of leverage adjustment: International evidence. *Journal of Corporate Finance*, 68, 101966.
- Antia, M., Pantzalis, C., & Park, J. C. (2010). CEO decision horizon and firm performance: An empirical investigation. *Journal of corporate finance*, 16(3), 288-301.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2004). A catering theory of dividends. *The Journal of finance*, 59(3), 1125-1165.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143.
- Bradford, W., Chen, C., & Zhu, S. (2013). Cash dividend policy, corporate pyramids, and ownership structure: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 27, 445-464.
- Bradshaw, M., Liao, G., & Ma, M. S. (2019). Agency costs and tax planning when the government is a major shareholder. *Journal of Accounting and Economics*, 67(2-3), 255-277.
- Brochet, F., Loumiotis, M., & Serafeim, G. (2015). Speaking of the short-term: Disclosure horizon and managerial myopia. *Review of Accounting Studies*, 20, 1122-1163.
- Bruno, G. S. (2005). Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models. *Economics letters*, 87(3), 361-366.
- Byoun, S. (2008). How and when do firms adjust their capital structures toward targets?. *The Journal of Finance*, 63(6), 3069-3096.
- Chang, Y. K., Chou, R. K., & Huang, T. H. (2014). Corporate governance and the dynamics of capital structure: New evidence. *Journal of Banking & Finance*, 48, 374-385.
- Chen, S., Chou, R. K., Liu, X., & Wu, Y. (2020). Deregulation of short-selling constraints and cost of bank loans: Evidence from a quasi-natural experiment. *Pacific-Basin Finance Journal*, 64, 101460.
- Chen, W., Zhang, L., Jiang, P., Meng, F., & Sun, Q. (2022). Can digital transformation improve the information environment of the capital market? Evidence from the analysts' prediction behaviour. *Accounting & Finance*, 62(2), 2543-2578.
- Chen, X., Cheng, Q., Hao, Y., & Liu, Q. (2020). GDP growth incentives and earnings management: evidence from China. *Review of Accounting Studies*, 25, 1002-1039.
- Çolak, G., Gungoraydinoglu, A., & Öztekin, Ö. (2018). Global leverage adjustments, uncertainty, and country institutional strength. *Journal of Financial Intermediation*, 35, 41-56.
- Cook, D. O., & Tang, T. (2010). Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed. *Journal of corporate finance*, 16(1), 73-87.
- Cooper, I. A., & Lambertides, N. (2018). Large dividend increases and leverage. *Journal of Corporate Finance*, 48, 17-33.
- Dang, V. A., Kim, M., & Shin, Y. (2012). Asymmetric capital structure adjustments: New evidence from dynamic panel threshold models. *Journal of Empirical Finance*, 19(4), 465-482.
- Dang, V. A., Kim, M., & Shin, Y. (2015). In search of robust methods for dynamic panel data models in empirical corporate finance. *Journal of Banking & Finance*, 53, 84-98.
- De Franco, G., Kothari, S. P., & Verdi, R. S. (2011). The benefits of financial statement comparability. *Journal of Accounting research*, 49(4), 895-931.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting review*, 193-225.
- Deng, L., Li, S., & Liao, M. (2017). Dividends and earnings quality: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 48, 255-268.
- Denis, D. J., & Sibilkov, V. (2010). Financial constraints, investment, and the value of cash holdings. *The Review of Financial Studies*, 23(1), 247-269.

- Devos, E., Rahman, S., & Tsang, D. (2017). Debt covenants and the speed of capital structure adjustment. *Journal of Corporate Finance*, 45, 1-18.
- Do, T. K., Huang, H. H., & Ouyang, P. (2022). Product market threats and leverage adjustments. *Journal of Banking & Finance*, 135, 106365.
- Dong, W., Han, H., Ke, Y., & Chan, K. C. (2018). Social trust and corporate misconduct: Evidence from China. *Journal of Business Ethics*, 151, 539-562.
- Dyck, A., Morse, A., & Zingales, L. (2010). Who blows the whistle on corporate fraud?. *The journal of finance*, 65(6), 2213-2253.
- Elsas, R., & Florysiak, D. (2015). Dynamic capital structure adjustment and the impact of fractional dependent variables. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(5), 1105-1133.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *Review of financial studies*, 1-33.
- Faulkender, M., Flannery, M. J., Hankins, K. W., & Smith, J. M. (2012). Cash flows and leverage adjustments. *Journal of Financial economics*, 103(3), 632-646.
- Fazzari, S., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1987). Financing constraints and corporate investment.
- Feng, X., & Johansson, A. C. (2019). Top executives on social media and information in the capital market: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 58, 824-857.
- Firth, M., Gao, J., Shen, J., & Zhang, Y. (2016). Institutional stock ownership and firms' cash dividend policies: Evidence from China. *Journal of Banking & Finance*, 65, 91-107.
- Fischer, E. O., Heinkel, R., & Zechner, J. (1989). Dynamic capital structure choice: Theory and tests. *The journal of finance*, 44(1), 19-40.
- Flannery, M. J., & Rangan, K. P. (2006). Partial adjustment toward target capital structures. *Journal of financial economics*, 79(3), 469-506.
- Flannery, M. J., & Hankins, K. W. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 19, 1-19.
- Flannery, M. J., & Hankins, K. W. (2007). A theory of capital structure adjustment speed. *Unpublished Manuscript, University of Florida*, 10(4), 26-43.
- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of financial economics*, 67(2), 217-248.
- Goldfarb, A., & Tucker, C. (2019). Digital economics. *Journal of economic literature*, 57(1), 3-43.
- Goldstein, I., Spatt, C. S., & Ye, M. (2021). Big data in finance. *The Review of Financial Studies*, 34(7), 3213-3225.
- Graham, J. R., & Leary, M. T. (2011). A review of empirical capital structure research and directions for the future. *Annu. Rev. Financ. Econ.*, 3(1), 309-345.
- Hadlock, C. J., & Pierce, J. R. (2010). New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index. *The review of financial studies*, 23(5), 1909-1940.
- Harford, J., Klasa, S., & Walcott, N. (2009). Do firms have leverage targets? Evidence from acquisitions. *Journal of Financial Economics*, 93(1), 1-14.
- Hope, O. K., Yue, H., & Zhong, Q. (2020). China's anti-corruption campaign and financial reporting quality. *Contemporary Accounting Research*, 37(2), 1015-1043.
- Horton, J., Serafeim, G., & Serafeim, I. (2013). Does mandatory IFRS adoption improve the information environment?. *Contemporary accounting research*, 30(1), 388-423.
- Hu, Y., & Xu, M. (2021). Xi's anti-corruption campaign and the speed of capital structure adjustment. *Pacific-Basin Finance Journal*, 65, 101483.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. In *Corporate governance* (pp. 77-132). Gower.
- Jiang, F., & Kim, K. A. (2015). Corporate governance in China: A modern perspective. *Journal of Corporate Finance*, 32, 190-216.

- Jiang, F., & Kim, K. A. (2020). Corporate governance in China: A survey. *Review of Finance*, 24(4), 733-772.
- Jiang, F., Ma, Y., & Shi, B. (2017). Stock liquidity and dividend payouts. *Journal of Corporate finance*, 42, 295-314.
- Jiang, K., Du, X., & Chen, Z. (2022). Firms' digitalization and stock price crash risk. *International Review of Financial Analysis*, 82, 102196.
- Jiang, X., Shen, J. H., Lee, C. C., & Chen, C. (2021). Supply-side structural reform and dynamic capital structure adjustment: Evidence from Chinese-listed firms. *Pacific-Basin Finance Journal*, 65, 101482.
- Kim, S., Kraft, P., & Ryan, S. G. (2013). Financial statement comparability and credit risk. *Review of Accounting Studies*, 18, 783-823.
- Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 68(1), 53-78.
- Porta, R. L., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1998). Law and finance. *Journal of political economy*, 106(6), 1113-1155.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). Legal determinants of external finance. *The journal of finance*, 52(3), 1131-1150.
- Leary, M. T., & Roberts, M. R. (2005). Do firms rebalance their capital structures?. *The journal of finance*, 60(6), 2575-2619.
- Lee, C. M., & Zhong, Q. (2022). Shall we talk? The role of interactive investor platforms in corporate communication. *Journal of Accounting and Economics*, 74(2-3), 101524.
- Lemmon, M. L., Roberts, M. R., & Zender, J. F. (2008). Back to the beginning: persistence and the cross-section of corporate capital structure. *The journal of finance*, 63(4), 1575-1608.
- Lewbel, A. (1997). Constructing instruments for regressions with measurement error when no additional data are available, with an application to patents and R&D. *Econometrica: journal of the econometric society*, 1201-1213.
- Lewellen, K. (2006). Financing decisions when managers are risk averse. *Journal of financial economics*, 82(3), 551-589.
- Li, D., Jiang, Q., & Mai, Y. (2019). Board interlocks and capital structure dynamics: evidence from China. *Accounting & Finance*, 59, 1893-1922.
- Li, F. (2010). Textual analysis of corporate disclosures: A survey of the literature. *Journal of accounting literature*, 29(1), 143-165.
- Li, L., Ye, F., Zhan, Y., Kumar, A., Schiavone, F., & Li, Y. (2022). Unraveling the performance puzzle of digitalization: Evidence from manufacturing firms. *Journal of Business Research*, 149, 54-64.
- Liao, L. K., Mukherjee, T., & Wang, W. (2015). Corporate governance and capital structure dynamics: An empirical study. *Journal of Financial Research*, 38(2), 169-192.
- Liu, D. Y., Chen, S. W., & Chou, T. C. (2011). Resource fit in digital transformation: Lessons learned from the CBC Bank global e-banking project. *Management Decision*, 49(10), 1728-1742.
- Liu, G., & Wang, S. (2023). Digital transformation and trade credit provision: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 64, 101805.
- Liu, H., Chiang, Y. M., & Tsai, H. J. (2020). The impact of loan rollover restrictions on capital structure adjustments, leverage deviations, and firm values. *Pacific-Basin Finance Journal*, 62, 101384.
- Liang, Z., & Zhao, Y. (2023). Enterprise Digital Transformation and Stock Price Crash Risk. *Finance Research Letters*, 104802.
- Liu, M., Brynjolfsson, E., & Dowlatabadi, J. (2021). Do digital platforms reduce moral hazard? The case of Uber and taxis. *Management Science*, 67(8), 4665-4685.
- Liu, T., Chen, X., & Yang, S. (2022). Economic policy uncertainty and enterprise investment decision: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 75, 101859.

- Lockhart, G. B. (2014). Credit lines and leverage adjustments. *Journal of Corporate Finance*, 25, 274-288.
- Ma, H., & Hao, D. (2022). Economic policy uncertainty, financial development, and financial constraints: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 79, 368-386.
- Meng, Q., Li, X., Chan, K. C., & Gao, S. (2020). Does short selling affect a firm's financial constraints?. *Journal of Corporate Finance*, 60, 101531.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American economic review*, 48(3), 261-297.
- Morellec, E., Nikolov, B., & Schürhoff, N. (2012). Corporate governance and capital structure dynamics. *The journal of finance*, 67(3), 803-848.
- 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), 187-221.
- Myers, S. C. (1984). Capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39, 575-592.
- Nambisan, S., Wright, M., & Feldman, M. (2019). The digital transformation of innovation and entrepreneurship: Progress, challenges and key themes. *Research policy*, 48(8), 103773.
- Öztekin, Ö. (2015). Capital structure decisions around the world: which factors are reliably important?. *Journal of financial and quantitative analysis*, 50(3), 301-323.
- Öztekin, Ö., & Flannery, M. J. (2012). Institutional determinants of capital structure adjustment speeds. *Journal of financial economics*, 103(1), 88-112.
- Pagani, M., & Pardo, C. (2017). The impact of digital technology on relationships in a business network. *Industrial Marketing Management*, 67, 185-192.
- Piotroski, J. D., Wong, T. J., & Zhang, T. (2015). Political incentives to suppress negative information: Evidence from Chinese listed firms. *Journal of Accounting Research*, 53(2), 405-459.
- Povel, P., & Raith, M. (2004). Financial constraints and product market competition: ex ante vs. ex post incentives. *International Journal of Industrial Organization*, 22(7), 917-949.
- Tian, G., Li, B., & Cheng, Y. (2022). Does digital transformation matter for corporate risk-taking?. *Finance Research Letters*, 49, 103107.
- Verhoef, P. C., Broekhuizen, T., Bart, Y., Bhattacharya, A., Dong, J. Q., Fabian, N., & Haenlein, M. (2021). Digital transformation: A multidisciplinary reflection and research agenda. *Journal of business research*, 122, 889-901.
- Wang, Q., Wu, D., & Yan, L. (2021). Effect of positive tone in MD&A disclosure on capital structure adjustment speed: evidence from China. *Accounting & Finance*, 61(4), 5809-5845.
- Wang, X., Fan, G., & Hu, L. (2020). Report on China's Provincial Marketization Index (2019). *Social Science Literature Publishing House: Beijing, China*.
- Wu, K., Fu, Y., & Kong, D. (2022). Does the digital transformation of enterprises affect stock price crash risk?. *Finance Research Letters*, 48, 102888.
- Xu, J., & Huang, H. (2021). Pay more or pay less? The impact of controlling shareholders' share pledging on firms' dividend payouts. *Pacific-Basin Finance Journal*, 65, 101493.
- Xu, N., Li, X., Yuan, Q., & Chan, K. C. (2014). Excess perks and stock price crash risk: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 25, 419-434.
- Yin, Q. E., & Ritter, J. R. (2020). The speed of adjustment to the target market value leverage is slower than you think. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 55(6), 1946-1977.
- Zhao, X., Lynch Jr, J. G., & Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis. *Journal of consumer research*, 37(2), 197-206.
- Zhou, Q., Tan, K. J. K., Faff, R., & Zhu, Y. (2016). Deviation from target capital structure, cost of equity and speed of adjustment. *Journal of Corporate Finance*, 39, 99-120.

Examining how digital transformation effects the speed of dynamic capital structure adjustments

Fraydoon Rahnamay Roodposhti

Department of Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
rahnama.roodposhti@gmail.com

Anahita zandi2

assistant professor at Islamic Azad University, Shahr Quds Unit,
(Corresponding Author)
zandi_anna@yahoo.com

Abstract

This article examines whether digital transformation affects the speed of adjustment of capital structure and what are its mechanisms. Using the considered limitations, 152 companies were selected as the research sample in the period of 2018-2022. In order to test the research hypotheses, multivariate linear regression based on panel data has been used. The results show that digital transformation accelerates capital structure adjustment. Also, the reduction of information asymmetry, the reduction of agency costs and the reduction of financial restrictions are the mechanisms through which the digital transformation accelerates the adjustment of the capital structure. In sum, the findings of this research make the role of digital transformation in the dynamic adjustment speed of companies' financial leverage clearer. On the other hand, digital transformation plays a role in improving the company's information environment, reducing agency problems, and reducing financing constraints.

Keywords: Digital transformation; Capital structure adjustment speed; Information asymmetry; Financial constraints