

企业数字化转型与短贷长投

钟凯¹, 李鑫², 佟岩²

(1. 对外经济贸易大学国际商学院, 北京 100029; 2. 北京理工大学管理与经济学院, 北京 100081)

摘要: 当前数字化变革日益成为实体企业提高经营决策效率、实现高质量发展的重要推动力。文章利用2007—2020年中国沪深两市A股上市公司数据, 研究发现数字化转型显著缓解了企业“短贷长投”的程度, 证实了“决策优化假说”。机制检验发现, 数字化转型对企业短贷长投的抑制作用主要通过提高资本配置效率、降低经营风险来实现。异质性检验结果表明, 当企业自身融资能力较弱、外部融资环境较差、公司治理相对薄弱时, 数字化转型对企业短贷长投的影响更为明显。文章丰富和拓展了企业数字化转型影响机制与经济后果的研究框架, 为缓解企业投融资期限错配、防范与化解金融风险找到了新的经验证据, 对于数字化相关政策的制定与调整也具有一定的参考价值。

关键词: 数字化转型; 短贷长投; 投融资期限错配

中图分类号: F234.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2023)07-0064-19

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2023.07.005

Enterprise Digital Transformation and Short-term Loans Used as Long-term Investment

ZHONG Kai¹, LI Xin², TONG Yan²

(1. Business School, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;

2. School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China)

Abstract: At present, enterprise digital transformation has increasingly become an important driving force for real enterprises to improve the efficiency of business decision-making and achieve high-quality development. This paper uses the data of A-share listed companies in China's Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2007 to 2020 and finds that enterprise digital transformation significantly alleviates the degree of "short-term loans used as long-term investment", confirming the "decision optimization hypothesis". The mechanism tests find that the inhibitory effect of enterprise digital transformation on short-term loans used as long-term investment is mainly achieved by improving the efficiency of capital allocation and reducing operating risks. The cross-sectional tests show that when the enterprise's financing ability is weak, the external financing environment is poor, and the corporate governance is relatively weak, the impact of enterprise digital transformation on the short-term loans used as long-term investment is more obvious. This paper enriches and expands the research framework of the impact mechanism and economic consequences of enterprise digital transformation, and finds new empirical evidence for alleviating the maturity mismatch of investment and financing and preventing financial risks, and provides implication for the authorities to put forward digital related policies.

Key words: enterprise digital transformation; short-term loans used as long-term investment; maturity mismatch of investment and financing

收稿日期: 2023-05-11

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“企业集团的债券管理模式: 影响因素与经济后果”(72072012); 国家自然科学基金青年项目“企业金融化与投资行为研究: 基于产业公司设立私募基金的分析”(71902028); 国家自然科学基金面上项目“投资者服务中心保护中小股东权益的机制与效果研究”(71972010)

作者简介: 钟凯, 男, 副教授, 管理学博士, 主要从事公司财务与资本市场研究; 李鑫, 男, 博士研究生, 主要从事公司财务与资本市场研究; 佟岩(通讯作者), 女, 教授, 博士生导师, 管理学博士, 主要从事公司财务与资本市场研究。

一、引言

近年来,随着人工智能、区块链、云计算、大数据等新一代技术的迅猛发展,推进数字化变革已日益成为传统企业实现转型升级和高质量发展的核心战略方向。2022年,中国数字经济保持着10.3%的高位增长,总规模已高达50.2万亿元,约占GDP的41.5%。^①2023年《国务院政府工作报告》中强调未来我国要“促进数字经济和实体经济深度融合……加快传统产业和中小企业数字化转型”。企业数字化转型是我国发展数字经济的主要任务,现有研究发现企业通过数字化转型能够有效提升经营绩效、改善公司治理和加强供应链管理(李琦等,2021;祁怀锦等,2020;陈剑和刘运辉,2021)^[1-3],而并未关注到对企业投融资期限结构的影响。与此同时,中国企业普遍存在“短贷长投”现象,这虽然可以为企业投资提供流动性支持,降低债务融资成本(Myers,1984;Campello等,2011)^[4-5],但也会产生一系列严重的消极后果,诸如损害公司业绩,引发资金链断裂,加剧经营风险和财务困境成本等(Acharya等,2011;钟凯等,2016)^[6-7],甚至可能会诱发系统性金融风险(李增福等,2022)^[8]。因此本文将重点考察数字化转型对企业“短贷长投”的影响及作用机制,以期为企业合理安排投融资结构、强化风险管控提供有益参考。

实践中数字技术与实体经济的深度融合正在逐步映射在微观企业的生产经营活动当中,本文预测数字化转型与企业短贷长投之间可能存在两种关系:一方面,企业数字化转型可以为优化经营管理决策、提高资本配置效率提供数字技术支撑,同时降低了经营风险,继而增加了长期信贷的可得性,有助于缓解短贷长投,即“决策优化假说”;另一方面,企业数字化转型也会增加长期投资需求、诱发管理层风险激进行为,导致企业会在长期融资不足的情况下,以滚动短期资金的方式来盲目推进数字化变革,从而加剧了短贷长投,即“决策激进假说”。可见,企业数字化转型对短贷长投的影响是一个待检验的实证问题。为此,本文利用2007—2020年中国沪深两市A股上市公司数据进行检验,研究发现数字化转型显著缓解了企业短贷长投的现象,降低了企业投融资期限错配的程度,证实了“决策优化假说”。机制检验发现,数字化转型会通过提高资本配置效率、降低经营风险,抑制了企业的短贷长投。异质性检验结果表明,当企业自身融资能力较弱、外部融资环境较差以及公司治理相对薄弱时,数字化转型对企业短贷长投的抑制作用更为明显。

本文可能的边际贡献在于:第一,本文丰富了企业数字化转型的经济后果的研究文献。已有研究关注到数字化转型对公司绩效、公司治理、供应链管理、资本市场等多方面的影响,但数字技术与企业生产、销售等环节的融合会直接影响企业运行效率和资源获取能力,从而影响企业的投融资期限错配程度。第二,本文在企业短贷长投影响因素的研究上具有一定增量贡献。短贷长投现象在我国大量存在,以往文献大多从战略决策、公司治理等企业传统特性,以及货币政策、税收政策、经济政策不确定性等宏观视角探讨了影响企业短贷长投的原因,对云计算、大数据等新一代数字技术的关注相对较少。第三,本文得出的研究结论还具有一定的实践价值。目前数字经济正在成为中国经济增长的新动能,而促使企业投融资期限匹配是“促进企业高质量发展”和“防范化解重大风险”的题中之义。在此背景下,本文首先证实了数字化转型会缓解企业投融资期限错配的现象,并从内部融资能力、外部融资环境、公司治理水平三个角度探讨了这一关系的异质性特征,有助于我国企业根据自身实际情况利用数字化浪潮实现转型升级。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

作为一项重要的战略变革,数字化转型是指人工智能、区块链、云计算、大数据等数字技术与企业核心业务的深度融合,促使企业在战略制定、组织结构、技术更新、产品创新、管理变革、业务流程和活动等方面

^①数据来源于中国信息通信研究院《中国数字经济发展研究报告(2023年)》。

产生数字化的系统性演变(戚聿东和肖旭,2020)^[9]。近年来,数字化转型的微观经济后果逐渐受到学术界的广泛关注。首先,数字化转型凭借高效处理海量数据信息、挖掘个性化需求、强化供需双方的衔接、降低市场交易成本(张萌等,2022;许恒等,2020)^[10-11],提高了企业经营决策效率。沿着这一理论逻辑,相关研究发现企业数字化转型有助于增强创新能力(杨震宁等,2021)^[12]、促进专业化分工(袁淳等,2021)^[13]和提高现金持有水平(谭志东等,2022)^[14]。其次,数字化转型还促使各项业务流程更加透明化,压缩了管理层的机会主义行为空间,具有改善公司治理的重要作用(祁怀锦等,2020;Manita等,2020)^[2,15]。基于此,已有研究发现数字化转型会诱使组织向下赋权、促进了分权变革(刘政等,2020)^[16],亦能够显著降低债务违约风险(王守海等,2022)^[17]和改善企业的社会责任表现(Cardinali和De Giovanni,2022)^[18]。综合来看,数字化转型对于改善企业绩效、提高生产效率具有一定的积极作用(李琦等,2021;刘淑春等,2021)^[1,19]。此外,部分学者对数字化转型的价值实现保持消极态度,认为企业数字化变革往往无法实现预期的收入增长(赵玲和黄昊,2022)^[20],反而会让企业承担更多的管理费用、增加协同难度(戚聿东和蔡呈伟,2020)^[21]和降低研发效率(徐伟,2022)^[22],对劳动力市场也构成了潜在威胁(陈冬梅等,2020)^[23],甚至会给传统经济带来巨大冲击(许恒等,2020)^[11]。

“短贷长投”是指企业大量利用短期资金来支持长期投资活动。目前已有较多文献对企业短贷长投的影响因素展开研究。从企业外部来看,我国金融市场结构不完善、经济政策不稳定以及利率期限结构不合理等制度缺陷是导致我国企业投融资期限错配的重要原因,相关研究认为推进利率市场化(白云霞等,2016)^[24],提高货币政策适度水平(钟凯等,2016)^[7],加强政府与金融机构、实体企业之间的政策沟通(李增福等,2022)^[8]可以在一定程度上缓解企业短贷长投。另外,已有文献还立足于企业内部视角,发现公司购买董事高管责任保险(赖黎等,2019)^[25]、战略越激进(叶志伟等,2023)^[26],企业投融资期限错配会越严重,而加强产融结合(马红等,2018)^[27]、提高内部控制质量(罗宏等,2021)^[28]和化解股权质押风险(王百强等,2021)^[29]则是有效抑制短贷长投的内部途径。由此可见,现有研究并未就企业采取短贷长投的成因得出一致性的结论,既可能是企业在外部金融抑制环境下做出的被动决策,也可能是企业为降低融资成本而采取的主动举措。

综合上述文献可以发现,现有关于数字化转型影响企业投融资行为的文献,大多只关注到数字化转型对企业投资或融资其中一个方面的影响,对投资问题研究时忽视了企业的融资来源和潜在风险,对融资问题研究时则并未深入探讨企业融资与投资在期限上的匹配关系。另外,作为我国发展数字经济的主要任务,企业数字化转型意味着企业将在组织结构、生产、营销等方面发生系统性的数字化变革,也必将会深刻、持续地影响其投融资关系,而当前研究在探讨企业短贷长投的成因时并未给予其足够的重视,也鲜有从企业优化自身运营的角度提出应对措施。有鉴于此,本文从企业短贷长投的角度出发,重点分析数字化转型影响企业投融资期限错配的内在逻辑。

(二) 研究假设提出

基于以上文献回顾,本文认为数字化转型对企业短贷长投存在两种可能的影响,据此提出“决策优化假说”和“决策激进假说”。

1. 决策优化假说。企业数字化转型会通过优化企业内部决策(包括资本配置决策、生产经营决策、公司治理决策等),从而降低短贷长投,对此本文称之为“决策优化假说”。具体表现为:第一,进行数字化转型的企业可以借助人工智能、大数据、云计算等技术采集、处理和分析各种非标准化、非结构化的海量数据,并将其输出为标准化、结构化信息(吴非等,2021)^[30],从而打破了企业内部不同部门、不同环节之间的“数据孤岛”,提升了企业对数据资产的利用能力(刘淑春等,2021)^[19]。利用这类数据信息,公司管理者可以更好地掌握市场动态变化,提高项目未来现金流预测的准确性,做出更符合经营战略的资本配置决策(姚立杰等,2020;Nauhaus等,2021)^[31-32],有助于盘活企业内部资源、提高获利能力(李琦等,2021)^[1],有更多的留存盈余用于未来发展,进而减少了企业外源融资需求,缓解了投融资期限错配(邱穆青和白云霞,2019)^[33]。

第二,数字技术与实体经济的深度融合促使企业在组织结构、生产方式、营销模式等方面发生重大变

革,如组织结构更加网络化、扁平化(戚聿东和肖旭,2020;刘政等,2020)^[9,16],生产模式由规模化生产逐渐转向定制化生产,营销模式日益精细化、精准化(张永坤等,2021)^[34],过去由产品供给方单向输出流动逐渐转变为产品供需双方的双向交换流动(赵涛等,2020)^[35],实现“供给—需求”两端的快速匹配,这有助于管理层适时调整生产经营决策,增强了企业供应链管理能力和市场应对能力(陈剑和刘运辉,2021)^[3],最终有利于降低企业经营风险。而经营风险的降低也为企业按期履行债务契约提供了有力保障(王守海等,2022;Liu等,2011)^[17,36],银行对企业信贷风险的担忧得以缓解,更愿意向企业提供长期信贷资金。

第三,数字化转型还促使企业调整公司治理决策,积极改善内部治理环境(祁怀锦等,2020)^[2],这不仅可以减轻由管理层机会主义引起的非效率投资,提高管理决策效率,同时也能够有效缓和债权人与股东之间的矛盾,强化银行等外部资金提供者对企业的正向预期,增加了企业长期信贷的可得性,继而减轻了短贷长投。基于上述分析,本文提出如下假设:

H1a:在数字化转型水平较高时,企业进行“短贷长投”的水平较低。

2. 决策激进假说。企业数字化转型还可能会增加长期投资需求、诱发风险激进行为,继而加剧企业短贷长投,对此本文称之为“决策激进假说”。原因在于:企业实现数字化变革往往需要在实际业务中大范围应用数字技术、建设数字化基础设施(如软硬件设施、运维系统等)以及组建数字化专业团队,这无疑会增加企业的长期投资需求(吴非等,2021)^[30]。大规模的长期投资需要大量资金长期支持,而在数字化转型初级阶段,企业通常会经历一段“阵痛期”,即企业数字技术投资增加较快,但投资收益和企业绩效并未获得预期的增长(赵玲和黄昊,2022;戚聿东和蔡呈伟,2020)^[20-21]。因此为了避免潜在的坏账损失,银行更愿意为企业提供短期信贷资金,这无疑会加重企业的投融资期限错配。进一步地,“数字化转型”如今已成为资本市场上的流行趋势,若企业盲目跟风地推进数字化变革,可能会对未来经营预期过于乐观,高估自身的偿债能力,从而在转型过程中更容易做出非理性的激进行为,例如通过滚动短期资金的方式来满足数字化转型的长期投资需求。基于此,本文提出如下假设:

H1b:在数字化转型水平较高时,企业进行“短贷长投”的水平较高。

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文以2007—2020年中国沪深两市A股上市公司为研究对象,并按照如下流程进行筛选:(1)剔除ST和*ST的样本;(2)剔除金融行业样本;(3)剔除创业板上市公司样本,这类公司多为高新技术企业,与互联网、大数据、人工智能的联系较为紧密;(4)剔除属于计算机、通信和其他电子设备制造业,信息传输、互联网和相关服务、软件和信息技术服务业的上市公司样本,这类公司的“数字化转型”词频数可能只与公司自身业务相关;(5)剔除资产负债率大于1的样本;(6)剔除关键数据缺失的样本,最终得到22568个公司一年度观测值,数据均来源于国泰安数据库。为消除极端值的干扰,本文对所有连续变量在前后两端进行1%的Winsorize缩尾处理,并对统计标准误在公司层面进行了聚类调整。

(二) 变量定义

1. 企业短贷长投。参考钟凯等(2016)^[7]的方法,本文定义企业“短贷长投”=购建固定资产等投资活动现金支出-(长期借款本期增加额+本期权益增加额+经营活动现金净流量+出售固定资产现金流入),^①同时利用上一年度总资产剔除规模效应后得到指标SFLI,其数值越大意味着短贷长投的程度越高。

2. 数字化转型水平。本文使用上市公司年报中涉及企业“数字化转型”的特征词词频数来测度企业数字化转型水平。CSMAR数据库中的“中国数字经济研究数据库”采用吴非等(2021)^[30]的做法,将数字化转型划分为“底层技术”和“实践应用”两大层面,其中“底层技术”层面包括人工智能技术、区块链技术、

^①长期借款本期增加额=(本期长期借款+一年内到期非流动负债-上一年度长期借款)。

云计算技术、大数据技术四个维度,“实践应用”层面则是指数字技术在实践当中的具体运用,以此构建出特征词库,^①然后基于上市公司年报文本对特征词进行搜索和匹配,最终形成数字化转型的综合指标体系。考虑到各维度的特征词数量不同,本文通过对各维度指标分年度离差标准化处理来消除量纲差异(袁淳等,2021)^[13],然后加总得到数字化转型变量(DIGI)。

3. 控制变量。借鉴钟凯等(2016)^[7]、赖黎等(2019)^[25]、汪伟和张少辉(2022)^[37]的研究,本文选取的控制变量包括:公司规模(Size)、财务杠杆(Lev)、盈利能力(ROA)、企业成长性(Tobinq)、公司现金流(CF)、资本密集度(SD)、公司年龄(Lnage)、产权性质(State)、股权集中度(First)、治理结构(Dual)、董事会独立性(Independent)、董事会规模(Board),各变量定义见表1。

表1 变量定义及说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	企业短贷长投	SFLI	购建固定资产等投资活动现金支出-(长期借款本期增加额+本期权益增加额+经营活动现金净流量+出售固定资产现金流入),并利用上一年度总资产剔除规模效应
自变量	数字化转型水平	DIGI	上市公司年报中涉及企业“数字化转型”的特征词词频数经过分年度离差标准化处理后的总和
控制变量	公司规模	Size	公司总资产的自然对数
	财务杠杆	Lev	总负债/总资产
	盈利能力	ROA	净利润/总资产
	企业成长性	Tobinq	托宾Q值(总市值/总资产)
	公司现金流	CF	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	资本密集度	SD	总资产/营业收入
	公司年龄	Lnage	公司成立年数加1后取自然对数
	产权性质	State	虚拟变量,公司为国有控股取值为1,否则为0
	股权集中度	First	第一大股东持股比例
	治理结构	Dual	虚拟变量,董事长和经理兼任取值为1,否则为0
	董事会独立性	Independent	独立董事人数/董事会人数
	董事会规模	Board	董事会人数的自然对数

(三) 回归模型设定

为考察数字化转型对企业短贷长投的影响,本文设定如下模型:

$$SFLI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIGI_{i,t} + X_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中模型(1)下标*i*为公司,*t*为年份,被解释变量为企业短贷长投(SFLI), β_0 表示截距项, β_1 为解释变量数字化转型(DIGI)的待估参数,若 β_1 显著为负,表明数字化转型能够显著抑制企业短贷长投,“决策优化假说”(研究假设H1a)成立;若 β_1 显著为正,表明数字化转型会加剧企业短贷长投,“决策激进假说”(研究假设H1b)成立。 $X_{i,t}$ 表示控制变量集,Industry、Year分别表示行业和年度固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

①数字化转型的特征词库包括:第一,人工智能技术:人工智能、商业智能、图像理解、投资决策辅助系统、智能数据分析、智能机器人、机器学习、深度学习、语义搜索、生物识别技术、人脸识别、语音识别、身份验证、自动驾驶、自然语言处理。第二,区块链技术:区块链、数字货币、分布式计算、差分隐私技术、智能金融合约。第三,云计算技术:云计算、流计算、图计算、内存计算、多方安全计算、类脑计算、绿色计算、认知计算、融合架构、亿级并发、EB级存储、物联网、信息物理系统。第四,大数据技术:大数据、数据挖掘、文本挖掘、数据可视化、异构数据、征信、增强现实、混合现实、虚拟现实。第五,数字技术运用:移动互联网、工业互联网、移动互联、互联网医疗、电子商务、移动支付、第三方支付、NFC支付、智能能源、B2B、B2C、C2B、C2C、O2O、网联、智能穿戴、智慧农业、智能交通、智能医疗、智能客服、智能家居、智能投顾、智能文旅、智能环保、智能电网、智能营销、数字营销、无人零售、互联网金融、数字金融、Fintech、金融科技、量化金融、开放银行。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表2显示,*SFLI*的均值(中位数)为-0.1199(-0.0746),大致约有1/4的样本存在较为严重的短贷长投行为,与已有研究的估计结果较为接近(钟凯等,2016;汪伟和张少辉,2022;范文林和胡明生,2020)^[7,37-38]。*DIGI*的平均值为0.0143,在0到0.2168的范围内波动,说明各个样本公司数字化转型程度存在较大差异。此外,其他变量基本符合正态分布特征并在样本区间内呈现一定的差异性。

表2 描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>SFLI</i>	22568	-0.1199	0.2660	-2.0983	-0.0746	0.2757
<i>DIGI</i>	22568	0.0143	0.0343	0	0	0.2168
<i>Size</i>	22568	22.3249	1.3177	19.4750	22.1537	26.2620
<i>Lev</i>	22568	0.4665	0.2012	0.0634	0.4696	0.9077
<i>ROA</i>	22568	0.0380	0.0545	-0.1993	0.0344	0.2020
<i>Tobinq</i>	22568	2.2421	1.5423	0.8424	1.7529	10.1589
<i>CF</i>	22568	0.0498	0.0730	-0.1880	0.0494	0.2552
<i>SD</i>	22568	2.4629	2.2897	0.3692	1.7840	16.1821
<i>Lnage</i>	22568	2.8293	0.3666	1.6094	2.8904	3.4657
<i>State</i>	22568	0.4906	0.4999	0	0	1
<i>First</i>	22568	0.3655	0.1522	0.0923	0.3500	0.7573
<i>Dual</i>	22568	0.2090	0.4066	0	0	1
<i>Independent</i>	22568	0.3706	0.0523	0.3000	0.3333	0.5714
<i>Board</i>	22568	2.1625	0.1970	1.6094	2.1972	2.7081

(二) 多元回归分析

表3报告了数字化转型对企业短贷长投的检验结果。第(1)列报告的是在不考虑其他影响因素的结果,发现*DIGI*的系数为负且在1%的水平下显著,第(2)列进一步控制了公司财务特征变量,结果显示*DIGI*的系数显著为负,第(3)列增加控制了公司治理特征变量后所得结果不变。从经济意义上来看,*DIGI*每增加1个百分点,*SFLI*则会降低0.1561个百分点。以上结果说明,数字化转型对企业短贷长投具有一定的抑制作用,且存在显著的经济意义,至此“决策优化假说”(研究假设H1a)得以验证。

(三) 稳健性检验

1. 工具变量法。上述结论可能存在反向因果关系导致的内生性问题,即企业短贷长投的水平越低,说明其面临的融资约束越弱,可以为大范围应用数字技术提供必要的资金支持,从而促进数字化转型,对此本文利用工具变量法进行缓解。借鉴赵涛等(2020)^[35]的研究,本文选取“宽带中国”战略试点作为*DIGI*的第一个工具变量。加入“宽带中国”战略试点后,当地致力于推进宽带网络提速、增加宽带网络覆盖范围,为当地企业实现数字化转型发展提供了坚实的基础。基于此,本文设置“宽带中国”战略试点虚拟变量(*BIC*),当公司所在地被纳入“宽带中国”战略试点名单时取值为1,否则为0。其次,本文还选择同城市同行业其他企业数字化转型水平的均值(*DIGI_IV*)作为*DIGI*的第二个工具变量。因为当同城市同行业其他企业通过数字化转型提高了资源整合效率时,本企业也会主动模仿和学习其他企业的数字化转型战略,满足相关性条件,而其他企业的数字化转型程度可能不会直接影响到本企业的短贷长投行为,满足外生性要求。基于此,本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归,结果如表4所示。第一阶段结果显示*BIC*和*DIGI_IV*的系数显著为正,与理论预期一致。第二阶段结果表明*DIGI*的系数依然显著为负,进一步支持了研究假设H1a。此外,本文还对2SLS的估计结果进行了识别不足检验和弱工具变量检验,可以看出Kleibergen-

Paap rk LM 统计量在1%的水平上显著,拒绝了工具变量识别不足的原假设;Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验在10%显著性水平下的临界值,拒绝了弱工具变量的原假设。综合来看,本文选取的工具变量是合理可靠的。

表3 企业数字化转型与短贷长投:基本回归

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
<i>DIGI</i>	-0.2497*** (-3.89)	-0.1807*** (-3.21)	-0.1561*** (-2.72)
<i>Size</i>		-0.0220*** (-11.31)	-0.0250*** (-11.80)
<i>Lev</i>		-0.0061 (-0.48)	-0.0079 (-0.63)
<i>ROA</i>		-1.1389*** (-31.20)	-1.1182*** (-30.75)
<i>Tobinq</i>		-0.0084*** (-4.94)	-0.0083*** (-4.86)
<i>CF</i>		-0.7791*** (-29.02)	-0.7800*** (-29.18)
<i>SD</i>		-0.0129*** (-9.20)	-0.0127*** (-9.08)
<i>Lnage</i>		-0.0223*** (-3.66)	-0.0278*** (-4.24)
<i>State</i>			0.0175*** (4.19)
<i>First</i>			-0.0128 (-0.89)
<i>Dual</i>			0.0002 (0.05)
<i>Independent</i>			0.1179*** (3.31)
<i>Board</i>			0.0365*** (3.40)
<i>Constant</i>	-0.1163*** (-55.95)	0.5720*** (12.33)	0.5275*** (10.24)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	22568	22568	22568
<i>Adj R²</i>	0.0164	0.1617	0.1631

注:括号内为 *t* 值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

表4 工具变量法回归结果

变量	第一阶段	第二阶段
	<i>DIGI</i>	<i>SFLI</i>
<i>BIC</i>	0.0027** (2.55)	
<i>DIGI_IV</i>	0.8181*** (21.89)	
<i>DIGI</i>		-0.3004* (-1.68)
<i>Size</i>	0.0025*** (5.42)	-0.0245*** (-11.10)
<i>Lev</i>	-0.0017 (-0.69)	-0.0081 (-0.64)
<i>ROA</i>	0.0029 (0.44)	-1.1096*** (-30.71)
<i>Tobinq</i>	0.0005** (2.08)	-0.0081*** (-4.75)
<i>CF</i>	-0.0091** (-2.29)	-0.7857*** (-29.14)
<i>SD</i>	-0.0004** (-2.18)	-0.0129*** (-9.02)
<i>Lnage</i>	-0.0011 (-0.74)	-0.0275*** (-4.20)
<i>State</i>	-0.0051*** (-5.37)	0.0164*** (3.83)
<i>First</i>	-0.0037 (-1.32)	-0.0139 (-0.97)
<i>Dual</i>	0.0018* (1.70)	0.0006 (0.14)
<i>Independent</i>	0.0054 (0.69)	0.1166*** (3.28)
<i>Board</i>	0.0014 (0.68)	0.0361*** (3.35)
<i>Constant</i>	-0.0529*** (-4.63)	0.4729*** (9.08)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	22519	22519
<i>Adj R²</i>	0.2394	0.1639
<i>Kleibergen-Paap rk LM statistic</i>	70.53***	
<i>Cragg-Donald Wald F statistic</i>	1582.92 [19.93]	

注:括号内为 *t* 值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著,方括号内为在10%的显著性水平下 Stock-Yogo 弱工具变量识别 F 检验的临界值。

2. 熵平衡匹配。考虑到数字化转型往往需要更好的资源禀赋和资金实力,因而采取数字化转型的企业与未采取数字化转型的企业可能本身就存在差异,进而导致两类公司短贷长投程度的不同。基于此,本文采用熵平衡匹配法予以缓解,首先设置虚拟变量 *Dum_DIGI*,在样本期间内进行数字化转型的企业取值为1,一直未进行数字化转型的企业取值为0,并参考吴非等(2021)^[30]、张永坤等(2021)^[34]的研究,选取公司规模(*Size*)、财务杠杆(*Lev*)、盈利能力(*ROA*)、资本密集度(*SD*)、研发投入(*RD*)、公司年龄(*Lnage*)、产权性质(*State*)、股权集中度(*First*)、治理结构(*Dual*)、是否“四大”审计(*Big4*)、非标准审计意见(*Opin*)作为协变量。^①表5为熵平衡匹配的平衡性测试结果,可以看出在匹配前处理组和控制组特征变量的差距较大,在匹配后差距缩小,说明数据的平衡效果较好。

表5 平衡性测试

变量	处理组			控制组(匹配前)			控制组(匹配后)		
	均值	方差	偏度	均值	方差	偏度	均值	方差	偏度
<i>Size</i>	22.3900	1.7710	0.6156	21.8500	1.2350	0.7579	22.3900	1.7710	0.6149
<i>Lev</i>	0.4725	0.0401	-0.0151	0.4241	0.0414	0.1342	0.4725	0.0401	-0.0152
<i>ROA</i>	0.0387	0.0029	-0.6513	0.0334	0.0034	-0.6539	0.0387	0.0029	-0.6513
<i>SD</i>	2.4370	5.0950	3.1610	2.6430	6.2440	3.3400	2.4370	5.0950	3.1610
<i>RD</i>	0.0114	0.0002	4.3660	0.0139	0.0007	23.5900	0.0114	0.0002	4.5690
<i>Lnage</i>	2.8310	0.1351	-0.8603	2.8190	0.1293	-0.8042	2.8310	0.1351	-0.8606
<i>State</i>	0.4913	0.2499	0.0346	0.4851	0.2499	0.0597	0.4913	0.2500	0.0347
<i>First</i>	0.3684	0.0235	0.3859	0.3447	0.0202	0.4915	0.3684	0.0235	0.3858
<i>Dual</i>	0.2086	0.1651	1.4350	0.2118	0.1670	1.4110	0.2085	0.1651	1.4350
<i>Big4</i>	0.0778	0.0717	3.1540	0.0341	0.0330	5.1330	0.0777	0.0717	3.1540
<i>Opin</i>	0.0241	0.0235	6.2140	0.0299	0.0290	5.5250	0.0240	0.0235	6.2150

表6首先展示了经过熵平衡匹配后的回归结果,发现 *DIGI* 的回归系数依然显著为负。同时为确保上述结果的稳健性,本文也采取了倾向得分匹配法,通过“最近邻匹配”构建控制组,并按1:1的比例进行配对。从表6可以看到,*DIGI* 的系数依然显著为负,证明了结论的稳健性。

表6 熵平衡匹配和倾向得分匹配回归结果

变量	熵平衡匹配	倾向得分匹配
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
<i>DIGI</i>	-0.1825*** (-2.80)	-0.6687*** (-2.70)
<i>Size</i>	-0.0220*** (-6.03)	-0.0380*** (-6.55)
<i>Lev</i>	0.0022 (0.12)	0.0614** (2.37)
<i>ROA</i>	-1.1553*** (-20.91)	-1.0516*** (-13.93)
<i>Tobinq</i>	-0.0058** (-2.53)	-0.0056* (-1.69)
<i>CF</i>	-0.8206*** (-18.23)	-0.8000*** (-15.59)
<i>SD</i>	-0.0182*** (-7.54)	-0.0177*** (-5.82)

①其中研发投入(*RD*)是上市公司研发投入与总资产之比;是否“四大”审计(*Big4*)是当公司为国际“四大”会计师事务所审计取值为1,否则为0;非标准审计意见(*Opin*)是当年度会计师事务所出具非标准审计意见取值为1,否则为0,其余变量与前文的定义相同。

(续表6)

变量	熵平衡匹配	倾向得分匹配
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
<i>Lnage</i>	-0.0347 *** (-2.82)	-0.0117 (-0.75)
<i>State</i>	0.0103 (1.47)	0.0093 (1.12)
<i>First</i>	0.0000 (0.00)	0.0325 (1.11)
<i>Dual</i>	0.0076 (1.27)	0.0038 (0.42)
<i>Independent</i>	0.0660 (0.72)	0.0434 (0.49)
<i>Board</i>	0.0448 * (1.69)	0.0193 (0.81)
<i>Constant</i>	0.3988 *** (3.93)	0.7926 *** (5.63)
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	22568	5088
<i>Adj R²</i>	0.1682	0.1749

注:括号内为 *t* 值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

3. 敏感性分析。为缓解因遗漏变量导致的内生性问题,本文借鉴孙亮和刘春(2022)^[39]、Li等(2022)^[40]的方法,选择 *ROA* 作为与可能存在的遗漏变量进行对比的变量,考察遗漏变量需要达到 *ROA* 强度的多少倍才会影响之前的研究结果。图1的等值线为回归系数 β 值,红线为 $\beta = 0$ 。数值点分别代表加入 *ROA* 0~3倍强度的遗漏变量的情况,小括号中汇报了对应系数 β 值,可以观察到全部数值点位于红线左侧,这意味着即使加入 *ROA* 3倍强度的遗漏变量,也不会使得原系数由负转正。图2的等值线为 *t* 统计量,红线为 -1.96(95% 置信区间临界值)。小括号中汇报了对应 *t* 统计量,可以看到数值点均在红线左侧,表明即使加入 *ROA* 3倍强度的遗漏变量,也不会使得原估计系数变为不显著。因此由遗漏变量所导致的内生性问题并不会影响本文的基本结论。^①

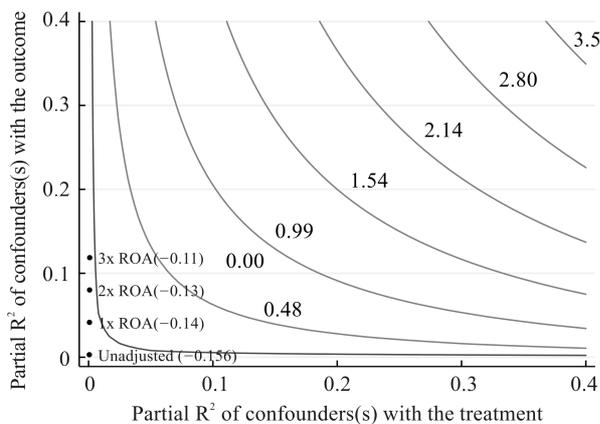


图1 系数 β 等值线图

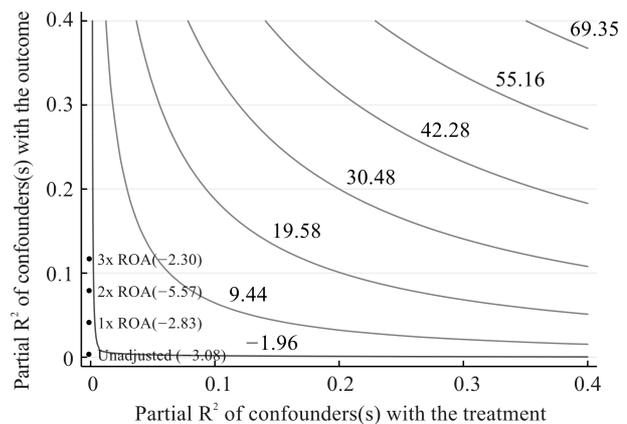


图2 *t* 统计量等值线图

①本文还使用其他控制变量作为对比变量进行敏感性检验,所得结论基本一致。

4. 改变关键变量测度方式。本文重新构建数字化转型指标进行检验:(1)设置经过行业均值调整的数字化转型变量($DIGI_ADJ$);(2)参考吴非等(2021)^[30]的方法,将五个维度的特征词进行加总并加1取自然对数后得到 $LnDIGI$;(3)考虑到上市公司在年报中提及数字化转型特征词可能只是对未来的一种经营计划或长期愿景,而并非是企业当前生产经营中实际应用了数字技术。本文借鉴张永坤等(2021)^[34]的研究,利用数字化技术无形资产与无形资产总额的比值($DIGI_ECO$)来测度,结果如表7第(1)—(3)列所示。其次,本文重新计算短贷长投指标:(1)参考已有研究(刘晓光和刘元春,2019)^[41],定义短贷长投($SDLA$)=短期负债比例(短期负债/总负债)-短期资产比例(短期资产/总资产);(2)参考邱穆青和白云霞(2019)^[33]的方法,定义短贷长投(MIS_LA)=(长期资产-长期负债-股东权益)/长期资产,结果如第(4)、(5)列所示。综合来看,基本结论并没有因为变量测度方法的调整而变化。

表7 改变关键变量测度方式的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$SFLI$	$SFLI$	$SFLI$	$SDLA$	MIS_LA
$DIGI_ADJ$	-0.1894*** (-2.92)				
$LnDIGI$		-0.0050*** (-2.62)			
$DIGI_ECO$			-0.0405*** (-3.09)		
$DIGI$				-0.1417** (-2.29)	-1.0373* (-1.88)
$Size$	-0.0248*** (-11.71)	-0.0249*** (-11.72)	-0.0258*** (-12.09)	-0.0113*** (-3.86)	0.0358 (1.39)
Lev	-0.0084 (-0.67)	-0.0080 (-0.63)	-0.0060 (-0.47)	-0.1502*** (-8.39)	1.5245*** (11.27)
ROA	-1.1195*** (-30.79)	-1.1179*** (-30.72)	-1.1182*** (-30.75)	-0.6938*** (-15.18)	-3.8128*** (-10.76)
$Tobinq$	-0.0082*** (-4.84)	-0.0083*** (-4.87)	-0.0082*** (-4.83)	-0.0036* (-1.94)	-0.0626*** (-3.84)
CF	-0.7795*** (-29.15)	-0.7796*** (-29.17)	-0.7788*** (-29.23)	0.5437*** (20.18)	3.3686*** (12.01)
SD	-0.0126*** (-9.07)	-0.0127*** (-9.09)	-0.0125*** (-8.98)	-0.0077*** (-4.69)	0.0071 (0.42)
$Lnage$	-0.0277*** (-4.22)	-0.0278*** (-4.24)	-0.0277*** (-4.23)	0.0414*** (4.87)	0.2735*** (3.98)
$State$	0.0179*** (4.30)	0.0175*** (4.20)	0.0183*** (4.41)	0.0101 (1.55)	0.1221** (2.21)
$First$	-0.0136 (-0.94)	-0.0124 (-0.86)	-0.0108 (-0.74)	-0.0235 (-1.28)	-0.4101** (-2.49)
$Dual$	0.0001 (0.02)	0.0001 (0.02)	0.0001 (0.01)	-0.0022 (-0.39)	-0.0746* (-1.65)
$Independent$	0.1172*** (3.30)	0.1181*** (3.31)	0.1173*** (3.31)	0.0210 (0.40)	0.2530 (0.58)
$Board$	0.0365*** (3.39)	0.0366*** (3.40)	0.0365*** (3.41)	0.0122 (0.76)	0.0074 (0.05)
$Constant$	0.5211*** (10.11)	0.5268*** (10.23)	0.5428*** (10.49)	0.4692*** (6.28)	-3.0511*** (-5.35)
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Observations$	22568	22568	22568	22568	22405
$Adj R^2$	0.1632	0.1630	0.1634	0.2694	0.3104

注:括号内为t值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

5. 排除企业策略性行为的解释。考虑到上市公司策略性信息披露行为可能会干扰基本结论,本文借鉴现有方法进行了如下检验(袁淳等,2021)^[13]:(1)剔除样本期内出现信息披露违规的公司样本;(2)仅保留深圳证券交易所信息披露考评结果为优秀或良好的公司样本;(3)通过模型估计数字化转型相关特征词的正常披露次数,并剔除夸大嫌疑较高的观测值(残差值位于最高20%)并重新进行检验。表8的第(1)一(3)列汇报了相应结果,*DIGI*的系数显著为负。

6. 控制高阶固定效应。考虑到数字化转型对企业短贷长投的作用可能会受到行业层面政策趋势变化、地区层面政策趋势变化、地区层面行业政策差异的影响,本文在模型(1)中分别加入行业与年度的交乘项、年度与地区的交乘项、行业与地区的交乘项,结果如表8第(4)一(6)列所示,基本结论依然成立。

表8 其他稳健性检验的回归结果

变量	排除企业策略性行为的解释			控制高阶固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DIGI</i>	-0.1535 ** (-2.53)	-0.1462 ** (-2.38)	-0.6209 *** (-2.74)	-0.1537 *** (-2.64)	-0.1694 *** (-2.91)	-0.1457 ** (-2.46)
<i>Size</i>	-0.0233 *** (-10.90)	-0.0254 *** (-11.51)	-0.0236 *** (-10.40)	-0.0251 *** (-11.76)	-0.0254 *** (-11.72)	-0.0262 *** (-11.57)
<i>Lev</i>	-0.0147 (-1.11)	-0.0052 (-0.38)	-0.0067 (-0.48)	-0.0089 (-0.70)	-0.0028 (-0.22)	0.0003 (0.02)
<i>ROA</i>	-1.1024 *** (-26.77)	-1.0815 *** (-24.24)	-1.1169 *** (-27.56)	-1.0981 *** (-29.74)	-1.1182 *** (-30.14)	-1.1155 *** (-29.56)
<i>Tobinq</i>	-0.0093 *** (-5.07)	-0.0092 *** (-4.90)	-0.0075 *** (-4.23)	-0.0079 *** (-4.63)	-0.0080 *** (-4.56)	-0.0084 *** (-4.77)
<i>CF</i>	-0.7745 *** (-27.67)	-0.7716 *** (-26.97)	-0.7731 *** (-25.42)	-0.7791 *** (-29.31)	-0.7828 *** (-28.88)	-0.7960 *** (-29.65)
<i>SD</i>	-0.0122 *** (-8.45)	-0.0132 *** (-8.36)	-0.0132 *** (-8.08)	-0.0130 *** (-9.25)	-0.0127 *** (-8.98)	-0.0131 *** (-8.45)
<i>Lnage</i>	-0.0271 *** (-4.00)	-0.0281 *** (-4.09)	-0.0262 *** (-3.61)	-0.0264 *** (-4.01)	-0.0280 *** (-4.08)	-0.0231 *** (-3.24)
<i>State</i>	0.0185 *** (4.30)	0.0172 *** (3.89)	0.0181 *** (4.02)	0.0173 *** (4.12)	0.0193 *** (4.33)	0.0182 *** (3.90)
<i>First</i>	-0.0170 (-1.14)	-0.0071 (-0.47)	-0.0219 (-1.30)	-0.0121 (-0.84)	-0.0141 (-0.97)	-0.0062 (-0.41)
<i>Dual</i>	0.0044 (0.98)	-0.0007 (-0.14)	0.0029 (0.60)	-0.0001 (-0.03)	-0.0005 (-0.12)	-0.0008 (-0.18)
<i>Independent</i>	0.1100 *** (2.98)	0.1286 *** (3.48)	0.1126 *** (2.93)	0.1224 *** (3.48)	0.1185 *** (3.28)	0.1243 *** (3.33)
<i>Board</i>	0.0300 *** (2.73)	0.0375 *** (3.32)	0.0361 *** (3.16)	0.0370 *** (3.48)	0.0397 *** (3.68)	0.0406 *** (3.66)
<i>Constant</i>	0.5099 *** (9.69)	0.5300 *** (10.02)	0.4956 *** (9.10)	0.5236 *** (10.07)	0.5274 *** (10.04)	0.5251 *** (9.58)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry × Year</i>	No	No	No	Yes	No	No
<i>Year × Province</i>	No	No	No	No	Yes	No
<i>Industry × Province</i>	No	No	No	No	No	Yes
<i>Observations</i>	20571	20393	19237	22551	22568	22552
<i>Adj R²</i>	0.1588	0.1528	0.1591	0.1665	0.1650	0.1669

注:括号内为*t*值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

五、进一步分析

(一) 影响机制检验

前文基本结果表明数字化转型水平越高,企业短贷长投程度越低,支持了“决策优化假说”。为进一步验证这一作用,本文参考现有研究(袁淳等,2021;Li等,2022)^[13,40],采用交乘项的形式来验证“资本配置效率”和“经营风险”在数字化转型影响企业短贷长投中发挥的机制作用,模型如下:

$$SFLI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIGI_{i,t} + \alpha_2 DIGI_{i,t} \times \Delta_{i,t} + \alpha_3 \Delta_{i,t} + X_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, Δ 代表机制变量,包括“资本配置效率”和“经营风险”两个方面,本文重点关注交乘项 $DIGI \times \Delta$ 的系数 α_2 ,其余变量定义与前文保持一致。

1. 资本配置效率。随着数字技术的深入应用,企业可以从海量数据资源中提取更多有价值的信息,帮助管理层前瞻性地估计行业发展的动态趋势、准确地预测未来现金流,做出更加明智的资本配置决策,这能够为企业在未来产生足够的利润和现金流,缓解银行对潜在代理风险的担忧,从而降低投融资期限错配程度。因此,本文预期数字化转型通过提高资本配置效率,进而抑制短贷长投,并采用 Richardson (2006)^[42]的模型来估计资本配置效率:

$$Inv_{i,t} = \omega_0 + \omega_1 Size_{i,t-1} + \omega_2 Lev_{i,t-1} + \omega_3 Growth_{i,t-1} + \omega_4 Cash_{i,t-1} + \omega_5 Age_{i,t-1} + \omega_6 Return_{i,t-1} + \omega_7 Inv_{i,t-1} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中 Inv 表示企业 i 在 t 年度的实际新增投资水平;^① $Growth$ 表示企业投资机会,采用营业收入增长率来测度; $Cash$ 表示现金持有量,采用现金及现金等价物与总资产的比值来衡量; Age 表示公司上市年限的自然对数; $Return$ 表示考虑现金红利再投资的年个股回报率,其余变量定义与前文保持一致。本文使用模型(3)估计的残差 $\varepsilon_{i,t}$ 的绝对值 ($Invest$) 来衡量资本配置效率,数值越大表明资本配置的非效率程度越高、资本配置效率越低。从表9第(1)列可以看出, $DIGI \times Invest$ 的系数显著为负,表明当资本配置效率较低时,数字化转型对企业短贷长投的抑制作用更加明显。

进一步地,本文将资本配置效率区分为投资过度与投资不足两组进行讨论。其中,投资过度 ($OverInvest$) 为模型(3)回归残差大于0的项,其数值越高表明投资过度的程度越高;投资不足 ($UnderInvest$) 为模型(3)回归残差小于0的项取绝对值,其数值越高表明投资不足的程度越高。从表9第(2)、(3)列可以看出, $DIGI \times OverInvest$ 的系数显著为负,表明当企业投资过度越严重时,数字化转型对企业短贷长投的抑制作用越大,而 $DIGI \times UnderInvest$ 的系数为负但不显著,这说明投资不足对数字化转型与企业短贷长投之间的关系没有显著影响。综合来看,数字化转型通过提高资本配置效率,进而有效缓解了“短贷长投”问题,其中对资本配置效率的提升作用主要体现在抑制企业投资过度上。

2. 经营风险。数字技术的全面应用可以帮助企业降低对未来需求预测的误差、合理安排生产经营计划,同时也可以让管理层及时发现经营问题并及时调整,有效降低了经营风险。而经营风险的降低可以为按期履行债务契约提供保障(王守海等,2022)^[17],从而增强了银行向企业提供长期信贷资金的意愿。因此,本文预期数字化转型通过降低企业经营风险,进而抑制企业短贷长投,并参考已有研究(John等,2008;牛枫等,2022)^[43-44],首先计算出每个公司经行业年度均值调整的 ROA ,然后以每五年作为一个观测期计算调整后 ROA 的标准差 ($Risk1$);同时计算出五年间最大的与最小的调整后 ROA 的差额 ($Risk2$)。 $Risk1$ 和 $Risk2$ 的数值越大表明公司盈余波动性越大、经营风险越高。从表9第(4)、(5)列可以看出, $DIGI \times$

①实际新增投资水平 (Inv) = (资本支出 + 并购支出 - 出售长期资产收入 - 折旧) / 总资产,其中“资本支出”是购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金,“并购支出”是取得子公司及其他营业单位支付的现金净额,“出售长期资产收入”是处置固定资产无形资产和其他长期资产收回的现金净额,“折旧”为当期折旧费用。

$Risk1$ 和 $DIGI \times Risk2$ 的系数显著为负,表明当公司经营风险较高时,数字化转型对短贷长投的抑制作用更加明显,这说明数字化转型通过降低经营风险,从而抑制了短贷长投行为。

表9 影响机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta = Invest$	$\Delta = OverInvest$	$\Delta = UnderInvest$	$\Delta = Risk1$	$\Delta = Risk2$
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI</i>
<i>DIGI</i>	-0.1419 ** (-2.47)	-0.2312 ** (-2.15)	-0.0607 (-1.05)	-0.1612 *** (-2.82)	-0.1665 *** (-2.89)
$DIGI \times \Delta$	-9.2656 *** (-2.95)	-9.6148 ** (-2.42)	-1.5828 (-0.55)	-0.0133 ** (-2.52)	-0.0070 *** (-2.58)
Δ	-0.4929 *** (-5.12)	-0.5176 *** (-4.15)	-0.6080 *** (-5.10)	-0.0007 *** (-2.77)	-0.0003 *** (-2.75)
<i>Size</i>	-0.0251 *** (-12.01)	-0.0326 *** (-8.71)	-0.0200 *** (-9.01)	-0.0252 *** (-11.87)	-0.0252 *** (-11.88)
<i>Lev</i>	-0.0185 (-1.49)	0.0028 (0.11)	-0.0298 ** (-2.27)	-0.0072 (-0.57)	-0.0070 (-0.56)
<i>ROA</i>	-1.1086 *** (-32.18)	-1.0437 *** (-13.78)	-1.1395 *** (-32.76)	-1.1377 *** (-30.65)	-1.1364 *** (-30.70)
<i>Tobinq</i>	-0.0061 *** (-3.86)	-0.0116 *** (-3.41)	-0.0035 ** (-2.28)	-0.0077 *** (-4.52)	-0.0077 *** (-4.50)
<i>CF</i>	-0.7715 *** (-29.94)	-0.7065 *** (-14.73)	-0.8216 *** (-27.87)	-0.7801 *** (-29.19)	-0.7804 *** (-29.20)
<i>SD</i>	-0.0114 *** (-8.64)	-0.0134 *** (-5.74)	-0.0101 *** (-6.43)	-0.0128 *** (-9.14)	-0.0128 *** (-9.14)
<i>Lnage</i>	-0.0337 *** (-5.18)	-0.0571 *** (-4.61)	-0.0154 ** (-2.13)	-0.0280 *** (-4.28)	-0.0281 *** (-4.28)
<i>State</i>	0.0136 *** (3.30)	0.0209 *** (2.82)	0.0076 * (1.65)	0.0167 *** (3.99)	0.0168 *** (4.00)
<i>First</i>	-0.0085 (-0.59)	-0.0424 (-1.53)	0.0108 (0.70)	-0.0140 (-0.97)	-0.0139 (-0.97)
<i>Dual</i>	0.0029 (0.68)	0.0147 * (1.84)	-0.0037 (-0.80)	0.0003 (0.07)	0.0003 (0.06)
<i>Independent</i>	0.1126 *** (3.22)	0.1874 *** (2.89)	0.0639 * (1.65)	0.1200 *** (3.37)	0.1201 *** (3.38)
<i>Board</i>	0.0366 *** (3.41)	0.0566 *** (2.88)	0.0211 * (1.85)	0.0359 *** (3.34)	0.0359 *** (3.33)
<i>Constant</i>	0.5450 *** (10.50)	0.7131 *** (7.83)	0.4303 *** (7.51)	0.5331 *** (10.32)	0.5334 *** (10.33)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	20938	8252	12686	22568	22568
<i>Adj R²</i>	0.1782	0.1450	0.2302	0.1640	0.1640

注:括号内为 t 值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

(二) 异质性检验

1. 基于企业融资能力的分析。银行更愿意将长期信贷资源发放给那些融资能力较强的企业,而通过短期信贷来控制融资能力较弱企业的代理风险。当企业自身融资能力较弱时,数字化转型提高资本配置效率、缓解经营风险,进而抑制短贷长投的作用会更加明显。本文选取以下三个角度展开分析:第一,产权性质。长期以来,国有企业因承担着政策性任务而存在“预算软约束”和政府的“隐性担保”,银行更愿意将信

贷资源发放给国有企业,使得备受“信贷歧视”的民营企业融资能力相对较弱(钟凯等,2016;Brandt和Li,2003;曾爱民等,2016)^[7,45-46]。因此本文根据产权性质进行分组检验,结果如表10第(1)、(2)列所示。第二,内部资本市场。财务公司可以发挥资金结算、贷款业务以及担保业务等重要职能,提高了内部资本市场的资本配置效率,缓解了上市公司面临的融资约束(吴秋生和黄贤环,2017)^[47]。因此本文根据上市公司是否设立财务公司进行分组检验,结果如第(3)、(4)列所示。第三,银企关系。银企关系的建立可以有效降低资金借贷双方的信息不对称,降低了银行的监督成本,提高了企业的信贷可获得性。借鉴佟岩和李鑫(2021)^[48]的方法,当企业存在以下三种情形的任意一种时,本文则认定该企业具有银企关系:企业高管具有银行背景、企业持有银行的股份、银行持有企业的股份,否则不具有银企关系,并根据该指标进行分组检验,结果如第(5)、(6)列所示。从表10可以看出,在民营企业、未设立财务公司、不存在银企关系的分组中,*DIGI*的系数更为显著。同时为检验分组回归后组间系数差异的显著性,本文还采用自抽样法(Bootstrap)重复1000次计算得到的经验*P*值至少在10%的水平下显著异于零,说明*DIGI*在各组之间存在显著差异。

表10 基于企业融资能力的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	民营企业	设立财务公司	未设立财务公司	存在银企关系	不存在银企关系
<i>DIGI</i>	-0.0952 (-1.02)	-0.1582** (-2.20)	-0.0256 (-0.17)	-0.1632*** (-2.66)	-0.1094 (-1.04)	-0.1798*** (-2.59)
<i>Size</i>	-0.0119*** (-5.22)	-0.0399*** (-10.79)	-0.0122*** (-3.00)	-0.0294*** (-11.67)	-0.0185*** (-5.27)	-0.0283*** (-10.88)
<i>Lev</i>	-0.0519*** (-3.31)	0.0487** (2.44)	-0.0629** (-2.06)	0.0130 (0.94)	-0.0212 (-0.87)	0.0019 (0.13)
<i>ROA</i>	-1.1382*** (-24.19)	-1.0850*** (-20.80)	-1.2443*** (-14.61)	-1.0797*** (-27.01)	-1.1801*** (-18.04)	-1.0849*** (-24.90)
<i>Tobinq</i>	-0.0015 (-0.81)	-0.0107*** (-4.39)	-0.0034 (-1.00)	-0.0091*** (-4.85)	-0.0092*** (-3.10)	-0.0080*** (-3.91)
<i>CF</i>	-0.7984*** (-23.31)	-0.7778*** (-19.21)	-0.7717*** (-10.19)	-0.7891*** (-27.98)	-0.7097*** (-14.53)	-0.8185*** (-26.10)
<i>SD</i>	-0.0102*** (-6.04)	-0.0145*** (-6.65)	-0.0247*** (-6.43)	-0.0105*** (-7.48)	-0.0103*** (-3.94)	-0.0138*** (-7.91)
<i>Lnage</i>	-0.0241** (-2.49)	-0.0276*** (-3.13)	-0.0144 (-0.91)	-0.0272*** (-3.82)	-0.0315*** (-2.76)	-0.0256*** (-3.15)
<i>State</i>			0.0316* (1.92)	0.0178*** (3.91)	0.0226*** (2.93)	0.0144*** (2.86)
<i>First</i>	-0.0463** (-2.37)	-0.0083 (-0.39)	-0.0485 (-1.35)	-0.0079 (-0.50)	-0.0047 (-0.17)	-0.0142 (-0.83)
<i>Dual</i>	0.0088 (1.41)	-0.0059 (-1.05)	0.0276** (2.54)	-0.0034 (-0.72)	0.0066 (0.84)	-0.0022 (-0.41)
<i>Independent</i>	0.0677 (1.59)	0.1427** (2.29)	0.1213 (1.61)	0.1074*** (2.65)	0.1438** (2.37)	0.1076** (2.44)
<i>Board</i>	0.0231* (1.91)	0.0423** (2.26)	0.0328 (1.44)	0.0355*** (2.90)	0.0094 (0.54)	0.0479*** (3.62)
<i>Constant</i>	0.2994*** (4.98)	0.8212*** (8.74)	0.2495** (2.58)	0.6141*** (10.04)	0.4340*** (4.90)	0.5750*** (9.29)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	11071	11497	4118	18449	6509	16059
<i>Adj R²</i>	0.1582	0.1759	0.1462	0.1704	0.1611	0.1654
系数差异检验	0.0630*		0.1376***		0.0704**	

注:括号内为*t*值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

2. 基于外部融资环境的分析。当企业所在的外部融资环境较好时,可以凭借多种渠道缓解资金压力,这可能会削弱数字化转型对短贷长投的抑制作用,而较差的外部融资环境会让企业在信贷契约中处于更为不利的地位,这使得数字化转型缓解投融资期限错配的积极作用更为明显。本文选取以下三个角度展开分析:第一,银行业竞争。根据“市场势力假说”,银行业竞争加剧会削弱银行的议价能力,有利于降低贷款成本、增加贷款供给,提高了实体企业的贷款可得性。借鉴已有研究(佟岩和李鑫,2021)^[48],本文利用地级市银行业赫芬达尔—赫希曼指数来度量银行业竞争程度,并根据中位数进行分组检验,结果如表11的第(1)、(2)列所示。第二,货币政策适度水平。较低的货币政策适度水平,意味着银行出于防控信贷风险的考虑会更多地提供短期信贷,迫使企业更多地采取“短贷长投”(钟凯等,2016)^[7]。本文使用中国人民银行发布的“货币政策感受指数”来度量货币政策适度水平,并根据中位数进行分组检验,结果如第(3)、(4)列所示。第三,经济政策不确定性。随着经济政策不确定性的上升,银行等外部人越难以判断企业投资项目的好坏,这种信息劣势会让银行采取更加严格的信贷配给,加重了企业的资金压力(李增福等,2022)^[8]。本文根据 Huang 和 Luk(2020)^[49]编制的中国经济政策不确定性指数的中位数进行分组检验,结果如第(5)、(6)列所示。从表11可以看出,在银行业竞争程度较低、货币政策适度水平较低、经济政策不确定性较高的分组中,*DIGI*的系数更为显著,且组间系数差异均通过了显著性检验。

表11 基于外部融资环境的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	银行业竞争程度较低	银行业竞争程度较高	货币政策适度水平较低	货币政策适度水平较高	经济政策不确定性较高	经济政策不确定性较低
<i>DIGI</i>	-0.2350** (-2.37)	-0.0934 (-1.34)	-0.2651*** (-3.52)	0.0672 (0.82)	-0.2081*** (-3.04)	-0.0174 (-0.17)
<i>Size</i>	-0.0280*** (-8.97)	-0.0234*** (-8.04)	-0.0278*** (-10.24)	-0.0207*** (-7.11)	-0.0238*** (-10.09)	-0.0280*** (-7.15)
<i>Lev</i>	-0.0095 (-0.55)	0.0022 (0.12)	-0.0059 (-0.37)	-0.0097 (-0.49)	-0.0079 (-0.53)	-0.0099 (-0.41)
<i>ROA</i>	-1.1096*** (-22.62)	-1.1118*** (-20.40)	-1.0843*** (-25.22)	-1.1709*** (-18.61)	-1.1313*** (-26.37)	-1.0955*** (-17.71)
<i>Tobinq</i>	-0.0102*** (-4.49)	-0.0064** (-2.48)	-0.0076*** (-3.42)	-0.0095*** (-3.74)	-0.0098*** (-4.93)	-0.0028 (-0.89)
<i>CF</i>	-0.8075*** (-22.41)	-0.7567*** (-18.78)	-0.8059*** (-23.21)	-0.7435*** (-18.37)	-0.7853*** (-24.31)	-0.7642*** (-16.83)
<i>SD</i>	-0.0131*** (-6.88)	-0.0126*** (-6.30)	-0.0130*** (-7.37)	-0.0122*** (-5.60)	-0.0120*** (-7.60)	-0.0148*** (-5.09)
<i>Lnage</i>	-0.0377*** (-4.08)	-0.0154* (-1.67)	-0.0234*** (-3.01)	-0.0333*** (-3.10)	-0.0240*** (-3.09)	-0.0396*** (-3.30)
<i>State</i>	0.0226*** (3.92)	0.0101* (1.71)	0.0175*** (3.42)	0.0172*** (2.64)	0.0169*** (3.40)	0.0186** (2.53)
<i>First</i>	-0.0371* (-1.85)	0.0111 (0.55)	-0.0034 (-0.19)	-0.0280 (-1.25)	-0.0058 (-0.35)	-0.0346 (-1.23)
<i>Dual</i>	0.0007 (0.12)	-0.0007 (-0.12)	0.0015 (0.28)	-0.0016 (-0.23)	-0.0031 (-0.59)	0.0109 (1.48)
<i>Independent</i>	0.0748 (1.47)	0.1588*** (3.24)	0.0837* (1.76)	0.1573*** (3.04)	0.1319*** (3.15)	0.0730 (1.10)

(续表11)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	银行业竞争程度较低	银行业竞争程度较高	货币政策适度水平较低	货币政策适度水平较高	经济政策不确定性较高	经济政策不确定性较低
<i>Board</i>	0.0343 ** (2.26)	0.0398 *** (2.66)	0.0358 ** (2.46)	0.0350 ** (2.47)	0.0337 *** (2.65)	0.0433 ** (2.49)
<i>Constant</i>	0.6481 *** (8.61)	0.4242 *** (5.95)	0.5918 *** (8.94)	0.4374 *** (5.98)	0.4943 *** (8.67)	0.6192 *** (6.35)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	11730	10838	13244	9324	16651	5917
<i>Adj R²</i>	0.1715	0.1559	0.1717	0.1518	0.1614	0.1712
系数差异检验	-0.1416 **		0.3323 ***		-0.1907 **	

注:括号内为 *t* 值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

3. 基于公司治理水平的分析。已有研究发现,公司治理水平是影响企业投融资期限错配的重要因素(赖黎等,2019;罗宏等,2021)^[25,28],良好的公司治理可以缓解银行面临的信贷风险,强化银行为企业提供长期信贷的意愿,这有助于优化企业资金期限结构。本文预期当公司治理较为薄弱时,数字化转型更能够发挥抑制企业短贷长投的重要作用。首先,本文使用代理成本来表征公司治理水平,并选择管理费用率和总资产周转率来衡量(Ang等,2000;古志辉,2015;彭正银和罗贯擎,2022)^[50-52],同时借鉴Li等(2022)^[40]的方法构建公司治理综合评价指数,进一步根据上述三个指标的行业一年度中位数进行分组检验,结果如表12所示。可以看出,在代理成本较高(管理费用率较高、总资产周转率较低)和公司治理指数较低的分组中,*DIGI*的系数更为显著,且组间系数差异均通过了显著性检验。

表12 基于公司治理水平的异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	管理费用率较高	管理费用率较低	总资产周转率较高	总资产周转率较低	公司治理指数较高	公司治理指数较低
<i>DIGI</i>	-0.2007 ** (-2.40)	-0.1209 (-1.48)	-0.1237 (-1.58)	-0.1871 ** (-2.08)	-0.0529 (-0.87)	-0.2191 ** (-2.48)
<i>Size</i>	-0.0264 *** (-8.67)	-0.0218 *** (-7.68)	-0.0168 *** (-6.89)	-0.0338 *** (-9.76)	-0.0143 *** (-5.88)	-0.0364 *** (-10.59)
<i>Lev</i>	0.0126 (0.72)	-0.0189 (-0.96)	-0.0796 *** (-4.65)	0.0391 ** (2.11)	-0.0574 *** (-3.69)	0.0484 ** (2.35)
<i>ROA</i>	-1.0696 *** (-24.65)	-1.1038 *** (-17.26)	-1.1832 *** (-23.85)	-1.1176 *** (-20.97)	-1.1102 *** (-24.44)	-1.1189 *** (-20.10)
<i>Tobinq</i>	-0.0064 *** (-3.14)	-0.0141 *** (-4.52)	-0.0082 *** (-3.45)	-0.0078 *** (-3.20)	-0.0035 * (-1.69)	-0.0106 *** (-4.26)
<i>CF</i>	-0.7571 *** (-20.15)	-0.7984 *** (-20.88)	-0.8248 *** (-24.92)	-0.7470 *** (-17.61)	-0.8093 *** (-23.55)	-0.7499 *** (-18.20)
<i>SD</i>	-0.0122 *** (-7.45)	-0.0206 *** (-6.11)	-0.0133 ** (-2.57)	-0.0136 *** (-7.06)	-0.0099 *** (-5.92)	-0.0148 *** (-6.69)
<i>Lnage</i>	-0.0106 (-1.17)	-0.0500 *** (-5.29)	-0.0307 *** (-3.87)	-0.0256 ** (-2.47)	-0.0381 *** (-4.03)	-0.0247 *** (-2.72)
<i>State</i>	0.0116 ** (2.10)	0.0222 *** (3.60)	0.0061 (1.15)	0.0264 *** (4.32)	0.0045 (0.78)	0.0151 ** (1.97)

(续表12)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	管理费用率 较高	管理费用率 较低	总资产周转率 较高	总资产周转率 较低	公司治理指数 较高	公司治理指数 较低
<i>First</i>	0.0065 (0.35)	-0.0277 (-1.28)	-0.0247 (-1.29)	-0.0115 (-0.55)	-0.0701*** (-3.52)	-0.0059 (-0.25)
<i>Dual</i>	-0.0050 (-0.86)	0.0057 (0.87)	0.0006 (0.10)	0.0005 (0.07)	0.0066 (0.78)	0.0039 (0.68)
<i>Independent</i>	0.1172** (2.43)	0.1072** (2.00)	0.1111** (2.49)	0.1116** (2.06)	0.0577 (1.23)	0.1884*** (3.51)
<i>Board</i>	0.0008 (0.06)	0.0618*** (4.05)	0.0460*** (3.38)	0.0248 (1.56)	0.0212* (1.66)	0.0495*** (2.84)
<i>Constant</i>	0.5731*** (7.54)	0.4947*** (7.07)	0.3897*** (6.69)	0.7174*** (8.60)	0.4172*** (6.82)	0.6942*** (8.33)
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	11220	11348	11209	11359	11596	10972
<i>Adj R²</i>	0.1641	0.1650	0.2117	0.1374	0.1791	0.1579
系数差异检验	-0.0798**		0.0634*		0.1662***	

注:括号内为 t 值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

六、结论、启示与展望

(一) 研究结论

以数字化、网络化、智能化为核心的新一轮工业革命,正在成为加快企业高质量发展、提升国际竞争力和构建新发展格局的关键变量。加快企业数字化转型不仅是我国发展数字经济的主要任务,也是深化供给侧结构性改革、实现经济高质量发展的新引擎。本文利用2007—2020年中国沪深两市A股上市公司数据,对数字化转型与企业“短贷长投”之间的关系进行实证检验,发现数字化转型显著缓解了企业短贷长投的现象,证实了“决策优化假说”。在进行一系列稳健性检验后,基本结论仍然成立。机制检验发现,数字化转型会通过提高资本配置效率、降低经营风险,进而抑制企业的短贷长投。异质性检验结果表明,当企业自身融资能力较弱、外部融资环境较差以及公司治理相对薄弱时,数字化转型对企业短贷长投的抑制作用更为明显。

(二) 研究启示与展望

基于研究结论,本文可能的政策启示在于:(1)对于企业而言,首先要充分把握数字经济高速发展的契机,结合自身实际规划数字化转型路线,不断完善数字化变革所需的软硬件基础设施,推进5G、云计算、物联网、人工智能等技术规模化集成应用。其次,企业特别是民营企业,要综合运用多种融资手段缓解传统金融困境(如不断完善财务公司职能、建立和维持银企关系),完善公司治理体系,建立健全风险监控机制,为实现数字化转型创造有利条件,从而提升资本配置效率,合理安排投融资期限结构。(2)对于金融机构而言,应当把企业数字化水平纳入缔结信贷契约的考虑范畴中,以更好地评估和管控自身所面临的信贷风险,有效缓解实体企业融资难、融资贵的问题,充分发挥金融服务实体经济的重要功能。(3)对于政府部门而言,应当综合运用新型举国体制优势来推进数字技术与实体经济的深度融合,做好数字经济发展的顶层设计,根据不同企业的转型基础、不同行业的技术特点以及不同地域的资源禀赋适时出台差异化扶持政策(例如出台税收优惠政策、加强人才引进、持续完善信息技术基础设施等),以缩短企业数字化转型投入

的“阵痛期”,同时也要构建良好的金融生态环境,积极引导企业减少投融资期限错配,主动防范和化解系统性金融风险,持续提升金融服务实体经济质效。

(三) 研究局限

本文还存在一定的局限性,未来可以进一步完善。第一,本文采用上市公司年报中涉及数字化转型的特征词词频数来刻画数字化转型,可能与实际中企业的数字技术应用水平存在一定差距,未来可以从数字资本或人力投入、数字发明专利等角度更加全面地度量数字化转型。第二,虽然本文采用了多种方法缓解内生性问题,但依然无法完全避免其他不可观测因素的干扰,未来可以尝试寻找合适的外生冲击政策,以更好地识别因果关系。

参考文献:

- [1]李琦,刘力钢,邵剑兵.数字化转型、供应链集成与企业绩效——企业家精神的调节效应[J].经济管理,2021(10):5-23.
- [2]祁怀锦,曹修琴,刘艳霞.数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角[J].改革,2020(4):50-64.
- [3]陈剑,刘运辉.数智化使能运营管理变革:从供应链到供应链生态系统[J].管理世界,2021(11):227-240.
- [4]MYERS S C. Capital structure puzzle[J]. Journal of Finance,1984,39(3):575-592.
- [5]CAMPELLO M,GIAMBONA E,GRAHAM J R,et al. Liquidity management and corporate investment during a financial crisis[J]. The Review of Financial Studies,2011,24(6):1944-1979.
- [6]ACHARYA V V,GALE D,YORULMAZER T. Rollover risk and market freezes[J]. Journal of Finance,2011,66(4):1177-1209.
- [7]钟凯,程小可,张伟华.货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J].管理世界,2016(3):87-98.
- [8]李增福,陈俊杰,连玉君,等.经济政策不确定性与企业短债长用[J].管理世界,2022(1):77-89.
- [9]戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,2020(6):135-152.
- [10]张萌,张永坤,宋顺林.企业数字化转型与税收规避——基于内部控制和信息透明度的视角[J].经济经纬,2022(6):118-127.
- [11]许恒,张一林,曹雨佳.数字经济、技术溢出与动态竞合政策[J].管理世界,2020(11):63-84.
- [12]杨震宇,侯一凡,李德辉,等.中国企业“双循环”中开放式创新网络的平衡效应——基于数字赋能与组织柔性的考察[J].管理世界,2021(11):184-205.
- [13]袁淳,肖土盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9):137-155.
- [14]谭志东,赵洵,潘俊,等.数字化转型的价值:基于企业现金持有的视角[J].财经研究,2022(3):64-78.
- [15]MANITA R,ELOMMAL N,BAUDIER P,et al. The digital transformation of external audit and its impact on corporate governance[J]. Technological Forecasting and Social Change,2020(150):119751.
- [16]刘政,姚雨秀,张国胜,等.企业数字化、专用知识与组织授权[J].中国工业经济,2020(9):156-174.
- [17]王守海,徐晓彤,刘焯炜.企业数字化转型会降低债务违约风险吗?[J].证券市场导报,2022(4):45-56.
- [18]CARDINALI P G,DE GIOVANNI P. Responsible digitalization through digital technologies and green practices[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management,2022,29(4):984-995.
- [19]刘淑春,闫津臣,张思雪,等.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J].管理世界,2021(5):170-190.
- [20]赵玲,黄昊.企业数字化转型、供应链协同与成本粘性[J].当代财经,2022(5):124-136.
- [21]戚聿东,蔡呈伟.数字化对制造业企业绩效的多重影响及其机理研究[J].学习与探索,2020(7):108-119.
- [22]徐伟.工业互联网赋能先进制造业企业转型影响因素——基于山东省先进制造业企业的研究[J].济南大学学报(社会科学版),2022(5):94-107.
- [23]陈冬梅,王俐珍,陈安霓.数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望[J].管理世界,2020(5):220-236.
- [24]白云霞,邱穆青,李伟.投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J].中国工业经济,2016(7):23-39.

- [25] 赖黎,唐芸茜,夏晓兰,等.董事高管责任保险降低了企业风险吗?——基于短贷长投和信贷获取的视角[J].管理世界,2019(10):160-171.
- [26] 叶志伟,张新民,胡聪慧.企业为何短贷长投?——基于企业战略视角的解释[J].南开管理评论,2023(1):29-44.
- [27] 马红,侯贵生,王元月.产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究[J].南开管理评论,2018(3):46-53.
- [28] 罗宏,贾秀彦,吴君凤.内部控制质量与企业投融资期限错配[J].国际金融研究,2021(9):76-85.
- [29] 王百强,鲍睿,李馨子,等.控股股东股权质押压力与企业短贷长投:基于质押价格的经验研究[J].会计研究,2021(7):85-98.
- [30] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021(7):130-144.
- [31] 姚立杰,陈雪颖,周颖,等.管理层能力与投资效率[J].会计研究,2020(4):100-118.
- [32] NAUHAUS S, LUGER J, RAISCH S. Strategic decision making in the digital age: expert sentiment and corporate capital allocation[J]. Journal of Management Studies, 2021, 58(7):1933-1961.
- [33] 邱穆青,白云霞.官员访问与企业投融资期限错配[J].财经研究,2019(10):138-152.
- [34] 张永坤,李小波,邢铭强.企业数字化转型与审计定价[J].审计研究,2021(3):62-71.
- [35] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [36] LIU D Y, CHEN S W, CHOU T C. Resource fit in digital transformation: lessons learned from the CBC bank global E-banking project[J]. Management Decision, 2011, 49(10):1728-1742.
- [37] 汪伟,张少辉.《社会保险法》实施是否缓解了企业投融资期限错配[J].财贸经济,2022(3):34-49.
- [38] 范文林,胡明生.固定资产加速折旧政策与企业短贷长投[J].经济管理,2020(10):174-191.
- [39] 孙亮,刘春.监管科技化如何影响企业并购绩效?——基于证监会建立券商工作底稿科技管理系统的准自然实验[J].管理世界,2022(9):176-196.
- [40] LI X, TONG Y, XU G. Directors' and officers' liability insurance and bond credit spreads: evidence from China[J]. China Journal of Accounting Research, 2022, 15(2):120-148.
- [41] 刘晓光,刘元春.杠杆率、短债长用与企业表现[J].经济研究,2019(7):127-141.
- [42] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2):159-189.
- [43] JOHN K, LITOV L, YEUNG B. Corporate governance and risk-taking[J]. Journal of Finance, 2008, 63(4):1679-1728.
- [44] 牛枫,张刘臻,肖作平.国有股权参股对民营企业风险承担水平的影响——基于上市民营企业的数据研究[J].商业经济与管理,2022(9):72-89.
- [45] BRANDT L, LI H. Bank discrimination in transition economies: ideology, information, or incentives? [J]. Journal of Comparative Economics, 2003, 31(3):387-413.
- [46] 曾爱民,冷虹雨,魏志华.危机冲击、会计稳健性与债务资源配置[J].商业经济与管理,2016(12):62-72.
- [47] 吴秋生,黄贤环.财务公司的职能配置与集团成员上市公司融资约束缓解[J].中国工业经济,2017(9):156-173.
- [48] 佟岩,李鑫.银行业竞争与企业集团母子公司对外借款决策[J].中国软科学,2021(3):105-123.
- [49] HUANG Y, LUK P. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. China Economic Review, 2020, 59(2):1-18.
- [50] ANG J S, COLE R A, LIN J W. Agency costs and ownership structure[J]. Journal of Finance, 2000, 55(1):81-106.
- [51] 古志辉.全球化情境中的儒家伦理与代理成本[J].管理世界,2015(3):113-123.
- [52] 彭正银,罗贯擎.股东网络能提高企业创新绩效吗?——两类代理成本的中介效应研究[J].商业经济与管理,2022(5):28-45.

