

信贷政策冲击与企业数字化转型:企业负债的视角

谷军健 胡思宇 于雪皎 张伟强

[摘要] 本文利用信贷政策变动的外部冲击构建双重差分模型,从企业负债的角度识别信贷政策冲击对企业数字化转型的影响。结果显示,信贷政策冲击对负债程度低的企业数字化转型具有显著促进作用;信贷政策冲击主要通过缓解融资约束、降低融资成本、增加短贷长投三个途径影响低负债企业数字化转型;此外,信贷政策冲击对低负债企业数字化转型的促进作用在低成长性企业、非高新技术企业、国有企业、工业企业以及规模较小企业中更明显。

[关键词] 信贷政策冲击;债务融资;数字化转型

[文章编号] 2097-5481(2025)12-0000-00 **[JEL 分类号]** E51;G21 **[文献标志码]** A

一、引言

企业数字化转型是推动数字经济发展的关键力量,也是企业实现创新发展、赢得未来竞争优势的关键路径。尽管已有不少企业开始进行数字化转型,但是目前多数企业的数字化转型进程缓慢,整体数字化水平与数字中国战略和加快发展数字经济的目标要求仍存在较大差距(卢福财等,2024)。因此,如何推动实体企业数字化转型、加快发展数字经济是值得探究的重要问题。

已有文献探究了企业数字化转型的驱动因素。一方面,从外部环境角度看,有研究发现市场准入制度(曾皓,2024)、经济增长目标(杨贤宏等,2021)、交通和数字基础设施(毛宁等,2022;王海等,2023)、经济政策不确定性(祝树金等,2023)、知识产权保护(甄红线等,2023)、税收减免(蔡宏波等,2023)、政府数字采购(申志轩等,2023)等均能够推动企业数字化转型。另一方面,高管团队特征(汤萱等,2022)、CEO 权力(张翠子等,2023)等企业内部因素也对数字化转型存在重要影响。还有一些文献从金融角度探究了企业数字化转型的影响因素,发现中国的利率市场化改革(唐松等,2022)、资本市场开放(李成明等,2023)、压力抵抗型机构投资者(李华民等,2021)、数字普惠金融(肖红军、阳镇,2022)、风险投资持股(潘丹丹等,2025)等有助于推动企业数字化转型。但现有文献忽略了信贷政策和企业债务状况对数字化转型的影响。数字化转型具有资金投入大、成本高和收益慢等特点(刘淑春等,2021),信贷政策和企业债务状况可能影响企业数字化转型决策。

中国自 2015 年年底开始实施“去杠杆”政策,旨在引导企业降低不合理负债,以防范和化解系统性金融风险。这一政策的实施要求金融机构收紧信贷,以降低企业财务杠杆率水平(许晓芳等,2020;Qiu and Cheng, 2022)。那么,信贷政策冲击如何影响企业数字化转型?其主要作用机制是什么?信贷政策冲击对企业数字化转型的作用是否在不同企业中存在差异?为回答这些问题,本文将从企业负债的视角出发,利用双重差分法实证探究信贷政策冲击对数字化转型的影响及作用机制,并进一步讨论信贷政策冲击对企业数字化转型的异质性影响,以期为促进企业数字化转型、加快发展数字经济提供参考。

与已有文献相比,本文的研究贡献主要在于:一是从企业负债视角拓展企业数字化转型影响因素的相关研究。现有研究从企业财务和融资层面关注了利率市场化改革(唐松等,2022)、“沪港通”等资本市场开

[作者简介] 谷军健,武汉理工大学经济学院,副教授,博士;胡思宇,南开大学经济与社会发展研究院,硕士生;于雪皎(通讯作者),中国科学技术信息研究所,助理研究员,博士(北京,100038),E-mail:xuejiao758@163.com;张伟强,清华大学五道口金融学院,副研究员,博士。

[基金项目] 本研究得到教育部人文社会科学研究项目(23YJC790033)的资助。

放政策(李成明等,2023)、数字普惠金融以及风险投资持股等(肖红军、阳镇,2022)对企业数字化转型的影响,但是鲜有文献直接讨论信贷政策冲击对企业数字化转型的影响。本文从企业负债视角出发,探讨信贷政策收紧这一外生冲击对企业数字化转型的影响和作用机制,从企业财务层面拓展了企业数字化转型影响因素的研究。二是丰富了信贷政策冲击经济后果的相关研究。已有关于信贷政策冲击经济后果的研究主要从企业投资、企业绩效、财务风险、企业创新和劳动雇佣等视角展开分析,尚未探讨信贷政策冲击对企业数字化转型的影响。本文探究了信贷政策冲击如何通过影响企业债务融资进而影响企业数字化转型,丰富了对信贷政策冲击经济后果的认识。

二、文献回顾、理论分析与研究假说

(一)文献回顾

“去杠杆”政策旨在解决高杠杆率带来的风险问题,维护经济稳定健康发展。现有文献探究了“去杠杆”政策带来的信贷政策冲击对企业债务融资和财务杠杆的影响。许晓芳等(2020)聚焦于过度负债企业,认为“去杠杆”政策导致信贷收紧,过度负债企业的杠杆率显著降低;马惠娴和耀友福(2021)发现信贷收紧政策能够降低高杠杆企业的有息负债率,非国有企业主要通过减少新增债务、增加内源融资的方式去杠杆,而国有企业则通过“债转股”以及发行永续债,将债务转化为权益,实现形式上杠杆率的降低;Qiu 和 Cheng (2022)指出,信贷收紧政策降低了企业的财务杠杆率,且从长期来看,相较于非国有企业,国有企业的杠杆率水平更低。还有文献探究了“去杠杆”政策对宏观经济增长的影响,如袁歌骋等(2022)发现家庭部门去杠杆在短期内会抑制经济增长,但长期内会促进增长。

已有文献从不同视角研究了企业数字化转型的驱动因素。一是外部环境将对企业的数字化转型产生重要影响,市场准入制度(曾皓,2024)、经济增长目标(杨贤宏等,2021)、交通和数字基础设施(毛宁等,2022;王海等,2023)、经济政策不确定性(祝树金等,2023)、知识产权保护(甄红线等,2023;Wen and Deng, 2023)等是企业数字化转型的重要驱动因素。二是政府税收政策(Chen, et al., 2023)、税收减免(蔡宏波等,2023)、政府数字采购(申志轩等,2024)以及利率市场化改革(唐松等,2022)等能够影响企业财务状况,激励企业加大研发投入,助力企业数字化转型。三是基于企业内部组织视角开展研究。CEO 权力的提高能够提升企业数字化转型绩效且 CEO 自信程度起到了调节作用(Wang and He, 2024);汤萱等(2022)认为高管团队年龄异质性对企业数字化转型具有负效应,教育背景、职业背景以及海外背景异质性对企业数字化转型具有正效应;宋晶和陈劲(2022)认为企业家社会网络与企业数字化转型存在倒 U 形关系,适度的企业家社会网络规模有利于促进企业的数字化转型。

综上,现有文献探究了信贷政策收紧对企业债务和杠杆率的影响,从外部环境等多个方面对企业数字化转型的驱动因素展开研究。但现有研究忽略了信贷政策冲击对企业数字化转型的作用。

(二)理论分析与假说提出

企业数字化转型具有投入成本高、产出不清晰、风险高等特征,需要持续的资金支持与长远的战略规划。第一,数字化转型需要大量的资金投入与稳定的资金支撑。“去杠杆”政策导致信贷政策收紧,压缩了企业通过债务融资获取资金的渠道。因此,相比于负债程度低的企业,过度负债企业数字化转型项目的实施和推进将会受到明显限制。第二,数字化转型具有长期投资的特征。信贷政策冲击叠加负债端压力增大,使得过度负债企业更倾向于压缩数字化转型的投资项目。而负债程度低的企业负债端压力较小,其更有可能获得借贷资金并增加数字化转型项目投资。第三,数字化转型投入成本高。信贷政策收紧可能导致债务融资成本上升,包括利息成本上升、债务融资难度增加等,更高的融资成本增加了项目的资金压力和运营成本,从而抑制了过度负债企业数字化转型的积极性。在结构性“去杠杆”背景下,负债程度低的企业可能会受到金融机构青睐,更有可能获得低成本融资,从而降低了数字化转型的投入成本,因此负债程度低的企业数字化转型积极性更大。据此,本文提出假说 1。

H1: 信贷政策冲击将促进负债程度低的企业数字化转型。

信贷政策冲击会缓解低负债企业融资约束。根据优序融资理论,企业融资选择的优先级依次为内源融资、外部债务融资、外部股权融资。在内部盈余不足以满足资金需求的情况下,企业更倾向于利用外部融资(李真等,2020)。我国金融体系以银行主导的间接融资为主,企业融资仍主要依赖于债务融资。信贷政策收紧降低了企业的债务融资可得性,扩大了过度负债企业的资金缺口(Li, et al., 2022)。由于无法从银行获取足够的信贷支持,过度负债企业难以持续推进数字化转型项目,强化了企业的融资约束(吴丹、郑攀攀, 2021)。金融机构在收紧高负债企业信贷的同时,更倾向于为低负债企业提供信贷融资,这显著降低了低负债企业的融资约束,从而有助于促进其数字化转型。因此,本文提出假说 2。

H2: 信贷政策冲击通过缓解负债程度低的企业融资约束而促进其数字化转型。

信贷政策冲击将影响低负债企业融资成本。第一,企业的财务风险与外部债务融资成本存在显著的正向关系(杜善重、马连福, 2024)。信贷政策收紧后,过度负债企业面临较大的债务违约风险(钱雪松、石鑫, 2023),部分企业的信用状况恶化,部分企业为迎合政策要求,以会计手段进行杠杆操纵,企业财务风险有所提高(李秉祥、林炳洪, 2023)。在这种背景下,高负债企业的融资难度增加,且银行会要求企业支付更高的利息以覆盖信贷风险。第二,信贷政策收紧后,监管机构要求金融机构增加资本储备或限制贷款规模,为保持盈利能力,金融机构可能提高贷款利率,企业的利息支付成本由此增加。第三,信贷收紧政策强化了金融机构风险管理和资产质量控制要求,例如加强对企业信用状况、经营状况、财务状况等方面的评估,这些额外审查成本以及管理成本将以提高贷款利率的方式转嫁给借款人,引致企业的融资成本提高。信贷收紧政策冲击后,金融机构更青睐低负债企业,更倾向于降低融资成本为其提供融资,从而有助于促进低负债企业数字化转型。因此,本文提出如下假说 3。

H3: 信贷政策冲击通过降低负债程度低的企业融资成本而促进其数字化转型。

信贷政策冲击会影响低负债企业的“短贷长投”决策。信贷收紧政策压缩了金融机构信贷规模,要求金融机构更加审慎地管理信贷风险,企业短期贷款可得性下降。受此影响,过度负债企业更倾向于规避未来的融资风险,减少高风险、收益不确定的长期投资,更少进行“短贷长投”(刘红忠、赵骄阳, 2021)。同时,企业为了降低杠杆率水平,短期债务将得到优先偿还(刘惠好等, 2023),使企业“短贷长投”程度下降。然而,对于低负债企业而言,由于其能够从金融机构获得更多外部融资且融资成本较低,因此低负债企业更有可能将短期负债用于长期投资,例如进行数字化转型。因此,本文提出假说 4。

H4: 信贷政策冲击通过影响负债程度低的企业“短贷长投”决策而促进其数字化转型。

三、研究设计

(一)数据来源与说明

为避免新冠疫情对研究样本的影响,本文选取 2010–2019 年沪深 A 股上市企业作为研究样本。在剔除金融类、ST、*ST 企业以及数字化转型数据严重缺失样本的基础上,考虑到《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》(国发[2016]54 号)出台于 2016 年,剔除在 2016 年以及之后上市的企业,最终得到 5413 个样本观测值。为避免极端值的影响,对所有企业层面连续变量均进行上下 1% 的缩尾处理。数据来源于 CSMAR 数据库、上市企业年报。

(二)变量选取

1. 被解释变量

借鉴吴非等(2021)的研究方法,本文以样本企业年度报告为基础,从企业数字化“底层技术”与“实践应用”两个维度出发,将企业数字化转型相关词汇划分为人工智能技术、区块链技术、云计算技术、大数据技术、数字技术应用五大类型关键词,利用相关数字化转型关键词词频加总来刻画企业数字化转型程度(DT)。为避免数据本身“右偏性”特征,对加总词频数据进行对数化处理。

2. 解释变量

信贷政策冲击。本文信贷政策冲击指 2016 年出台的《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》,因

此,信贷政策冲击变量 $Post$ 在 2016 年及以后年份取值为 1,之前的年份取值为 0。

负债程度。借鉴 Harford 等(2009)、陆正飞等(2015)以及钱雪松和石鑫(2023)的方法对式(1)进行 Tobit 回归,其拟合值为企业目标资产负债率,以企业实际资产负债率减去目标资产负债率得到的残差测度企业负债程度,表示企业实际资产负债率对目标资产负债率的偏离程度。该指标越大,表明企业过度负债程度越大。将负债程度由大到小排列,令负债程度处于后 1/3 的企业为处理组,即负债程度较低企业的处理变量 $Treat$ 赋值为 1,负债程度处于前 1/3 的企业为对照组, $Treat$ 赋值为 0。

$$Lvb_t = \alpha_0 + \alpha_1 Soe_{t-1} + \alpha_2 Roa_{t-1} + \alpha_3 Ind_lwb_{t-1} + \alpha_4 Growth_{t-1} + \alpha_5 Fata_{t-1} + \alpha_6 Size_{t-1} + \alpha_7 First_{t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

其中, Lvb 表示企业资产负债率, Soe 表示是否为国有企业的虚拟变量, Roa 为资产收益率, Ind_lwb 表示行业资产负债率的中位数, $Growth$ 表示成长能力, $Fata$ 表示固定资产占比, $Size$ 表示企业规模, $First$ 表示第一大股东持股比例。

3. 机制变量

本文参考江艇(2022)的方法,通过分组回归进行机制检验,分别将企业样本划分为融资约束高低两组、融资成本大小两组和“短贷长投”高低两组。机制变量融资约束、融资成本、“短贷长投”均为虚拟变量,分别根据信贷政策冲击前 2015 年企业的 SA 指数、财务费用率和“短贷长投”指数的中位数进行区分。其中,SA 指数参考 Hadlock 和 Pierce(2010)的方法计算;“短贷长投”指数借鉴钟凯等(2016)的方法,采用“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)”进行衡量,并除以上一年度总资产以控制规模效应。

4. 控制变量

参考钱雪松和石鑫(2023),控制变量包括企业年龄(Age)、企业规模($Size$)、资产收益率(Roa)、托宾 Q 值($Tobin$)、成长能力($Growth$)。

变量的具体定义如表 1 所示。

表 1 变量定义与说明

变量名称	变量说明
数字化转型(DT)	$\ln(1+\text{关键词词频加总})$
负债程度($Treat$)	依据企业 2015 年实际负债率与目标负债率的残差进行划分,按负债程度由大到小排列,处于前 1/3 $Treat$ 为 0,处于后 1/3 $Treat$ 为 1
信贷政策冲击($Post$)	2016 年及以后为 1,2016 年之前为 0
融资约束(Sa)	依据企业 2015 年 SA 指数的中位数划分,高融资约束组 Sa 为 1,低融资约束组为 0,其中 SA 指数= $-0.737 \times \text{企业总资产} + 0.043 \times \text{企业总资产平方项} - 0.040 \times \text{企业年龄}$,总资产单位为百万元并取对数
融资成本($Cost$)	依据企业 2015 年财务费用率的中位数划分,高融资成本组 $Cost$ 为 1,低融资成本组为 0,其中财务费用率=财务费用/营业收入
短贷长投($SFLI$)	依据企业 2015 年“短贷长投”指数的中位数划分,高“短贷长投”组 $SFLI$ 为 1,低“短贷长投”组为 0,其中,“短贷长投”指数=(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)/上一年度总资产
企业年龄(Age)	$\ln(1+\text{企业成立年限})$
企业规模($Size$)	$\ln(\text{企业总资产})$,总资产单位为亿元
资产收益率(Roa)	净利润/总资产
托宾 Q 值($Tobin$)	市值/总资产
成长能力($Growth$)	$(\text{本期末总资产}-\text{上期末总资产})/\text{上期末总资产}$

(三)模型设定

为检验信贷政策冲击对低负债企业数字化转型的实际影响,本文构建如下双重差分模型进行检验:

$$DT_{it} = \alpha_0 + \beta Treat_{it} \cdot Post_{it} + \alpha_1 Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,下标 i 代表企业, t 代表年份; DT 是被解释变量企业数字化转型; $Treat$ 为处理变量负债程度,依据企

业在 2015 年的负债程度,将样本划分为处理组和对照组, $Post$ 为政策冲击变量, $Treat \cdot Post$ 为负债程度与信贷政策冲击变量的交互项; $Controls$ 是一系列控制变量; μ 代表个体固定效应, δ 代表时间固定效应,以控制不随时间改变的企业固有特征和不随企业变化的宏观经济因素对模型回归的影响; ε 为随机扰动项。依据回归系数 β 识别信贷政策冲击对企业数字化转型的影响。

(四)描述性统计

表 2 报告了各变量的描述性统计结果。被解释变量企业数字化转型(DT)的均值为 1.2553,标准差为 1.1793,说明样本企业整体数字化转型程度不高,且彼此差异显著;企业负债程度变量($Treat$)的均值为 0.5090,表明处理组及对照组的样本占比分别是 50.90%和 49.10%;信贷政策冲击变量($Post$)的均值为 0.4280,表明政策冲击前后的样本占比分别是 42.80%和 57.20%。

表 2 描述性统计

变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
DT	5413	1.2553	1.1793	0.0000	4.8442
$Treat$	5413	0.5090	0.5000	0.0000	1.0000
$Post$	5413	0.4280	0.4948	0.0000	1.0000
Sa	5058	0.5154	0.4998	0.0000	1.0000
$Cost$	5052	0.4994	0.5000	0.0000	1.0000
$SFLI$	4997	0.4992	0.5000	0.0000	1.0000
Age	5413	2.8074	0.3669	1.6094	3.4657
$Size$	5413	8.3778	1.2479	5.7840	11.8636
Roa	5413	0.0313	0.0609	-0.2883	0.1885
$Tobin$	5413	2.0849	1.3987	0.8511	9.0714
$Growth$	5413	0.1487	0.2792	-0.3391	1.4841

四、实证结果分析

(一)基准回归

本文重点关注企业负债程度与信贷政策冲击变量的交互项 $Treat \cdot Post$ 的回归系数。表 3 列(1)是不考虑常数项及控制变量的混合 OLS 回归结果,列(1)中交互项的系数为 0.9079,且在 1%水平显著。由于国务院在 2015 年和 2016 年先后发布了《关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》和《“十三五”国家信息化规划》,均支持传统企业运用数字技术进行数字化转型,这可能导致企业数字化转型程度存在时间趋势,即随着时间推移而逐步深化。列(2)中除加入控制变量和个体固定效应外,还加入年份固定效应,从而控制上述政策可能存在的影响,列(2)中交互项 $Treat \cdot Post$ 的系数值下降为 0.1865,但仍在 1%水平显著。另外,不同行业的企业数字化转型程度也可能存在差异,列(3)中进一步考虑行业固定效应后,交互项 $Treat \cdot Post$ 的系数为 0.1555,在 5%水平显著,其经济意义表明,负债程度低的企业在信贷政策冲击之后数字化转型程度提高了 15.55%。综上,回归结果显示交互项 $Treat \cdot Post$ 的系数均显著为正,表明相比于过度负债企业,在信贷收紧政策冲击后,负债较低的企业数字化转型水平显著更高,即信贷政策冲击显著促进了负债程度低的企业数字化转型,从而验证了假说 H1。

表 3 基准回归结果

变量	(1) DT	(2) DT	(3) DT
$Treat \cdot Post$	0.9079*** (0.0774)	0.1865*** (0.0702)	0.1555** (0.0667)
$Treat$	0.7740*** (0.0320)		
$Post$	1.9472*** (0.0576)		
控制变量	否	是	是
时间固定效应	否	是	是
个体固定效应	否	是	是
行业固定效应	否	否	是
样本量	5413	5413	5413
R^2 值	0.569	0.484	0.508

注:*,**,*** 分别表示在 10%、5%、1%水平显著,括号内为聚类在个体层面的稳健性标准误。下表同。

(二)平行趋势检验

双重差分模型需要满足一个重要的前提假设:处理组与对照组的变动趋势在“去杠杆”政策实施前应保持一致,即平行趋势假定。为验证平行趋势假定,依据事件研究法,本文以 2010 年为基期构建如下模型:

$$DT_{it} = \alpha_0 + \sum_{t=2011}^{2019} \beta_i Treat_i \cdot Period_t + \alpha_3 Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $Period_t$ 为年份虚拟变量,其余变量含义与基准模型一致。 β_i 是平行趋势检验中需要重点关注的回归系数。相较于基期 2010 年,若政策实施年份之前的交互项系数 β_i 均不显著,则表明平行趋势得到满足。

图 1 展示了平行趋势检验的回归结果。可以发现,在信贷政策冲击前的各年份,处理组与对照组没有明

显差异,说明通过平行趋势检验。此外,式(3)能够反映政策冲击对企业数字化转型影响的动态效应,在政策冲击当年及此后各时期,交互项系数 β_i 在5%水平显著为正,表明信贷政策冲击显著促进了负债程度低的企业数字化转型,从图1可知,该影响在政策冲击的后一年最大。

(三)内生性检验

1. 控制同期政策影响

国务院在2015-2016年间发布了《关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》和《“十三五”国家信息化规划》,这些政策可能直接推动企业的数字化转型,从而混淆信贷政策冲击的效应。这些政策将导致企业数字化程度存在时间趋势,但不太可能导致负债程度低的企业和负债程度高的企业数字化转型程度出现差异。因此,为排除上述政策因素的干扰,本文在回归中控制互联网普及率(*internet*)变量,用于捕捉国家“互联网+”政策和国家“十三五”信息化规划的效应,从而得到“干净的”信贷政策冲击效应。互联网普及率是指互联网用户数占常住人口总数的比例,其变动是“互联网+”政策和国家信息化规划实施的重要表现,指标数据来自国家统计局网站。表4列(1)结果显示,互联网普及率*internet*的系数在1%水平显著为正,说明“互联网+”等国家政策确实有助于促进企业数字化转型,交互项*Treat*·*Post*的系数为0.1844,仍在1%水平显著为正,表明信贷政策冲击对负债程度低的企业数字化转型具有提升作用。

2. 滞后被解释变量

为避免可能存在的反向因果关系,即数字化转型使得信贷政策冲击后企业负债程度降低,本文对企业数字化转型变量分别进行滞后一期、滞后两期处理,重新进行回归。回归结果如表4列(2)(3)所示,交互项*Treat*·*Post*的系数仍显著为正,与前文结论保持一致。

3. PSM-DID 检验

为消除样本自选择偏误导致的内生性问题,本文使用PSM-DID方法,通过倾向得分匹配更准确地评估信贷政策冲击对低负债企业数字化转型的影响。具体地,采用前文的控制变量,对处理变量使用Logit回归模型估计每个样本的倾向得分值,根据该倾向得分做1:1近邻匹配,最后根据匹配后样本重新对式(1)进行回归。平衡性检验结果表明,组间协变量标准化均值的偏差绝对值均小于3%,B值为4.2%,小于25%,R值为0.76,落于[0.5,2]之间,说明匹配后组间协变量差异不大,样本匹配效果较好。表5列(1)-(3)分别为匹配成功样本、满足共同支撑假设样本以及考虑频数加权的回归结果,交互项*Treat*·

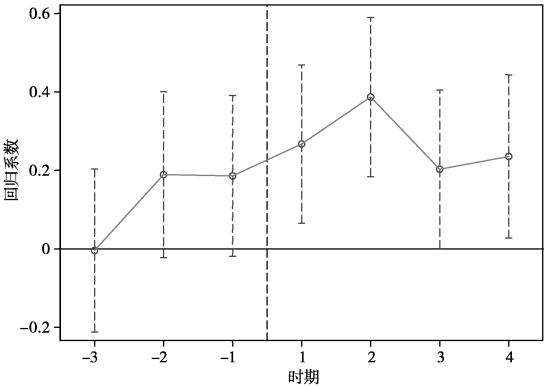


图1 平行趋势检验

表4 内生性检验结果

变量	控制“互联网+” 政策和信息化规划影响	滞后检验	
	(1)DT	滞后一期 (2)DT	滞后两期 (3)DT
<i>Treat</i> · <i>Post</i>	0.1844*** (0.0706)	0.1497** (0.0735)	0.1970*** (0.0732)
<i>Post</i>	-0.0160 (0.0559)		
<i>internet</i>	0.0400*** (0.0060)		
控制变量	是	是	是
时间固定效应	否	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	5413	4585	3974
R ² 值	0.465	0.482	0.460

表5 样本选择偏误的内生性检验

变量	PSM-DID 检验			Heckman 检验
	匹配成功 (1)	满足共同支撑假设 (2)	频数加权 (3)	
<i>Treat</i> · <i>Post</i>	0.2185** (0.0855)	0.1866*** (0.0702)	0.2556*** (0.0853)	0.1848*** (0.0701)
<i>Imr</i>				1.6526 (1.3389)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	2816	5408	4051	5413
R ² 值	0.503	0.484	0.712	0.485

Post 的系数始终显著为正,支持了基准回归的结论。

4. Heckman 检验

数字化转型情况是企业自愿披露的内容,部分企业可能并未在其公司年报中汇报数字化转型发展相关情况,同时数字化转型程度高的企业倾向于主动在年报中披露数字化转型情况,使得样本数据产生选择偏差问题。

为缓解上述内生性问题,本文采取 Heckman 两阶段模型进行检验。第一阶段,首先根据企业当期的年报中是否出现相关数字化转型的关键词,构造虚拟变量,公司年报出现相关关键词的企业赋值为 1,反之为 0;再以该虚拟变量为被解释变量,以前文的控制变量构建 Probit 回归模型预测每个个体披露相关关键词的概率,由此计算得到逆米尔斯比率(*Imr*),*Imr* 的作用在于为每个样本提供一个修正选择偏差的值。第二阶段,在原基准回归模型中纳入 *Imr*,重新进行回归,若该回归结果与原基准回归模型保持一致,则表明原结果是稳健的。Heckman 第二阶段检验的回归结果如表 5 列(4)所示,回归结果显示,交互项 *Treat*·*Post* 的系数在 1%水平显著为正,本文的基准结论仍然成立。

5. 安慰剂检验

为检验信贷政策冲击对低负债企业数字化转型的影响是否受到未知或不可观察因素的干扰,本文进行安慰剂检验。具体检验过程为:首先随机引入负债程度与信贷政策冲击变量交互项的虚假处理解释变量,重新依照双重差分模型(2)作回归估计,最后利用蒙特卡洛法重复上述过程 500 次。若得到的回归系数显著异于基准回归结果,则验证了双重差分模型(2)的有效性,即企业数字化转型的变化是由信贷政策冲击带来的。图 2 描绘的安慰剂检验结果显示,随机引入虚假交互项后,回归得到的系数大致呈现以 0 为均值的正态分布,与基准回归得到的回归系数(垂直虚线)具有显著差异,这表明低负债企业数字化转型的变化确实是由信贷政策冲击引起,而非由未控制的随机因素所致。

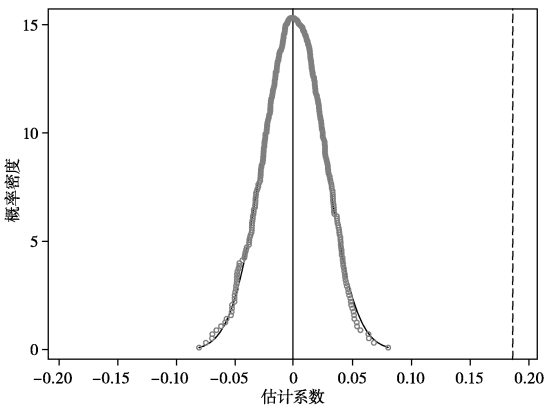


图 2 安慰剂检验

(四)稳健性检验

1. 替换被解释变量

一是用样本企业年度报告中是否出现数字化转型关键词的虚拟变量替换企业数字化转型指标,以该虚拟变量为被解释变量进行面板 Logit 模型回归。二是考虑到以数字化转型的关键词词频衡量数字化转型(*DT*)存在较多的 0 值,为减少可能存在的异常值影响并控制可能存在的其他遗漏控制变量的影响,将连续变量依据中位数划分,大于中位数取值为 1,反之取值为 0。三是为减少数字化转型关键词分类标准导致的衡量偏差,依照袁淳等(2021)基于国家数字经济相关政策提取得到的企业数字化术语词典,统计样本企业年报“管理层讨论与分析”(MD&A)中相关数字化转型关键词词频,利用该词频在年报 MD&A 语段长度中的占比衡量企业数字化转型程度。表 6 汇报了替换被解释变量后的回归结果,在使用新的企业数字化转型指标后,交互项 *Treat*·*Post* 的系数仍然显著为正,与基准回归结果保持一致。

2. 改变企业负债程度划分方式

第一,以企业 2015 年负债程度的中位数为划分依据,高于该中位数的企业处理变量为 0,反之为 1;第二,以企业 2015

表 6 替换被解释变量

变量	(1)0-1 虚拟变量	(2)中位数划分	(3)词频占比
<i>Treat</i> · <i>Post</i>	0.4619 ^{***} (0.1945)	0.0619 ^{***} (0.0302)	0.1865 ^{***} (0.0702)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
样本量	5413	5413	5413
R ² 值		0.357	0.484
伪 R ² 值	0.423		

年负债程度的四分位数为划分依据,后 25%的企业处理变量赋值为 0,前 25%的企业赋值为 1;第三,以企业在 2015 年的实际资产负债率与目标资产负债率的差值的相反数为处理变量;第四,以企业在 2015 年的实际资产负债率是否大于目标资产负债率为划分依据,实际资产负债率大于目标资产负债率的企业处理变量为 0,反之为 1。回归结果如表 7 所示,交互项 $Treat \cdot Post$ 的系数均至少在 5%水平显著为正,表明本文的基准结论仍然成立。此外,列(1)根据中位数划分处理变量后 $Treat \cdot Post$ 的回归系数绝对值小于基准回归中根据三分位数划分处理变量后回归系数绝对值,也小于列(2)中根据四分位数划分处理变量后交互项回归系数的绝对值,表明存在剂量效应(Dosage Effects),即随着处理组及对照组间负债程度差距的扩大,信贷政策冲击对低负债企业数字化转型的促进作用更大。

3.采用 Tobit 模型

针对样本数据中数字化转型指标存在较多 0 值的问题,考虑数据存在左截断的特征,本部分使用 Tobit 回归模型以更准确地对回归结果进行估计。表 8 列(1)汇报了面板 Tobit 模型的回归结果,交互项 $Treat \cdot Post$ 的系数在 1%水平显著为正,表明基准回归结果具有稳健性。

4.调整样本时间窗口

为检验基准回归中双重差分模型是否受样本期间选取的影响,排除时间异质性对基准回归的干扰,分别将样本时间窗口调整为 2011–2018 年、2012–2017 年,重新对模型(2)进行回归。回归结果如表 8 列(2)(3)

所示,结果表明,在不同时段内,交互项 $Treat \cdot Post$ 的系数均显著为正。另外,进一步纳入企业 2020–2023 年的样本数据,回归结果如列(4)所示,交互项 $Treat \cdot Post$ 的系数为 0.1352,且在 1%水平显著。以上均表明,调整样本时间窗口后,本文的基准回归结果稳健。

(五)作用机制分析

为进一步探究信贷政策冲击对低负债企业数字化转型的影响机制,基于前文理论分析,分别从融资约束、融资成本、“短贷长投”三个机制路径进行检验。参考江艇(2022)的方法,本文通过调节效应的分组回归进行机制检验。

1.融资约束

如果信贷政策冲击通过缓解融资约束促进企业数字化转型,那么其对数字化转型的作用将在原本融资约束程度高的企业中更显著,而在融资约束程度低的企业中不显著。本文以 SA 指数衡量企业的融资约束水平,SA 指数为负数,绝对值越大,表明企业受到的融资约束水平越高(鞠晓生等,2013)。本文根据信贷政策冲击之前(2015 年)企业融资约束的中位数,将企业分为高融资约束组 and 低融资约束组,并进行分组回归。表 9 列(1)(2)的结果显示,交互项的系数在高融资约束组中显著为正,而在低融资约束组中不显著。在信贷政策冲击之前,低负债企业可能面临高融资约束,无法获得外部债务融资,但“去杠杆”政策实施后,金融机构受限于政策约束无法为过度负债企业提供债务融资,甚至收回原本信贷资金,而低负债企业或因符合政策要求而获得更多融资。换言之,信贷政策冲击将使得低负债企业原本的高融资约束得以缓解,从而促

表 7 改变处理变量划分方式

变量	(1)中位数	(2)四分位数	(3)连续变量	(4)负债程度
$Treat \cdot Post$	0.1195 ^{**} (0.0554)	0.1926 ^{**} (0.0851)	0.4363 ^{***} (0.1950)	0.1458 ^{***} (0.0552)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	8374	3951	8374	8374
R ² 值	0.485	0.491	0.485	0.486

表 8 替换模型和改变样本区间

变量	Tobit 模型	样本时间窗口		
		2011–2018 年	2012–2017 年	2010–2023 年
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \cdot Post$	0.1934 ^{***} (0.0543)	0.1919 ^{***} (0.0708)	0.2044 ^{***} (0.0714)	0.1352 ^{***} (0.0679)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	5413	4481	3427	11672
R ² 值	0.300	0.460	0.409	0.419

进这些企业数字化转型,假说 H2 得证。

2. 融资成本

如果信贷政策冲击通过降低企业融资成本来促进数字化转型,那么在原本融资成本较高的企业中,信贷政策冲击对企业数字化转型的促进作用将更显著,但在低融资成本企业中不显著。本文根据信贷政策冲击之前(2015 年)企业融资成本的中位数,将企业分为高融资成本组和低融资成本组,并进行分组回归。表 9 列(3)(4)的结果显示,列(3)低融资成本组中交互项的系数为 -0.045,且不显著,列(4)高融资成本组中交互项的系数为 0.2578,且在 5%水平显著。在信贷政策冲击之前,低负债企业可能由于自身资质等原因面临更高的融资成本,但“去杠杆”政策实施后,过度负债企业获得债务融资的难度增大,而低负债企业将受到金融机构青睐,其融资成本可能下降,即信贷政策冲击将使得低负债企业原本的高融资成本下降,从而促进这些企业数字化转型,假说 H3 得证。

3. 短贷长投

如果信贷政策冲击通过增加低负债企业的短贷长投来促进数字化转型,那么在原本短贷长投较少的企业中,信贷政策冲击对低负债企业数字化转型的促进作用将更加显著。本文根据信贷政策冲击之前(2015 年)企业短贷长投的中位数,将企业分为低短贷长投组和高短贷长投组,并进行分组回归。表 9 列(5)显示,低短贷长投组中交互项的系数在 1%水平显著为正,列(6)中高短贷长投组交互项系数不显著。在信贷政策冲击之前,负债程度较低的企业由于外部融资较少,其短贷长投的水平更低;但信贷政策冲击后,由于低负债企业更易受到金融机构青睐,其能够从金融机构获得更多的融资,更有可能将短期负债用于长期投资,如进行数字化转型,假说 H4 得证。

表 9 作用机制检验

	(1)高融资约束	(2)低融资约束	(3)低融资成本	(4)高融资成本	(5)低短贷长投	(6)高短贷长投
<i>Treat·Post</i>	0.2403 ^{***} (0.0984)	0.1400(0.1073)	-0.0450(0.1116)	0.2578 ^{***} (0.1068)	0.2260 ^{***} (0.0979)	0.1544(0.1081)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	2607	2451	2523	2529	2495	2502
R ²	0.489	0.465	0.513	0.446	0.488	0.477

(六)异质性分析

1. 企业成长性

本文以总资产增长率衡量企业成长性,高成长性企业更容易受到银行的青睐,并且在资本市场上能够获得更多的股权融资(程六兵等,2017)。高成长性企业融资更具优势,面对“去杠杆”政策的冲击也就更具抗压能力。因此,信贷政策冲击对高成长性企业数字化转型的作用效果可能更弱。表 10 列(1)(2)汇报了根据 2015 年企业成长性中位数划分后的分组回归结果,其中低成长性企业的交互项系数在 1%的显著性水平为正,且绝对值大于基准回归中的交互项系数,而高成长性企业的交互项系数并不显著。这意味着信贷政策冲击对数字化转型的促进作用在低成长性企业中更大,高成长性企业得益于良好的融资条件,信贷政策冲击对其数字化转型影响不大。

表 10 企业成长性与技术水平的异质性

	(1)高成长性	(2)低成长性	(3)高新技术企业	(4)非高新技术企业
<i>Treat·Post</i>	0.0582(0.1026)	0.2862 ^{***} (0.1044)	0.0796(0.1158)	0.2633 ^{***} (0.0919)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	2505	2553	1985	3073
R ² 值	0.496	0.464	0.444	0.501

2. 企业技术水平

新兴技术如人工智能、大数据分析、物联网和区块

链等能够通过推动企业创新商业模式、优化组织结构,最终驱动企业实现数字化转型的目标。因此,对于具有较高技术水平的企业,信贷政策冲击的影响可能有所弱化。此外,2016年科技部、财政部、税务总局修订印发的《高新技术企业认定管理办法》规定,经认定为高新技术企业后,企业可以享受减按15%税率征收所得税和对研发费用采取加计扣除等优惠政策。这意味着,除了技术创新本身对数字化转型的驱动效应,高技术创新水平的企业还会受到产业政策的优待,一定程度上缓解数字化转型所需资金量大的问题。针对上述推断,以国家科技部所列示的高新技术企业名单为参照,根据2015年企业是否为高新技术企业进行样本分组,回归结果如表10列(3)(4)所示。可以发现,高新技术企业样本中交互项的系数并不显著;非高新技术企业样本中交互项系数在1%水平显著为正。这表明信贷政策冲击对非高新技术企业的数字化转型的提升作用更大。

3. 企业所有制

本文根据2015年企业的所有权性质将所有企业样本划分为国有企业和非国有企业,分组回归结果如表11列(1)(2)所示。其中,列(1)国有企业样本中交互项的系数为0.2811,且在5%水平显著;列(2)中交互项的系数为0.1564,且在10%水平显著。可见,交互项系数在国有企业中更大且更显著,这表明相比于非国有企业,受信贷政策冲击后,国有低负债企业的数字化转型水平更高,即信贷政策冲击对低负债企业数字化转型的促进作用在国有企业中更大。

4. 工业和服务业

考虑到工业和服务业企业的数字化转型可能存在差异,本文进一步将企业样本区分工业和服务业并进行分组回归,结果如表11列(3)(4)所示。在列(3)工业企业样本中,交互项的系数为0.1556,且在10%水平显著,在列(4)服务业企业样本中,交互项的系数不显著。这说明相比服务业,信贷政策冲击对低负债工业企业的数字化转型的促进作用更大。

5. 企业规模

考虑到大企业通常融资能力更强,而小企业融资约束更严重,本文利用企业规模变量的中位数进一步区分了规模较大和规模较小的企业,分组回归结果如表11列(5)(6)所示。在列(5)规模较大企业中,交互项的系数不显著,在列(6)规模较小企业中交互项的系数为0.2862,且在1%水平显著。这表明相对于规模大的企业,信贷政策冲击对规模较小的低负债企业的数字化转型促进作用更大。

表 11 企业所有制、行业与规模的异质性

	(1)国有企业	(2)非国有企业	(3)工业	(4)服务业	(5)规模大	(6)规模小
<i>Treat*Post</i>	0.2811 ^{***} (0.1114)	0.1564 [*] (0.0910)	0.1556 [*] (0.0867)	0.0153(0.1138)	0.0582(0.1026)	0.2862 ^{***} (0.1044)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2046	3366	3666	1552	2505	2553
R ² 值	0.439	0.505	0.451	0.513	0.496	0.464

五、结论与启示

本文从企业负债的视角出发,利用沪深A股上市企业相关数据构建双重差分模型,实证检验了信贷政策冲击与企业数字化转型的关系。本文得到以下结论:第一,信贷政策收紧冲击对负债程度低的企业数字化转型具有显著促进作用。在进行一系列稳健性检验后,该结论仍然成立。第二,作用机制分析表明,信贷政策冲击通过缓解融资约束、降低融资成本、增加“短贷长投”,促进低负债企业数字化转型。第三,信贷政策冲击对低负债企业数字化转型的影响存在异质性特征,在低成长性企业、非高新技术企业、国有企业、工业企业以及规模较小企业中的作用更为显著。

本文研究具有以下启示:一是持续优化信贷结构,降低不利于经济增长和金融稳定、杠杆率过高的“坏

杠杆”,保留对实体经济发展有利、对数字化转型有益、合理适度的“好杠杆”,促进信贷供给与经济结构调整、经济动态平衡更为适配。二是加强金融创新,优化金融支持政策。一方面,鼓励金融机构开展金融创新,进一步推出针对数字化转型企业的特色金融产品和服务,满足企业融资需求,降低融资成本,推动企业数字化转型;另一方面,针对企业数字化转型战略,加强金融政策、产业政策、科技政策等之间的政策配合,形成政策合力,促进企业创新发展。□

[参考文献]

- 蔡宏波、汤城建、韩金镛,2023. 减税激励、供应链溢出与数字化转型. 经济研究,(7):156-173.
- 程六兵、叶凡、刘峰,2017. 资本市场管制与企业资本结构. 中国工业经济,(11):155-173.
- 杜善重、马连福,2024. 数字化转型速度如何影响企业债务融资——基于“降成本”与“去杠杆”视角的研究. 审计与经济研究,(2):52-62.
- 江艇,2022. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应. 中国工业经济,(5):100-120.
- 鞠晓生、卢荻、虞义华,2013. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性. 经济研究,(1):4-16.
- 李秉祥、林炳洪,2023. “去杠杆”背景下杠杆操纵对企业财务风险的影响分析——兼论内外部监督的治理效应. 南京审计大学学报,(3):21-30.
- 李成明、周迪、董志勇,2023. 资本市场开放推动企业数字化转型了吗?——基于准自然实验和文本分析方法. 统计研究,(8):96-109.
- 李华民、龙宏杰、吴非,2021. 异质性机构投资者与企业数字化转型. 金融论坛,(11):37-46+56.
- 李真、席菲菲、陈天明,2020. 企业融资渠道与创新研发投入. 外国经济与管理,(8):123-38.
- 刘红忠、赵骄阳,2021. 经济政策不确定性、融资风险与企业“短贷长投”. 上海金融,(1):12-23.
- 刘惠好、陈梦洁、焦文姐,2023. “去杠杆”政策之于国有企业创新:抑制还是促进?——基于实施效果与实现路径的检验. 经济管理,(11):68-88.
- 刘淑春、闫津臣、张思雪等,2021. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗. 管理世界,(5):170-190+13.
- 卢福财、王雨晨、徐远彬,2024. 头部企业在数字化转型中的作用. 数量经济技术经济研究,(5):92-112.
- 陆正飞、何捷、窦欢,2015. 谁更过度负债:国有还是非国有企业?. 经济研究,(12):54-67.
- 马惠娴、耀友福,2021. “去杠杆”政策压力下企业偿还债务还是隐藏债务?. 经济评论,(4):145-62.
- 毛宁、孙伟增、杨运杰等,2022. 交通基础设施建设与企业数字化转型——以中国高速铁路为例的实证研究. 数量经济技术经济研究,(10):47-67.
- 潘丹丹、范从来、王子敏,2025. 风险投资持股与关键数字技术创新. 现代金融研究,(3):32-43.
- 钱雪松、石鑫,2023. 企业财务杠杆、债务偿还压力与劳动雇用:来自中国的证据. 世界经济,(9):108-32.
- 申志轩、祝树金、文茜等,2024. 政府数字采购与企业数字化转型. 数量经济技术经济研究,(5):71-91.
- 宋晶、陈劲,2022. 企业家社会网络对企业数字化建设的影响研究——战略柔性的调节作用. 科学学研究,(1):103-112.
- 唐松、李青、吴非,2022. 金融市场化改革与企业数字化转型——来自利率市场化的中国经验证据. 北京工商大学学报(社会科学版),(1):13-27.
- 汤萱、高星、赵天齐等,2022. 高管团队异质性与企业数字化转型. 中国软科学,(10):83-98.
- 王海、闫卓毓、郭冠宇等,2023. 数字基础设施政策与企业数字化转型:“赋能”还是“负能”? 数量经济技术经济研究,(5):5-23.
- 吴丹、郑攀攀,2021. 去杠杆政策对企业债务风险的影响——基于 DID 方法. 投资研究,(4):121-38.
- 吴非、常曦、任晓怡,2021. 政府驱动型创新:财政科技支出与企业数字化转型. 财政研究,(1):102-15.
- 肖红军、阳镇,2022. 数字普惠金融会推动企业数字化吗. 吉林大学社会科学学报,(6):106-126+233-234.
- 许晓芳、周茜、陆正飞,2020. 过度负债企业去杠杆:程度、持续性及政策效应——来自中国上市公司的证据. 经济研究,(8):89-104.
- 杨贤宏、宁致远、向海凌等,2021. 地方经济增长目标与企业数字化转型——基于上市企业年报文本识别的实证研究. 中国软科学,(11):172-84.
- 袁淳、肖土盛、耿春晓、盛誉,2021. 数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化. 中国工业经济,(9):137-155.
- 袁歌骋、夏仕龙、尤阳,2022. 家庭部门去杠杆对经济增长的影响——动态效应与异质性分析. 金融论坛,(11):32-40.
- 曾皓,2024. 市场竞争机制促进了企业数字化转型吗?——基于市场准入负面清单制度的准自然实验. 外国经济与管理,(3):136-152.

-
- 张冰倩、万月,2020. 我国四次“去杠杆”政策比较研究. 商业经济研究,(1):188-92.
- 张翠子、蒋峦、凌宇鹏等,2023. CEO 权力对家族企业数字化转型的影响研究. 管理学报,(3):339-48.
- 甄红线、王玺、方红星,2023. 知识产权行政保护与企业数字化转型. 经济研究,(11):62-79.
- 钟凯、程小可、张伟华,2016. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜. 管理世界,(3):87-98+114+88.
- 祝树金、申志轩、文茜等,2023. 经济政策不确定性与企业数字化战略:效应与机制. 数量经济技术经济研究,(5):24-45.
- Chen,Z.,Xiao,Y.,and Jiang,K.,2023.The impact of tax reform on firms' digitalization in China. *Technological Forecasting and Social Change*,187:122196.
- Hadlock,C.J.,and Pierce,J.R.,2010. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index. *Review of Financial Studies*,23(5):1909-1940.
- Harford,J.,Klasa,S.,and Walcott,N.,2009. Do firms have leverage targets? Evidence from acquisitions. *Journal of Financial Economics*,93(1):1-14.
- Li,Y.,Mohd Ashhari,Z.,and Fan,Y.,2022. Financial sustainability and capital leverage of microfinance institutions in China:the mediating role of profitability. *Cogent Economics & Finance*,10(1):2153411.
- Qiu,B.,and Cheng,B.,2022. Is a deleveraging policy effective? Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*,77:471-80.
- Wang,Y.,and He,Z.,2024. CEO discretion and enterprise digital transformation. *Heliyon*,10(1):e23468.
- Wen,J.,and Deng,Y.,2023.How does intellectual property protection contribute to the digital transformation of enterprises?. *Finance Research Letters*,58:104340.

(责任编辑:杨松梅)