

## 政府欠款治理立法监管与中小企业数字化转型\*

• 赵玲<sup>1</sup> 谢灿<sup>2</sup> 黄昊<sup>2</sup>

(1 西华大学经济学院 成都 610039; 2 西南财经大学财税学院 成都 611130)

**【摘要】**党中央高度重视实体经济和数字经济深度融合，二十届四中全会提出了促进制造业、服务业数智化转型，推进传统基础设施更新和数智化改造等重点任务。中小企业是国民经济发展的毛细血管，也是数字经济落地转型的重要主体，而资金短缺长期成为阻碍其数字化转型的难题。中小企业规模小、市场话语权弱，账款拖欠问题严重，特别是政府欠款会直接挤占企业流动资金，加剧流动性压力。2018 年施行的《中小企业促进法》从立法层面明确规定政府及其部门、事业单位不得违约拖欠中小企业款项。本文以此为切入点，探究政府欠款立法治理对中小企业数字化转型的赋能效应。本文基于手工整理的 2013—2022 年新三板挂牌企业供应链数据，实证分析政府清欠立法对中小企业数字化转型的影响。研究表明，法治化清欠政策实施后，存在政府欠款的中小企业数字化转型水平显著提升，且政策效应随欠款规模扩大而增强。异质性分析显示，该政策在转型意愿较强、区域金融发展水平较低的企业中效果更突出。机制检验表明，清欠立法可盘活企业滞留资金、缓解融资约束，为企业数字化改造提供稳定资金保障。本文的研究具有如下重要实践内涵：政策层面，地方政府需依托数字治理搭建常态化清欠机制，统筹财政运行与营商环境建设，以法治化清欠稳定企业经营预期，将制度优势转化为企业数字化转型内生动力；企业层面，中小企业应紧抓政策利好，依托资金条件改善加快数字化布局。同时，财政与国资监管部门可依托清欠工作疏通供应链资金流转，发挥国企链主引领作用，搭建产业链数字化协同发展体系，推动账款治理从短期纾困转向长效链式治理，从根本上破解中小企业供应链弱势困境，全面激活中小企业数字化转型活力。

\* 基金项目：成都市高质量发展研究中心（成都经济发展研究院）一般项目“构建容错纠错机制赋能未来产业高质量发展研究”（项目号：yb2024103）；贵州省哲学社会科学规划青年课题“供应链碳金融助力贵州农业低碳发展研究（项目号：23GZQN76）；国家自然科学基金青年项目“政策执行效果审计与企业创新质量研究：基于地方政府行为纠偏的视角”（项目批准号：72102192）。

作者简介：赵玲（1992—），副教授，主要研究数字经济与企业创新。谢灿（1998—），博士研究生，主要研究财税理论与实务。黄昊（1992—），副教授，主要研究财税政策与审计监督。

通讯作者：黄昊，E-mail: huanghao@swufe.edu.cn。

【关键词】中小企业促进法；数字化转型；商业信用供给；流动性约束

中图分类号：F239.2

文献标识码：A

## 1. 引言

党中央高度重视实体经济与数字经济的深度融合，二十届四中全会明确提出推动制造业、服务业数智化转型，加快传统基础设施更新与数智化改造等战略部署。中小企业作为国民经济的“毛细血管”，是落实上述战略目标、释放数字经济活力的基础性主体。然而，资金约束始终是制约中小企业数字化转型的重要瓶颈。数字化转型需要大量持续性资金投入，而中小企业由于规模小、融资能力弱，往往难以承担高昂的转型成本（张矿伟和俞立平，2024）。根据融资约束理论，当外部融资受限时，内部资金可用性成为企业投资决策的关键制约因素，中小企业的数字化转型投资更是高度依赖内部现金流（吴非等，2021）。更为严峻的是，政府欠款问题进一步加剧了中小企业的资金困境。由于在商业交易中处于弱势地位，中小企业的贷款常被拖欠，尤其是来自政府及其相关单位的欠款，不仅直接占用企业营运资金，还会减少市场总体流动性，形成负向溢出效应。为此，2018 年施行的《中小企业促进法》从立法层面明确规定政府及其部门、事业单位不得违约拖欠中小企业款项。那么，这一立法监管措施能否有效缓解中小企业的流动性约束，从而助推其数字化转型？这正是本研究的核心问题。

长期以来，中小企业饱受贷款拖欠困扰，这已成为经济循环体系中的一个堵点。诸多文献指出，贷款拖欠问题不仅影响企业的现金流管理，还会进一步扭曲其投资决策和创新能力（Chowdhury and Maung, 2012）。尽管各级政府部门采取了诸多措施，但由于缺乏上位法支持，实际效果有限。交易成本经济学认为，企业间的不对称议价能力可能导致合同履行中的不公平现象（Grossman and Hart, 1986），例如贷款拖欠进一步增加了中小企业的经营风险。为了减轻这些问题，制度经济学强调通过完善法律和制度设计来降低交易成本、规范市场行为，从而促进资源的有效配置。2018 年《中小企业促进法》的施行正是对这一理论的实践应用，其中新增的第 53 条规定明确指出，“国家机关、事业单位和大型企业不得违约拖欠中小企业的货物、工程、服务款项。中小企业有权要求拖欠方支付拖欠款并要求对拖欠造成的损失进行赔偿”。这一法律规定的出台为清欠行动提供了有力支持。账款拖欠导致中小企业内部现金流不足，阻碍了其数字化转型的进程。《中小企业促进法》通过欠款清偿提升中小企业流动性，能有效缓解融资摩擦对企业数字化转型的阻碍。因此，本文预期政府欠款治理的立法监管有助于促进中小企业数字化转型。

基于上述分析，本文以 2013—2022 年全国中小企业股份转让系统（以下简称“新三板”）挂牌企业为研究对象，手工收集各企业应收账款前 5 名欠款方名单，并逐个判断前 5 名欠款方是否为国家机关、事业单位以及国有企业。进一步参照陈胜蓝等（2023）的做法，将前 5 名应收账款名单中包含国家机关、事业单位或国有企业的样本定义为处理组，其余定义为控制组。基准回归结果显示，《中小企业促进法》实施后，相比非政府欠款企业（控制组），政府欠款企业（处理组）的数字化转

型水平显著提升。该结论在一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析表明,当企业面临较强的成本削减压力或所处地区金融市场发展水平较低时,上述政策的促进效应更为显著。机制检验进一步揭示,该立法监管措施通过缓解政府部门对企业资金的占用,有效改善了企业的现金流状况和融资约束,进而释放了用于数字化升级的关键资源。本文的结论表明,健全的法治环境能够通过疏通企业内部资金链条,为中小企业的战略性投资(如数字化转型)提供制度保障。

与已有文献相比,本文的边际贡献主要体现在三个方面:第一,丰富了中小企业数字化转型影响因素的相关研究。数字经济快速发展给企业数字化转型带来了前所未有的机遇,现有文献从宏观制度环境和公司微观治理特征等多个维度出发,检验了企业数字化转型的驱动因素,但囿于数据收集的原因目前绝大多数文献仍聚焦于沪深A股上市公司层面,对中小企业数字化转型问题关注较少。此外,也鲜有文献从法治建设及政府信用体系建设等方面考察其对企业数字化转型的影响。本文的研究对此进行了补充。第二,拓展了《中小企业促进法》修订实施经济效应方面的文献。已有文献主要聚焦于企业产品市场表现、劳动雇佣以及创新活动等(陈胜蓝等,2023;马慧,2024),较少关注这一法律制度对企业数字化转型方面的影响。本文的研究为此提供了增量经验证据。第三,从商业信用资金占用及释放的视角进一步剖析了政府欠款治理立法监管影响中小企业数字化转型的作用路径。中小企业是经济发展的毛细血管,分布范围广泛,加快推进量大面广的中小企业数字化转型是构建全链条、全流程数字化生态的必然要求。本文从供应链上企业间商业信用供给出发,验证了当前加速商业信用资金流动有助于市场主体特别是中小企业获得更多流动性,进而加速企业数字化转型的进程。这不仅为理解政府欠款治理立法监管的经济效应提供了新的视角,也为政策制定者提供了有价值的参考依据。

## 2. 制度背景、理论分析与研究假说

### 2.1 政府欠款治理立法监管制度背景

中小企业在经济社会发展全局中发挥着重要作用,促进中小企业健康可持续发展已成为各方共识。2003年起开始实施的《中小企业促进法》,是我国第一部关于中小企业的专门法律。该法律从资金支持、创业扶持、技术创新、市场开拓和社会服务等五个方面,制定了改善中小企业经营环境、引导和扶持中小企业健康发展的法律准则。在此后的十余年实施过程中,它为改善中小企业政策和融资环境、加强财税和创新创业扶持力度发挥了重要的法律保障作用。

但随着经济社会发展和实际情况转变,原法缺乏刚性约束和可操作性的缺点日益凸显,已不能适应中小企业发展的现实需要(沈木珠,2010)。因此,自2014年起,十二届全国人大常委会历时四年、经三次审议通过最新版《中小企业促进法》,并已于2018年1月1日正式施行。新法在2003年施行的《中小企业促进法》基础上进行修订,由7章45条增加到10章61条,明确将促进中小企业发展作为长期发展战略,新增的权益保护专章与监督检查专章,强调保护中小企业合法权益,加强法律执行情况监督检查。其中第53条的制定和落实,为拖欠中小企业账款等问题的解决提供了契

机，也为后续政策的出台提供了法律依据。

此后，在 2018 年施行的《中小企业促进法》这一上位法的支持下，政府出台了一系列配套政策措施以解决中小企业账款拖欠问题。针对清偿中小企业拖欠账款问题，2018 年 11 月 1 日，习近平总书记在民营企业座谈会上强调要高度重视“三角债”问题，纠正一些政府部门、大企业利用优势地位以大欺小，拖欠民营企业账款的行为。11 月 9 日，国务院依照习近平总书记指示，立即部署开展清欠专项行动，切实解决政府部门和国有大企业拖欠民营企业账款问题。截至 2019 年 1 月末，据国资委财务监管局摸排得知，中央企业拖欠民营企业、中小企业账款已清偿 839 亿元，清欠进度达 75.2%。此外，为防范“三角债”，防止“边清边欠”“清完又欠”现象发生，建立健全防范化解拖欠中小企业账款长效机制，国务院于 2019 年正式公布《优化营商环境条例》，并于 2020 年 1 月 1 日起施行，进一步约束国家机关、事业单位及大型企业账款拖欠行为；2020 年 7 月 5 日，国务院颁布《保障中小企业款项支付条例》，对政府机关、事业单位支付中小企业采购货款期限做出明确规定。据工信部统计，截至 2020 年底，政府及大型国有企业已累计清偿拖欠民营企业 and 中小企业逾期欠款 8500 多亿元，清欠工作取得初步成效。

为进一步巩固清欠成果，落实《中小企业促进法》及《保障中小企业款项支付条例》，2021 年 12 月 30 日，工信部印发《保障中小企业款项支付投诉处理暂行办法》，促进机关、事业单位和大型企业及时支付中小企业货物、工程、服务款项，规范投诉受理、处理程序，维护中小企业合法权益。2023 年 7 月，党中央、国务院发布《关于促进民营经济发展壮大的意见》，要求机关、事业单位和大型企业不得拒绝或延迟支付中小企业和个体工商户款项；同年 9 月，国务院审议通过《清理拖欠企业账款专项行动方案》，要求省级政府对本地区清欠工作负总责，努力做到应清尽清，着力构建长效机制。可见，政府欠款治理立法监管及相关政策并非一时之计，而是伴随新版《中小企业促进法》实施后长期持续推进的。

学术界关于《中小企业促进法》实施亦有讨论，起初多集中于法律本身价值评价和完善建议。例如，刘庆飞（2012）认为，《中小企业促进法》具有创造经济效益、矫正市场失灵和政府失灵、效益大于成本、推动经济转型等多重价值；辜胜阻等（2017）研究认为，2003 年实施的《中小企业促进法》在某些方面已经不适合中小企业发展实际，而新修订的《中小企业促进法》相对于原法有较大提升，且主要体现在立法对象、融资促进、财税扶持、创新创业支持、权益保护、国际化拓展、监督管理体制改革等方面。此外，近年来也有部分学者对其出台后的经济效果进行实证分析。陈胜蓝等（2023）研究发现，《中小企业促进法》实施不仅能够缓解中小企业流动性约束，提升其产品市场表现；而且还能够加强政府信用体系建设，提高企业劳动雇佣，促进地区层面的就业增长。然而，在当前数字经济快速发展的新阶段，关于《中小企业促进法》修订实施对中小企业数字化转型的影响却少有文献提及。因此，本文利用《中小企业促进法》修订作为准自然实验，尝试系统探讨其对中小企业数字化转型的影响及其作用机制。

## 2.2 理论分析与研究假说

随着智能化进程快速推进，数字化转型已经成为中小企业高质量发展的“必修课”。《中国中小

企业数字化转型报告 2024》披露的数据显示,在对覆盖中国 28 个主要省市约 500 家中小企业的中高层管理人员的调研访谈中,绝大多数中小企业(占比 98.8%)已经开启数字化转型。总体上,中小企业转型意愿积极,并已认识到数字化转型对降本增效、拓展市场至关重要。然而,大多数企业将“资金不足”列为转型过程中的首要障碍。多数企业难以承担持续的软硬件更新与人才成本,一次性的软件采购、持续的系统维护、专业人才的引进以及长周期的技术升级中的每一项都需要大量的资金投入。这种“高意愿、低资本”的矛盾,已成为制约中小企业转型发展、实现可持续竞争力的普遍现实。

事实上,除却中小企业本身外部融资困境,其在供应链上也往往处于劣势地位,议价能力较低,账款回收慢、占用多,严重影响了资金的流动和使用。北京大学光华管理学院发起的中国企业创新创业调查项目(ESIEC)2025 年度调研数据显示,40% 的受访中小企业存在逾期应收账款,且广义“公共部门”(含政府部门、事业单位、城投平台、国企等)的欠款在企业总应收款中占比极高,对依赖政府订单的中小企业造成了尤为严重的资金冲击。这种长期且大额的欠款占用了中小企业的核心流动资金,使其难以筹集数字化转型所需的持续投入,成为阻滞其转型进程的关键瓶颈。因此,通过政府欠款治理立法监管规范公共部门付款行为、盘活中小企业应收账款,为缓解其资金压力、破除数字化转型的资金障碍提供了可行路径。

### 2.2.1 政府欠款治理立法监管助力中小企业数字化转型的理论分析

根据上文的分析,数字化转型本质上是一项资本密集型的战略决策,对企业资源禀赋特别是资金充裕度具有高度依赖(Verhoef et al., 2021; 陈世来和李青原, 2023)。由此,政府欠款立法监管对中小企业数字化转型赋能的逻辑可以归纳为,以制度环境重塑为逻辑起点,通过提升供应链资金流转效率(加速欠款清理),最终落脚于融资约束的实质性缓解。

首先,立法监管通过强制性规范,实现了政府与中小企业间制度环境的深刻改变。在法治化治理缺位的环境下,政府及公共部门在供应链中往往凭借科层体制的强势地位,形成对中小企业货款的隐性合规化占用(Conti et al., 2021; Barrot and Nanda, 2020),这种非对称的博弈关系使得欠款成为某种默许的商业常态。从制度理论视角看,立法监管的介入本质上是正式制度对非正式权力的规制。通过《中小企业促进法》的刚性约束,这种治理行为不仅从法律层面确立了中小企业收款权的合法性,更通过行政问责和合规压力,将政企关系从准契约层面的不平等博弈,回归到平等的法治化商业逻辑。

其次,在制度环境重塑的驱动下,中小企业所处的供应链资金流转效率得到了边际改善。供应链协作的核心在于信息、资源与资金的高效协同(Wu et al., 2014; 陈正林, 2017)。政府欠款本质上是供应链下游对上游中小企业资金流的截流,导致供应链整体周转速度下降(郭晔和姚若琪, 2024)。随着立法监管对清欠义务的明确,供应链末端的资金回笼机制将会被激活。监管压力强制缩短了政府及公共部门的付款周期,提升了供应链内的资金流动性。同时,也在一定程度上修复了基于制度保障的供应链信任,使得原本被长期冻结在账面上的应收账款转化为企业可灵活调配的活钱(潘越等, 2022)。

最后,供应链资金压力的释放,最终通过缓解融资约束这一核心屏障,促进了企业数字化转型

决策的落地。根据融资约束理论，数字化转型对内部现金流的稳定性和外部融资的易得性具有高度依赖。当立法监管改善了供应链资金效率后，中小企业的融资困境将会得到实质性缓解。直接的现金流回笼充实了企业的内部现金流，为数字化建设这一高昂的战略支出提供了物质资源。特别是应收账款营运资金周转效率的提升，使得受政府欠款影响的中小企业具备了更强的能力与动机将资源配置到数字化转型等前瞻性领域。综合上述分析，本文提出如下研究假说：

**H1：政府欠款治理立法监管有助于提升中小企业数字化转型水平。**

### 2.2.2 成本调整压力的异质性影响分析

在研究中小企业数字化转型的过程中，企业的成本管理能力亦是一个至关重要的因素。企业的成本调整压力，即其在面对外部经营环境波动时，通过优化内部资源配置以控制成本的难度和紧迫性，是驱动其战略变革的重要内在因素。通常而言，高成本黏性的企业会面临更严峻的成本调整压力。这类企业可能由于沉重的固定资产投入、刚性的劳动力合同或低效的内部管理流程，其在业务收缩时无法有效削减成本，从而严重侵蚀利润，增加经营风险（Anderson et al., 2003）。在传统经营模式的框架下，其通过常规手段（如简单裁员、减少采购）进行成本优化的空间非常有限。因此，为了摆脱这种“降本无力”的困境，企业管理层有更强烈的动机去寻求能够从根本上重塑成本结构的颠覆性方案。

数字化转型恰好为此提供了理想的路径。通过引入大数据、人工智能、物联网等数字技术，企业可以实现生产流程的智能化、供应链管理的透明化以及内部决策的精准化，从而打破原有的成本刚性。例如，数字化可以优化人员配置、降低信息不对称引致的管理成本，并提高对市场变化的响应速度，从根本上降低成本黏性，提升企业应对外部冲击的韧性（赵玲和黄昊，2022）。

从上文的分析可以发现，政府欠款治理立法监管通过缓解企业的流动性约束，为受影响的相关企业提供了进行数字化投资的资金支持。然而，在不同成本调整压力的企业中，这笔资金的边际效用是不同的。对于那些成本调整压力较小、成本结构相对灵活的企业，它们或许仍有其他传统手段来应对经营波动，数字化转型只是“锦上添花”的选项之一。但对于那些深陷高成本黏性困境、面临巨大成本调整压力的企业而言，数字化转型是打破僵局、实现生存与发展的“雪中送炭”之举（杨洁等，2024）。因此，当外部政策释放出宝贵的资金资源时，这类企业抓住机遇进行数字化转型的意愿最为迫切，政策带来的积极效应也因此被放大。由此，本文提出如下假说：

**H2：企业成本调整压力越大时，政府欠款治理立法监管对中小企业数字化转型水平的提升作用越显著。**

### 2.2.3 金融发展水平的异质性影响分析

从资源转换和损耗的视角来看，企业数字化投资作为一项具有较高风险和投入的活动，在根本上会受到其所拥有的金融资源强弱制约。在金融体系不发达的地区，中小企业由于信息不对称、抵押品不足等劣势，往往面临着更明显的外部融资约束（李剑培等，2023；Wang et al., 2025）。此

时,公司内部资金,特别是运营产生的现金流,将成为支持其转型升级的相对更可行的资金来源。而政府公共部门延迟向中小企业付款,实际上是对这些公司施加了非自愿和无息性质的借款,占用了其运营流动性的重要部分。这进一步加剧了金融弱势地区本已严重的流动性紧缩问题,挤出了企业对数字化等转型战略的投资。

修订后的《中小企业促进法》对政府公共部门拖欠中小企业账款的行为进行了严格规范,为督促归还被占用的营运资金提供了重要支撑。事实上,在金融高度发展的地区,企业相对更容易通过外部融资渠道来资助数字化转型项目,因此释放内部现金的边际影响可能不太明显。相反,在金融市场不发达的地区,突然注入以前被占用的现金流将会有力缓解内部融资约束。这些释放的现金流可能会以更高的边际效用分配给原来被推迟的数字化升级项目,以提高公司经营效率和竞争力。这意味着,对于在金融发展较差的环境中运营的中小企业来说,清欠立法对数字化转型的积极影响会更加突出。由此,本文提出如下假说:

**H3: 地区金融发展水平越低时,政府欠款治理立法监管对中小企业数字化转型水平的提升作用越显著。**

### 3. 研究设计

#### 3.1 样本选择与数据来源

本文选取2013—2022年的新三板挂牌企业作为研究样本,考察2018年《中小企业促进法》实施强化政府欠款治理立法监管这一外生事件冲击对中小企业数字化转型的影响。新三板挂牌企业数量较多,包含诸多信息披露齐全的中小企业,具有良好的代表性。本文使用的公司财务数据来自Wind数据库和CNRDS数据库,新三板企业年报文本相关信息从巨潮资讯网整理获得,城市层面指标数据主要来源于《中国城市统计年鉴》和各市《国民经济与社会发展统计公报》。参考已有文献中的做法,本文对研究样本做了如下处理:剔除金融行业和相关财务数据缺失的企业样本;剔除上市时间和成立时间晚于2018年《中小企业促进法》实施之前的企业样本。进一步的,为避免极端值的影响,本文对所有连续变量进行了缩尾处理。

#### 3.2 识别策略

借鉴陈胜蓝等(2023)的思路,识别策略的确定逻辑如下:《中小企业促进法》第53条规定,国家机关、事业单位和大型企业不得违约拖欠中小企业的货物、工程、服务款项。中小企业有权要求拖欠方支付拖欠款并要求对拖欠造成的损失进行赔偿。同时,为响应该项法律的修订,2018年11月国务院开展了针对国家机关、事业单位或国有企业拖欠中小企业账款问题的专项清欠行动。这为中小企业进行数字化转型提供了有利的资金条件。因此,在《中小企业促进法》实施前应收账款名

单中包含国家机关、事业单位或国有企业的中小企业更易受该法律修订及落实的影响，也即政策冲击越大。

参照这一逻辑，本文首先通过巨潮资讯网手工收集新三板企业 2017 年年报，然后手工整理新三板中小企业 2017 年应收账款前 5 名欠款方名单；再利用“企查查”“天眼查”等平台逐个筛选判断 2017 年中小企业前 5 名应收账款名单中是否包含国家机关、事业单位或国有企业；然后依据 Aretz 等（2020）以及陈胜蓝等（2023）的研究思路，将《中小企业促进法》实施前一年（2017 年）企业前 5 名应收账款名单中包含国家机关、事业单位或国有企业的样本定义为处理组  $Treat_i = 1$ ，其余的样本为控制组  $Treat_i = 0$ 。

### 3.3 模型设定

本文利用《中小企业促进法》实施这一外生事件构建准自然实验，使用双重差分方法估计政府欠款治理的立法监管对中小企业数字化转型的影响。对于处理组中的每一个中小企业来说，其数字化转型程度在《中小企业促进法》实施前后存在差异；同时，对于同一时点的不同企业来说，由于国家机关、事业单位或国有企业拖欠款项的情况不同，处理组和控制组之间亦存在差异。依据上述企业个体与时间的双重差异，本文将《中小企业促进法》实施视为一项“准自然实验”，采用双重差分法进行政策实施效果的检验。本文的基准回归模型构建如下：

$$Dig_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did + \sum_j \alpha_j \times Control + \gamma_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，被解释变量为  $Dig_{it}$ ，表示中小企业数字化转型程度，本文使用中小企业年报中含有的数字化转型关键词数量与年报语段总数的比值来衡量。解释变量为  $did = Treat_i \times Post$ ，其中  $Treat_i$  为个体分组虚拟变量，本文将《中小企业促进法》实施前一年（2017 年）企业前 5 名应收账款名单中包含国家机关、事业单位或国有企业的样本定义为处理组  $Treat_i = 1$ ，其余的样本为控制组  $Treat_i = 0$ 。而  $Post$  为时间虚拟变量，《中小企业促进法》实施之前（2013—2017 年）取值为 0，实施当年及之后（2018—2022 年）取值为 1。 $Control$  则为其他影响中小企业数字化转型的控制变量。 $\gamma_i$  和  $\theta_t$  代表企业个体固定效应和时间固定效应， $\varepsilon_{it}$  为稳健标准误。若系数  $\alpha_1$  显著为正，则说明《中小企业促进法》实施可以提高中小企业的数字化转型程度。

### 3.4 核心变量说明

#### 3.4.1 被解释变量：企业数字化转型程度（Dig）

本文参考吴非等（2021）的研究，依据新三板企业年报信息，使用文本分析方法构建企业数字化转型程度指标。具体步骤如下：（1）在巨潮资讯网收集整理新三板企业 2013—2022 年所有的年报和半年报，并提取所有文本内容，以备后续进行特征词筛选。（2）在经过分词处理及人工识别后，筛选出与数字化转型相关的高频词汇，并补充现有文献的关键词，形成包括互联网、云计算、大数

据、人工智能等方向数字技术应用的数字化转型分词词典。(3) 基于上述年报文本内容和词典, 运用 Python 软件包中的“jieba”中文分词库, 统计各数字化转型特征词在年报中出现的频数, 归集各技术方向的词频并最终汇总得到词频总数。(4) 考虑到不同年报文本长度的差异, 在提取得到每年年报中各个关键词出现的频率后, 本文采用企业数字化转型相关特征词词频总数除以年报语段长度衡量企业数字化转型程度。为了减小各变量数量级差异的影响, 本文将该指标乘以 100。Dig 指标数值越大, 表示企业数字化转型程度越高。

需要说明的是, 本文采用年报文本分析法构建数字化转型指标, 虽然是当前学术界的主流做法, 但不可避免地存在文字宣传而非实质转型的测量偏差 (胡海峰等, 2025; Luo and Wang, 2026)。然而, 结合本文新三板挂牌企业的特殊研究情境, 该指标是平衡数据可得性与研究客观性的现实选择。受限于相对简化的披露要求, 相比于沪深 A 股上市公司, 新三板企业财务报表附注中关于数字化投入、无形资产明细的数据缺失更严重, 年报文本遂成为捕捉其数字化动态少数公开且连续的窗口。此外, 年报文本蕴含了管理层对资源配置的思考, 词频的变化不仅反映了企业对技术趋势的积极回应, 更刻画了中小企业在资源约束下战略注意力向数字领域转换的客观事实。

#### 3.4.2 解释变量: 政府欠款治理立法监管 (did)

本文的核心解释变量为虚拟变量  $did = Treat_i \times Post$ , 衡量企业是否在 2017 年前 5 名应收账款名单中包含国家机关、事业单位或国有企业。其中,  $Treat_i$  为企业分组虚拟变量, 将《中小企业促进法》实施前一年 (2017 年) 企业前 5 名应收账款名单中包含国家机关、事业单位或国有企业的样本定义为处理组  $Treat_i = 1$ , 其余的样本为控制组  $Treat_i = 0$ ;  $Post$  为时间虚拟变量, 2018 年及以后赋值为 1, 2018 年以前赋值为 0。解释变量系数检验的是政府欠款治理的立法监管是否有利于中小企业数字化转型程度的提升, 如果系数显著为正, 那么说明该项制度的实行达到了预期效果, 反之则说明没有达到预期效果。

图 1 和图 2 展示了 2017 年样本中政府欠款相关企业 ( $Treat_i = 1$ ) 数量的行业分布占比情况 (本文展示了占比前十的行业)。从图 1 中可以看出, 涉及政府欠款企业数量最多的是制造业公司, 在所有政府欠款企业样本中占 41.8%, 同时信息传输、软件和信息技术服务业以及建筑业涉及政府欠款的企业也相对较多。图 2 把上述政府欠款的制造业行业的公司做了进一步细分, 可以发现, 制造业中专用、通用及交通运输设备业占比最高, 为 36.0%, 其次为电气、电子及通信业, 占比 21.7%, 再次为石油、化学、生物医药业, 占比为 15.9%。

#### 3.4.3 控制变量

基于已有企业数字化转型的研究 (吴非等, 2021; 李思飞等, 2023; 陈胜蓝等, 2023), 本文在回归模型中加入了如下控制变量: 杠杆率 Lev、企业规模 Size、总资产报酬率 ROA、企业成长能力 Growth、资本密集度 CAP、固定资产占比 PPE、议价能力 HHI、企业年龄 Age、地区经济水平 lnGDPP、产业结构升级 ISU、产业规模 IS、地区一般预算收入 Budget。具体变量定义如表 1 所示。

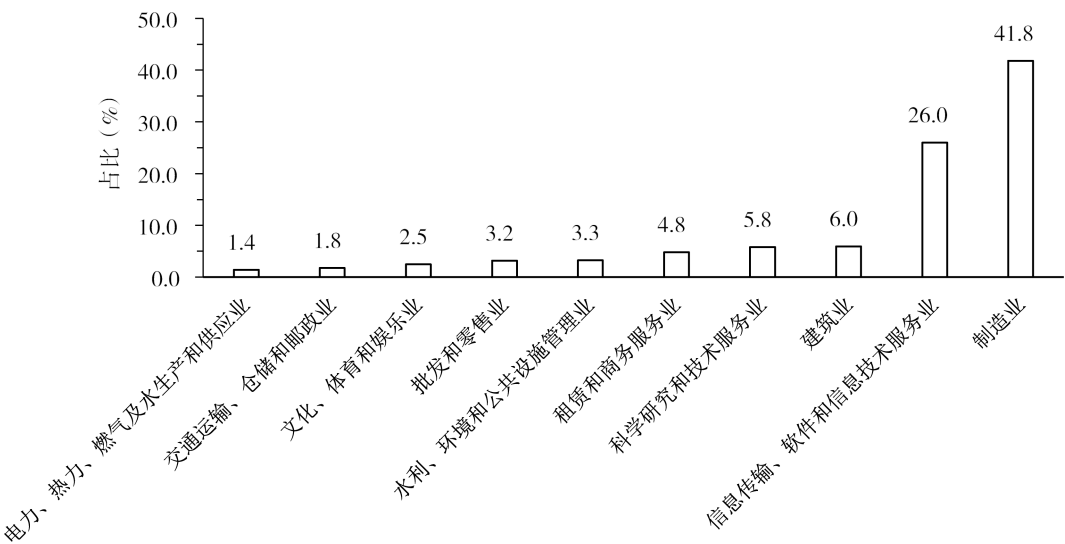


图 1 政府欠款企业分行业（占比）分布情况

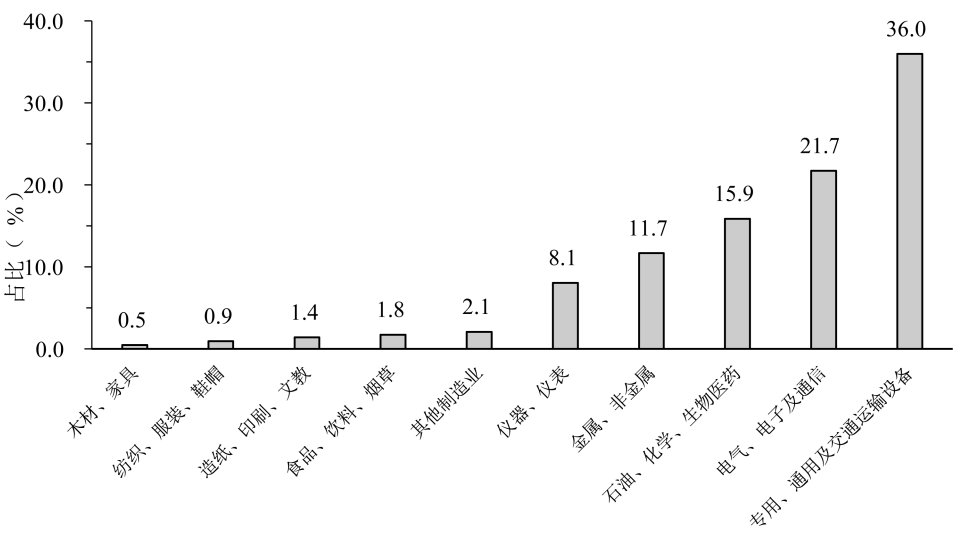


图 2 政府欠款企业中制造业细分行业占比情况

| 表 1 变 量 定 义 |                                                                                                    |
|-------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 变量符号        | 变量定义与说明                                                                                            |
| Dig         | 表示企业数字化转型，定义为企业年报中数字化转型词频与年报语段总数的比值                                                                |
| Treat       | 为个体虚拟变量，《中小企业促进法》实施前一年（2017 年）企业前 5 名应收账款名单中包含国家机关、事业单位或国有企业的样本定义为处理组，令 Treat=1；其余样本定义为控制组，Treat=0 |
| Post        | 为时间虚拟变量，《中小企业促进法》实施当年及以后年份（2018—2022 年）定义为 1，实施以前年份（2013—2017 年）定义为 0                              |

续表

| 变量符号   | 变量定义与说明                                |
|--------|----------------------------------------|
| Lev    | 表示杠杆率, 定义为总负债与总资产的比率                   |
| Size   | 表示企业规模, 定义为总资产的自然对数                    |
| ROA    | 表示总资产报酬率, 定义为净利润与总资产的比率                |
| Growth | 表示企业成长能力, 定义为营业收入同比增长率                 |
| CAP    | 表示资本密集度, 定义为资产总计除以营业收入的比率              |
| PPE    | 表示固定资产占比, 定义为固定资产与资产总计的比率              |
| HHI    | 表示议价能力, 定义为各企业营业收入占同年度同行业企业营业总收入比率的平方和 |
| Age    | 表示企业年龄, 定义为当前年份减去企业成立年份的差值, 再加 1 取对数   |
| lnGDPP | 表示地区经济水平, 定义为地区生产总值增长率取自然对数            |
| ISU    | 表示产业结构升级, 定义为第三产业增加值占 GDP 比重           |
| IS     | 表示产业规模, 定义为该城市规模以上工业企业个数加 1 取对数        |
| Budget | 表示地区一般预算收入, 定义为市级政府一般预算收入与该市生产总值的比率    |

3.5 描述性统计

表 2 列示了相关变量的描述性统计结果, 包含各变量的样本量、均值、标准差、25%分位数、中位数、75%分位数以及最小值和最大值, 除样本量外所有结果保留小数点后 3 位。其中, Treat 均值为 0.593, 表明样本中 2017 年大约有 59.3% 的企业的应收账款欠款方名单中包含国家机关、事业单位或国有企业。其他控制变量的数据分布总体较为合理, 与以往研究接近 (赵琦和钟夏洋, 2024; 陈胜蓝等, 2023)。

表 2 描述性统计

| 变量     | 样本量   | 均值    | 标准差   | 最小值    | 25%分位数 | 中位数   | 75%分位数 | 最大值    |
|--------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
| Dig    | 24142 | 0.054 | 0.158 | 0.000  | 0.000  | 0.000 | 0.037  | 1.437  |
| Treat  | 24142 | 0.593 | 0.491 | 0.000  | 0.000  | 1.000 | 1.000  | 1.000  |
| Post   | 24142 | 0.383 | 0.486 | 0.000  | 0.000  | 0.000 | 1.000  | 1.000  |
| Lev    | 24142 | 0.413 | 0.207 | 0.023  | 0.254  | 0.407 | 0.556  | 0.987  |
| Size   | 24142 | 9.119 | 1.107 | 5.835  | 8.398  | 9.179 | 9.892  | 11.740 |
| ROA    | 24142 | 0.046 | 0.145 | -0.666 | 0.004  | 0.054 | 0.115  | 0.500  |
| Growth | 24142 | 0.175 | 0.584 | -0.868 | -0.102 | 0.089 | 0.318  | 4.556  |
| CAP    | 24142 | 1.986 | 2.810 | 0.156  | 0.925  | 1.354 | 2.041  | 29.109 |
| PPE    | 24142 | 0.153 | 0.151 | 0.001  | 0.026  | 0.104 | 0.240  | 0.689  |

| 续表     |       |        |        |         |        |        |        |        |
|--------|-------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| 变量     | 样本量   | 均值     | 标准差    | 最小值     | 25%分位数 | 中位数    | 75%分位数 | 最大值    |
| Age    | 24142 | 2. 612 | 0. 389 | 1. 386  | 2. 398 | 2. 639 | 2. 890 | 3. 434 |
| lnGDPP | 24142 | 1. 880 | 0. 511 | -0. 223 | 1. 686 | 2. 054 | 2. 204 | 2. 576 |
| ISU    | 24142 | 0. 587 | 0. 131 | 0. 310  | 0. 491 | 0. 572 | 0. 692 | 0. 839 |
| IS     | 24142 | 8. 081 | 0. 879 | 4. 977  | 7. 623 | 8. 081 | 8. 770 | 9. 532 |
| Budget | 24142 | 0. 114 | 0. 045 | 0. 041  | 0. 079 | 0. 101 | 0. 140 | 0. 227 |

4. 实证结果

4.1 基准回归结果

表 3 报告了政府欠款治理立法监管对中小企业数字化转型影响的回归分析结果。表 3 中的列（1）为仅控制公司和年份固定效应的单变量回归结果，列（2）为仅加入公司层面控制变量的回归结果，列（3）为进一步加入地区层面控制变量的回归结果。可以发现，变量 did 的系数在各列的数值基本保持稳定，且均在 1%的水平下显著为正，这表明政府欠款治理立法监管确实显著提升中小企业数字化转型程度。从控制变量的回归系数来看，公司规模 Size、成长性 Growth、地区经济发展水平 lnGDPP 的系数也显著为正，说明公司规模较大、成长性较好以及地区经济发展水平较高的地区，企业数字化转型程度越高，这与已有文献发现的结果相同。基于上述分析，综合表 3 的回归结果，假说 H1 得到验证，即政府欠款治理立法监管能有效提升中小企业数字化转型水平。

表 3 基 准 回 归

| 变 量  | Dig                    |                          |                          |
|------|------------------------|--------------------------|--------------------------|
|      | (1)                    | (2)                      | (3)                      |
| did  | 0. 012 ***<br>( 3. 53) | 0. 011 ***<br>( 4. 98)   | 0. 011 ***<br>( 4. 80)   |
| Lev  |                        | -0. 006<br>( -0. 99)     | -0. 005<br>( -0. 76)     |
| Size |                        | 0. 007 ***<br>( 3. 91)   | 0. 007 ***<br>( 3. 72)   |
| ROA  |                        | -0. 022 ***<br>( -3. 17) | -0. 021 ***<br>( -3. 11) |

续表

| 变 量          | Dig                  |                       |                       |
|--------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
|              | (1)                  | (2)                   | (3)                   |
| Growth       |                      | 0.003 **<br>(2.00)    | 0.003 *<br>(1.95)     |
| CAP          |                      | -0.001 **<br>(-2.36)  | -0.001 **<br>(-2.29)  |
| PPE          |                      | 0.010<br>(1.32)       | 0.011<br>(1.48)       |
| HHI          |                      | -0.055 **<br>(-2.30)  | -0.054 **<br>(-2.28)  |
| Age          |                      | -0.042 ***<br>(-4.30) | -0.042 ***<br>(-4.25) |
| lnGDPP       |                      |                       | 0.005 **<br>(2.46)    |
| ISU          |                      |                       | 0.084 ***<br>(3.90)   |
| IS           |                      |                       | 0.001<br>(0.16)       |
| Budget       |                      |                       | 0.152 ***<br>(3.18)   |
| Constant     | 0.049 ***<br>(36.76) | 0.096 ***<br>(3.07)   | 0.016<br>(0.30)       |
| Firm FE      | Yes                  | Yes                   | Yes                   |
| Year FE      | Yes                  | Yes                   | Yes                   |
| Observations | 24142                | 24142                 | 24142                 |
| R-squared    | 0.819                | 0.820                 | 0.820                 |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为  $t$  值。

## 4.2 稳健性检验

### 4.2.1 平行趋势检验

使用双重差分模型的前提在于满足平行趋势假设，即在 2018 年《中小企业促进法》实施之前，

试点企业和非试点企业数字化转型水平变化趋势应该是一致的。而各样本企业受政策冲击的时间相同，因此，本文借鉴相关研究，将模型（1）中  $treat_i \times post$  替换为  $treat_i$  与年份虚拟变量交乘项，检验试点企业和非试点企业数字化转型水平的差异随时间的变化趋势（高明等，2024）。模型设定如下式：

$$Dig_{it} = \alpha_0 + \sum_{\substack{t=2013 \\ t \neq 2017}}^{t=2022} \alpha_t \times treat_i \times year_t + \sum_j \alpha_j \times control + \gamma_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $year_t$  为年份虚拟变量， $t$  取值为样本观察期 2013—2022 年；并且本文将《中小企业促进法》实施前 1 年设定为基期，其他变量设置与模型（1）相同。平行趋势检验结果如图 3 所示，图中实心点为估计系数，短实线为 95% 的置信区间。可以发现，在政策实施之前，回归系数不显著（置信区间均包含 0），说明试点企业和非试点企业数字化转型程度并无系统性差异，平行趋势假设得到验证。

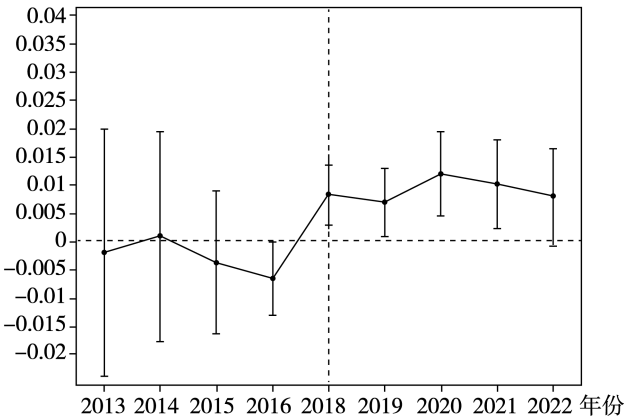


图 3 平行趋势检验

4.2.2 剔除特殊时点样本

中小企业数字化转型与外部环境冲击紧密相关。一方面，在发生金融冲击事件后，受企业流动性水平减弱影响，企业数字化转型活动也会滞缓（赵琦和钟夏洋，2024）。另一方面，突发公共事件亦会对企业的正常生产经营产生重大影响。例如，新冠肺炎疫情对企业，尤其是中小企业的生产经营和疫后信心伤害度更大（马喜芳等，2022）。由于本文的样本考察期为 2013—2022 年，存在 2015 年股市动荡和 2020 年新冠肺炎疫情两个重要的外部环境冲击事件。所以本文参考相关研究，剔除 2015 年和 2020 年的企业样本进行检验，表 4 的结果显示本文的核心结论未发生改变，政策变量的系数均显著为正，说明政府欠款治理立法监管对中小企业数字化转型的正向作用并没有受到这两个外部冲击事件的影响。

表 4 剔除特殊时点样本

| 变 量          | Dig                  |                     |                      |                     |
|--------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
|              | 剔除 2015 年样本          |                     | 剔除 2015 年、2020 年样本   |                     |
| did          | 0.012 ***<br>(3.74)  | 0.011 ***<br>(3.42) | 0.011 ***<br>(3.59)  | 0.010 ***<br>(3.26) |
| Constant     | 0.048 ***<br>(35.43) | -0.005<br>(-0.07)   | 0.049 ***<br>(40.23) | -0.012<br>(-0.16)   |
| Controls     | No                   | Yes                 | No                   | Yes                 |
| Firm FE      | Yes                  | Yes                 | Yes                  | Yes                 |
| Year FE      | Yes                  | Yes                 | Yes                  | Yes                 |
| Observations | 22543                | 22543               | 19480                | 19480               |
| R-squared    | 0.830                | 0.831               | 0.832                | 0.834               |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为  $t$  值。

#### 4.2.3 安慰剂检验

(1) 时间安慰剂检验：为避免各中小企业数字化转型水平的差异是由时间变化引起的，本文将新版《中小企业促进法》实施时间分别调整为 2013—2014 年以及 2013—2015 年，构建新的虚拟解释变量 did3 与 did4 进行回归。回归结果如表 5 所示，可以发现，无论是否加入控制变量，主要解释变量 did3 与 did4 的系数均不显著。说明试点企业和非试点企业数字化转型水平在时间上并不存在显著差异，进一步证明本文基准回归结果稳健。

表 5 时间安慰剂检验

| 变 量      | Dig                   |                   |                       |                   |
|----------|-----------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|
|          | Time = 2013—2014      |                   | Time = 2013—2015      |                   |
| did3     | -0.004<br>(-0.49)     | -0.004<br>(-0.54) |                       |                   |
| did4     |                       |                   | -0.008<br>(-1.39)     | -0.007<br>(-1.28) |
| Constant | 0.054 ***<br>(294.24) | 0.034<br>(0.42)   | 0.054 ***<br>(145.20) | 0.033<br>(0.41)   |
| Controls | No                    | Yes               | No                    | Yes               |
| Firm FE  | Yes                   | Yes               | Yes                   | Yes               |
| Year FE  | Yes                   | Yes               | Yes                   | Yes               |

续表

| 变 量          | Dig              |        |                  |        |
|--------------|------------------|--------|------------------|--------|
|              | Time = 2013—2014 |        | Time = 2013—2015 |        |
| Observations | 24142            | 24142  | 24142            | 24142  |
| R-squared    | 0. 819           | 0. 820 | 0. 819           | 0. 820 |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 *t* 值。

（2）个体安慰剂检验：为了进一步排除其他未知因素对处理组企业选择的影响，证明中小企业数字化转型程度的相对提升确实是由《中小企业促进法》实施引起，本文采取随机抽样的方法进行安慰剂检验。具体而言，本文从样本企业中随机抽取部分企业作为虚拟实验组，剩余样本作为虚拟控制组，重新估计基准双重差分模型（1），从而得到一个虚假的《中小企业促进法》实施对中小企业数字化转型影响的系数估计值。再进一步地将上述过程重复 1000 次，从而得到 1000 个核心解释变量的回归系数及其 *P* 值，并绘制其核密度分布及 *P* 值组合图，如图 4 所示。从图 4 可以看到，基于随机样本的系数服从正态分布且集中在 0 点附近，其绝大多数回归系数的 *P* 值>0.01，黑色实线代表上文的基准回归模型的估计系数 0.011，明显偏离安慰剂检验的分布区域。因此，《中小企业促进法》的实施效果并非其他随机性和不可观测因素导致的，本文的基准双重差分回归结果可靠。

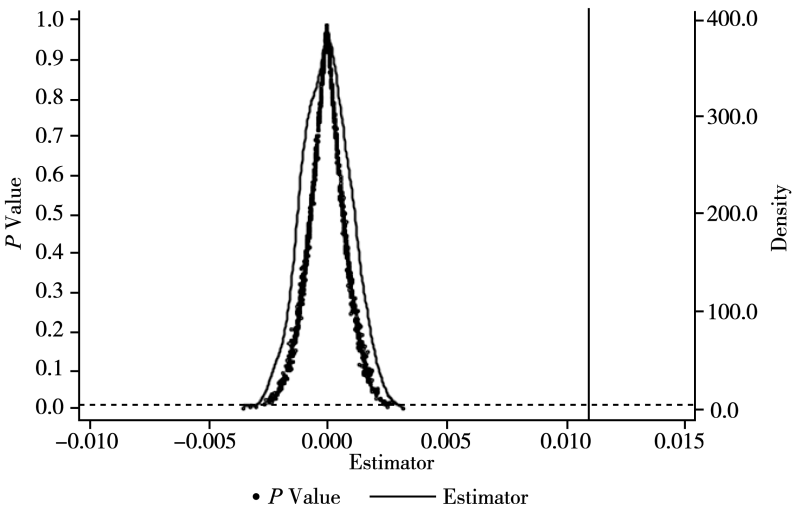


图 4 个体安慰剂检验

4.2.4 排除其他政策影响

在样本期内，中国还实施了其他可能会影响中小企业数字化转型的政策，如国家级大数据综合试验区政策（NBDCPZ）、宽带中国试点政策（BPIC）以及智慧城市政策（SCP）等。2016 年国家发展和改革委员会分两批于贵州、京津冀、珠江三角洲、上海、河南、内蒙古、重庆以及沈阳等地设

立国家级大数据综合试验区；2013 年国务院印发《“宽带中国”战略实施方案》，国家工业和信息化部、国家发改委分别于 2014 年、2015 年、2016 年遴选了 117 个“宽带中国”试点城市，展开以互联网为核心的基础设施建设；2012 年 12 月住建部印发了《国家智慧城市试点暂行管理办法》和《国家智慧城市（区、镇）试点指标体系（试行）》，并分别于 2013 年 1 月、2013 年 8 月和 2015 年 4 月公布三批国家“智慧城市”试点名单。为排除这些数字化相关政策可能对回归结果的影响，本文在基准回归的基础上通过添加虚拟变量的方式控制上述三项政策。研究发现，在控制了其他政策后，表 6 的回归结果与基准回归一致，政府欠款治理立法监管依然能激励中小企业进行数字化转型。因此，本文认为同期的其他数字化相关政策不会对政府欠款治理立法监管能够促进中小企业数字化转型的基本结论造成影响。

表 6 排除其他政策影响

| 变 量          | Dig                  |                     |                     |                     |                     |                     |
|--------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|              | 国家级大数据综合试验区          |                     | 宽带中国                |                     | 智慧城市                |                     |
| did          | 0.011 ***<br>(3.56)  | 0.010 ***<br>(3.24) | 0.011 ***<br>(3.58) | 0.010 ***<br>(3.26) | 0.011 ***<br>(3.59) | 0.010 ***<br>(3.26) |
| NBDPZ        | -0.006<br>(-0.74)    | -0.004<br>(-0.51)   |                     |                     |                     |                     |
| BPIC         |                      |                     | 0.012<br>(1.27)     | 0.011<br>(1.10)     |                     |                     |
| SCP          |                      |                     |                     |                     | -0.007<br>(-0.45)   | -0.013<br>(-0.51)   |
| Constant     | 0.052 ***<br>(13.68) | -0.007<br>(-0.09)   | 0.040 ***<br>(5.58) | -0.021<br>(-0.27)   | 0.053 ***<br>(6.74) | -0.006<br>(-0.08)   |
| Controls     | No                   | Yes                 | No                  | Yes                 | No                  | Yes                 |
| Firm FE      | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| Year FE      | Yes                  | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 | Yes                 |
| Observations | 19480                | 19480               | 19480               | 19480               | 19480               | 19480               |
| R-squared    | 0.833                | 0.834               | 0.833               | 0.834               | 0.832               | 0.834               |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为  $t$  值。

#### 4.2.5 PSM-DID 回归结果检验

倾向得分匹配能够寻找出与实验组有相似特征的控制组样本，有效缓解研究数据可能存在的选择性偏差；同时，在满足平衡性假设条件下再使用 DID 方法进行政策效应评估，能够减少内生性干

扰（郝枫和胡吉安，2026）。因此，本文采用 PSM 方法，以 Treat 为被解释变量，并且选取模型（1）中 Lev、Size 等企业和地区层面的全部控制变量为协变量，这些变量的计算方法和前文一致。再使用 Logit 模型在处理组和对照组之间进行 1：1 的近邻匹配，为每个处理组样本寻找满足共同支撑条件的最优对照组，将非共同支撑部分剔除。随后在匹配后的样本范围内采用 DID 模型验证政府欠款治理立法监管对中小企业进行数字化转型的影响，回归结果如表 7 所示。可以发现，在匹配样本中政策虚拟变量 did 的系数显著为正。这表明，在考虑可能的样本选择偏差后，政府欠款治理立法监管对中小企业数字化转型的正向影响效果是稳健的。

表 7 PSM-DID

| 变 量          | Dig                  |                    |
|--------------|----------------------|--------------------|
|              | PSM-DID              |                    |
| did          | 0.009 **<br>(2.31)   | 0.009 **<br>(2.27) |
| Constant     | 0.054 ***<br>(49.75) | 0.018<br>(0.19)    |
| Controls     | No                   | Yes                |
| Firm FE      | Yes                  | Yes                |
| Year FE      | Yes                  | Yes                |
| Observations | 17767                | 17767              |
| R-squared    | 0.844                | 0.845              |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 *t* 值。

4.2.6 排除行业特性干扰

由前文的政府欠款企业数量的行业分布特征可知，制造业单个行业占比相对较高，可能存在制造业本身的行业特性对估计结果的干扰。为了排除这种干扰，本文进一步将所有样本分为制造业和非制造业两类，并分别进行模型（1）的回归。结果如表 8 所示，可以发现，无论是制造业企业还是非制造业企业，各列的 did 系数均在 1%的水平上显著为正，说明无论是否属于制造业，处理组企业均受政策效应影响，其数字化转型程度在政策前后均有显著提升。此外，为了控制前文中政府欠款企业行业分布差异的影响，缓解行业特性对结果的干扰，本文也加入了高维固定效应（行业×年份固定效应），得到的结果报告在表 8 的第（5）列中，可以发现政策变量 did 系数仍保持显著为正。因此，综合表 8 的回归结果，在考虑样本行业分布特征可能带来的干扰后，本文的结论依然保持稳健。

表 8 排除行业特性干扰

| 变 量          | Dig                             |                                |                                 |                                |                              |
|--------------|---------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|------------------------------|
|              | 制造业                             |                                | 非制造业                            |                                | 高维固定效应                       |
|              | (1)                             | (2)                            | (3)                             | (4)                            | (5)                          |
| did          | 0.009 <sup>***</sup><br>(3.52)  | 0.010 <sup>***</sup><br>(3.68) | 0.026 <sup>***</sup><br>(3.53)  | 0.022 <sup>***</sup><br>(3.04) | 0.007 <sup>*</sup><br>(1.94) |
| Constant     | 0.022 <sup>***</sup><br>(26.58) | -0.056<br>(-0.89)              | 0.072 <sup>***</sup><br>(22.09) | 0.095<br>(0.64)                | 0.004<br>(0.05)              |
| Controls     | No                              | Yes                            | No                              | Yes                            | Yes                          |
| Firm FE      | Yes                             | Yes                            | Yes                             | Yes                            | Yes                          |
| Year FE      | Yes                             | Yes                            | Yes                             | Yes                            | Yes                          |
| Ind×Year FE  | No                              | No                             | No                              | No                             | Yes                          |
| Observations | 12400                           | 12400                          | 11742                           | 11742                          | 24142                        |
| R-squared    | 0.752                           | 0.754                          | 0.824                           | 0.825                          | 0.832                        |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 *t* 值。

4.2.7 替换关键变量

为确保估计结果的有效性，本文进一步更换被解释变量和主要解释变量，以验证文中的研究结论是否对关键变量的测度方法敏感。首先，为避免数字化转型指标的右偏化特征对估计结果的影响，本文采用对企业年报中数字化转型词频取对数的方式，生成新的企业数字化转型程度测度指标 (lnDig)，并纳入模型进行回归分析。估计结果如表 9 列 (2) 所示，政策虚拟变量的系数显著为正，与基准回归估计结果一致。其次，借鉴陈胜蓝等 (2023) 的研究思路，本文将个体虚拟变量 Treat 替换为连续变量 Exposure，Exposure 定义为 2017 年企业前 5 名应收账款名单中包含国家机关、事业单位或国有企业欠款总金额与应收账款总额的比率，从而生成新的政策虚拟变量 did1 = Exposure×Post。表 9 列 (4) 汇报了替换后的回归结果，did1 的系数显著为正，结论未发生改变。综上，在考虑了关键变量测度偏误的干扰后，本文的研究结论依旧稳健。

表 9 替换关键变量

| 变 量 | 词频取对数                          |                                | Treat 为连续变量 |     |
|-----|--------------------------------|--------------------------------|-------------|-----|
|     | (1)                            | (2)                            | (3)         | (4) |
|     | lnDig                          | lnDig                          | Dig         | Dig |
| did | 0.087 <sup>***</sup><br>(4.16) | 0.086 <sup>***</sup><br>(4.15) |             |     |

续表

| 变 量          | 词频取对数                |                       | Treat 为连续变量          |                     |
|--------------|----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
|              | (1)                  | (2)                   | (3)                  | (4)                 |
|              | lnDig                | lnDig                 | Dig                  | Dig                 |
| did1         |                      |                       | 0.017 ***<br>(3.43)  | 0.015 ***<br>(3.02) |
| Constant     | 0.590 ***<br>(73.69) | -1.497 ***<br>(-2.90) | 0.050 ***<br>(52.83) | 0.020<br>(0.25)     |
| Controls     | No                   | Yes                   | No                   | Yes                 |
| Firm FE      | Yes                  | Yes                   | Yes                  | Yes                 |
| Year FE      | Yes                  | Yes                   | Yes                  | Yes                 |
| Observations | 24142                | 24142                 | 24142                | 24142               |
| R-squared    | 0.769                | 0.772                 | 0.819                | 0.820               |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 *t* 值。

5. 机制分析

上述研究发现,《中小企业促进法》的修订有效促进了受政府欠款影响的中小企业数字化转型。那么,一个自然的问题是,政府欠款治理的立法监管是如何转化为企业数字化转型动力的,也即其作用机制是什么?基于前文的理论分析,本文认为其关键机制在于改善了企业的资源配置能力,特别是缓解了企业的资金约束。在完美资本市场假设下,企业的投资决策不应受制于内部现金流。然而,对于普遍面临融资难、融资贵问题,尤其是在金融市场发展不完善地区的中小企业而言,外部融资渠道受限,内部现金流成为其投资决策的决定性因素。政府部门的长期欠款实质上是对企业内部现金流的侵占,严重挤出了企业的投资能力。因此,该政策的核心作用点在于缓解由政府欠款引致的企业资金占用压力。《中小企业促进法》通过强制性规定约束了政府公共部门的支付行为,直接效应是加速欠款的清偿,这相当于释放了被占用的企业流动资金。充裕的内部现金流是企业进行数字化转型的重要前提。

为验证上述传导机制,我们构建了两个递进的检验步骤:首先,我们检验《中小企业促进法》的修订是否确实减少了政府客户对企业的欠款规模(即减少了企业被动提供的商业信用),从而验证政策影响的直接作用点。其次,我们进一步考察在不同融资约束水平下,政策效果是否存在差异。如果立法监管主要通过缓解资金约束来发挥作用,那么其积极效应理应在那些原本资金链更紧张、融资约束更强的企业中表现得更为突出。

### 5.1 商业信用供给减少效应（欠款收回）

本部分将检验商业信用供给减少的作用效果,具体地,借鉴 Zhao 等(2010)的研究构建如下中介效应模型:

$$\text{Mediator}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{did} + \sum_j \alpha_j \times \text{Control} + \gamma_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{Dig}_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{did} + \lambda_2 \text{Mediator}_{it} + \sum_j \alpha_j \times \text{control} + \gamma_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $\text{Mediator}_{it}$  为中介变量,采用商业信用供给(TC)指标进行替换。其他变量与模型(1)一致。系数  $\beta_1$  和  $\lambda_2$  均应显著,且中介效应为  $\beta_1 \times \lambda_2$ 。并且,若(4)式中的系数  $\lambda_1$  不显著,则称其为完全中介效应,否则为部分中介效应。最后,再用 Bootstrap 方法(抽样 1000 次)进行检验,以保证实证结果的稳健性,检验结果见表 10。

参照王可等(2024)的研究,我们使用商业信用的净供给量来衡量中小企业的资金提供量,具体计算方法为应收账款、应收票据及预付款项的和,减去应付票据、应付账款、预收款项,再除以总资产的比率。其中,前半部分为企业向上下游企业提供的资金或信用,后半部分为企业从上下游企业获取的资金或信用,二者之差则为企业向上下游企业提供的资金净额。得到的结果报告在表 10 的第(1)列和第(2)列中。从第(1)列的结果可以看出,  $\text{did}$  的估计系数为负且在 1%的水平上显著,说明政府欠款治理立法监管显著降低了受影响企业的商业信用供给,也即加快了欠款的收回。第(2)列为加入中介因子的回归,可以发现商业信用供给(TC)系数显著为负,  $\text{did}$  的估计系数显著为正,进一步说明政府欠款治理立法监管通过法律的强制力改善了政府的支付信用,缩短了回款周期,从而直接缓解了受影响企业的资金占用,促进了中小企业的数字化转型。

### 5.2 融资约束缓释效应检验

为进一步佐证上述机制,本文也检验了不同融资约束程度的企业在《中小企业促进法》实施后,其数字化转型程度是否有所差异。我们预期,如果政策是通过缓解资金压力来发挥作用,那么其积极效应在那些原本资金链更紧张、融资约束更强的企业中应表现得更为突出。借鉴鞠晓生等(2013)的研究,本文采用 SA 指数度量企业面临的融资约束,并以样本均值为界,将企业划分为“高融资约束”和“低融资约束”两组进行分组回归。表 10 的第(3)和(4)列报告了检验结果。可以发现,在融资约束较小的组别中,  $\text{did}$  系数为正但不显著;相反,在融资约束较大的组别中,政策的积极影响在 1%的水平上显著为正(系数差异  $P$  值显著)。这一对比更直接地证实,政府欠款治理立法监管对数字化转型的推动作用,主要依赖于其对受欠款企业融资约束的缓解。这与前文理论分析中提出的核心机制(H3 的逻辑)高度一致。

此外,为使得机制检验链条更完整,本文也考察了欠款程度的冲击影响。理论上,如果上述融资约束逻辑成立,那么我们应该会观察到政府欠款程度越深的企业在立法监管后,由于融资约束得到更为明显的缓解,因此这类企业的数字化转型步伐会更快。具体地,在受到政府欠款影响的企业

样本中（Treat=1），将政府欠款强度（Intensity）作为新的处理维度，通过构建欠款强度与政策时点的交互项（Intensity×Post，记为 did2），在 Treat=1 的子样本范围内重新估计模型（1）。这一设计能够在控制企业是否受政府欠款影响的基础上，识别欠款程度差异所带来的边际政策效应。得到的结果如表 10 的第（5）列所示，同样可以发现，did2 的回归系数仍然在 1%的水平下显著为正，表明在立法监管后，政府欠款程度越高的企业，数字化转型提升程度越明显，符合“受冲击程度越大、修复越强”的直观逻辑。

表 10 机制分析

| 变 量            | TC                        |                     | Dig                   |                     |                     |
|----------------|---------------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
|                | (1)                       | (2)                 | (3)                   | (4)                 | (5)                 |
|                | 商业信用供给（欠款占用）              |                     | 融资约束较小                | 融资约束较大              | 欠款程度冲击              |
| did            | -0.017 ***<br>(-3.44)     | 0.011 ***<br>(3.14) | 0.008<br>(1.28)       | 0.011 ***<br>(2.62) |                     |
| did2           |                           |                     |                       |                     | 0.003 ***<br>(3.00) |
| TC             |                           | -0.010 *<br>(-1.79) |                       |                     |                     |
| Constant       | 0.248 **<br>(2.11)        | 0.018<br>(0.23)     | 0.050 ***<br>(30.86)  | -0.018<br>(-0.19)   | -0.030<br>(-0.28)   |
| Controls       | Yes                       | Yes                 | Yes                   | Yes                 | Yes                 |
| Firm FE        | Yes                       | Yes                 | Yes                   | Yes                 | Yes                 |
| Year FE        | Yes                       | Yes                 | Yes                   | Yes                 | Yes                 |
| Observations   | 24142                     | 24142               | 7996                  | 15833               | 14294               |
| R-squared      | 0.665                     | 0.820               | 0.842                 | 0.839               | 0.783               |
| Bootstrap test | 0.0013058 ***<br>(z=2.67) |                     | 0.057 *<br>(系数差异 P 值) |                     | —                   |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 *t* 值。系数组间差异检验的 *P* 值采用费舍尔组合检验（抽样 1000 次）计算得到。

6. 异质性分析

诸多文献和实践表明，数字化是企业降本增效、提升可持续竞争力的重要手段。上文的实证分

析阐明, 政府欠款治理立法监管显著促进了中小企业的数字化转型。事实上, 这一效果也可能因公司自身转型的意愿以及面临的外部融资环境不同而表现出一定的异质性效果。基于此, 本部分进一步从公司通过数字化转型削减经营成本的压力和所处地区金融发展环境的视角出发, 检验政府欠款治理立法监管促进中小企业数字化转型在不同条件下的异质性影响。

## 6.1 成本调整压力的影响

为厘清成本调整压力在政府欠款治理立法监管促进中小企业数字化转型过程中的影响效果, 本文借鉴已有文献的常规做法, 采用政策实施前的平均营业成本增长率的自然对数衡量中小企业的成本调整压力 (梁上坤, 2015), 其计算公式为  $\text{Ln}(\text{COST}_{i,t}/\text{COST}_{i,t-1})$ 。该指标越高, 表明企业在既有经营模式下成本增长压力越大, 成本调整的紧迫性越强。在计算出各企业的平均营业成本增长率之后, 将全部样本四等分, 取其最大的 25% 为成本调整压力较大一组, 而其最小的 25% 则为成本调整压力较低的一组, 然后再进行分组回归。估计结果如表 11 所示, 可以发现, 成本调整压力较高的一组 did 估计系数显著为正, 而成本调整压力较低的一组 did 估计系数也为正, 但不显著, 说明成本调整压力更大的中小企业在政府欠款治理立法监管后, 数字化转型升级步伐更明显。这是因为企业成本调整压力越大, 其进行数字化转型的意愿越强烈, 从而对新版《中小企业促进法》落实后其资金压力的缓解带来的助力更为敏感。综合上述结果, 假说 H2 得到验证。

表 11 成本调整压力

| 变 量          | Dig                  |                   |                      |                   |
|--------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|
|              | 成本调整压力较低             |                   | 成本调整压力较高             |                   |
| did          | 0.009<br>(1.37)      | 0.007<br>(1.09)   | 0.012 *<br>(1.75)    | 0.012 *<br>(1.74) |
| Constant     | 0.055 ***<br>(22.52) | -0.099<br>(-0.70) | 0.059 ***<br>(26.28) | 0.036<br>(0.21)   |
| Controls     | No                   | Yes               | No                   | Yes               |
| Firm FE      | Yes                  | Yes               | Yes                  | Yes               |
| Year FE      | Yes                  | Yes               | Yes                  | Yes               |
| Observations | 5025                 | 5025              | 5072                 | 5072              |
| R-squared    | 0.857                | 0.859             | 0.856                | 0.857             |
| 系数差异 P 值     | 0.065 *              |                   |                      |                   |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 括号内为  $t$  值。系数组间差异检验的  $P$  值采用费舍尔组合检验 (抽样 1000 次) 计算得到。

6.2 金融发展水平

本节检验不同地区金融发展水平在政府欠款治理立法监管促进中小企业数字化转型过程中的差异性影响。借鉴卞元超和白俊红（2021）的研究，使用金融规模、金融深度以及金融相关率衡量各城市的金融发展状况。其中，金融规模以金融机构年末贷款余额来表示，金融深度采用金融机构年末贷款余额占名义 GDP 的比重表示，金融相关率采用金融机构年末存贷款余额之和占名义 GDP 的比重表示，再运用熵值法综合测算各城市的金融发展水平。并且依据计算出的样本企业所在城市的金融发展水平综合指数，将全部样本 3 等分，由低到高取其前 1/3 为金融水平发展程度较低的一组，其后 1/3 则为金融发展水平较高的一组，据此进行分组回归。结果如表 12 所示，可以发现，仅在地区金融发展水平较低的一组 did 估计系数显著为正，表明处于金融发展水平较低地区的中小企业，其获取外部融资以缓解资金压力的渠道较少，更容易受到政府欠款治理立法监管的正向影响，数字化转型程度的增幅更高。即假说 H3 得到验证。

表 12 金融发展水平

| 变 量          | Dig                 |                  |                     |                 |
|--------------|---------------------|------------------|---------------------|-----------------|
|              | 金融发展水平较低            |                  | 金融发展水平较高            |                 |
| did          | 0.015**<br>(2.12)   | 0.014*<br>(1.94) | 0.006<br>(1.29)     | 0.007<br>(1.45) |
| Constant     | 0.064***<br>(20.37) | 0.292<br>(1.08)  | 0.035***<br>(24.45) | 0.008<br>(0.08) |
| Controls     | No                  | Yes              | No                  | Yes             |
| Firm FE      | Yes                 | Yes              | Yes                 | Yes             |
| Year FE      | Yes                 | Yes              | Yes                 | Yes             |
| Observations | 7960                | 7960             | 7938                | 7938            |
| R-squared    | 0.847               | 0.849            | 0.822               | 0.824           |
| 系数差异 P 值     | 0.005***            |                  |                     |                 |

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 *t* 值。系数组间差异检验的 *P* 值采用费舍尔组合检验（抽样 1000 次）计算得到。

7. 结论与政策启示

中小企业是推动创新、促进就业、改善民生的重要力量。推进中小企业数字化转型是推进新型

工业化的重要举措,是建设现代化产业体系的必然要求。然而,中小企业在数字化转型过程中也面临着资金短缺、人才匮乏、技术适配等诸多痛点。本文基于《中小企业促进法》修订形成的准自然实验,结合2013—2022年新三板挂牌企业的数据样本,检验了政府欠款治理立法监管对中小企业数字化转型的影响及其作用机制。研究结果显示,《中小企业促进法》修订实施后,中小企业的政府欠款治理得以改善,相比非政府欠款企业,受政府欠款影响企业的数字化转型显著加快。尤其是在企业成本调整压力较大、地区金融发展水平较低地区的样本中,上述政策效应更为明显。进一步的机制检验发现,政府欠款治理立法监管约束了政府公共部门的支付行为,显著减少了受影响中小企业的被动商业信用供给,使得企业能够更灵活地投入资源进行数字化升级。本文的研究拓展了法治监管与中小企业数字化转型发展方面的理论文献,同时也具有重要的政策内涵。

第一,地方政府应在法治化轨道上深度嵌入数字治理手段,构建精准的清欠治理长效机制,在统筹财政收支平衡与营商环境优化中释放制度红利。本文研究发现,立法监管通过规范政府支付行为,实质性地为受欠款困扰的中小企业注入了流动性。面对财政紧平衡的现实约束,地方政府不应将清欠视为单纯的存量资金流出,而应视其为优化营商环境、驱动数字经济增长的战略性投资。一方面,应将支付履约情况与预算绩效、部门考核硬性挂钩,通过提升违约成本倒逼政务诚信;另一方面,应积极应用数字化管理平台降低制度执行成本,实现从事后清欠向事前预警、事中监控的治理转型。这种“以数治欠、以数促转”的良性循环,不仅能缓解政府监管压力,更能在有限的财政空间内通过法治化手段稳定企业预期,将外部的制度红利转化为企业内生的转型动力,激发中小企业长期的数字化升级意愿。

第二,中小企业应抓住制度改善的窗口期,紧跟当前国家清理拖欠账款的战略部署,将政策红利转化为数字化转型的资金保障。中央高度重视清理政府部门和国有企业拖欠中小企业账款工作,将其作为稳宏观、强信心、优化营商环境的重要抓手。本文研究发现,外部清欠环境的改善对金融欠发达地区及高成本压力企业的数字化转型具有显著的边际驱动效应。基于此,中小企业应充分抓住制度改善的黄金窗口期,实现从“被动生存”向“主动升级”的资源配置逻辑转型。特别是对于专精特新等处于产业链关键环节的优质企业,应优先将清欠回笼的流动性投向具备长效降本增效作用的数字化升级领域,而非仅将其视作短期周转资金。通过自有资金的精准投放,企业能够有效对冲因融资歧视导致的转型掣肘,在资源约束下完成数字化转型这一关键跳跃,从而在不确定性环境下持续增强经营韧性与核心竞争力。

第三,国资监管与财政部门应以深化清欠专项工作为契机,在疏通供应链资金循环的基础上,推动大型国有企业示范构建“全链条”数字化共生生态。本文研究表明,中小企业的困境本质上源于其在供应链中的弱势地位,单纯的点对点清欠虽能救急,但难以根治体制性积弊。因此,国资和财政部门应引导作为链主的国有企业发挥示范引领作用,将按时履约与供应链数字化协同深度融合,实现从单向救济向链式治理的模式转变。一方面,应通过财税政策引导核心企业与中小供应商共享数字化系统和数据资源,以信息透明化提升全产业链的协同效率;另一方面,鼓励探索以数据信用替代商业信用的新型治理模式,利用数字化手段实时监测资金流向,从根本上缓解因信息不对称导致的账款挤占。这种数字化共生生态既能增强大型企业的供应链韧性,又能赋予中小企业持续转型的内生动力,最终推动数字经济高质量发展与法治化营商环境建设形成良性循环。

当然,本文的研究也存在一定的局限性,有待未来进一步拓展。首先,在测度方法上,受限于当前中小企业数据可得性的客观现状,本文采用年报文本分析法构建数字化转型指标。虽然这一做法能够有效捕捉企业战略注意力向数字领域的配置逻辑,但在区分宣传性表述与实质性资本投入方面仍存在改进余地。未来研究可尝试耦合数字化财务投入、软件著作权及专利数据等多源指标,以更精准地刻画企业转型的深度与实质。其次,在样本代表性方面,本文的研究对象集中于新三板挂牌企业,此类企业相对于未挂牌企业通常具备更为规范的治理结构与财务披露体系且已步入规范化成长轨道。因此,本文的研究结论对于规模更小、议价能力更弱且信息透明度更低的大量微型企业与个体工商户的适应性和差异化表现,仍需通过更具代表性的调研数据进行验证。总体而言,本文初步探讨了政府欠款治理立法监管对中小企业数字化转型的驱动效应及其作用机制,不仅丰富了法治建设赋能数字经济发展的理论体系,也为后续政策的精准实施与优化完善提供了经验证据。

## ◎ 参考文献

- [1] 卞元超,白俊红.区域市场整合能否提升企业的产能利用率?[J].财经研究,2021,47(11).
- [2] 陈胜蓝,王鹏程,马慧,刘晓玲.《中小企业促进法》的稳就业效应——基于政府信用体系建设视角[J].管理世界,2023,39(9).
- [3] 陈世来,李青原.IPO、商业信用供给与企业绩效[J].南开管理评论,2023,26(4).
- [4] 陈正林.客户集中、行业竞争与商业信用[J].会计研究,2017(11).
- [5] 高明,毕燕璐,胡聪慧.环境立法与投资者利益保护——基于股票市场异常波动的视角[J].金融研究,2024(1).
- [6] 辜胜阻,庄芹芹,冯德崇.《中华人民共和国中小企业促进法》修法看点与完善建议[J].经济与管理,2017,31(5).
- [7] 郭晔,姚若琪.供应链关联与中小企业融资——基于供应链金融与商业信用视角[J].经济学(季刊),2024,24(4).
- [8] 郝枫,胡吉安.专利信息公共服务对企业技术创新的影响研究[J].科研管理,2026,48(3).
- [9] 胡海峰,窦斌,赵加良,张玮艺.企业数字化迎合与经营绩效[J].世界经济,2025,48(12).
- [10] 鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,48(1).
- [11] 李剑培,刘振鹏,顾乃华.传统金融可得性、数字金融发展与企业数字化转型[J].当代财经,2023(6).
- [12] 李思飞,李鑫,王赛,佟岩.家族企业代际传承与数字化转型:激励还是抑制[J].管理世界,2023,39(6).
- [13] 梁上坤.管理者过度自信、债务约束与成本黏性[J].南开管理评论,2015,18(3).
- [14] 刘庆飞.中小企业促进法的多重价值[J].商业研究,2012(8).
- [15] 马慧.中小企业权益保护与创新活动[J].世界经济,2024,47(12).

- [16] 马喜芳, 井润田, 顾蓓蓓. 新冠肺炎疫情对企业影响机理的理论构建与探索性调查研究 [J]. 管理学报, 2022, 19 (11).
- [17] 潘越, 谢玉湘, 宁博, 梁师赫. 数智赋能、法治化营商环境建设与商业信用融资——来自“智慧法院”视角的经验证据 [J]. 管理世界, 2022, 38 (9).
- [18] 沈木珠. 国际金融危机下我国产业法的作用、问题与完善——以中小企业促进法为例 [J]. 法学论坛, 2010, 25 (2).
- [19] 王可, 钱先航, 周亚拿. 赊销管控、票据化及其微观经济效果——来自中央企业应收账款压降的证据 [J]. 中国工业经济, 2024 (2).
- [20] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 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, 37 (7).
- [21] 杨洁, 史今, 王兴光. 政府推动的企业数字化转型对成本黏性的影响研究 [J]. 管理学报, 2024, 21 (12).
- [22] 张矿伟, 俞立平. 数字化转型对区域高技术产业创新差距影响研究 [J]. 科研管理, 2024, 45 (7).
- [23] 赵玲, 黄昊. 企业数字化转型、供应链协同与成本黏性 [J]. 当代财经, 2022 (5).
- [24] 赵琦, 钟夏洋. 金融制度改革与中小企业数字化转型——来自新三板分层制度的证据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (10).
- [25] Anderson, M. C. , Banker, R. D. , and Janakiraman, S. N. Are selling, general, and administrative costs “sticky”? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41 (1).
- [26] Aretz, K. , Campello, M. , and Marchica, M. Access to collateral and the democratization of credit: France’s reform of the napoleonic security code [J]. The Journal of Finance, 2020, 75 (1).
- [27] Barrot, J. N. , and Nanda, R. The employment effects of faster payment: Evidence from the federal quickpay reform [J]. The Journal of Finance, 2020, 75 (6).
- [28] Chowdhury, R. H. , and Maung, M. Financial market development and the effectiveness of R&D investment: Evidence from developed and emerging countries [J]. Research in International Business and Finance, 2012, 26 (2).
- [29] Conti, M. , Elia, L. , Ferrara, A. , and Ferraresi, M. Governments’ late payments and firms’ survival: Evidence from the European Union [J]. Journal of Law and Economics, 2021, 64 (3).
- [30] Grossman, S. J. , and Hart, O. D. the costs and benefits of ownership: A theory of vertical and lateral integration [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94 (4).
- [31] Luo, M. , and Wang, S. Behind booms: The digitalization of underperforming Chinese companies [J]. Journal of Business Research, 2026 (206).
- [32] Verhoef, P. C. , Broekhuizen, T. , Bart, Y. , Bhattacharya, A. , Dong, J. Q. , Fabian, N. , and Haenlein, M. Digital transformation: A multidisciplinary reflection and research agenda [J]. Journal of Business Research, 2021, 122 (1).
- [33] Wang, X. , Wang, H. , Song, L. L. and Zhang, F. T. Digital inclusive finance and digital

- innovation in private enterprises [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2025 (98).
- [34] Wu, W. F. , Firth M. , and Rui, O. M. Trust and the provision of trade credit [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2014, 39 (1).
- [35] Zhao, X. , Lynch, J. G. , and Chen, Q. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis [J]. *Journal of Consumer Research*, 2010, 37 (2).

### **Government Arrears Governance Legislation and the Digital Transformation of SMEs**

Zhao Ling<sup>1</sup> Xie Can<sup>2</sup> Huang Hao<sup>2</sup>

(1 School of Economics, Xihua University, Chengdu, 610039;

2 School of Public Finance and Taxation, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, 611130)

**Abstract:** This study leverages a quasi-natural experiment created by the revision of the Promotion Law for Small and Medium Enterprises and utilizes data from firms listed on the NEEQ from 2013 to 2022 to explore the impact and mechanisms of legislative oversight on government arrears governance on the digital transformation of SMEs. Our findings indicate that after the Promotion Law for Small and Medium Enterprises introduced stricter regulations on government payment of accounts, the pace of digital transformation significantly accelerated for SMEs with government arrears compared to those without such arrears. Moreover, this effect is more pronounced in enterprises that face greater cost-adjustment pressures—thereby exhibiting a stronger willingness to undertake digital transformation—and in those located in regions with less developed financial systems. Mechanism analysis indicates that the primary driver of this phenomenon lies in the alleviation of financing constraints resulting from a decline in trade credit supply, which enables small and medium-sized enterprises to allocate resources more flexibly for digital transformation. The findings of this study offer meaningful insights into understanding how the advancement of the rule of law can facilitate the high-quality development of the digital economy.

**Key words:** Promotion Law for Small and Medium Enterprises; Digital Transformation; Commercial Credit Supply; Liquidity Constraints

专业主编：潘红波