

# 科技金融试点政策赋能实体企业数字化转型了吗?

申明浩<sup>1,2</sup>, 谭伟杰<sup>1</sup>, 杨永聪<sup>1,2</sup>

(1. 广东外语外贸大学经济贸易学院, 广东广州, 510006;  
2. 广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院, 广东广州, 510006)

**摘要:** 以近年我国中央和地方政府科技与金融结合试点政策实施为准自然实验, 基于 2008—2016 年中国 A 股上市实体企业面板数据, 借助 Python 软件文本识别功能刻画出实体企业数字化转型水平, 运用双重差分法(DID)考察了科技与金融结合试点政策对实体企业数字化转型的影响以及作用机理。研究发现, 试点政策能够显著提升地区金融科技发展水平, 进而促进实体企业数字化转型, 该结论在一系列稳健性检验后仍然显著成立。机制分析表明, 试点政策的有效实施, 一是能够缓解信息约束问题与提升企业商业信用, 二是有助于获取政府资源并引发人才集聚效应, 最终赋能实体企业的数字化转型。异质性分析表明, 试点政策对实体企业数字化转型的促进作用在较高内部管控成本和外部交易成本企业、高技术行业与制造业中更为显著。研究结果不仅揭示了科技金融试点政策对实体企业数字化转型的影响机理以及经济后果, 也为未来数字化相关政策的制定提供了重要经验和启示。

**关键词:** 数字化转型; 科技金融; 实体企业; 数字经济; 双重差分

中图分类号: F812.4

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2022)03-0110-14

## 一、引言与文献综述

习近平总书记指出, “数字技术正以崭新的观念、业态、模式全面融入经济各领域与全过程, 要主动以科技创新与数字化变革酝酿发展新动能”。2022 年的《政府工作报告》明确指出, 要加快推进数字经济与实体经济的深度融合, 培育壮大相关数字产业, 促进数字经济发展, 释放数据要素赋能经济高质量发展的潜力。从国际视角看, 截至 2020 年底, 全球数字经济占 GDP 比重高达 43.7%, 其中发达国家数字经济规模占全球总量的 74.7%; 从国内视角看, 2020 年, 我国数字经济规模保持蓬勃发展态势, 占 GDP 比重为

38.6%。由此可见, 数字经济不仅是国内经济增长引擎, 也俨然成为全球经济增长的重要助推器, 有着无限的发展前景。实体经济是中国经济发展在国际竞争中取得优势的根基<sup>[1]</sup>, 在国际环境不确定性陡增和国内经济转轨的大环境下, “数字技术+”的创新发展思路成为越来越多中国企业的首要战略选择<sup>[2]</sup>。中国信息通信研究院发布的《企业数字化转型蓝皮报告(2021 年)》显示, 超过 60%的企业对数字化具有迫切需求, 制定了较为明确和清晰的数字化转型战略规划。在数字化浪潮下, 企业数字化转型成为奠基经济高质量发展的重要微观着力点与化危为机的制胜法宝。

在现有文献中, 关于企业数字化转型的研究主要聚焦于数字化转型的微观经济后果方面, 如

收稿日期: 2021-12-21; 修回日期: 2022-04-25

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“粤港澳大湾区数据要素跨境流动路径研究”(21&ZS123); 国家社会科学基金项目“粤港澳大湾区科技创新协同发展研究”(19BJY003)

作者简介: 申明浩, 男, 山西太原人, 博士, 广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院教授、博士研究生导师, 主要研究方向: 数字经济与粤港澳大湾区发展; 谭伟杰, 男, 广东江门人, 广东外语外贸大学硕士研究生, 主要研究方向: 企业数字化转型, 联系邮箱: 912566544@qq.com; 杨永聪, 男, 广东茂名人, 博士, 广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院副教授, 主要研究方向: 产业经济学

数字化对企业内部组织管控效率<sup>[3-5]</sup>、企业分工<sup>[6]</sup>、企业绩效和股票流动性<sup>[7]</sup>以及企业创新<sup>[8]</sup>等的影响。上述研究基于“微观—微观”视角为理解企业数字化转型的经济后果提供了丰富的理论和实证经验,但对推动企业数字化转型影响因素方面的实证研究较为匮乏。这为本文提供了边际贡献的机会,结合数字经济发展的现实背景进行实证研究,探讨如何有效推进实体企业数字化转型具有现实意义。

企业数字化转型本质上就是通过互联网、大数据等一系列数字技术提高知识和信息数据的流动性和匹配度,优化生产要素的配置效率,推进业务流程与生产方式重组变革的系统性创新过程<sup>[9]</sup>。数字化转型作为一种“突破式破坏性创新”,其高昂的创新成本和高风险投入是约束企业数字化转型最突出的问题。而目前现有金融体系与模式发展尚不完善,难以有效支撑企业的数字化转型,由此,以政府主导、政策引领的科技金融体系建设应运而生<sup>[10]</sup>。近年来,中央及各级地方政府都制定并实施了多项科技金融政策法规,提出从财政支持和资本市场变革等方面向企业数字化发展提供多样化的金融支持,这在一定程度上弥补了传统金融体系的不足<sup>[11]</sup>。科技与金融的有效结合突破了传统金融服务的局限性,拓展了金融服务的广度和深度,催生出一系列以数字技术为基石的新兴信息技术行业,从而对实体经济产生了深远的影响<sup>[12]</sup>。

现有研究主要探讨了科技金融政策对经济高质量发展的多维影响。如在微观层面,有学者指出科技金融政策能够优化资本市场融资体系,进而有效缓解企业融资约束问题<sup>[13]</sup>;杨世信等的研究结果表明政府公共政策能够缓解资本市场的信息不对称与道德风险问题,促进企业创新能力的提升<sup>[14]</sup>。在宏观层面,有研究指出科技金融生态环境和资金来源结构会影响其对区域经济高质量发展的促进作用<sup>[15]</sup>;金融改革能够促进生产性服务业集聚水平的提高和信贷资源配置效率的优化,进而推动产业结构升级<sup>[16]</sup>。同时,科技金融政策能够通过提高区域创新水平来促进全要素生产率提升<sup>[17]</sup>。以上研究表明,科技金融政策引领的金融体系改革正在不同维度赋能经

济高质量发展。那么,在越来越多实体企业加入数字化转型的背景下,科技金融政策能否助力实体企业数字化转型?如果回答是肯定的,其又是通过何种作用机制赋能实体企业数字化转型的?以往研究缺乏一个有针对性的分析框架来回答上述问题。因此,本文以科技与金融结合试点政策实施为准自然实验,采用双重差分方法检验科技金融政策对实体企业数字化转型的影响。

本文可能的边际贡献在于:其一,本文将科技金融结合试点政策实施作为准自然实验,在有效规避内生性干扰的估计偏误基础上,从实体企业数字化转型的视角,实证检验了科技金融政策的微观经济效果,丰富了科技金融与实体经济的研究,为相关政策制定并推动实体企业数字化转型提供新的关系佐证。其二,本文借助数字经济相关政策资料,基于 Python 软件中文本识别特征关键词的功能,构建了较为全面刻画实体企业数字化转型程度、地区金融科技发展水平的指标,是对企业数字化转型与金融科技发展指标度量的有益补充和完善。其三,本文基于“信息约束与商业信用”和“创新补贴与人才集聚”两个层面进行分析,进一步厘清了科技金融政策影响企业数字化转型的内在作用机理,充分解读在该影响过程中企业内部特征与行业特征的结构差异,丰富了评估科技金融政策经济效果的相关研究。总而言之,本研究提出了新问题、新视角与新渠道,即科技金融政策实施能否引导实体企业数字化转型以及如何赋能保障企业转型。

## 二、政策背景与研究假设

### (一) 政策背景

为了适应经济高质量发展的现实,政府出台了一系列的政策措施为高科技产业发展“保驾护航”。其中,科技与金融结合试点政策则是首次以金融模式创新来探索提高产业创新发展能力、带动金融资源支持科技发展、为企业提供创新性融资服务的公共政策。政策核心是塑造“科技驱动型金融”的新业态,以优化的金融结构倒逼金融体系转型升级,提高市场金融资源与企业之间

的匹配度，实现金融供给效率与实体经济的“提质增效”。为了提高科技创新成果转化的效率，经科技部和中国人民银行为主导的相关部门研究，2011年12月，在16个地区(涉及41个地级市)开展了“促进科技和金融结合试点”工作，以期通过促进科技与金融的有效结合来增强企业的自主创新能力，这标志着中国加快了多元化、多层次科技投融资体系建设的步伐。至今，各级政府已经陆续出台了超过350项涵盖政府财政牵头主导、金融市场建设、融资方式变革与金融保险等多方面的政策法规，设立了近40亿元的专项资金给予支持。为深化数字经济时代下的创新驱动发展战略，2016年两主导部门新增选定厦门、郑州等9个城市开展第二批科技金融试点工作。随着一系列科技金融政策的加速推进，相关政策释放出政府部门积极促进数字经济发展与纠偏金融市场失灵的正面信号，能够极大改变企业的外部经营环境与战略倾向。

## (二) 理论分析与研究假设

科技金融试点政策的根本目的是解决中国传统金融供给薄弱的难题<sup>[18]</sup>，以创新金融资源带动科技发展，发挥创新驱动发展战略对经济高质量发展的引领作用。而企业数字化转型则是企业将人工智能、互联网等数字技术与内外部生产要素全面深度融合的过程，是对企业组织管理、生产研发和财务稳定等全方位效率提升的转型过程<sup>[19]</sup>，即企业利用数字技术，将全部生产要素与全部环节数字化重组变革，降低生产运营成本，优化资源配置，从而提高企业经济效率的转型过程。吴非等认为企业在数字化转型过程中，通过培育自身的数字技术特色来保持核心竞争力的关键之处，更多的是以大量市场主体共同开发的技术开源代码平台为依托。并且由于数字技术的应用具有更强的公共属性和可复制性，所以往往更需要企业通过创新专利申请的形式去规避技术产权流失的问题<sup>[7]</sup>。那么在这个过程当中，企业数字化转型作为一种“突破式破坏性”创新活动<sup>[20]</sup>，被赋予了更多的实质性政策驱动力，对企业自身生产要素调整、研发投入等资源配置的能力提出了更高的要求。基于以上逻辑，以推进科技创新为着力点的科技金融政策对企业数字化

转型的影响也理应是直观的。并且科技金融政策的持续推进，将有效解决传统金融市场的结构性问题，破解企业数字化转型过程中所面临的障碍。

首先，科技金融政策能够缓解实体企业融资约束困境，激发企业数字化转型活力。在传统信贷市场中，以银行为主导的金融机构更加倾向于为实力雄厚的大型企业提供资金支持，从而严重束缚了中小企业开展数字化创新活动的积极性<sup>[21]</sup>。以政府投资为主导的科技金融资源供给政策，能够有效提升当地的金融发展水平，并通过拓展公共科技金融资源有效缓解企业融资约束难题<sup>[16]</sup>。其次，完善的金融体系是科技成果高效转化的重要推动力。科技金融政策更加重视金融市场与科技活动的有效对接，能通过释放多元化金融资源的红利，加速科技成果转化，为实体企业数字化转型注入新的活力。再次，科技金融试点政策能够进一步完善知识产权的投融资体系，拓宽企业融资渠道、信息渠道和人才渠道，提高实体企业数字化转型的积极性与成功率<sup>[22]</sup>。最后，科技金融政策所倡导的“ABCD”底层技术与企业数字化转型的技术需求具有一定的“共同诉求”，能够为企业转型带来技术外溢优势<sup>[20]</sup>。综上所述，科技金融政策的实施能够在极大程度上提高企业生产资源的配置效率，为创新活动积累更大的潜能，由此推动企业数字化转型。基于以上分析，本文提出如下研究假设。

假设1：科技金融政策的实施能够赋能实体企业数字化转型。

据埃森哲发布的《2020年中国企业数字化转型指数研究》，尽管大量的企业已经对数字化转型做出核心战略规划，但是2020年只有11%的中国企业数字化转型取得显著成效。企业在数字化转型过程中，面临着不同的障碍问题：第一，信息约束下数字化“阵痛期”的战略决策不当，即“不会转”问题；第二，资源约束与数字化投入成本过高的矛盾引发“买不起”技术的问题；第三，数字化能力不匹配问题。基于此，本文围绕企业数字化转型过程中的三类障碍问题，结合相关理论从“信息匹配与融资效率”和“创新成长”等两个层面出发，探讨科技金融政策对实体企业数字化转型的影响及其内在机理。

经典的微观银行理论认为, 银企间严重的信息不对称会导致信贷错配, 恶化由于信息不对称与道德风险问题所引发的融资约束<sup>[23]</sup>。科技金融政策可以有效缓解信息约束, 提升企业商业信用, 进而促进实体企业数字化转型。一方面, 科技金融政策的实施能够充分释放当地数字信息技术的优势, 强化企业对信息的管理和组织架构的建设<sup>[4,20]</sup>, 让利益相关者(投资者)更加清晰地了解企业数字化转型活动的运行状况, 提高利益相关者对企业的信任度, 从而缓解外部信息约束下企业的逆向选择问题。数字技术的应用能够帮助企业更加准确地识别和评估创新投资项目的风险, 为自身经营投资决策和生产流程优化提供更优质的服务<sup>[24]</sup>, 缓解企业内部信息约束问题, 提高企业的经营和投资效率, 进而促进企业数字化转型。另一方面, 科技金融政策的支持, 能够通过缓解信息约束下企业道德风险问题, 提升企业的商业信用。姚星等的研究指出, 商业信用融资是当前中国企业开展创新活动的重要融资渠道<sup>[25]</sup>。根据信号理论, 科技金融政策的支持向外界展示了当地企业具有较强数字化优势的信号, 也反映出了政府对当地相关企业的支持和信任, 这些积极信号会传递给企业供应商, 从而提高供应商对企业偿债能力的积极预期, 正向的“曝光效应”将有助于企业商业信用的提升。因此, 试点政策通过提升企业商业信用可以有效缓解资源约束, 推动企业数字化转型。基于以上分析, 本文提出如下研究假设。

**假设 2:** 科技金融政策有利于缓解信息约束, 提升企业商业信用, 进而赋能实体企业数字化转型。

科技金融政策有利于企业获取政府创新补贴, 引发内部人才集聚效应, 强化企业创新动能, 从而助推数字化转型。结合信号理论的观点, 一方面, 政府引导的直接资源配置对企业数字化转型等创新活动起着重要引领作用<sup>[26]</sup>, 科技金融政策释放的积极信号使得当地企业更容易受到政府的青睐, 有利于实体企业嫁接政府资源, 实现数字化转型。原因是科技金融政策试点城市中的企业, 能够释放积极响应国家政策导向的正面信号, 政企之间的良好互动关系能够有效降低政府

的监督考核成本, 提高政府对当地企业的信任度, 有利于企业嫁接政府更多的创新资源, 特别是政府创新补贴, 进而为实现自身数字化转型奠定良好基础。另一方面, 科技金融政策在促进企业嫁接政府创新补助资源后, 企业拥有更多的资金招揽人才, 形成集聚效应, 能为企业创新活动和数字化转型提供智力支持。同时, 人才资源集聚效应是吸引市场外部投资者的重要信号<sup>[27]</sup>, 这在很大程度上影响企业的外部融资能力。综上所述, 科技金融政策能够在迸发创新动能层面为实体企业凝聚政府资源、人才资源和市场资源, 有助于进一步推动企业数字化转型。基于以上分析, 本文提出如下研究假设。

**假设 3:** 科技金融政策有利于企业获取政府资源, 并形成人才集聚效应, 进而赋能实体企业数字化转型。

### 三、研究设计

#### (一) 模型构建

本研究采用双重差分模型检验科技金融试点政策的实施对实体企业数字化转型的影响。中国人民银行与科技部等相关部门分别于 2011 年和 2016 年推行科技与金融结合试点的政策, 其中首批涉及 41 个地级市, 次批则新增了 6 个城市<sup>①</sup>。显然该试点政策无论是对科技金融发展还是对企业自发的数字化转型都是典型的外生冲击事件, 这为政策评估提供了极佳的准自然实验样本。由于本文选取的样本时间是 2008—2016 年, 考虑到第二批试点城市受政策影响时间较短, 故本文仅选取第一批试点城市的相关数据进行实证分析。为此, 本文以第一批 41 个试点城市作为实验组, 其他非试点城市为对照组, 建构如下 DID 计量模型对直接传导机制进行分析检验:

$$EDT_{i,t} = \alpha + \beta(treat \times post) + \gamma \sum Controls_{i,t} + Year + Indus + u_{i,t} \quad (1)$$

其中, 被解释变量为  $EDT_{i,t}$ , 表示实体企业  $i$  在  $t$  年数字化转型水平, 核心解释变量为双重差分项  $treat \times post$ , 其系数  $\beta$  表示科技金融试点政

策推行对实体企业数字化转型的净效应。*Controls* 表示一系列的控制变量集合; *Year* 和 *Indus* 表示年份和行业固定效应;  $u_{it}$  为随机扰动项。同时,本文还进行了如下处理: 第一,为了尽可能地排除不可观测因素的影响,本文同时控制了时间和行业的虚拟变量; 第二,在下文实证分析中均采用经企业层面 Cluster 聚类调整后的 *t* 统计量。

## (二) 变量选择与说明

### 1. 被解释变量: 企业数字化转型

本文基于《金融科技(FinTech)发展规划(2019—2021年)》《关于推进“上云用数赋智”行动培育新经济发展实施方案》《2020年数字化转型趋势报告》、近年《政府工作报告》以及数字经济相关的重要新闻和会议,经 Python 分词处理与人工识别后,整理归纳出数字化转型的特征关键词图谱<sup>②</sup>,以此对企业年报进行文本分析。同时为了克服此类计数数据的右偏分布问题,本文将上述词频进行加总并采取自然对数化处理,得到本文被解释变量企业数字化转型(*EDT*)。该指标数值越大,表明企业数字化转型程度越高。

### 2. 解释变量: 科技与金融结合试点政策

本文以科技与金融结合试点政策作为准自然实验,运用双重差分法评估该政策的实施效果。首先,设置实验组与对照组虚拟变量 *treat*,若属于科技金融政策试点城市企业,则 *treat* 取值为 1,其他非试点城市企业 *treat* 取值为 0。其次,设置政策时间虚拟变量 *post*,若属于政策实施时间范围(2011 年及以后),则 *post* 取值为 1,其他时间 *post* 取值为 0。交乘项 *treat* × *post* 是本文的解释变量,其估计系数能够反映科技金融试点政策推行对实体企业数字化转型的净效应。

### 3. 机制变量

(1) 信息约束(*information*)与商业信用(*buscredit*)。本文借鉴潘越等的研究思路<sup>[28]</sup>,采用研报跟踪份数加 1 取自然对数来衡量企业的信息约束程度,如果该公司被研报跟踪分析的份数越多,说明其面临的信息约束越少。另外,采用企业当年应付账款、应付票据、预收账款的和与总资产的比值作为企业商业信用的代理变量<sup>[29]</sup>。

(2) 政府创新补贴(*govrd*)与企业高端人才聚集(*masterHR* 和 *masterTMT*)。本文参考刘春林和

田玲的研究方法<sup>[26]</sup>,选取“研发”和“科技项目”等 10 个关键词<sup>③</sup>,对企业年报中政府资助项目的披露信息进行搜索与识别,将得到的明细事项匹配到相应的企业层面数据,最后将上述项目信息数据加 1 取自然对数作为政府对企业的创新补贴。此外,借鉴申明浩等的研究做法<sup>[30]</sup>,从企业年报中搜索识别得到企业员工硕士及以上学历人数(*masterHR*)和高管团队硕士及以上学历人数(*masterTMT*),以此作为企业高端人才集聚的代理变量。

(3) 企业价值(*tq*)与财务稳定(*zsccore*)。本文参考已有研究的一般做法,采用托宾 Q 值来衡量企业价值,选取 Z-score 指标来衡量企业财务稳定,以此来刻画科技金融试点政策推行后实体企业的经济绩效与风险水平。

### 4. 控制变量

为了尽可能克服遗漏变量的影响,纳入了可能会影响实体企业数字化转型的微观层面变量。具体变量定义如下,企业规模(*size*): 总资产的自然对数; 现金流水平(*cash*): 经营活动现金流量净额/负债总额; 领导权结构(*dual*): 若董事长与总经理两职合一则赋值为 1,否则为 0; 员工规模(*employee*): 员工人数的自然对数; 企业成长性(*fix*): 固定资产增长率; 财务杠杆(*lev*): 资产负债率; 盈利能力(*roa*): 总资产回报率; 董事会规模(*bsize*): 董事会人数加 1 取自然对数; 委员会个数(*cmote*)。

## (三) 数据来源与描述性统计

本文以 2008—2016 年沪深两市 A 股的上市实体企业为研究样本,并对研究数据进行了如下处理: 第一,为了克服极端值对回归结果的影响,本文对模型中涉及的所有连续型变量进行了双侧 1% 水平的缩尾处理; 第二,剔除了非正常交易(ST、ST\* 以及 PT)以及主要研究数据缺失严重的研究样本; 第三,剔除了金融保险与房地产等行业的样本企业。选择 2008 年作为研究起点的原因是: 一方面,考虑到 2008 年金融危机对经济社会产生了巨大影响,以此为起点便于对此后一个连续时间段进行分析比较; 另一方面,2008 年以来企业数字化转型的概念和技术逐步得到社会接受和应用。本文的原始数据均来自国泰安

数据库、Wind 数据库, 企业年报文件来源于沪深两市证交所官方网站。本文主要变量的描述性统计结果显示<sup>④</sup>, 企业数字化转型(*EDT*)表现出“均值小, 标准差大”的特点, 并且最大值和最小值分别为 5.8260 和 0, 表明样本企业间数字化转型程度存在较大差异。其他控制变量也存在着不同程度的差异, 与现有文献基本一致。

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归结果

表 1 汇报了科技金融试点政策影响企业数字化转型的基准线性回归结果。在第(1)和(2)列中, 核心解释变量科技金融试点政策(*treat* × *post*)对实体企业数字化转型(*EDT*)的影响系数为正, 且在 1% 水平上保持显著, 说明科技金融试点政策促进了企业数字化转型。此外, 第(3)和(4)列则在此基础上控制了“时间—行业”固定效应, 科技金融试点政策(*treat* × *post*)的系数虽然在一定程度上缩减了, 但仍然在 1% 水平上显著为正。从经济意义上讲, 以第(4)列所示的结果为例, 科技金融政策的推行将使得实体企业数字化转型水平提高 0.246 1, 与样本研究期间企业数字化转型程度的均值 0.663 7 相比较而言提升了 37.08% 左右(即  $0.246 1 / 0.663 7 \times 100\%$ )。以上实证结果表明, 无论是从统计意义还是经济意义的角度来看, 科技金融试点政策的推行确实有助于驱动实体企业数字化转型。随着科技金融政策的持续推进, 数字技术能够进一步赋能传统金融服务, 传统金融要素流动的时空阻滞障碍能被有效破除, 从而为企业数字化转型提供更加优渥的金融环境, 同时带来了生产要素的不断积累和丰富, 进而有效激活企业数字化转型的动力, 本文研究假设 1 得到验证。

为更加稳健地验证 DID 模型的基本结论, 本文考虑地方金融科技发展强度的影响, 进一步通过带有调节效应的双重差分模型来进行估计。具体而言, 是借鉴宋敏等的研究思路<sup>[31]</sup>, 基于金融稳定理事会金融科技创新界定, 使用地级市金融科技企业数量构建地区金融科技指数。首先, 基于“金融科技”和“云计算”等关键词,

利用 Python 在“天眼查”网站对相关企业名称或经营范围进行检索, 获取其工商注册信息。其次, 依据巴塞尔银监会对金融科技业务模式的分类准则, 使用正则表达式对上述金融科技企业的具体经营领域以及“金融”“支付”等与金融相关的关键词进行模糊匹配, 得到匹配成功的样本数据。同时, 对经营状态异常样本、经营范围包含特殊经营范围字段(如“严禁涉及……业务”等等)的样本、经营时间不足一年的样本进行剔除。最后统计得出各地区各年份的金融科技企业数量, 该数值越大说明当地的金融科技发展水平越高。综上, 设定如下模型:

$$EDT_{i,t} = \alpha + \beta(treat \times post \times DIF) + \gamma \sum Controls_{i,t} + Year + Indus + u_{i,t} \quad (2)$$

其中, *DIF* 是指当地金融科技发展水平。表 1 第(5)列报告了在 *treat* × *post* 的基础上, 进一步引入地区金融科技发展水平(*DIF*), 考虑试点政策实施后, 不同金融科技发展水平上政策对实体企业数字化转型的影响差异。实证结果发现, *treat* × *post* × *DIF* 的回归结果在 1% 水平上显著为正, 这说明试点政策的实施能够不断提高当地金融科技发展水平, 以优化的金融结构倒逼实体经济“提质增效”, 让金融资源与迫切需要技术作为支撑的数字化转型项目进行高效匹配, 进而加快实体企业数字化转型的进程。

### (二) 稳健性检验<sup>⑤</sup>

#### 1. 平行趋势检验和动态性分析

平行趋势假设是利用双重差分模型评估政策效果的核心重要前提, 本文研究模型进行平行趋势检验并进行动态性分析, 其检验结果如图 1 所示。结果显示, 科技金融政策推行以前年份(2008—2010 年)的估计系数置信区间包含 0, 均没有通过显著性检验, 这表明在试点政策推行以前, 实验组与对照组企业的数字化转型水平没有显著差异, 满足平行趋势假设; 而科技金融政策推行以后年份(2011—2016 年)的估计系数为正且置信区间不包含 0, 通过了显著性检验, 这意味着试点政策对实体企业数字化转型的正向影响具有可持续性。此外, 从动态性角度而言, 随着科技金融政策的不断推进, 实体企业数字化转型系数值逐渐增大, 且呈现出边际效应递增的规

表1 基准回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>EDT</i>	<i>EDT</i>	<i>EDT</i>	<i>EDT</i>	<i>EDT</i>
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.576 6*** (18.68)	0.506 2*** (15.33)	0.271 9*** (8.24)	0.246 1*** (7.36)	0.074 9*** (8.01)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>DIF</i>					
<i>Controls</i>	NO	YES	NO	YES	YES
<i>Constant</i>	0.422 4*** (25.60)	0.499 3 (1.44)	-0.036 6 (-0.62)	0.037 8 (0.12)	0.344 2 (0.86)
<i>Year &amp; Indus</i>	NO	NO	YES	YES	YES
Adj <i>R</i> <sup>2</sup>	0.067 5	0.106	0.332	0.355	0.354
<i>N</i>	18 538	18 538	18 538	18 538	18 538

注: \*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著, 括号内为经企业层面聚类调整后的*t*统计量。如无特殊说明, 以下各表同。

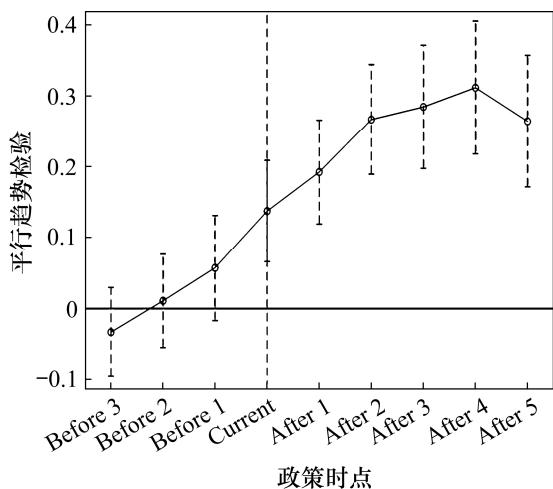


图1 平行趋势检验图

律, 这表明试点政策对实体企业数字化转型的促进作用存在持续增强的动态演化规律。

## 2. 内生性考量

实际上, “科技与金融结合政策”试点城市名单的确定并不是完全随机的, 不同城市的经济发展水平、资源禀赋以及区位因素等, 在政策制定过程中往往起着关键作用, 而这些因素的差异随着时间的变化可能会对当地企业数字化转型产生不同的影响, 导致识别假设不成立。基于此, 本文采用如下三种方法克服上述问题。

### (1) 采用倾向得分匹配(PSM)方法。

本文采用倾向得分匹配方法来克服样本自选择可能导致的“筛选效应”内生性问题。经过

1:1 最近邻匹配后显示, 实验组与对照组至少在10%的水平上无显著差异。使用匹配后的样本数据重新进行实证检验, 结果表明本文基本结论依然稳健。

### (2) 增加重要宏观变量。

本文基于两个角度加入部分重要宏观变量: 一是历史禀赋、经济、科技与金融发展基础(包括城市地形起伏度、城市所在地区、1984年的邮电历史数据、机构存贷款余额与GDP比值、高铁开通情况、互联网普及率、高等院校数量、2005年城市人均蔬菜产量、人均移动电话用户数); 二是金融改革、科技创新和人才政策等重要政策冲击(包括企业所在地是否属于金融改革试验区、“宽带中国”试点城市、国家创新型试点城市、企业是否受人才政策支持)。在考虑上述两类宏观变量后, 考察科技金融政策对企业数字化转型的驱动作用, 结果与前文保持一致。

### (3) 采用工具变量法。

在前述的研究分析中, 反向因果的内生性问题也有可能存在。一方面, 科技金融政策的实施能够塑造更加共享的多元化金融结构, 推动企业采取数字化转型战略; 另一方面, 随着企业数字化转型水平的提高, 可能会倒逼当地科技金融政策的有效实施。因此, 本文基于两个维度选取工具变量来缓解内生性问题。借鉴唐松等的研究思路<sup>[20]</sup>, 第一种工具变量选取企业所在省份中上市

企业的数量。这是因为, 一是企业所在省份的上市企业数量越多说明区域科技(金融)发展较好, 两者存在一定的相关性; 二是省域内上市企业数量对企业数字化创新转型战略选择的影响并不明显, 满足排他性要求。此外, 借鉴张杰等的研究思路<sup>[32]</sup>, 第二种工具变量选取企业注册地所在省份内, 与注册地 GDP 最接近的三个其他地级市的金融发展水平(机构存贷款余额与 GDP 比值来衡量)均值。原因在于, 一方面, 银行分支机构选址的备选或确定往往与省内 GDP 相近地区紧密相关<sup>[32]</sup>, 而且相近地区的金融产业结构也比较相似, 满足高度相关性。另一方面, 省内 GDP 相近地区的金融发展水平难以直接影响目标地级市内企业的数字化转型决策, 具有一定的外生性。工具变量回归结果同样支持了本文主要结论。

### 3. 其他稳健性检验

①剔除四个直辖市的样本数据重新回归。②仅保留 2011—2016 年的样本数据重新进行回归, 以剔除金融危机的冲击。③采用高阶联合固定效应模型进行检验, 以剔除部分宏观因素的影响。④安慰剂检验, 通过“科技与金融结合”政策随机生成一个试点实验组名单进行 1 000 次回归检验。⑤考虑人工智能、大数据、云计算、区块链与数字技术运用等五个维度数字化词汇对企业

数字化转型的捕捉能力, 替换被解释变量进行回归检验。上述检验结果均显示主要结论是稳健可靠的。

## 五、进一步分析

### (一) 影响机制检验

前文的分析表明, 科技金融试点政策有助于推动企业数字化转型。且理论分析中指出目前企业数字化转型所面临的障碍问题主要包括信息约束下的决策不当、资源约束与能力不足等, 故本文围绕“信息约束与商业信用”和“创新补贴与人才集聚”两个层面探讨政策实施对企业数字化转型“提质增效”的内在机理。对此, 本文利用中介效应递归模型进行机制检验, 建立如下回归方程:

$$MV_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(treat \times post) + \gamma \sum Controls_{i,t} + Year + Indus + u_{i,t} \quad (3)$$

$$EDT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(treat \times post) + \beta_2 MV_{i,t} + \gamma \sum Controls_{i,t} + Year + Indus + u_{i,t} \quad (4)$$

本文对“信息约束与商业信用”的机制进行识别检验。根据表 2 第(2)列的回归结果可以发现, 政策实施提高了企业对标准化、精确化信息的披

表 2 机制识别: 信息约束与商业信用

VARIABLES	(1) <i>EDT</i>	(2) <i>information</i>	(3) <i>EDT</i>	(4) <i>buscredit</i>	(5) <i>EDT</i>
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.246 1*** (7.36)	0.105 3*** (3.34)	0.248 9*** (6.74)	0.021 4*** (5.95)	0.233 5*** (7.02)
<i>information</i>			0.086 9*** (6.59)		0.590 0*** (5.00)
<i>buscredit</i>					
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year &amp; Indus</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Sobel test</i>		中介变量: 信息约束 Z 统计量: 3.512 0***		中介变量: 商业信用 Z 统计量: 9.423 6***	
Adj <i>R</i> <sup>2</sup>	0.355	0.339	0.377	0.398	0.357
<i>N</i>	16 130	12 926	12 926	16 130	16 130

露,提高了市场对企业的跟踪关注度,这能够在一定程度上缓解信息约束问题。同时,根据第(3)列列示的结果可知,市场关注度提高缓解了信息约束问题后,为企业数字化转型的相关决策提供了信息支持(*information*的估计系数在1%显著性水平上保持正值)。可见,科技金融政策带动了数字信息技术的发展,为作为信息弱势的利益相关者甄别、筛选与利用信息创造了更加便捷的方式与渠道,有效的外部监督能够更好地推动企业数字化转型进程。另外,第(4)、(5)列的回归结果表明,科技金融政策的推行,能够以政府信号引导的方式,向企业的供应商释放积极信号,降低供应商对不确定性的顾虑,从而形成稳定的偿债预期,企业商业信用的提升缓解了资源约束问题,有利于提升企业数字化转型的水平。上述分析结果为假设2提供了证据支持。

进一步,本文就政府创新补贴和人才集聚的机制进行了识别检验。表3第(2)列的实证结果说明,科技金融政策有助于企业获取政府的创新补贴资源;第(3)列的结果表明,科技金融政策的实施能够合理调整政府对企业的专项创新投资方向,提升政府投资效率,在降低政府监督成本的同时,促进企业创新资源的有效配置,实现企业

数字化转型发展的深化;第(4)—(7)列列示的实证结果表明,科技金融政策在缓解企业资源约束问题后,能够在一定程度上激励企业开展创新活动,将更多的资金用在招揽创新人才资源上,从而引发企业“人才资源”的集聚效应,进而为企业数字化转型提供良好的智力支持。这为假设3提供了证据支持。

## (二) 异质性分析

### 1. 企业异质性检验

#### (1) 内部管控成本的影响。

在数字化转型过程中,企业内部管控成本影响着企业各部门的日常生产、经营等活动的信息沟通与协作水平,能否有效降低内部管控成本是提升数字化水平的关键<sup>[6]</sup>。科技金融政策推动了数字技术发展,一方面能够降低各部门之间的协调成本,赋能企业组织管理,有效提高管理决策的效率<sup>[4]</sup>;另一方面,数字技术发展有利于提高企业内部重要活动流程的透明度与实时监测性,降低了由于委托代理问题所带来的监督成本与效率损失<sup>[33]</sup>。鉴于此,本文拟进一步探究在不同内部管控成本的企业中,科技金融政策对企业数字化转型的激励作用是否存在显著差异,依据以下两个维度衡量指标来进行检验分析。

表3 机制识别: 创新补贴与人才集聚

VARIABLES	(1) <i>EDT</i>	(2) <i>govrd</i>	(3) <i>EDT</i>	(4) <i>masterHR</i>	(5) <i>masterTMT</i>	(6) <i>EDT</i>	(7) <i>EDT</i>
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.246 1*** (7.36)	0.587 8*** (3.03)	0.242 2*** (7.19)	0.418 4*** (8.55)	0.168 6*** (6.14)	0.184 7*** (4.52)	0.226 4*** (6.75)
<i>govrd</i>			0.011 5*** (6.14)				
<i>masterHR</i>					0.125 0*** (6.96)		
<i>masterTMT</i>						0.134 0*** (7.06)	
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year &amp; Indus</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Sobel test</i>	中介变量: 政府创新补贴 Z统计量: 9.092 7***			中介变量: 人才集聚 Z统计量: 15.560 1***; 12.179 9***			
<i>Adj R2</i>	0.355	0.202	0.359	0.565	0.096 0	0.373	0.362
<i>N</i>	16 130	15 842	15 842	10 543	15 842	10 543	15 842

①管理费用率。本文参考李万福等的研究方法<sup>[34]</sup>, 选取企业管理费用率作为企业内部管控成本的代理变量, 同时构建虚拟变量  $MAN$ (若企业管理费用率大于样本均值,  $MAN$  则赋值为 1, 否则为 0), 将  $MAN$  以及  $treat \times post \times MAN$  引入基准模型中进行检验。表 4 第(1)列的结果显示,  $treat \times post$  与  $treat \times post \times MAN$  的估计系数均在 1% 水平上显著为正, 表明企业内部管控成本越高, 科技金融政策对企业数字化转型的推动作用就越明显。

②企业成长性。根据生命周期理论, 企业生命周期会对企业数字化转型的意愿产生影响。当企业处于成长阶段时, 其组织结构模式相对简单, 内部管控成本也较低; 而随着企业逐渐成长, 组织结构变得更加复杂多样, 内部管控成本也随

之提升, 从而影响企业内部的资源配置效率。本文采用主营业务收入增长率来衡量企业成长性, 同时构建虚拟变量  $GROW$ (若企业成长性高于样本均值,  $GROW$  则赋值为 1, 否则为 0), 将  $GROW$  以及  $treat \times post \times GROW$  引入基准模型中进行检验。表 4 的第(2)列的结果显示,  $treat \times post$  与交互项  $treat \times post \times GROW$  均在 1% 水平上显著为正, 这表明企业成长性越高, 科技金融政策对企业数字化转型的促进效果就越明显。

#### (2)外部交易成本的影响。

数字技术的发展, 首先可以加速信息的传播, 降低企业交易前的搜寻成本<sup>[3]</sup>; 其次通过提高企业间的沟通效率, 从而进一步降低企业与交易对手之间的协商与谈判成本<sup>[5]</sup>; 再者, 能够显著降低契约签订与履行过程的监督成本<sup>[35]</sup>; 最

表 4 企业异质性分析: 内部管控成本与外部交易成本的影响

VARIABLES	(1) <i>EDT</i>	(2) <i>EDT</i>	(3) <i>EDT</i>	(4) <i>EDT</i>
<i>treat \times post</i>	0.182 2*** (5.11)	0.210 8*** (6.37)	0.289 9*** (6.46)	0.306 5*** (7.75)
<i>MAN</i>	0.081 7*** (2.74)			
<i>treat \times post \times MAN</i>	0.136 7*** (2.63)			
<i>GROW</i>		0.143 3*** (5.21)		
<i>treat \times post \times GROW</i>		0.113 4** (2.34)		
<i>ASI</i>			-0.253 6*** (-9.06)	
<i>treat \times post \times ASI</i>			0.180 6*** (4.06)	
<i>HHI</i>				-0.063 6* (-1.92)
<i>treat \times post \times HHI</i>				-0.209 7*** (-4.09)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year &amp; Indus</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.359	0.361	0.374	0.359
<i>N</i>	16 130	16 130	16 130	16 130

后,数字化信息的透明高效匹配可以有效降低违约概率。综上,随着数字技术的发展,企业外部交易成本将得到显著降低。基于此逻辑,科技金融政策所引领的数字技术创新,理应更有助于外部交易成本较高的企业,从而对这类企业数字化转型的推动作用更加显著。鉴于此,本文分别从企业和行业两个层面来刻画企业面临的外部交易成本,以进一步考察在不同外部交易成本企业中,科技金融政策对企业数字化转型的作用差异。

①企业资产专用性。科技金融政策能够借助互联网平台深化企业间的信息技术交流,提高外部资源的可得性,从而有效缓解企业面临的资产专用性约束<sup>[36]</sup>,进而激发企业数字化转型的开放性创新行为。基于此,本文借鉴赵璨等的研究方法<sup>[37]</sup>,采用无形资产、固定资产、在建工程与长期待摊费用之和与资产总值的比例来衡量企业资产专用性。同时构建虚拟变量  $ASI$ (若企业资产专用性大于样本均值,  $ASI$  则赋值为 1, 否则为 0), 将  $ASI$  以及  $treat \times post \times ASI$  引入基准模型中进行检验。表 4 的第(3)列的结果显示,  $treat \times post$  与  $treat \times post \times ASI$  的估计系数均在 1% 水平上显著为正,表明企业资产专用性越高,科技金融政策对企业数字化转型的促进效果就越明显。

②行业集中度。行业集中度可以在一定程度上反映行业内部企业之间的竞争关系<sup>[38]</sup>。当行业集中度较低时,行业竞争程度越高,市场主体之间发生“敲竹杠”或者违约的风险就越高,因此企业面临的外部交易成本也较高。基于此,本文选取赫芬达尔指数来衡量企业面临的行业层面外部交易成本,同时构建虚拟变量  $HHI$ (若赫芬达尔指数大于样本均值,  $HHI$  则赋值为 1, 否则为 0), 将  $HHI$  以及  $treat \times post \times HHI$  引入基准模型中进行检验。表 4 的第(4)列的结果显示,  $treat \times post$  的系数在 1% 水平上保持显著为正,  $treat \times post \times HHI$  的估计系数均在 1% 水平上显著为负,表明行业集中度越低,科技金融政策促进企业数字化转型的效果就越明显。

## 2. 行业异质性分析

### (1) 行业技术复杂度的影响。

企业数字化转型与其所处行业的创新技术

复杂度紧密相关,高技术行业的技术更迭速度较快,行业竞争压力也比较大,企业通过数字化转型来提升核心竞争力的意愿往往更加强烈。因此,本文借鉴已有研究,把样本企业划分为高技术行业企业与非高技术行业企业子样本,并重新进行回归检验。表 5 第(1)和(2)列的结果显示,在高技术行业中,  $treat \times post$  的估计系数均在 1% 水平上显著为正;相反,在非高技术行业中,系数虽然为正但是不显著。另外,采用 SUE 方法检验系数差异发现  $Chi^2=90.49$ , 即两组样本的系数差异在 1% 的水平上显著。这表明,相较于非高技术行业而言,科技金融政策对企业数字化转型的促进作用主要体现在高技术行业企业中,这可能是因为在技术要求较高的行业中,良好的 ICT 基础使得企业之间供应链的协同效应更加明显,数据要素的转化效率也更高,政策对企业数字化转型的赋能效果越明显。

表 5 行业异质性分析

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	高技术 行业	非高 技术行业	制造业	非制 造业
$treat \times post$	0.354 3*** (7.75)	0.059 6 (1.34)	0.319 8*** (7.80)	0.036 3 (0.66)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year &amp; Indus</i>	YES	YES	YES	YES
Adj $R^2$	0.386	0.267	0.166	0.551
$N$	9 342	6 788	10 760	5 370
<i>SUE test</i>	$Chi^2=90.49***$		$Chi^2=16.94***$	

### (2) 制造业与非制造业异质性分析。

如前文所述,随着金融与科技结合、企业数字化转型的不断推进,数字化对制造业企业内外部成本的影响将更加明显<sup>[6]</sup>,进而对生产经营融合过程、专业化分工以及创新活动等方面产生重要影响。原因在于,制造业产业链条特征与其他行业具有很大的区别,制造业企业更加依赖其上下游企业在产品生产、销售等过程的专业化分工,因此,制造业企业对内外部环境的敏感性则主要体现在其对内外部成本的调整上。基于此,本文将样本企业划分为制造业和非制造业子样

本。根据表 5 第(3)和(4)列列示的估计结果, 在制造业企业中, 科技金融政策对企业数字化转型的影响系数在 1% 水平上显著为正; 然而, 在非制造业行业中,  $treat \times post$  的估计系数却不显著。另外, 采用 SUE 方法检验系数差异发现  $Chi^2=16.94$ , 即两组样本的系数差异在 1% 的水平上显著。这些结果表明, 较之于非制造业, 科技金融政策对企业数字化转型的促进效果主要体现在制造业企业中, 这可能是因为制造业特殊的产业链条特征, 使得这类企业对于内外环境的变化以及自身创新活动的调整具有更高的敏感性。

## 六、研究结论与政策启示

在越来越多企业加入数字化发展的浪潮下, 数字经济与实体经济的深度融合已经成为未来重要的发展趋势。数字化转型需要科技与金融的有效结合支撑。本文基于 2008—2016 年沪深两市 A 股上市实体企业的微观数据, 利用 Python 软件对上市实体企业年报进行文本识别分析, 较为客观和全面地刻画了企业数字化转型程度、地区金融科技发展水平, 同时以“科技与金融结合试点”政策为准自然实验, 使用双重差分法实证考察了科技金融政策对企业数字化转型的影响以及内在机理。结果发现, 试点政策能够显著提高当地金融科技发展水平, 从而促进实体企业数字化转型, 该结论在一系列稳健性检验后仍然成立, 并且随着政策的不断推进, 这种促进作用具有持续增强的动态演化规律。机制分析表明, 试点政策能够缓解信息约束问题, 提升企业商业信用, 在更好地嫁接政府资源的同时优化企业内部创新人才资源, 这些都有助于企业数字化转型的不断深化推进。异质性分析表明, 试点政策对企业数字化转型的促进作用在内部管控成本和外部交易成本较高、高技术行业与制造业企业中更为显著。

基于上述研究结论, 本文提出以下政策启示。第一, 继续深化科技与金融有效结合政策体系的改革, 鼓励各地方政府积极出台创新型科技金融政策, 进一步优化和完善金融市场服务模

式。结合地区的经济发展水平、区位优势和资源禀赋等, 实施差异化、动态化和个性化的科技金融发展战略, 强化凸显区域特色优势的科技金融发展模式, 有效推动实体企业数字化转型, 使其成为缩减区域发展不平衡的有效“硬件”支撑。在大力发展战略经济的同时, 也需要认识到科技金融政策可能的消极影响, 完善好相关金融监管体系。

第二, 政府应当着力深化金融体制的改革, 不断优化企业外部营商环境, 从根本上降低企业面临的外部交易成本, 进而充分挖掘企业数字化转型的潜力。同时, 要充分发挥科技金融政策降低企业内部管控成本与外部交易成本的积极作用, 有效降低实体企业的信息披露成本, 缓解资源约束问题, 给予适当的资源支持, 为企业更好地应用数字技术“保驾护航”, 以创新赋能企业数字化转型, 最终实现经济效率的提升。另外, 企业要结合自身信息处理能力、融资效率、创新成长潜力、市场价值等因素, 制定合理的数字化转型战略决策。

第三, 考虑科技金融政策对不同类型企业、不同行业属性企业数字化转型的差异性, 政府应该为实体企业与科技金融提供更加精准的公共对接服务, 切实提高金融体系识别并服务优质企业的效率, 助力实体企业稳步推进协同式数字化转型, 充分释放科技金融对经济高质量发展的红利优势。另外, 需要适时测评相关政策的实施效果并及时调整, 将政府政策意图落到实处。

### 注释:

① 第一批试点城市包括北京、天津、上海、重庆 4 个直辖市, 江苏省的南京、无锡、连云港、淮安、盐城、徐州、常州、南通、苏州、镇江、扬州、宿迁和泰州, 浙江省的杭州、温州、宁波和湖州, 安徽省的合肥、芜湖和蚌埠, 广东省的广州、佛山、东莞和深圳, 陕西省的西安、渭南、商洛、铜川、宝鸡和咸阳, 四川的成都和绵阳, 此外还包括武汉、长沙、大连、青岛和天水 5 市。第二批试点城市包括郑州、厦门、宁波、济南、南昌、贵阳、银川、包头和沈阳等。

② 政府创新补贴项目信息的关键词主要包含: 研发、科技项目、科技创新项目、科技专项、专利、高新技术产品、高新技术企业、高新技术产业、发明, 等等。

- ③ 限于篇幅，企业数字化转型的相关关键词词库并未列示，备索。
- ④ 限于篇幅，主要变量描述性统计结果并未展示，备索。
- ⑤ 限于篇幅，部分稳健性检验实证表格结果并未展示，备索。

## 参考文献：

- [1] 黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济, 2017(9): 5–24.
- [2] 陈晓红. 数字经济时代的技术融合与应用创新趋势分析[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2018, 121(5): 1–8.
- [3] MALONE T W, YATES J, BENJAMIN R I. Electronic markets and electronic hierarchies[J]. Communications of the ACM, 1987, 30(6): 484–497.
- [4] 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.
- [5] 施炳展, 李建桐. 互联网是否促进了分工: 来自中国制造业企业的证据[J]. 管理世界, 2020, 36(4): 130–149.
- [6] 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.
- [7] 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, 37(7): 130–144, 10.
- [8] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5–23.
- [9] 李苍舒, 沈艳. 数字经济时代下新金融业态风险的识别、测度及防控[J]. 管理世界, 2019, 35(12): 53–69.
- [10] 胡欢欢, 刘传明. 科技金融政策能否促进产业结构转型升级?[J]. 国际金融研究, 2021(5): 24–33.
- [11] SUBASH S, LUKOSE P J, SURENDERRAO K. Financing constraints and investments in R&D: Evidence from Indian manufacturing firms [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2015, 55(2): 28–39.
- [12] 肇启伟, 付剑峰, 刘洪江. 科技金融中的关键问题——中国科技金融 2014 年会综述[J]. 管理世界, 2015(3): 164–167.
- [13] HYYTINEN A, TOIVANEN O. Do financial constraints holdback innovation and growth?—Evidence on the role of public policy[J]. Research Policy, 2005, 34(9): 1358–1403.
- [14] 杨世信, 刘卫萍, 韩宏稳, 等. 科技政策对企业创新的激励效应研究——基于少数民族地区的经验证据[J]. 科学管理研究, 2020, 38(6): 94–101.
- [15] 汪淑娟, 谷慎. 科技金融对中国经济高质量发展的影响研究——理论分析与实证检验[J]. 经济学家, 2021(2): 81–91.
- [16] 冯永琦, 邱晶晶. 科技金融政策的产业结构升级效果及异质性分析——基于“科技和金融结合试点”的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2021(2): 128–142.
- [17] 冯锐, 马青山, 刘传明. 科技与金融结合对全要素生产率的影响——基于“促进科技和金融结合试点”准自然实验的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(11): 27–35.
- [18] 程翔, 张瑞, 张峰. 科技金融政策是否提升了企业竞争力? ——来自高新技术上市公司的证据[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(8): 131–144.
- [19] 肖静华. 企业跨体系数字化转型与管理适应性变革[J]. 改革, 2020(4): 37–49.
- [20] 唐松, 苏雪莎, 赵丹妮. 金融科技与企业数字化转型——基于企业生命周期视角[J]. 财经科学, 2022(2): 17–32.
- [21] LASHITEW, ADDISU A. The uneven effect of financial constraints: Size, public ownership, and firm investment in Ethiopia [J]. World Development, 2017(97): 178–198.
- [22] 庄毓敏, 储青青, 马勇. 金融发展、企业创新与经济增长[J]. 金融研究, 2020(4): 11–30.
- [23] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information [J]. American Economic Review, 1981, 71(3): 393–410.
- [24] LIU D, CHEN S, CHOU T. “Resource fit in digital transformation”[J]. Management Decision, 2011(49): 1728–1742.
- [25] 姚星, 杨孟恺, 李雨浓. 商业信用能促进中国制造企业创新吗?[J]. 经济科学, 2019(3): 80–92.
- [26] 刘春林, 田玲. 人才政策“背书”能否促进企业创新[J]. 中国工业经济, 2021(3): 156–173.
- [27] 申明浩, 谭伟杰, 陈钊泳. 数字经济发展对企业创新的影响——基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 南方金融, 2022(2): 30–44.
- [28] LOEBBECKE C, PICOT A. “Reflections on societal and business model transformation arising from digitization and big data analytics”[J]. Journal of Strategic Information Systems, 2015(24): 149–157.
- [29] 潘越, 戴亦一, 林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. 金融研究, 2011(9): 138–151.
- [30] 陆正飞, 杨德明. 商业信用: 替代性融资, 还是买方市场?[J]. 管理世界, 2011(4): 6–14, 45.
- [31] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济,

- 2021(4): 138–155.
- [32] 张杰, 郑文平, 新夫. 中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新[J]. 中国工业经济, 2017(10): 118–136.
- [33] CHEN W, KAMAL F. The impact of information and communication technology adoption on multinational firm boundary decisions[J]. Journal of International Business Studies, 2016, 47(5): 563–576.
- [34] 李万福, 林斌, 宋璐. 内部控制在公司投资中的角色: 效率促进还是抑制?[J]. 管理世界, 2011(2): 81–99, 188.
- [35] CLEMONS E K, REDDI S P, ROW M C. The impact of information technology on the organization of economic activity: The “Move to the Middle” hypothesis[J]. Journal of Management Information Systems, 1993, 10(2): 9–35.
- [36] 肖旭, 戚聿东. 产业数字化转型的价值维度与理论逻辑[J]. 改革, 2019(8): 61–70.
- [37] 赵璨, 曹伟, 姚振晔, 等. “互联网+”有利于降低企业成本粘性吗?[J]. 财经研究, 2020, 46(4): 33–47.
- [38] 宋丽颖, 杨潭. 财政补贴、行业集中度与高技术企业 R&D 投入的非线性关系实证研究[J]. 财政研究, 2016(7): 59–68.

## Has the experimental policies of sci-tech finance enabled the digital transformation of entity enterprises?

SHEN Minghao<sup>1,2</sup>, TAN Weijie<sup>1</sup>, YANG Yongcong<sup>1,2</sup>

(1. School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies,  
Guangzhou, Guangdong, 510006;  
2. Research Institute of Studies for the Greater Bay Area,  
Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou, Guangdong, 510006)

**Abstract:** Taking as the quasi-natural experiment the implementation of the pilot policy of integration of science, technology and finance of central and local governments, and based on 2008–2016 panel data of China A-share listed entity enterprises, this study describes the level of digital transformation of entity enterprises by employing Python crawler technology, and investigates the effect and mechanism of technology and finance integration pilot policy on digital transformation of entity enterprises by using double difference method (DID). The study finds that the pilot policy can significantly improve the level of financial technology development in the region, and then promote the digital transformation of entity enterprises, and that the conclusion is still significant after a series of robustness tests. Mechanism analysis shows that the effective implementation of the pilot policy can firstly alleviate the information constraint and enhance the business credit of enterprises, secondly help to obtain government resources and trigger the effect of talent accumulation, and finally empower the digital transformation of entity enterprises. The heterogeneity analysis shows that the promotion effect of the pilot policy on the digital transformation of entity enterprises is more significant in the high internal control cost and external transaction cost enterprises, high-tech industries and manufacturing industries. The research results not only reveal the influence mechanism and economic consequence of sci-tech financial pilot policies on the digital transformation of entity enterprises, but also provide important experience and enlightenment for the formulation of digital related policies in the future.

**Key Words:** digital transformation; sci-tech finance; entity enterprise; digital economy; double difference

[编辑: 何彩章]