科技金融能否提升中小企业供应链韧性？

——基于“促进科技和金融结合试点”的准自然实验

申 韬[1]，韦东成[2]

（1. 广西大学工商管理学院，南宁 530004；2. 广西大学经济学院，南宁 530004）

摘要：基于中国上市中小企业 2007—2023 年的面板数据，将“促进科技和金融结合试点”政策视为准自然实验，采用多时点双重差分模型评估科技金融政策对企业供应链韧性的影响效应及作用机制。研究发现，科技金融政策显著提升了试点区域内企业的供应链韧性，该结论在考虑内生性问题以及进行一系列稳健性检验后依然成立。异质性检验显示，这一政策效应对位于中国东部地区的企业、高融资约束和高研发投入的企业表现得更为明显。中介效应模型检验表明，该试点政策通过促进企业数字化转型方式提高企业供应链韧性。企业面临的环境不确定性和企业董监高的研发背景影响了企业对于科技金融政策的吸收效应，分别正向、负向调节了该政策对于企业供应链韧性的提升作用。该研究丰富了科技金融政策效果的研究，并为中国该领域相关政策的完善提供参考。

关键词：科技金融政策；企业供应链韧性；企业数字化转型；环境不确定性；董监高研发背景

中图分类号：F270.3 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)15－0102－13

在世界百年未有之大变局加速演进的背景下，经济全球化格局深度调整，外部环境不确定性持续增加，供应链面临的断链、梗阻风险愈发突出。中小企业因规模有限、资源整合能力偏弱，在供应链网络中更易遭受冲击。如何打通供应链堵点痛点，提高供应链韧性，已成为维护经济稳定发展、保障国家安全与提升国家竞争力的核心命题。科技金融已然成为落实国家战略、稳定经济循环的关键抓手。科技金融的核心目标是提升金融资源配置效率，推动科技创新与金融资本深度融合，促进科技、产业与金融协同发展，与供应链韧性提升存在紧密关联。深入探讨科技金融政策影响中小企业供应链韧性的理论机制与实现路径，对于化解供应链风险、夯实中小企业发展根基具有重要的现实意义。

在理论方面，与研究相关的主要体现在以下两方面。①科技金融政策带来的影响效应。科技金融政策作为推动经济创新发展的关键驱动力，其影响效应广泛，涵盖了微观和宏观多个层面。在微观层面，科技金融政策促进了实体企业数字化转型[1]、促进企业专业化分工[2]、促进银行金融创新[3]。在宏观方面，科技金融政策能显著促进试点城市的产业结构转型升级[4]，推动城市经济高质量发展[5]。②是对企业供应链韧性的影响研究。一方面企业自身的行为和特征在很大程度上影响着供应链韧性。企业数字化转型对供应链韧性提升具有显著的促进作用[6]，企业社会责任信息的披露[7]和企业数据要素的应用能力[8]也均能促进企业供应链韧性的提升。另一方面宏观政策对企业供应链韧性也产生了积极的影响：跨境电商综合试验区的设立[9]、智慧供应链建设[10]均有助于企业供应链韧性的提升。

通过梳理上述文献发现，学术界围绕科技金融政策和企业供应链韧性主题已开展了大量研究工作，形成了较为丰富的研究成果，但仍然存在可拓展的空间。现有科技金融政策的微观企业研究多聚焦于企业个体经营维度，研究视角局限于企业自身经营指标改善，未将企业置于供应链网络协同生态中开展分析。尽管已有较多政策研究关注供应链韧性影响，但在科技创新与产业创新深度融合的背景下，鲜有文献考察科技金融政策对企业供应链韧性的作用效果。

鉴于此，现以 2007—2023 年中小企业为研究样本，通过构造企业供应链韧性指标，系统分析科技金融政策对企业供应链韧性的影响效应及作用机

收稿日期：2026-04-03

作者简介：申韬（1975—），女，湖南邵东人，博士，教授，研究方向为区域金融理论与实践、中国-东盟金融问题；韦东成（1998—），男，广西河池人，硕士研究生，研究方向为金融学。

理。本文可能的贡献如下:①将科技金融政策的实施与企业供应链韧性纳入同一框架予以分析,从企业数字化转型的视角分析科技金融政策影响企业供应链韧性的传导机制。②从企业面临的环境不确定性和企业董监高研发背景视角验证了科技金融政策影响企业供应链韧性的调节机制。因此,研究既丰富了科技金融政策微观效应的研究内容,又丰富了企业供应链韧性影响因素的理论框架,为理解科技金融与供应链协同发展的内在逻辑提供了新的理论视角,为夯实中国产业链供应链安全基础、推动现代化产业体系建设补充微观层面的理论支撑。

1　制度背景与理论机制分析

1.1　制度背景

科技金融政策是国家为提升国家自主创新能力、推动科技与金融深度融合而实施的一系列重要举措。该政策体系以金融工具促进科技成果转化,助力经济高质量发展。随着科技金融政策的发展,政策实施主体从政府单一主导逐步转向政府引导、市场参与的协同格局。1985 年,中国首次提出"对高科技开发工作设立创业投资给予支持",标志着科技金融理念的正式萌芽,为后续政策体系搭建提供了方向指引。2006 年《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006—2020 年)》(以下简称《纲要》)[11]的颁布成为政策发展的关键节点,文件将提升自主创新能力上升至国家战略层面,首次从国家战略高度确立科技金融的政策框架。2011 年起,科技金融政策进入试点探索阶段,政策重心从宏观引导转向区域实践,为加快落实《纲要》及配套金融政策,科技部联合当时的"一行三会"(中国人民银行、国家金融监督管理总局、中国证监会、中国银保监会)印发《促进科技和金融结合试点实施方案》[12],确定天津市、中关村国家自主创新示范区、上海市等16 个地区(41 个城市)为首批试点[13],政策覆盖信贷支持、资本市场对接、科技保险等关键领域,共出台 350 多项科技金融政策文件。2016 年,在总结首批试点经验基础上,发布了《关于印发第二批促进科技和金融结合试点方案的通知》[14],将郑州、贵阳、银川、包头、沈阳、厦门、宁波、济南、南昌 9 个城市纳入第二批试点[15],试点范围从东部发达地区向中西部延伸,扩大试点成效,进一步深化科技金融结合,加速实施创新驱动发展战略。两批试点政策有效构建起多元化科技投融资体系,缓解中小企业融资约束,推动企业技术创新与成果转化,为中国科技创新与经济发展提供重要动力。

1.2　理论机制分析

1.2.1　科技金融政策与企业供应链韧性

企业供应链韧性是指遭遇不可预见的外部冲击后,企业供应链通过灵活的应变计划和快速响应预案,在短时间内适应新发展环境并恢复到正常状态的能力。王珍珠等[16]认为供应链韧性涵盖供应链吸收能力(受冲击前)、响应能力(受冲击中)和恢复能力(受冲击后)3 个维度,科技金融政策可从上述 3 个维度提高企业供应链韧性。①科技金融政策能强化供应链吸收能力。该能力体现上下游供需关系稳定性,是抵御冲击的重要前提。一方面,科技金融可推动企业创新,构建产品差异化优势,进而扩大市场份额、提升盈利能力与供应链议价能力,筑牢稳定供应关系[9]。另一方面,科技金融提升企业创新能力,促使商业模式数字化转型,使上下游形成价值共创的持续互动关系,推动研发模式从封闭转向产业链协同的开放式创新[17],进而强化上下游企业合作黏性,有利于提高供应关系的稳定性。②科技金融政策可增强供应链响应与恢复能力。企业创新带来的新技术、新工艺、新产品,能提升生产效率与产品质量,缩短供应链响应时间以应对冲击[18],当面临供应链冲击时,企业能够快速响应变化,优化生产、物流、库存管理等环节,保证供需稳定。由此,提出如下假设。

H1:科技金融政策的实施,有效地提高了试点城市企业的供应链韧性。

1.2.2　科技金融、企业数字化转型与企业供应链韧性

企业数字化转型的核心特征是依托数字技术创新应用重构生产方式与组织结构,涵盖产品、过程、组织管理及商业模式数字化等方向[19],企业数字化转型可从冲击前吸收、冲击中响应、冲击后恢复 3 个维度赋能供应链,进而提升企业供应链韧性。由此,以企业数字化转型为切入点,进一步探析科技金融政策赋能企业供应链韧性提升的间接传导机制。

一方面,科技金融政策为企业数字化转型提供关键支撑。吴非等[20]认为数字化转型需内驱力与外部经济技术条件协同发力,而数字技术创新、资金与人力资本的高投入成本、资源整合难度及技术产权保护难题,均构成转型障碍,科技金融政策可有效疏通转型痛点难点。①缓解融资约束。现金流充裕的企业更倾向开展数字化转型[21],科技金融

政策通过引导金融机构创新信贷服务、加大财政科技投入、撬动资本市场资金等，构建“金融机构-政府-资本市场”三位一体支撑体系，有效缓解企业转型融资压力。②推动人才集聚。数字化转型离不开专业人才的知识与技术支撑[22]，科技金融政策通过资源倾斜、出台人才激励政策形成洼地效应、规范人才成果归属流转等方式为企业转型筑牢人才根基。③强化产权保护。数字技术的公共属性与可复制性，需通过专利申请规避产权流失[20]，科技金融政策通过完善知识产权保护转化制度、构建创新风险分担机制，为强化企业数字技术专利保护与创新成果转化提供制度保障。

另一方面，企业数字化转型能有效提高企业供应链韧性。①增强供应链预防能力。组织管理数字化实现的高效信息存储与传播，能帮助企业精准筛选供应商，规避机会主义行为或履约能力不足的合作对象[23]。当企业具有更多机会或在更大范围更加高效便捷地选择其供应商，或者可选供应商群体的质量更高，在面对外来干扰时，产业链供应链就更能根据市场信号灵活高效地作出反应，具备更强的抗冲击能力和调整应变能力[24]，提高了企业供应链的预防能力。②提升供应链适应与恢复能力。刘骏和张义坤[25]研究表明，高集中度供应链会因为上游企业供给中断而存在断链的风险，降低供应链集中度会提升链上企业应对风险的能力，而企业数字化转型能够显著降低供应链上游供应商、下游客户以及供应链整体集中度[20]，当供应链断裂时，企业能快速找到有效替代的供应商和客户。同时，数字化转型通过提高供应链的信息流通性和透明度，有效缓解了长鞭效应，增强了供应链的灵活性和响应速度[26]，因此，当企业面临供应链冲击时，其能够快速地作出反应，提高了供应链的适应能力和恢复能力。由此，提出如下假设。

H2：科技金融政策有助于促进企业数字化转型，进而提高企业的供应链韧性。

1.2.3 调节效应分析

Teece[27]指出，环境不确定性被定义为“市场交易环境变化的不可预测性”，具体指环境因素变化的动荡性和复杂性。已有研究表明，环境不确定性会对企业供应链韧性及安全水平产生显著影响[28]，并通过传导链条负向调节科技金融政策对供应链韧性的作用效果，其作用可从假设1中科技金融对企业供应链韧性影响的角度阐述。科技金融政策助力企业创新提升强化自身供应链韧性，但环境不确定性会显著削弱这一政策效果。当环境不确定性较高时，会弱化企业管理层预测公司专有信息的能力，使得好的投资项目难以被识别，降低企业对新产品及新型数字技术的研发投入规模[29]，且很难正确预估其成本及实施方案，增加决策难度。此外，根据代理理论，企业的高层管理者会从避免经营失败进而失去职位的角度考虑，尽可能地规避风险[30]，从而减少对创新的投入与决策，降低了企业的创新意愿，从宏观层面“稀释”了科技金融政策的赋能效果。

除此之外，企业微观治理层面的高管特征也是决定政策落地效果的关键因素。根据高层梯队理论，管理者的认知结构会影响企业的战略选择，高管承担着战略制定、资源配置以及决策执行等重要使命，其特征深刻影响着企业的创新决策[31]。一方面，从创新决策的视角来看，具有研发背景的高管天然具备对技术更新换代的敏感性，能够快速捕捉外部市场对技术创新的需求[31]，这种专业敏锐度能够有效识别市场变化，显著增强企业的创新意愿。另一方面，从优化资源配置的角度来看，技术高管比例较高的企业，更加重视技术投入和研发创新，在人力资本、研发支出等方面会加大投入比重，从而获得更高的技术产出和创新产品，从实质上提升了企业的技术效率与创新能力[32]。因此，具有研发背景的高管既能在战略上依托科技金融政策红利布局创新，又能在执行中优化资源配置，从微观层面高效“吸收”政策赋能，将外部政策资源转化为内部创新动能与供应链安全屏障。由此，提出如下假设。

H3a：环境不确定性会负向调节科技金融政策对企业供应链韧性的提升作用；

H3b：董监高研发背景会正向调节科技金融政策对于企业供应链韧性的提升作用。

2 研究设计

2.1 模型构建

借助多时点双重差分模型，检验科技金融政策对中小企业供应链韧性的作用效果。依据科技部、中国人民银行等机构在2011年、2016年分两批发布的科技金融结合试点名单，将试点城市内的企业归为处理组，非试点城市企业设为控制组。鉴于试点政策分阶段落地，各城市受政策冲击的时间存在差异，传统单时点双重差分模型无法满足分析需求，因此选用多时点双重差分（difference-in-differences，DID）模型展开研究。模型设定如下：

$$Resil_{i,t}=\beta_0+\beta_1 DID_{i,t}+\sum\delta_x X_{i,t}+\mu_t+\sigma_i+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中：被解释变量 $Resil_{i,t}$ 为 i 企业第 t 年的供应链韧性水平；$DID_{i,t}$ 为政策冲击虚拟变量，若企业注册地所在城市在第 t 年及之后被纳入试点，则取值为1，否则为0；$X_{i,t}$ 为一组控制变量；μ_t、σ_i 分别控制时间固定效应与个体固定效应；$\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项；β_0 为常数项；β_1、δ_x 为系数。主要关注系数 β_1，其反映试点政策对中小企业供应链韧性的平均处理效应，若 β_1 显著为正，即表明科技金融结合试点政策显著提升了中小企业的供应链韧性。

2.2　变量选取与说明

2.2.1　被解释变量

（1）企业供应链韧性（Resil）。参考王珍珠等[16]的研究，从供应链吸收能力、响应能力和恢复能力3个维度衡量。

（2）供应链吸收能力（Absorptive）。该指标体现了上下游供需关系的稳定性，采用库存调整幅度的反向指标衡量。逻辑在于，企业面对外部冲击时，若仅需较小的库存调整即可应对市场变化，说明其供需关联稳定，吸收冲击能力强。计算相邻两期库存水平变动绝对值的倒数，具体公式如式（2）所示，其中 v_{it} 为企业库存。该指标为正向指标，数值越大，表征企业供应链吸收能力越强。

$$Absorptive_{it}=\frac{1}{|\ln v_{it}-\ln v_{i,t-1}|+1} \quad (2)$$

（3）供应链响应能力（Response）。该指标反映了供应链系统应对市场波动的敏捷性，采用营业周期的对数衡量。较短的营业周期意味着更快的交货速度与更精准的需求预测能力。选取库存周转天数与应收账款周转天数之和测度营业周期，具体公式如式（3）所示。该指标为逆向指标，数值越小，代表企业调整生产与管理的速度越快，供应链响应能力越强。

$$Response_{it}=\ln(\text{存货周转天数}+\text{应收账款周转天数}) \quad (3)$$

（4）供应链恢复能力（Recovery）。该指标指的是企业在遭遇外部冲击偏离原有发展轨道后，恢复至正常状态的能力。采用企业绩效的实际值与估计值之差对其进行衡量，企业绩效是盈利能力的直接体现，当面临外部风险冲击时，若企业盈利能力的实际值与估计值偏差越大，说明其供应链恢复能力越强。具体计算方法如式（4）所示。其中，$Performance_{it}$ 为企业绩效，用利润总额与员工人数之比衡量，$Size_{it}$、$Return_{it}$、Lev_{it}、$Ratio_{it}$ 为一系列控制变量，$\delta_1\sim\delta_4$ 为待估参数，δ_0 为常数项，η_i、η_t 为个体和时间固定效应。将该回归残差值作为供应链恢复能力的代理变量，残差值越大代表恢复能力越强，残差越小代表恢复能力越弱。

$$Performance_{it}=\delta_0+\delta_1 Size_{it}+\delta_2 Return_{it}+\delta_3 Lev_{it}+\delta_4 Ratio_{it}+\eta_i+\eta_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

最后，运用熵值法对供应链吸收能力、响应能力与恢复能力进行加权合成，得到的综合得分即为企业供应链韧性的代理变量。

2.2.2　核心解释变量

首先，定义分组虚拟变量 treat：若企业属于科技金融试点城市，则 treat=1，否则为0。其次，定义政策冲击虚拟变量 post：基于国家公布试点名单的时间赋值，其中第一批试点名单于2011年11月发布，故取2012年及之后年份 post=1；第二批试点名单于2016年6月发布，故2016年及之后年份 post=1，其余时点均为0。最后，交乘项 treat×post 作为本文的解释变量 DID，取值为0或1。

2.2.3　中介变量

本文的中介变量为企业数字化转型（Digit）。借鉴吴非等[20]的测度思路，以上市公司年报为文本数据源，通过数字化转型相关关键词的词频来衡量企业数字化转型水平。具体而言，构建了涵盖人工智能、区块链、云计算、大数据及数字技术应用5大维度的关键词词库（词库指标分类见表1[33]），随后运用 Python 对中小企业上市公司年报进行文本分析，统计相关词汇的出现频次，然后将该频次加1取对数作为企业数字化转型程度的代理变量。

表1　企业数字化转型词库指标分类[33]

指标分类	指标名称
人工智能技术	人工智能、商业智能、智能数据分析、智能机器人、机器学习、深度学习等指标
区块链技术	数字货币、智能合约、分布式计算、去中心化、比特币、联盟链等指标
云计算技术	内存计算、云计算、流计算、融合架构、亿级并发、EB级存储、信息物理系统等指标
大数据技术	大数据、数据挖掘、文本挖掘、数据可视化、异构数据、增强现实、虚拟现实等指标
数字技术应用	移动互联网、工业互联网、移动互联、电子商务、移动支付、NFC支付、B2B、C2B、C2C、O2O、智能穿戴、智能医疗、智能客服等指标

注：NFC指近场通信；B2B指企业对企业；C2B指消费者对企业和反向定制；C2C指消费者对消费者；O2O指线上到线下。

2.2.4　调节变量

(1)环境不确定性(EU)。借鉴申慧慧等[29]的做法:首先计算每个企业过去 5 年非正常销售收入,采用式(5)进行普通最小二乘法(ordinary least squares,OLS)回归,其中,Sale 为销售收入,t 为年份(t 取值 1～5,分别对应从观测年前 4 年至当年),回归得到的残差 ε 即企业非正常销售收入,φ_0 为常数项,φ_1 为系数。其次,将过去 5 年非正常销售收入的标准差除以过去 5 年销售收入的平均值,得到未经行业调整的环境不确定性。最后,将未经行业调整的环境不确定性除以所有企业过去 5 年未经行业调整的环境不确定性的中位数,得到经行业调整后的环境不确定性。

$$\text{Sale} = \varphi_0 + \varphi_1 t + \varepsilon \tag{5}$$

(2)董监高研发背景(TEA)。借鉴张栋等[34]的做法,根据高管个人职能背景字段,识别每位董事、监事及高级管理人员是否具备研发或技术背景,若董事、监事及高级管理人员中任何人员具备研发或技术背景,则董监高研发背景指标赋值为 1,否则为 0。

2.2.5　控制变量

为避免遗漏变量造成内生性偏误,参考马凌远和李晓敏[35]、宋冬林等[26]的研究,选取控制变量如下:①企业规模(Size),以企业资产总额的对数衡量;②企业年龄(Age);③企业资产收益率(ROA),以企业净利润占总资产的比重衡量;④经营性现金流(Cash),以现金流量净值与总资产的比值表示;⑤营业收入增长率(Growth),以当年营业收入与上年营业收入的差值再除以上年营业收入衡量;⑥独立董事占比(Indpe),以独立董事数量与董事规模的比值表示;⑦股权集中度(Top1),以第一大股东持股比例衡量;董事会规模(Boardsize),采用董事会成员数加 1 再取对数衡量。

2.3　数据来源和描述性统计

选取 2007—2023 年沪深两市原中小板、创业板、科创板的中小企业作为研究样本,并对数据做如下处理:①剔除 ST、*ST、PT 样本;②剔除样本周期内发生处理组与对照组变动的个体样本;③剔除中国上市公司协会行业分类代码中的金融行业企业;④剔除政策实施前不满 1 期的个体样本;⑤剔除变量缺失样本;⑥剔除单一样本观测值;⑦对连续变量做 1%～99%的收尾(Winsorize 处理)。最终获得 15 097 个企业-年度样本。科技金融结合试点政策资料来源于中华人民共和国科学技术部《促进科技和金融结合试点实施方案》,上市公司数据均来自国泰安数据(CSMAR)。选定变量的描述性统计结果见表 2。企业供应链韧性(Resil)最小值为 3.156,最大值为 7.151,说明各企业的供应链韧性存在较大差异;解释变量(DID)均值为 0.420,表明有 49.4%的样本企业受到促进科技和金融结合试点政策的冲击。

表 2　变量描述性统计

变量类型	变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Resil	15 097	6.750	0.575	3.156	7.151
解释变量	DID	15 097	0.420	0.494	0.000	1.000
控制变量	Size	15 097	21.798	1.002	19.878	24.691
	ROA	15 097	0.034	0.071	−0.311	0.199
	Age	15 097	16.583	5.971	4.000	32.000
	Growth	15 097	0.263	0.592	−0.701	3.486
	Boardsize	15 097	8.249	1.439	5.000	12.000
	Top1	15 097	31.264	13.790	7.949	69.158
	Indpe	15 097	37.685	5.323	33.330	57.140
	Cash	15 097	0.046	0.066	−0.144	0.234
中介变量	Digit	15 097	1.489	1.474	0.000	5.303
调节变量	EU	15 097	1.299	1.019	0.162	5.994
	TEA	15 097	0.417	0.493	0.000	1.000

3　实证分析

3.1　基准回归结果

表 3 报告了科技金融政策对企业供应链韧性影响的回归结果。列(1)为仅包含核心解释变量的初步估计。列(2)与列(3)逐步引入固定效应及控制变量,政策效应均显著为正。列(4)在同时纳入双重固定效应与所有控制变量后,核心系数为 0.122 0,且在 1%水平上保持显著。上述结果表明,科技金融政策的实施显著增强了中小企业供应链韧性,假设 H1 得以验证。

3.2　平行趋势检验

为确保回归结果的可信性,使用如下模型进行平行趋势检验。

$$\text{Resil}_{i,t} = \delta_0 + \sum_{k=-5}^{5} \beta_k \text{DID}_{i,t+k} + \sum \delta_x X_{i,t} + \mu_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \tag{6}$$

为验证基准回归结果的可靠性,开展平行趋势检验。结合两批试点政策的实施时点与样本观测周期,以政策实施前一年为基准期,将政策实施前 5 年及更早的样本归并到第−5 期,政策实施后 5 年及更晚的样本归并为第 5 期。如图 1 所示,在 95%置信区间下,政策实施前的回归系数在 0 附近小幅

表 3　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Resil	Resil	Resil	Resil
DID	0.081 3***	0.125 0***	0.056 0***	0.122 0***
	(0.017 1)	(0.037 9)	(0.017 5)	(0.037 6)
Size			0.062 2***	0.012 1
			(0.008 7)	(0.019 1)
ROA			−0.647 0***	−0.294 0***
			(0.111 3)	(0.108 0)
Age			0.002 3	−0.038 0*
			(0.001 6)	(0.019 8)
Growth			−0.042 9***	−0.018 6**
			(0.008 2)	(0.009 4)
Boardsize			0.006 0	0.001 7
			(0.005 4)	(0.005 9)
Top1			0.000 4	0.001 8
			(0.000 5)	(0.001 4)
Indpe			−0.001 5	−0.000 0
			(0.002 0)	(0.002 3)
Cash			0.441 0***	0.191 0*
			(0.126 2)	(0.107 8)
常数项	6.715 0***	6.697 0***	5.339 0***	7.001 0***
	(0.013 4)	(0.015 9)	(0.220 1)	(0.555 4)
个体	No	Yes	No	Yes
时间	No	Yes	No	Yes
样本数	15 097	15 097	15 097	15 097
F	22.679***	10.972***	32.060***	6.195***
R^2	0.005	0.371	0.028	0.373

注:*、**、***分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号内为城市层面聚类稳健标准误。

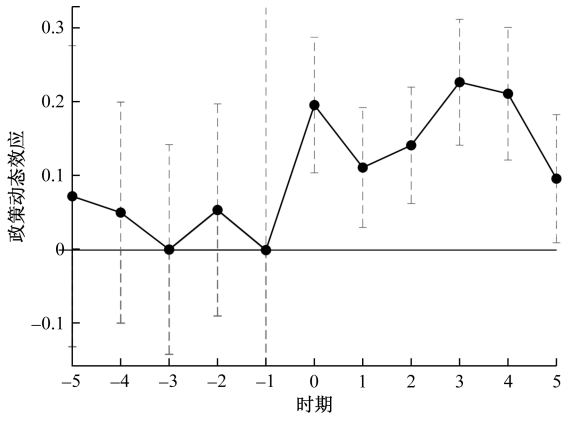


图 1　平行趋势图检验结果

波动且无统计显著性,说明处理组与控制组的供应链韧性水平未表现出显著趋势差异,满足平行趋势检验的前提假设。在政策实施后,处理组企业的供应链韧性水平均显著高于控制组。

3.3　稳健性检验

3.3.1　安慰剂检验

为进一步增强实证结果的可靠性,排除不可观测的遗漏变量或随机性因素对科技金融政策实施效果的干扰,进行安慰剂检验。鉴于传统安慰剂检验在随机抽取逻辑与检验标准上可能存在的模糊性[36],采用基于陈强团队开发的 didplacebo 命令,分别实施了空间安慰剂检验与有约束的混合安慰剂检验,检验结果如图 2 所示。同时表 4 表明两种检验政策效应系数均为 0.122 319,双侧检验 P 值与右边 P 值均为 0.000 0,证实了基准回归结论的稳健性。

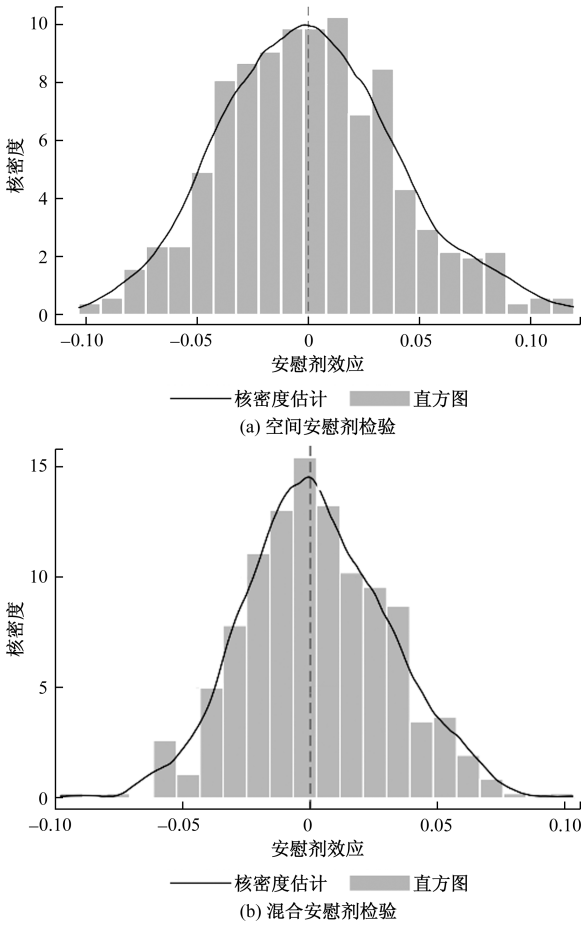


图 2　安慰剂检验结果

表 4　安慰剂检验结果

分类	处理效应	双边 P 值	左边 P 值	右边 P 值
空间安慰剂	0.122 319	0.000 0	1.000 0	0.000 0
混合安慰剂	0.122 319	0.000 0	1.000 0	0.000 0

3.3.2　倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)

考虑到处理组与控制组在科技金融试点政策实施前可能已存在显著个体差异,为规避多期双重差分模型中样本选择偏差的影响,采用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)开展稳健性检验。具体而言,将控制变量作为协变量,进行卡尺范围内1∶1最近邻匹配和逐年匹配,通过 Logit 回归计算样本的倾向得分,对所得结果排序后,对比匹配前后协变量的偏差率,并绘制倾向得分偏差图与核密度图。

从图 3、图 4 可见，PSM 匹配后样本的协变量偏差率均降至 5%以内，匹配效果理想；图 5、图 6 中控制组与处理组的核密度曲线趋于重合，表明样本选择偏差已得到有效纠正。将匹配后的数据代入基准模型展开回归分析，结果见表 6 列(1)、列(2)，科技金融试点政策分别在 1%和 10%的统计水平上显著提升企业供应链韧性，验证了基准回归结论的稳健性。

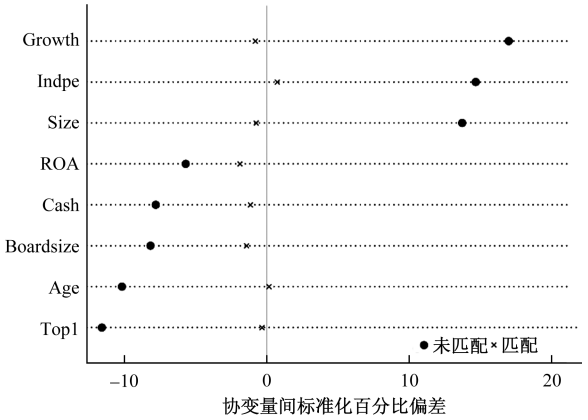


图 3　近邻匹配倾向得分偏差

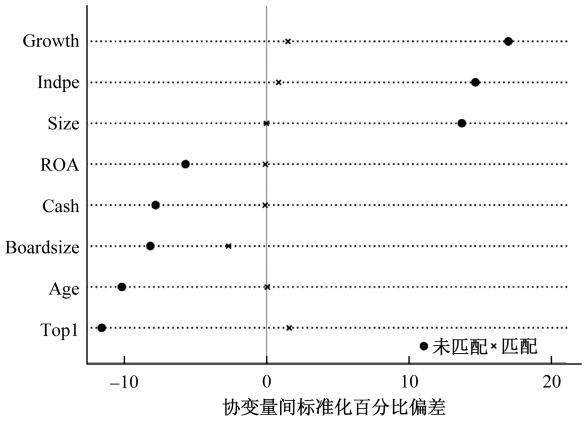


图 4　逐期匹配倾向得分偏差

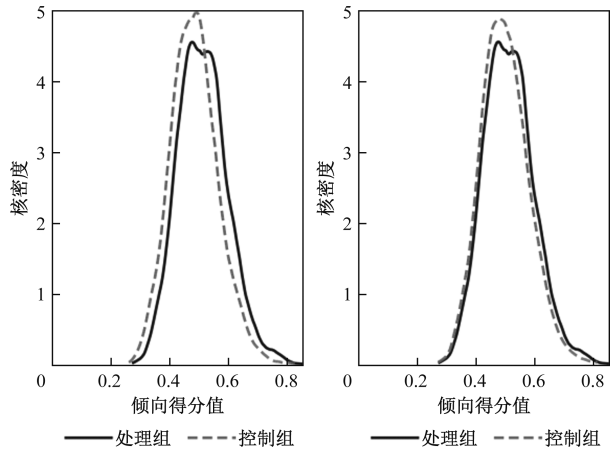


图 5　近邻匹配倾向得分核密度

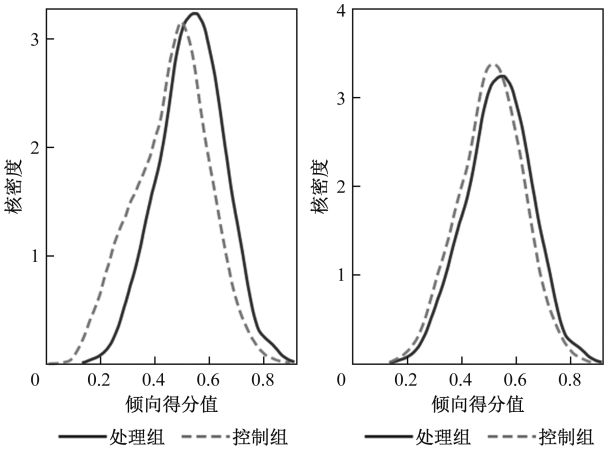


图 6　逐期匹配倾向得分核密度

3.3.3　异质性效应检验

针对 Goodman-Bacon[37]指出的多期 DID 模型因处理效应异质性可能产生负权重偏差的问题，对模型进行了 Bacon 分解检验，检验结果见表 5。“后处理组 *vs*. 先处理组”组估计量的权重仅为 7.3%，表明受异质性处理效应的影响较小，基准回归结果具有稳健性。

为了克服潜在的估计偏差，进一步验证基准回归结果的可靠性，采用 Callaway 和 Anna[38]提出的 CS 估计量、Sun 和 Abraham[39]提出的交互加权估计法(SA)、De Chaisemartin 和 Haultfoeuille[40]的负权重分解方法、Borusyak 等[41]的插值法对 4 种针对异质性处理效应的稳健估计方法进行再检验。图 7 展示了基于上述 4 种异质性稳健估计量所绘制的动态效应检验结果。通过对比可以发现，尽管不同校正方法在数理逻辑和权重分配上存在差异，导致各期估计系数的大小及显著性水平有所波动，但 4 种方法的估计结果在整体趋势和方向上均与基准回归保持一致，具有良好的稳健性。

表 5　Goodman-Bacon 分解结果

分解情形	权重	估计值
先处理组 *vs*. 后处理组	0.019	0.077
后处理组 *vs*. 先处理组	0.073	0.132
处理组 *vs*. 从未受政策处理组	0.796	0.124
处理组 *vs*. 已处理组	0.112	0.019

3.4　其他稳健性检验

(1)排除其他政策干扰。除科技金融政策外，本文的回归估计结果可能还受宽带中国试点政策、供应链创新与应用试点政策、创新型城市试点政策的影响。因此借鉴钱雪松等[42]的做法在基准模型中加入其他政策的虚拟变量以排除政策干扰。

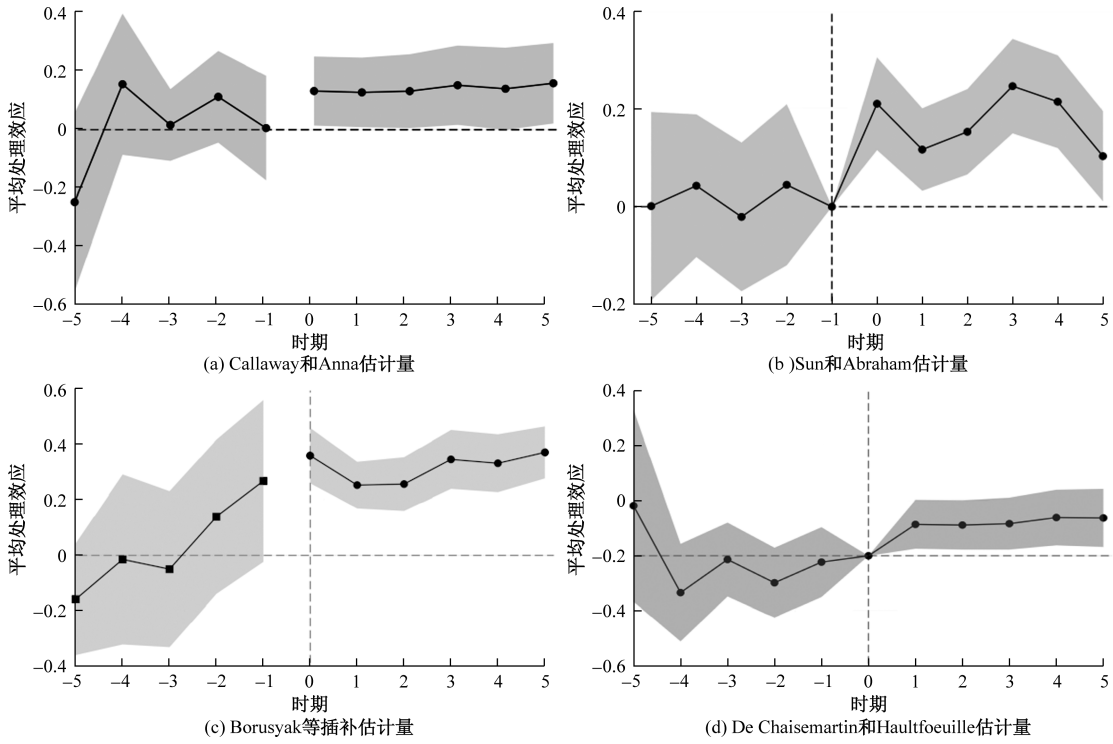


图 7　异质性效应检验结果

表 6　稳健性检验结果 1

变量	近邻 1∶1 匹配	逐年匹配	排除其他政策干扰		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Resil	Resil	Resil	Resil	Resil
DID	0.151 0***	0.107 0*	0.124 0***	0.142 0***	0.120 0***
	(0.051 4)	(0.063 6)	(0.036 3)	(0.037 4)	(0.037 0)
DIDnew1			−0.005 2		
			(0.027 3)		
DIDnew2				−0.079 2***	
				(0.029 8)	
DIDnew3					0.021 3
					(0.052 3)
常数项	7.218 0***	7.172 0***	7.000 0***	7.025 0***	6.993 0***
	(0.706 8)	(0.856 2)	(0.555 5)	(0.562 1)	(0.559 3)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	8 146	7 625	15 097	15 097	15 097
F	3.430***	2.519***	5.608***	7.964***	5.638***
R^2	0.422	0.441	0.373	0.374	0.373

注：*、**、***分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为城市层面聚类稳健标准误。

回归结果见表 6 列(3)～列(5)，DID 的估计系数均显著为正，这表明在排除其他政策干扰后科技金融政策对企业供应链韧性仍具有正向促进作用。

(2)进一步控制固定效应。考虑到各城市科技创新政策可能存在不同及行业差异，在原固定效应基础上加入城市固定效应和行业固定效应，回归结果见表 7 列(1)、列(2)，表明在进一步控制城市和行业固定效应后，回归仍具有稳健性。此外，考虑所选数据时间周期跨度较长，时间周期内可能存在其他省份层面或行业层面的政策对企业供应链韧性产生影响，故进一步分别加入省份与年份交互项、行业与年份交互项的固定效应，以捕捉各年份的其他省份层面、行业层面政策冲击，从而消除以上因素影响，回归结果见表 7 列(3)、列(4)，进一步显示研究结论的稳健性。

(3)剔除直辖市样本。剔除北京、上海、重庆、天津 4 个直辖市样本数据，排除部分城市在行政区划上的特殊性对估值产生的影响。表 7 列(5)显示，DID 估计系数在 1%显著性水平下为正，证明了基准回归结果的稳健性。

4　进一步分析

4.1　机制检验

为了检验科技金融政策对企业供应链韧性的影响机制，参考江艇[43]的做法构建模型(7)。以 $Digit_{i,t}$ 作为中介变量，表示企业数字化转型程度。现有研究已经验证企业数字化转型对企业供应链韧性的影响[6,19]，因此聚焦科技金融政策对企业数字化的影响。

表 7　稳健性检验结果 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Resil	Resil	Resil	Resil	Resil
DID	0.111 0***	0.123 0***	0.082 9**	0.073 8**	0.094 5***
	(0.033 6)	(0.037 9)	(0.041 8)	(0.029 3)	(0.033 8)
常数项	6.806 0***	6.921 0***	7.011 0***	7.017 0***	6.619 0***
	(0.520 3)	(0.561 6)	(0.573 7)	(0.531 1)	(0.563 0)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes				
城市		Yes			
省份×年份			Yes		
行业×年份				Yes	
样本数	15 095	15 097	15 056	14 947	13 132
F	7.307***	6.977***	3.060***	5.434***	5.885***
R^2	0.392	0.375	0.396	0.436	0.351

注：*、**、***分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为城市层面聚类稳健标准误。

$$Digit_{i,t}=\beta_0+\beta_1 DID_{i,t}+\sum\delta_x X_{i,t}+\mu_t+\sigma_i+\varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

表 8 列(2)结果表明，政策变量 DID 的估计系数在 1%水平上显著为正，表明科技金融政策显著促进了企业数字化转型。基于以上分析可知，科技金融政策能够有效解决企业资金短缺、人力资本匮乏和数字技术创新欠缺的痛点，助力企业数字化转型，从而提升企业供应链韧性，假设 H2 得到验证。

4.2　调节效应检验

为深入揭示科技金融政策提升企业供应链韧性的作用机理，考察环境不确定性和董事会研发背景在其中所发挥的调节作用。借鉴已有文献的做法，在式(1)的基础上构建式(8)检验调节效应：

$$Resil_{i,t}=\beta_0+\beta_1 DID_{i,t}+\beta_2 DID_{i,t}\times M_{i,t}+\beta_3 M_{i,t}+\sum\delta_x X_{i,t}+\mu_t+\sigma_i+\varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

式中：$M_{i,t}$ 为调节变量，分别是企业所面临的环境不确定性（$EU_{i,t}$）和董事会研发背景（$TEA_{i,t}$）。实证结果见表 8 列(3)～列(6)，交乘项式(8)的系数 β_2 分别在 10%的水平下显著为负和在 5%的水平下显著为正，说明了企业所面临的环境不确定性负向调节了科技金融政策对于企业供应链韧性提升的作用，董事会研发背景正向调节了科技金融政策对企业供应链韧性提升的作用，假设 H3a 和假设 H3b 得到验证。

4.3　异质性检验

4.3.1　地区异质性

由于中国区域经济发展存在显著的非均衡特征，东部与中西部地区在金融资源禀赋、创新生态完善度、供应链网络复杂度等方面差距较大，科技金融政策的传导效率与作用场景可能因区域不同而产生分化。进一步将样本企业按注册地所在区域划分为东部地区与中西部地区两组，检验科技金融政策对中小企业供应链韧性提升的区域异质性。

表 9 列(1)、列(2)显示，对东部地区企业而言，科技金融政策在 1%的显著水平下提升了企业的供应链韧性，而对中西部地区的企业政策效果并不显著。可能的原因在于：相比中、西部地区，东部地区经济发展水平较高，东部地区金融市场发展更成熟，不仅拥有多元化的金融机构体系，还具备更完善的信用信息共享平台与风险补偿机制，能更高效地将科技金融政策资源转化为中小企业的融资支持，而中西部地区金融资源相对稀缺，金融机构服务中小企业的专业能力与配套机制不足，科技金融政策融资赋能易面临传导梗阻现象，对供应链资金韧性的改善作用被削弱。此外，东部地区还集聚了更丰富的创新要素，如高校科研力量、科技人才、产业创新集群，更有力地激发中小企业创新意愿与能力，加速科技成果向供应链竞争优势的转化，而中西部地区创新要素较为分散、协同创新网络薄弱，科技金融政策对企业创新的赋能效应难以充分释放。

4.3.2　企业异质性

(1)融资约束异质性。中小企业普遍面临融资约束问题，这会直接影响企业资金运作效率与供应链管理能力。科技金融政策的核心逻辑之一是缓解企业外部融资压力，因此基于企业融资约束程度

表 8　中介、调节效应结果

变量	中介效应		调节效应			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Resil	Digit	Resil	Resil	Resil	Resil
DID	0.122 0***	0.274 0***	0.159 0***	0.157 0***	0.088 4**	0.086 9**
	(0.037 6)	(0.084 8)	(0.034 6)	(0.034 1)	(0.036 7)	(0.036 6)
DID×EU			−0.026 5*	−0.027 3*		
			(0.013 9)	(0.014 0)		
EU			0.022 0**	0.022 1***		
			(0.008 5)	(0.008 5)		
DID×TEA					0.081 6**	0.078 3**
					(0.035 2)	(0.035 8)
TEA					−0.015 5	−0.013 3
					(0.026 7)	(0.026 8)
常数项	7.001 0***	−3.142 0***	6.668 0***	7.027 0***	6.703 0***	7.032 0***
	(0.555 4)	(1.084 5)	(0.017 4)	(0.548 7)	(0.017 5)	(0.559 0)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	15 097	15 097	15 097	15 097	15 097	15 097
F	6.195***	25.685***	8.659***	6.959***	5.135***	6.120***
R^2	0.373	0.791	0.372	0.374	0.372	0.374

注:*、**、***分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著;括号内为城市层面聚类稳健标准误。

表 9　异质性检验结果

变量	地区异质性		企业异质性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部地区	中西部地区	高融资约束	低融资约束	高研发投入	低研发投入
DID	0.122***	0.134	0.121***	0.092	0.214***	0.008
	(0.042 4)	(0.082 0)	(0.046 1)	(0.082 0)	(0.050 3)	(0.041 1)
常数项	6.823***	6.501***	5.945***	7.410***	6.823***	6.687***
	(0.564 8)	(1.587 8)	(1.644 9)	(0.833 4)	(0.887 8)	(0.570 0)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	11 453	3 640	7 467	7 487	8 045	6 848
R^2	0.373	0.382	0.449	0.536	0.450	0.385

注:*、**、***分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著;括号内为城市层面聚类稳健标准误。

开展异质性检验,能更为精准地揭示政策对供应链韧性的作用差异。借鉴 Hadlock 和 Pierce[44] 测算的融资约束指数(SA)衡量企业融资约束,以中位数为界区分高低融资约束状态,然后进行分组回归。表 9 列(3)、列(4)显示,对于高融资约束企业,科技金融政策在 1%的显著性水平下提升了其供应链韧性,对于低融资约束企业,政策效果不显著。可能的原因在于:融资约束程度高的中小企业因外部资金获取渠道狭窄,依赖占用上下游商业信用填补现金流缺口,这类行为会打破供应链资金的正常循环节奏,加剧供应链断裂风险。相比之下,融资约束程度低的企业外部资金可得性较强,对商业信用依赖度低,政策在这一路径的边际作用相对有限。因此,融资约束的缓解可为高融资约束中小企业减小压力,使其摆脱对短期商业信用的过度依赖,能够让企业在经营决策中制定更具前瞻性与战略高度的投资布局及产能规划,帮助企业维持稳健的发展节奏,有效降低供应链出现断裂的潜在风险。

(2)研发投入异质性。科技金融政策的核心逻辑是激发企业创新活力,进而依托创新提升供应链韧性,而企业研发投入水平直接决定了其对政策资源的吸收能力与转化效率。基于此,以企业研发投入强度(研发投入/营业收入)为分组依据,以中位数为界将样本划分为高研发投入组与低研发投入组。实证结果见表 9 列(5)、列(6),对于高研发投入企业,科技金融政策在 1%的显著水平下提升了其供应链韧性,对于低研发投入企业,政策效果却不显著。可能的原因是:科技金融政策的落地效果依

赖企业对政策资源的“精准承接”，而研发投入高的企业通常已搭建起基础研发团队、配备必要实验设备，且积累了更多的研发项目管理经验，具备将政策资源转化为实际创新动能的基础条件。在政策助力下，高研发投入的企业更易通过工艺创新提升生产效率，尤其是当面临原材料涨价、物流中断等供应链冲击时，能够更快速地调整产能分配、优化生产流程，保障供需稳定。反观低研发投入企业，由于相对缺乏专业研发人才与项目运营能力，政策支持难以在短期内催生出具有竞争力的创新成果，其在供应链中议价能力仍较弱，政策对供应链韧性的提升效果自然相对有限。

5 结论与政策建议

主要研究结论如下：①科技金融政策显著提升了企业供应链韧性，这一促进效应对位于我国东部地区的企业、高融资约束和高研发投入的企业表现得更为明显；②传导机制检验结果表明，科技金融政策可通过促进企业数字化转型，间接提高企业供应链韧性；③环境不确定性可以削弱科技金融政策的赋能效应，而企业董监高的研发背景可以增强科技金融政策的赋能效应。基于上述结论，提出如下政策建议。

(1)加大科技金融试点实施范围，推进政策差异化精准落地。政府应扩大科技金融试点覆盖范围，提炼试点区域服务企业供应链的有效经验并推广。兼顾区域异质性，东部地区可深化政策模式创新、先行先试；中西部地区需借鉴东部经验，构建产学研用协同创新网络，加大财政支持与资源倾斜力度，弥补市场及产业配套短板。同时，充分考虑企业异质性，针对不同行业企业的研发周期、资金需求特征定制适配的金融产品，精准助力企业提升供应链韧性。

(2)积极促进企业数字化转型，疏通科技金融政策的作用渠道。政府应引导金融机构创新数字化转型金融服务，针对企业数字化改造、数字技术研发等环节推出专属信贷与融资方案，降低企业转型资金获取门槛；同时搭建科技金融与数字化转型协同服务平台，汇聚咨询、技术对接、人才培育等资源，提供全流程支持。企业作为转型主体，需强化内生动力，将数字化转型纳入长期战略，聚焦供应链管理痛点明确改进路径，主动对接平台资源与金融支持，合理投入数字技术研发与智能设备升级，通过内培外引强化数字化人才队伍，提升核心岗位数字素养。

(3)优化制度与监管体系，降低环境不确定性。政府一方面需持续优化制度环境，完善科技金融与供应链韧性领域的法律法规及政策细则，建立跨部门协同治理机制，推动产业、科技与金融政策联动适配，为政策发挥作用营造稳定可预期的制度氛围；另一方面需完善金融市场监管体系，健全科技金融领域监管与处置机制，强化对相关业务的合规与风险监管，确保政策在稳定市场环境中持续高效赋能。

(4)优化企业微观治理结构，提升政策赋能吸收效率。企业应积极吸纳具有研发背景的高管进入决策层，通过搭建高管交流平台、开展创新管理培训等方式，提升管理层对技术创新的敏感性与识别能力；完善高管激励机制，将创新成果纳入考核体系，降低管理层风险规避倾向，激励其依托科技金融政策红利布局创新战略，优化资源配置，高效吸收政策赋能，将外部政策资源转化为内部创新动能与供应链安全屏障。

参考文献

[1] 申明浩，谭伟杰，杨永聪. 科技金融试点政策赋能实体企业数字化转型了吗?[J]. 中南大学学报(社会科学版)，2022，28(3)：110-123.

[2] 沈伟鹏，刘胜，顾乃华. 科技金融政策如何影响企业专业化分工：来自“促进科技和金融结合试点”政策的证据[J]. 江西财经大学学报，2026(2)：48-59.

[3] 霍源源，王胜楠，苗文龙，等. 科技金融政策与商业银行金融创新：影响效应及机制分析[J]. 南开管理评论，2026，29(2)：124-135.

[4] 刘姝璠，张荣光，邓江晟. 科技金融、高新技术产业与产业结构升级[J]. 统计与决策，2021，37(2)：145-149.

[5] 张林，许湘润，丁晓兰. 科技金融政策与城市经济高质量发展：来自“促进科技和金融结合试点”的证据[J]. 金融经济学研究，2026，41(1)：35-50.

[6] 张树山，谷城. 企业数字化转型与供应链韧性[J]. 南方经济，2024(8)：137-158.

[7] 李佳渝. 企业社会责任信息披露对供应链韧性的影响：基于A股上市企业的实证分析[J]. 科技和产业，2025，25(12)：221-228.

[8] 巫强，曹长帅，汪阳昕. 企业数据要素应用能力与供应链韧性：广度与深度的差异化机制[J]. 中国工业经济，2026(3)：170-193.

[9] 王煜昊，马野青，承朋飞. 跨境电商赋能企业供应链韧性提升：来自中国上市公司的微观证据[J]. 世界经济研究，2024(6)：105-119.

[10] 石大千，李雪琴，李丹丹. 智慧供应链建设如何提升企业绩效？基于供应链韧性优化视角的分析[J]. 中国管理科学，2025，33(4)：325-334.

[11] 中华人民共和国国务院印发《国家中长期科学和技术发

展规划纲要(2006—2020 年)》[EB/OL]. (2006-02-09)[2025-10-14]. https://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content_240244.htm.

[12] 科学技术部、中国人民银行、中国银监会、中国证监会、中国保监会联合印发《关于印发促进科技和金融结合试点实施方案的通知(国科发财〔2010〕720 号)》[EB/OL]. (2010-12-16)[2025-10-14]. https://www.gov.cn/zhuanti/2016-02/23/content_5044857.htm.

[13] 科学技术部、中国人民银行、中国银监会、中国证监会、中国保监会联合印发《关于确定首批开展促进科技和金融结合试点地区的通知(国科发财〔2011〕539 号)》[EB/OL]. (2011-10-20)[2025-10-14]. https://www.safea.gov.cn/xxgk/xinxifenlei/fdzdgknr/qtwj/qtwj2011/201203/t20120312_93128.html.

[14] 科学技术部、中国人民银行、中国银监会、中国证监会、中国保监会联合印发《关于组织申报第二批促进科技和金融结合试点的通知(国科办资〔2015〕67 号)》[EB/OL]. (2015-12-11)[2025-10-14]. https://www.gov.cn/zhengce/2015-12/02/content_5043036.htm.

[15] 科学技术部、中国人民银行、中国银监会、中国证监会、中国保监会联合印发《关于确定第二批促进科技和金融结合试点的通知(国科发资〔2016〕183 号)》[EB/OL]. (2016-05-30)[2025-10-14]. https://www.most.gov.cn/xxgk/xinxifenlei/fdzdgknr/qtwj/qtwj2016/201606/t20160614_126065.html.

[16] 王珍珠,袁平红,周明生. 全国统一大市场建设如何影响企业供应链韧性[J]. 财经科学,2025(2):74-89.

[17] 陈剑,黄朔,刘运辉. 从赋能到使能:数字化环境下的企业运营管理[J]. 管理世界,2020,36(2):117-128.

[18] 周亚虹,贺小丹,沈瑶. 中国工业企业自主创新的影响因素和产出绩效研究[J]. 经济研究,2012,47(5):107-119.

[19] 陶锋,王欣然,徐扬,等. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J]. 中国工业经济,2023(5):118-136.

[20] 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.

[21] 成琼文,丁红乙. 税收优惠对资源型企业数字化转型的影响研究[J]. 管理学报,2022,19(8):1125-1133.

[22] 戚聿东,肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界,2020,36(6):135-152.

[23] 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.

[24] CHOWDHURY M M H, QUADDUS M. Supply chain resilience: conceptualization and scale development using dynamic capability theory[J]. International Journal of Production Economics, 2017, 188: 185-204.

[25] 刘骏,张义坤. 数字化转型能提高企业供应链效率吗?来自中国制造业上市公司年报文本分析的证据[J]. 产业经济研究,2023(6):73-86.

[26] 宋冬林,刘甫钧,丁文龙. 企业数字化转型与供应链韧性:基于社会网络分析视角[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版),2024,26(5):47-60.

[27] TEECE D P M L S. Dynamic capabilities and organizational agility: risk, uncertainty, and strategy in the innovation economy[J]. California Management Review, 2016(4): 13-35.

[28] 王淑瑶,刘达,汤吉军,等. 数实融合背景下数据要素何以赋能企业供应链韧性与安全?[J]. 研究与发展管理,2025,37(1):1-13.

[29] 申慧慧,于鹏,吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究,2012,47(7):113-126.

[30] 段新生,李雪. 环境不确定性、企业创新与企业价值[J]. 会计之友,2020(23):59-64.

[31] 刘晨,王俊秋,花贵如. 客户风险会影响企业创新投入吗?供应链传染的视角[J]. 经济管理,2022,44(9):169-183.

[32] 韩忠雪,崔建伟,王闪. 技术高管提升了企业技术效率吗?[J]. 科学学研究,2014,32(4):559-568.

[33] 国泰安 CSMAR 经济金融研究数据库统计发布《企业数字化衡量指标》[EB/OL]. (2023-06-09)[2025-10-14]. http://www.csmar.com/.

[34] 张栋,胡文龙,毛新述. 研发背景高管权力与公司创新[J]. 中国工业经济,2021(4):156-174.

[35] 马凌远,李晓敏. 科技金融政策促进了地区创新水平提升吗?基于"促进科技和金融结合试点"的准自然实验[J]. 中国软科学,2019(12):30-42.

[36] 陈强,齐霁,颜冠鹏. 双重差分法的安慰剂检验:一个实践的指南[J]. 管理世界,2025,41(2):181-220.

[37] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.

[38] CALLAWAY B, ANNA P H C S. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.

[39] SUN L, ABRAHAM S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 175-199.

[40] DE CHAISEMARTIN C, HAULTFœUILLE X D. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.

[41] BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting event-study designs: robust and efficient estimation[J]. Review of Economic Studies, 2024, 91(6): 3253-3285.

[42] 钱雪松,崔娅鹃,孙炜. 科技金融政策对企业数字化转型的影响及其作用机制[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2025,45(5):16-28.

[43] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.

[44] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.

Can Technology Finance Enhance Supply Chain Resilience of Small and Medium-sized Enterprises? A Quasi-natural Experiment Based on Pilot Policy for Promoting Integration of Science and Technology and Finance

SHEN Tao[1], WEI Dongcheng[2]

(1. School of Business Administration, Guangxi University, Nanning 530004, China;
2. School of Economics, Guangxi University, Nanning 530004, China)

Abstract: Based on panel data of Chinese listed small and medium-sized enterprises from 2007 to 2023, the Pilot Policy for Promoting the Integration of Science and Technology and Finance was treated as a quasi-natural experiment, and a multi-period difference-in-differences model was employed to evaluate the impact and mechanism of technology finance policy on enterprise supply chain resilience. It is found that the technology finance policy significantly enhances the supply chain resilience of enterprises within the pilot regions. The conclusion remains valid after accounting for endogeneity and conducting a series of robustness checks. Through heterogeneity tests, the policy effect is found to be more pronounced for enterprises located in eastern China, as well as for those with high financing constraints and high R&D investment. Through mechanism tests, the pilot policy is found to improve supply chain resilience by promoting enterprise digital transformation. Furthermore, environmental uncertainty and the R&D background of directors, supervisors, and senior executives influence the absorption of the policy, specifically, environmental uncertainty positively moderates, while the R&D background negatively moderates, the policy's enhancing effect on supply chain resilience. These findings enrich the literature on the effectiveness of technology finance policies and offer policy implications for their further improvement in China.

Keywords: science and technology finance policies; enterprise supply chain resilience; digital transformation; environmental uncertainty; executive R&D background