

科技金融政策促进企业技术创新研究

——基于中国高科技企业的准自然实验

王世文¹, 陈非凡², 刘峻峰¹

(1. 苏州科技大学 商学院, 江苏 苏州 215009;
2. 南京农业大学 金融学院, 江苏 南京 210095)

摘要:以“促进科技和金融结合试点”政策的出台作为准自然实验,借助2009—2020年中国高科技企业数据,通过多期双重差分法实证检验科技金融政策影响企业技术创新的成效与机制。研究发现:科技金融政策对企业技术创新具有显著促进作用;机制分析表明,缓解融资约束和强化内部治理是科技金融政策促进企业技术创新的重要渠道;异质性分析显示,科技金融政策的技术创新效应在非国有企业、小规模企业以及低行业竞争度企业中更为明显;价值效应考察发现,科技金融政策对企业技术创新的促进作用可带来企业价值的提升。研究有助于从企业技术创新视角理解科技金融政策的微观经济效应,并为日后优化科技金融政策提供一定实践指导。

关键词:科技金融政策;企业技术创新;高科技企业;多期双重差分

中图分类号:F124.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5092(2025)01-0048-06

长期以来,囿于技术创新及其产业化的高风险特性,传统金融体系中存在的金融资源错配和低效率供给成为阻碍企业技术创新能力提升的掣肘。为应对市场失灵,提高金融对科技创新的支持效率,科技部等决定在2011年和2016年分批实施“促进科技和金融结合试点”政策(简称“科技金融政策”)。截至目前,科技金融政策已在各试点城市全面落实并取得阶段性成果,逐步形成了科技支行、科技保险、风险投资、多层次资本市场等多渠道、全方位、多视角的科技金融体系。

目前,学术界已从宏观层面证实了科技金融政策会对地区创新水平、产业结构转型以及金融发展水平等产生积极影响。^[1]那么,作为提高金融体系供给能力和促进科技成果转化的重要举措,科技金融政策的实施能否实现促进企业技术创新的预期目标,仍是一个重要且亟待解决的问题。现存文献有关科技金融政策的微观经济效应研究主要从企业出口产品质量、期限错配等视角进行了有益的探索分析。^[2]上述研究为本文探究“科技金融政策—企业技术创新”议题提供了丰

富的理论参考和实证启发。鉴于技术创新是推动经济高质量发展的主要驱动力,企业是技术创新的承载主体,对科技金融政策与企业技术创新之间的影响效应、作用机制以及异质性特征等展开系统分析,有助于从微观视角评估科技金融政策的实施效果,为实现经济高质量发展提供重要经验参考。

一、理论分析与研究假设

1. 影响效应分析

科技金融政策作为一项引导金融资本投资方向、以创新金融资源带动科技发展的系统性安排,理应会对企业技术创新起到显著助推效果。具体表现为:其一,风险分散效应,即科技金融政策可以实现风险分散,提高金融资本参与度,促进企业技术创新。技术创新的高风险性致使金融资本的风险厌恶程度较高,参与技术创新的动力不足,而金融有效供给将直接影响企业技术创新活动的开展。^[3]科技金融政策通过加大科技财政投入、引导金融机构创新风险分散工具,可有效降低企业

收稿日期:2024-09-25

作者简介:王世文(1969—),男,山西宁武人,教授,博士,研究方向:科技金融、公司金融。

技术创新过程中的潜在风险,使得企业获得更多的金融支持,促使企业技术创新水平的提升。同时,在科技金融政策的推动下,企业通过与高校、科研院所等创新主体建立协同创新关系,可实现创新要素的流动与共享,降低技术创新的成本和风险,进而吸引更多的金融资本参与。其二,信号传递效应,即科技金融政策能够释放积极信号,增强企业创新信心,驱动企业进行技术创新。科技金融政策要求各试点地区对企业技术创新活动提供持续性的财政补贴,但补贴的发放并非随机,需要经过科学严密的项目筛选论证程序,对企业技术创新潜力等诸多因素进行综合考量。企业获得财政补贴相当于是一项对其技术创新潜力的官方肯定,这一肯定将向企业传递积极的信号,提升企业的创新信心和积极性,为加大技术创新投入创造条件。基于此,本文提出以下假设:假设 H1:科技金融政策能够促进企业技术创新。

2. 作用机制分析

(1) 融资约束渠道。技术创新的高风险性和外部性会影响企业的盈利能力和创新积极性,导致市场有效供给不足。技术创新的长周期性意味着需要大量的资金投入,市场有效供给不足所造成的外部融资支持不足,将直接成为制约企业技术创新能力提升的关键因素。然而,科技金融政策明确提出“加大地区财政补贴力度,进行无偿资金转移”“组建科技支行和科技小额贷款公司”“引导企业上市进行股权融资”等多项创新性举措,均直接涉及政府补贴和融资渠道拓宽等内容,可有效缓解企业融资难融资贵的问题。特别是,针对企业创新项目存在的严重信息不对称,科技金融政策还要求各金融机构在协作分工的过程中发现兼具投资价值与资金需求的创新主体,并及时将该信息予以公开,促使金融资源流向更具发展潜力的科技创新型企业,从而实现金融资本的配置优化。结合上述逻辑,当企业所在城市实施科技金融政策后,受益于融资约束的缓解,企业技术创新水平将得以显著提升。

(2) 内部治理渠道。在两权分离的现代企业制度下,股东与管理层之间存在的委托代理问题被视为扼制企业技术创新水平提高的重要“诱因”。技术创新的高风险性和长周期性会导致企业股价表现和盈利能力产生较大的波动,出于巩固职位的考虑,管理层会在较短的任职期间内更加注重企业的短期绩效,倾向于选择次优的短期

投资项目,在技术创新等长期投资项目上则更偏好“消极投资”。^[4]而在科技金融政策实施后,科技金融服务机构对企业创新项目的评选和筛查体系愈发完善,可有效发挥信息收集的效率优势和成本优势,审查企业经营战略,倒逼企业优化内部治理,以便获得创新项目的资助。此外,科技金融政策的具体举措还包括利用政府信用吸引风险投资机构的参与。向为民等^[5]的研究指出,风险投资机构能够通过参与董事会决策,发挥监督职能,进而防控管理层的道德风险和逆向选择风险,降低管理层短视程度。因此,科技金融政策可以通过强化企业内部治理,降低代理成本,进而提升企业技术创新水平。

基于以上分析,本文提出如下假设:假设 H2a:科技金融政策通过缓解融资约束进而促进企业技术创新;假设 H2b:科技金融政策通过强化内部治理进而促进企业技术创新。

二、研究设计

1. 样本选择与数据处理

鉴于科技金融政策的实施对象存在明显的靶向性特征,本文以 2009—2020 年沪深 A 股上市的高科技企业为研究样本。其中,高科技企业筛选的具体步骤如下:首先,参考彭红星和毛新述^[6]的做法,以经合发展组织(OECD)相关文件、《战略性新兴产业分类目录》以及《上市公司行业分类指引(2012 年修订)》为基础,确定高科技行业的代码;根据上市公司的行业代码,筛选出隶属高科技行业的企业。参照现有研究的普遍做法,^[7]本文剔除了挂牌 ST 和退市、仅有一年观测值以及主要变量数据缺失的企业样本,并对所有连续型变量进行了双侧 1% 的缩尾处理。最终,本文得到 16435 个“企业—年度”实证样本,所涉及的财务数据和研发数据来自国泰安 CSMAR 数据库。由于两批科技金融政策的实施时间分别为 2011 年 12 月和 2016 年 6 月,考虑到政策实施的滞后性,本文将两批政策的实施时间分别确定为 2012 年和 2017 年,若一个城市同时处于两批试点城市名单内,则按最早的政策实施时间确定。

2. 变量定义

(1) 科技金融政策。本文引入虚拟变量 $Treat \times Post$ 表征科技金融政策。其中, $Treat$ 为处理效应,若企业所在城市被设立为科技金融政策试点城市,对应的政策虚拟变量 $Treat$ 取值为 1,反之

为 0; $Post$ 为时间效应,企业所在城市被设立为科技金融政策试点城市当年及以后的年份对应的时间虚拟变量 $Post$ 取值为 1,反之为 0。

(2)企业技术创新。现有研究多以企业专利申请数表征的创新产出^[8]、研发投入表征的创新投入^[9]作为企业技术创新的代理变量。考虑到科技金融政策多以“前期支持”激发企业创新动力,且创新投入转化为创新产出的过程中存在较高的失败率,因此本文借鉴胡国柳等^[9]的做法,以研发投入占总资产的比重所衡量的创新投入作

为企业技术创新($R\&D$)的代理变量。

(3)控制变量。鉴于可能存在其他因素影响企业技术创新,参考唐松等^[3]的研究,本文加入了以下控制变量:企业规模($Size$)、资产负债率(Lev)、资产收益率(ROA)、现金流比率($Cash$)、企业年龄(Age)和管理费用率($Mfee$)。此外,为控制与企业特征和时间效应相关的不可观测因素对实证结果的干扰,本文还加入了企业固定效应(φ)和年份固定效应(μ)。本文主要变量定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量定义及描述性统计

变量符号	变量定义	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$R\&D$	研发投入占总资产的比重	0.027 2	0.023 0	0.020 2	0.000 6	0.114 4
$Treat \times Post$	企业当年所在城市是否实施科技金融政策	0.515 1	1	0.499 8	0	1
$Size$	总资产的自然对数	21.883 7	21.725 8	1.156 7	19.809 7	25.401 8
Lev	总负债占总资产的比重	0.374 8	0.360 4	0.195 3	0.046 0	0.869 2
ROA	净利润占总资产的比重	0.0466	0.046 2	0.067 7	-0.257 6	0.225 1
$Cash$	经营性现金流净额占总资产的比重	0.046 4	0.045 1	0.063 9	-0.145 5	0.228 8
Age	企业成立年限加 1 后的自然对数值	2.808 1	2.833 2	0.355 4	1.609 4	3.465 7
$Mfee$	管理费用占营业收入的比重	0.099 7	0.083 7	0.069 7	0.011 2	0.412 4

3. 模型构建

科技金融政策作为一次外生于经济系统的冲击,为研究科技金融发展对企业技术创新的影响提供了一个良好的准自然实验场景,能够有效缓解其他潜在因素对研究结论的干扰。考虑到科技金融政策分两批启动,因此本文利用多期双重差分法构造式(1),以识别科技金融政策影响企业技术创新的因果效应。

$$R\&D_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat \times Post_{it} + \beta_j Controls_{it} + \varphi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $R\&D_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的技术创新水平; $Treat \times Post_{it}$ 表示 t 年企业 i 所在城市是否实施科技金融政策; φ_i 表示企业固定效应; μ_t 表示年份固定效应; ε_{it} 表示聚类至城市层面的稳健标准误; $Controls_{it}$ 表示 t 年影响企业 i 技术创新的一系列控制变量; β_1 为双重差分估计量,反映了科技金融政策影响企业技术创新的净效应,是本文重点关注的估计量。

三、实证结果与分析

1. 基准回归结果

基准回归结果见表 2。表 2 列(1)和列(2)分别显示了加入预先设定的控制变量前后的回归结

果,在这两列中,解释变量 $Treat \times Post$ 的系数估计值均在 1% 的显著性水平上显著为正。列(3)和列(4)则进一步控制了企业固定效应和年份固定效应,可以发现,尽管解释变量 $Treat \times Post$ 的系数估计值与之前相比有所下降,但仍在 1% 的显著性水平上显著为正。以上结果表明,科技金融政策与企业技术创新之间呈显著的正相关关系,证实了科技金融政策能够促进企业技术创新,为企业高质量发展提供新的动力,即假设 H1 成立。

2. 稳健性检验

(1)平行趋势检验。使用多期双重差分法的首要前提是满足平行趋势假设,即在科技金融政策实施前,试点城市与非试点城市企业技术创新水平的变化趋势应是平行的。借鉴 Beck 等^[10]的做法进行平行趋势检验,考虑到政策实施前的第 4 年及以后的数据较少,本文将其统一汇总至第 -3 期,并将第 -1 期作为基期,构建了式(2)。

$$R\&D_{it} = \alpha_0 + \sum_{l=-3}^8 \delta_l D_{it} + \alpha_j Controls_{it} + \varphi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, D_{it} 是一组虚拟变量,若企业 i 所在城市在第 t 年实施了科技金融政策,那么 D_{it} 取值为 1,

表2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>	<i>R&D</i>
<i>Treat × Post</i>	0.009 4*** (0.001 4)	0.008 6*** (0.001 2)	0.002 1*** (0.000 8)	0.002 2*** (0.000 8)
<i>Size</i>		-0.001 0*** (0.000 4)		-0.003 3*** (0.000 5)
<i>Lev</i>		0.003 6* (0.002 1)		0.002 1 (0.001 5)
<i>ROA</i>		0.042 6*** (0.003 8)		0.004 6 (0.003 7)
<i>Cash</i>		0.037 4*** (0.003 2)		0.010 3*** (0.002 1)
<i>Age</i>		-0.000 1 (0.001 0)		-0.003 4 (0.003 5)
<i>Mfee</i>		0.066 7*** (0.013 6)		0.012 7*** (0.004 7)
常数项	0.0223*** (0.000 7)	0.032 2*** (0.008 4)	0.026 1*** (0.000 4)	0.105 1*** (0.012 7)
企业/年份固定效应	No	No	Yes	Yes
样本数	16 435	16 435	16 435	16 435
<i>R</i> ²	0.054 8	0.141 5	0.805 9	0.810 5

注:括号内均为聚类到城市层面的稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,余表同。

反之为0;其余变量定义同式(1)。本文重点关注式(2)中的系数 δ_t ,其反映了科技金融政策实施的第 t 年试点城市与非试点城市企业技术创新水平的差异。平行趋势检验结果表明,科技金融政策实施前各期系数估计值的置信区间均包括0,说明在政策实施前试点城市与非试点城市企业技术创新水平并无显著差异。此外,从动态效应来看,科技金融政策实施后各期的系数估计值基本呈现逐渐递增的趋势,表明政策效果呈现持续增强的动态促进作用。

(2)工具变量法。本文选取与样本企业同年度同城市的高科技企业数量(*HightechN*)作为工具变量缓解内生性问题的干扰。该工具变量的合理性在于:相关性方面,如果城市内高科技企业数量越多,其所在的城市越有可能进行试点申报;外生性方面,城市内高科技企业的数量并不会对单个企业的技术创新水平产生影响。在工具变量与解释变量的回归中,工具变量*HightechN*与解释变量*Treat × Post*在1%的显著性水平上显著正相关,验证了相关性假设。此外,第一阶段*F*统计量为45.03,明显大于经验值10,说明不存在“弱工具变量”问题。第(2)列报告了第二阶段的回归结果,此时解释变量*Treat × Post*的系数估计值

依然显著为正。可见,在利用工具变量法缓解内生性问题后,结论依然成立。

(3)倾向得分匹配法。科技金融政策试点城市的选择并非随机,而是采取自愿申报的形式确定,可能存在样本自选择偏误所导致的内生性问题。本文进一步采用倾向得分匹配法缓解内生性问题。具体而言,首先利用基准回归的控制变量作为匹配协变量进行Logit回归估计倾向得分,其次采用核匹配法并设置“共同支持”条件进行逐年匹配,最后利用匹配后的样本重新进行回归估计,在利用倾向得分匹配法缓解内生性问题后,解释变量*Treat × Post*的系数估计值仍显著为正,证实结论具有稳健性。

(4)其他稳健性检验。①排除其他政策干扰。样本期间内实施的《国家发展改革委关于推进国家创新型城市试点工作的通知》可能会对研究结论产生干扰。为此,本文在基准回归中加入了该政策的虚拟变量*Innocitypost*重新进行检验,若当年企业所在城市属于国家创新型城市,*Innocitypost*则取值为1,反之为0。②替换代理变量。本文进一步以企业发明专利申请数加1后的自然对数值表征的创新产出(*LnPatent*)作为企业技术创新的代理变量重新进行回归。③控制行业和年

度趋势。各年度实施的宏观经济政策以及行业周期性变动都会影响到企业技术创新水平的变动,为避免宏观经济政策及行业特征对回归结果的干扰,本文在式(1)中加入年度与行业交乘的联合固定效应重新进行回归。④剔除直辖市样本。由于北京、上海、天津、重庆四个直辖市的经济结构和经济政策制定特殊,反向因果关系可能更为严重,本文将企业所在地为上述四个直辖市的样本予以剔除,重新进行检验。上述检验结果再次验证了研究结论的稳健性。

3. 机制检验

(1)融资约束渠道。科技金融政策所包含的多项创新性举措均直接涉及政府补贴和融资渠道拓宽等内容,可在较大程度上缓解企业面临的融资约束,为提高企业技术创新水平创造条件。结合上述分析,本文从融资约束的视角探讨科技金融政策影响企业技术创新的作用机制。参考魏志华等^[11]的做法,构建 KZ 指数来衡量企业面临的融资约束程度,并将其作为被解释变量进行回归。据表 6 列(1)的回归结果显示,科技金融政策与企业融资约束显著负相关,即科技金融政策能够缓解企业的融资约束程度,进而给企业技术创新带来正向促进作用。此外,本文还从融资成本的角度对科技金融政策影响企业技术创新进行验证。如果科技金融政策通过缓解企业融资约束,进而促进企业技术创新,那么这一正向影响理应

体现在企业融资成本上。对此,本文以“财务费用占总负债的比重”度量债务融资成本(*Debt_cost*),利用 PEG 模型计算权益融资成本(*Equity_cost*)。表 3 第(2)列和第(3)列分别展示了科技金融政策对企业债务融资成本和权益融资成本的影响。结果显示,科技金融政策能够降低企业债务融资成本和权益融资成本,但对权益融资成本的影响在统计上并不显著。这也进一步验证了科技金融政策会对企业外部融资能力产生正向影响,进而提高企业技术创新水平的作用机制,即假设 H2a 成立。

(2)内部治理渠道。得益于科技金融政策的实施,科技金融机构通过研判公司战略发展方向,可倒逼企业强化内部治理,同时风险投资机构的参与可进一步发挥监督职能,缓解代理冲突,从而带来企业技术创新水平的提升。基于以上逻辑,本文进一步检验科技金融政策通过强化企业内部治理提高技术创新水平的作用机制。具体地,借鉴周茜等^[12]的做法,分别采用综合性公司治理水平(*Gov*)和管理层短视程度(*Myopia*)衡量企业内部治理水平,并将其作为被解释变量进行回归。据表 6 列(4)和列(5)汇报的回归结果显示,解释变量 *Treat × Post* 与变量 *Gov* 显著正相关,而与变量 *Myopia* 显著负相关。这一结果表明科技金融政策的实施的确能够强化企业内部治理,进而对企业技术创新产生正向影响,即假设 H2b 成立。

表 3 机制检验

变量	融资约束渠道			内部治理渠道	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	KZ	<i>Debt_cost</i>	<i>Equity_cost</i>	<i>Gov</i>	<i>Myopia</i>
<i>Treat × Post</i>	-0.117 2 *	-0.003 4 ***	-0.001 9	0.043 5 ***	-0.008 6 *
	(0.062 1)	(0.001 2)	(0.001 7)	(0.019 2)	(0.004 7)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业/年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	1643 5	1640 4	1586 3	1609 9	1633 7
<i>R</i> ²	0.660 8	0.623 7	0.417 2	0.859 7	0.529 2

四、启示

第一,政府应强化科技金融政策的顶层设计,为各试点城市实施科技金融政策创造更好的政策空间,进一步引导金融资源流向科技创新活动,进而完善科技金融政策的服务模式,形成更多、更

优、可复制的借鉴经验;第二,由于科技金融政策可以有效纾解企业融资约束,强化企业内部治理,从而促进企业技术创新。因此,各试点地区的地方政府应不断加大科技财政投入,创新更多可用于分散风险的金融工具,同时完善创新项目的评选和筛查体系,避免“寻租”行为发生,针对性地

从融资约束渠道和内部治理渠道考虑促进企业技术创新的一系列举措;第三,制定差别化的科技金融政策。科技金融政策作为促进企业技术创新的有效手段,其促进作用因企业特征、行业特征而有

所不同,因此各地方政府应结合当地企业的资源禀赋、行业特点,在有限的财政科技投入和金融资源的情况下,因地制宜地实施科技金融政策,避免其流于形式。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 黄志刚,张霆.科技金融有助于提高企业出口产品质量吗[J].国际贸易问题,2022(10):19-37.
- [3] 唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020,36(5):52-66,9.
- [4] FANG V W, TIAN X, TICE S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. Journal of Finance, 2014,69(5):2085-2125.
- [5] 向为民,文旭初,何琪.风险投资、政府补贴与企业技术创新[J].软科学,2022,36(1):77-83.
- [6] 彭红星,毛新述.政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据[J].财贸经济,2017,38(3):147-161.
- [7] 王世文,陈非凡,刘峻峰.企业产出视角下金融科技的就业效应研究[J].宏观经济研究,2023(12):58-68,84.
- [8] 王世文,温馨,刘峻峰.金融科技对中小企业创新的影响[J].经济问题,2023(3):51-57.
- [9] 胡国柳,赵阳,胡珺.D&O保险、风险容忍与企业自主创新[J].管理世界,2019,35(8):121-135.
- [10] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? the winners and losers from bank deregulation in the united states [J]. The Journal of Finance, 2010,65(5):1637-1667.
- [11] 魏志华,曾爱民,李博.金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J].会计研究,2014(5):73-80,95.
- [12] 周茜,许晓芳,陆正飞.去杠杆,究竟谁更积极与稳妥?[J].管理世界,2020,36(8):127-148.

Research on Science and Technology Finance Policy Promoting Enterprise Innovation: A Quasi – Natural Experiment Based on Chinese High – Tech Enterprises

WANG Shiwen¹, CHEN Feifan², LIU Junfeng¹

(1. School of Business, Suzhou University of Science and Technology, Suzhou Jiangsu 215009, China;
2. College of Finance, Nanjing Agricultural University, Nanjing Jiangsu 210095, China)

Abstract: Using the implementation of the "Pilot Program for Promoting Integration of Science, Technology and Finance" as a quasi-natural experiment, this study empirically examines the effectiveness and mechanisms of science and technology finance policy on enterprise innovation using data from Chinese high-tech enterprises during 2009—2020 through a difference-in-differences approach. Results show that the policy significantly promotes enterprise innovation. Mechanism analysis reveals that alleviating financing constraints and strengthening internal governance are key channels through which the policy promotes innovation. Heterogeneity analysis indicates that the innovation effects are more pronounced in non-state-owned enterprises, small-scale enterprises, and enterprises in less competitive industries. Value effect analysis finds that the policy's promotion of innovation leads to increased enterprise value. This study contributes to understanding the microeconomic effects of science and technology finance policy from an innovation perspective and provides practical guidance for future policy optimization.

Keywords: science and technology finance policy; enterprise innovation; high-tech enterprises; time-varying difference-in-differences

(责任编辑:沈建新)