

引用格式:周剑明,吴滨,胡哲力. 国家政策激励和企业数字技术创新——基于《国家信息化发展战略纲要》的经验证据[J]. 技术经济, 2024, 43(10): 14-26.

ZHOU Jianming, WU Bin, HU Zheli. The influence of national policy incentive on enterprise digital technology Innovation[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(10): 14-26.

国家政策激励和企业数字技术创新

——基于《国家信息化发展战略纲要》的经验证据

周剑明¹, 吴滨^{2,3,4}, 胡哲力^{2,4}

(1. 暨南大学产业经济研究院, 广州 510632; 2. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732;

3. 中国社会科学院大学商学院, 北京 102401; 4. 中国社会科学院经济大数据与政策评估实验室, 北京 102401)

摘要: 数字技术创新是数字行业发展的技术支撑,对数字时代下经济社会发展具有重要影响。本文借助于国际专利分类提供的创新活动技术信息,在IPC小组层面识别出数字发明专利,进而构建了数字技术创新数量和数字技术创新质量指标。在此基础上,本文以国务院颁布的《国家信息化发展战略纲要》这一最具代表性的国家政策激励作为切入点,使用2011—2020年中国上市公司面板数据,对政策激励与企业数字技术创新之间的关系展开实证检验。研究结果表明,政策激励对微观主体的数字技术创新数量和质量均有显著的提升效应。异质性检验结果表明,上述提升效应只在民营企业、大规模企业及高科技企业中成立。机制检验表明,缓解融资约束、放松行业准入及促进企业数字技术投资是国家政策激励影响数字技术创新的三个渠道。本文为我国政策激励提供了有益参考,有助于政府制定合理的政策激励微观主体进行数字技术创新。

关键词: 政策激励; 数字技术创新; 融资约束; 行业准入; 数字技术投资

中图分类号: F124; F273.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)08-0014-13

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J24021908

一、引言

数字技术作为现代经济发展的新动能,受到全球各经济体的高度关注。发达经济体相继出台数字技术创新相关政策,2022年欧委会发布了《欧洲芯片法案》、“6G(第六代移动通信技术)愿景”等;2022年美国发布《芯片与科学法案》等。中国的多项政策中也强调了数字技术创新的重要性。例如,党的二十大报告提出“构建新一代信息技术、人工智能等一批新的增长引擎”;“十四五”数字经济发展规划中提到发展目标为“到2025年,数字化创新引领发展能力大幅提升”。然而,发展中国家和发达国家在市场环境、政府角色等方面均存在较大差异,在中国情境下,探究政策激励对微观主体数字技术创新具有一定的现实意义。

数字技术创新是国内外学者关注的热点问题。关于数字技术创新的研究最初主要集中于理论层面的研究,Yoo等^[1]首次对数字创新进行界定,随后的学者们不断丰富和完善数字创新的内涵和框架^[2-7]。随着关注度和重要性的不断上升,数字技术创新的经验研究也持续涌现,其影响因素的研究也相对丰富。已有研究探究了数字化资源、首席信息官与区域数字经济环境、大数据能力、策略性专利行为、数字并购、知识产权与技术标准及大数据驱动创新过程等对数字创新的影响^[8-13]。

然而,现有文献还较少涉及政策激励对微观主体数字技术创新的影响。一方面,数字技术创新的特性使得政策激励对其的影响较为复杂。数字技术创新具有两个特性,收敛性意味着数字技术创新使得不同产业、组织、部门及产品之间的边界不再那么清晰^[5];自成长性意味着数字技术创新会快速地进行变化^[4]。上

收稿日期: 2024-02-19

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“粤港澳大湾区构建具有国际竞争力的现代产业体系研究”(20&ZD086)

作者简介: 周剑明,暨南大学产业经济研究院博士研究生,研究方向:数字经济;吴滨,博士,中国社会科学院大学教授,博士研究生导师,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所研究员,研究方向:技术经济,绿色发展,产业经济;(通信作者)胡哲力,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所博士后,研究方向:技术经济,产业经济。

述特性使得数字技术创新的开展不只是对单个企业或者行业的发展具有推动作用,还能推动我国整体产业结构升级。因此,政策激励对数字技术创新的影响难以简单衡量。另一方面,政策激励难以测度可能也是相关研究较为缺乏的原因。现有研究通过政策文本分析构造虚拟变量、税收优惠、政府补贴等变量测度产业政策^[14-16],考察其对微观主体行为的影响。但可能存在的遗漏变量等问题,可能使得基于上述方法的产业政策相关研究的因果效应和传导机制不够清晰。此外,产业政策包含了直接进行干预、间接激励等异质性的实施手段^[17],政策激励到底是通过何种机制对企业数字技术创新产生影响,尚需进一步分析和检验。

一般而言,探寻政策激励与微观主体行为、绩效等因果关系的一个选择是自然实验^[18]。有学者认为数字经济的核心层次是信息技术(IT)或信息与通信技术(ICT)产业^[19],也有学者认为狭义的数字经济主要围绕信息通信技术产业和个别数字化程度高的产业展开^[20]。可见,信息技术的发展与企业数字创新活动密切相关,能够为微观主体的数字创新活动奠定技术基础,也有助于激活企业内部的数字化转型、优化企业创新模式。《国家信息化发展战略纲要》(下称《纲要》)是为促进数字经济发展而发布的全国性政策激励,其中提到“信息产业国际竞争力大幅提升,重点行业数字化、网络化、智能化取得明显进展”。同时,《纲要》是选择性政策激励,对相关企业来说属于外生冲击,因此,本文以其为准自然实验,使用双重差分法考察全国性政策激励的发布对微观主体数字技术创新数量和质量有何影响,以及其中的作用机制如何?对上述问题的回答具有重要的理论和现实意义。

本文可能在以下几个方面有所贡献:第一,政策激励是政府扶持各个时期重点产业发展的重要方法,然而,探究政策激励对微观主体数字技术创新影响的文献较少。本文研究政策激励对企业数字技术创新的影响,是对数字技术创新影响因素相关文献的一个有益补充。第二,本文在国际专利分类号(international patent classification,IPC)层面识别出数字发明专利,并创新地构造了数字技术创新质量指标,使用双重差分方法检验政策激励对微观主体数字技术创新的影响,并有效识别二者的因果关系,有利于丰富关于政策激励效果评价的相关研究。第三,全面考察了政策激励对数字技术创新活动数量和质量的影响,并从缓解融资约束、放松行业准入及促进数字技术投资这三个方面考察政策激励影响企业数字技术创新的机制,有利于加深学术界关于政策激励对微观主体数字技术创新影响的理解。

二、理论分析与研究假说

(一) 政策激励对企业数字技术创新的影响

数字技术创新是指在创新过程中通过采用多种数字技术的组合,带来新的数字化产品、数字相关服务、生产经营流程的改善、组织结构的变革、商业模式的创造等^[5]。要探究政策激励对企业数字技术创新的影响,先要厘清数字技术创新的特性。一方面,数字技术创新具有传统创新的特征,即时间周期长、不确定性强等特征,创新活动的开展会受到融资约束的限制;另一方面,已有文献大多认为数字技术创新特性具有收敛性和自生长性^[5],前者是指数字技术创新减弱了行业之间、组织以及企业内部各部门的边界;后者是指数字技术创新的流程是动态的,数字技术既可以是创新的基础,也是创新的成果。数字技术创新的自成长性使得数字技术的迭代更为快速,加之数字技术具有同质性和可编程性,企业通过数字技术创新的独占性收益周期将会降低,也就是说数字技术创新的外部性更强,这可能会降低企业的数字技术创新动力。

《纲要》的战略目标是“核心关键技术部分领域达到国际先进水平,信息产业国际竞争力大幅提升,网络化协同创新体系全面形成”。首先,由该项政策激励而产生的补贴或者优惠政策可以在一定程度上弥补企业因数字技术迭代过快,而造成的创新收益损失,进而促进企业数字技术创新;其次,通过设立研究机构与企业进行合作创新,政策激励可以减弱企业因外部性带来的收益减少^[21],进而激励企业更积极地进行数字技术创新;最后,数字技术创新加入了数据这一要素,数据要素积累的不足往往会限制企业数字技术创新活动的开展,然而,数据要素的积累往往需要一定时间成本和资金成本,这会降低企业数字技术创新的动力,特别是对于小型企业、新进入企业。在政策激励的支持下,政府通过建立公开的信息披露机制,可以为企业提供宏观层面和行业层面的公共信息^[22],有利于企业快速完成数据要素的积累,激励企业开展数字技术创新活动。

基于此,本文提出假设 1:

政策激励有助于促进企业数字技术创新活动的增加(H1)。

(二) 政策激励对企业数字技术创新的影响机制

本文从缓解融资约束、放松行业准入及促进数字技术投资三个方面分析政策激励影响微观主体数字技术创新活动的机制:

其一,缓解融资约束。微观主体的技术创新活动往往具有成果和时间周期不确定性强、沉没成本和成果商业化成本高等特征,需要长期性的资金支持,融资约束往往会限制企业创新活动的开展^[23]。与传统创新相比,一方面,数字技术创新人才相对紧缺,数字人才的寻找成本和使用成本偏高^[24];另一方面,数据是企业进行数字技术创新的关键要素,大多数企业面临数据要素积累不足的问题。因此,劳动力成本和要素的增加致使企业在进行数字技术创新时往往面临更严重的融资约束^[25]。《纲要》中提到“完善互联网企业资本准入制度,设立中国互联网投资基金,引导多元化投融资市场发展”,其出台有助于缓解企业所面临的融资约束。一方面,政府通过对产业政策范围内企业提供财务支持,有效缓解企业的融资约束^[26]。《纲要》发布后,地方政府往往会给予《纲要》中的指定产业一定的支持,例如财政科技支出是通过筛选出符合政策条件的企业,并给予直接的资金支持,可以有效缓解企业的创新投入压力;税收优惠、税收减免则可以降低符合政策条件的企业税收负担,缓解企业的资金压力。另一方面,《纲要》的发布在一定程度上具有引导和示范效应^[27],当政策激励实施后,大型国有银行、商业银行等金融机构往往会加大对政策所支持企业的资金支持,无论是贷款额度还是贷款可得性都会升高,企业面临的融资约束降低^[28]。此外,对于资本市场而言,政策的支持对象往往更容易受到市场投资者的关注,数字政策的发布有助于引导资本市场的资金流向数字相关行业,有效降低企业进行数字技术创新时面临的融资约束。

基于此,本文提出假设2:

政策激励有助于缓解企业融资约束,进而促进企业数字技术创新活动的增加(H2)。

其二,放松行业准入。为促进政策激励所指定的相关行业发展,政府往往会放松对鼓励产业的投资项目审批和市场准入限制^[17]。例如,《纲要》中提到“完善技术交易和企业孵化机制,构建普惠性创新支持政策体系”,在政策引导和优惠政策的吸引下,会有更多企业主动进入到数字相关行业,更激烈的市场竞争和更大的生存压力促使企业更加积极地进行创新。具体而言,放松行业准入的作用机制如下:行业准入门槛的降低意味着市场竞争程度的上升。当行业准入门槛较高时,新企业的进入成本较高,整体竞争程度比较低时,现有企业会缺乏积极进行数字技术创新的动力。当市场准入门槛降低,优惠政策的吸引使得新企业不断进入数字相关行业,行业竞争程度加剧。在市场竞争程度较高的情形下,企业需通过异质性资源在竞争中获胜^[29]。创新活动是获得异质性资源的有效手段,数字时代的背景下,数字要素的加入使得企业的创新产品可以根据市场需求更快调整,更为有效地实现产品差异化,企业的数字创新动力增强。

基于此,本文提出假设3:

政策激励有助于放松行业准入,进而促进企业数字技术创新活动的增加。

其三,增加数字技术投资。政策激励有助于提高企业的数字技术创新积极性。一般而言,政策激励往往会附带补贴或者优惠政策,《纲要》提出“落实企业研发费用加计扣除政策”,这可以分担企业数字研发的成本,降低创新过程中的不确定性,有助于加大数字化研发投入力度,激发其数字创新潜能。企业的创新活动,特别是研发周期较长、较前瞻性的数字技术创新活动,在没有政策支持的情况下,企业将面临难以推进的资金困境^[30]。政策激励可以通过科技专项补贴在较大程度上降低企业研发沉没成本^[31],改善其创新风险-收益的约束边界,进而提升企业技术创新投入的动力^[32]。进一步地,政策激励通常具有后效性,会在规定期限后检查企业的创新进度和成果^[30],这驱动了企业加大数字化技术投入的持续性。此外,政策激励通过引导企业加大在数字技术创新领域的创新合作,促进企业数字技术投入的增加。数字技术创新活动可以打破组织和产业的边界^[5],促使更多数字产业原生企业和新进数字行业企业积极参与到数字技术创新活动中,推动了跨部门、跨产业的数字技术创新合作,有助于数字技术创新产出的增加。

基于此,本文提出假设4:

政策激励有助于企业数字技术投资的增加,进而促进数字技术创新活动的增加。

三、模型、数据与变量

(一) 计量模型

参考已有文献的做法^[26,33], 本文的基准估计模型设定为

$$Dig_{it} = \beta_0 + \beta_1 Did_{it} + \beta_2 Treat_{it} + \beta_3 After_{it} + \beta_3 Con_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: Dig_{it} 为公司层面的数字技术创新指标, 包含数字技术创新数量 ($DigNum_{it}$) 和数字技术创新质量 ($DigQua_{it}$); Did_{it} 为双重差分的交互项; $Treat_{it}$ 为政策变量; $After_{it}$ 为时间变量; Con_{it} 为一系列控制变量的集合; μ_i 为个体固定效应; λ_t 为年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项。在该模型中, $Treat_{it}$ 和 $After_{it}$ 的系数分别被个体固定效应和年份固定效应吸收, 本文关注双重差分的系数 β_1 , 它衡量了政策激励对上市公司数字技术创新的影响。

(二) 数据来源

本文选取 2011—2020 年中国 A 股上市企业作为研究样本。参考了已有文献的做法^[26], 样本区间的选取理由如下: 2016 年国务院发布《国家信息化发展战略纲要》, 该政策实施的第一个阶段为 2016—2020 年。基于此, 本文将 2011—2015 年作为政策出台前的时期; 2016—2020 年作为政策出台后的时期。

参考已有文献的做法^[18,34], 在样本筛选过程中, 进行了下列处理: ①删除金融和 ST (special treatment) 类上市公司; ②删除股东权益小于零的公司; ③对连续变量进行了 1% 缩尾处理。最终得到了用于回归的 25331 个样本, 包含 3300 家上市公司。本文使用的专利数量和质量的测度数据来源于合享全球专利数据库 IncoPat; 上市公司层面的财务数据等来源于国泰安数据库 (CSMAR) 和 Wind 数据库。

(三) 变量设定

(1) 被解释变量。本文关注的被解释变量是上市企业层面的数字技术创新数量 ($DigNum$) 和数字技术创新质量 ($DigQua$)。现有文献对数字技术创新进行了较多的理论定性分析, 而关于数字技术创新的实证研究相对不多。已有文献中, 比较具有代表的数字技术创新数量识别方法主要有以下两种: 其一, 基于数字技术关键词对专利文件进行文本分析, 进而识别数字技术专利^[25,35-36]; 其二, 基于专利文件中 IPC (international patent classification) 信息识别数字技术专利^[37]。鉴于专利的 IPC 信息可以较好地刻画创新行为的技术领域特征, 同时考虑到相对于其他类型的专利, 发明专利是对企业的实质性技术创新活动的一种更好的测度^[38], 本文基于申请发明专利文件测度微观主体的数字技术创新数量和质量。

首先, 基于统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类 (2021)》建立起数字核心产业和国民经济行业的对应关系; 其次, 基于《国际专利分类与国民经济行业分类参照关系表 (2018)》建立国民经济行业和国际专利分类的对应关系; 最后, 基于发明专利申请文件中的 IPC 层面信息, 在小组层面与数字技术创新所属的技术领域进行匹配, 进而识别数字技术发明专利。在此基础上, 将专利层面的数字创新信息从“上市代码-所处年份”两个维度进行加总, 并将其加 1 后取对数, 得到上市公司层面的数字技术创新数量。

鉴于数字技术可以在短期内进行多次迭代, 从事数字技术创新的企业可以在短期内申请多个同族专利, 数字技术专利数量持续上涨可能是因为企业的策略性数字技术创新行为^[10], 但只有高质量的数字技术创新才能推动数字技术的快速发展。因而, 对于微观主体的数字技术创新质量的关注显得尤为重要。然而, 现有文献中关于数字技术创新质量的关注意识明显不足。本文在已有文献的基础上对数字技术创新质量的测量进行一些尝试。知识宽度法从每个专利信息中提取出其包含知识的复杂度和广泛程度, 进而构造出专利质量指标^[39], 可以更为全面的衡量企业创新活动^[40]。借鉴上述思路, 本文从知识宽度的视角构造上市公司数字技术创新质量的测度方法, 具体为

$$Patent_knowledge_{nt} = 1 - \sum_{x=1}^y \alpha_{nx}^2 \quad (2)$$

其中: 变量 $Patent_knowledge_{nt}$ 为每个数字技术发明申请专利的知识宽度; α_{nx} 为专利 n 的 IPC 大组 x 的占比, y 为专利 n 所包含的 IPC 大组数量。IPC 大组的差异越大, 代表专利发明人在进行该项数字技术发明专利发明时所运用的知识越多, 体现为专利知识宽度指标数值越大, 即该数字技术发明专利的质量也就越高。

在计算出专利层面知识宽度的基础上,再根据“上市代码-所处年份”两个维度使用均值加法进行加总,得到了上市公司层面的数字技术创新质量指标。此外,本文在稳健性检验中使用中位数加法。

(2)解释变量。本文关注的解释变量是政策激励(*Did*)。基于“政策扶持产业-所处年份”两个维度,本文构建双重差分模型识别政策激励冲击的微观经济效应。其一,政策变量,“十四五”规划提出了数字经济的七大重点产业,分别为云计算、大数据、物联网、工业互联网、区块链、人工智能、虚拟现实 & 增强现实(AR & VR)。鉴于 Wind 一级行业分类中的信息技术行业既包含了通信设备、半导体设备等信息技术相关的制造业,也包含了互联网软件与服务、应用软件等信息技术相关的服务业,这两类行业均和数字经济的七大重点产业相互关联,密不可分。因此,本文将信息技术行业的企业识别为实验组,赋值为 1,否则为 0。其二,时间变量,根据政策出台时间,2016 年及以后的样本取值为 1,否则取 0。将政策变量和时间变量相乘,得到政策激励变量(*Did*)。

(3)控制变量。参考已有文献的做法^[26,34],加入以下控制变量:企业规模、固定资产占比、资产负债率、资产回报率、企业年龄、两权合一、独立董事占比、产权性质及第一大股东占比。

本文核心变量的定义和说明见表 1,描述性统计结果见表 2。

表 1 变量定义和说明

变量	变量名称	变量说明	
被解释变量	数字技术创新数量(<i>lnDigNum</i>)	ln(数字技术发明专利申请专利数量+1)	
	数字技术创新质量(<i>DigQua</i>)	数字技术发明专利申请专利知识宽度均值	
解释变量	政策激励(<i>Did</i>)	政策变量×时间变量	
控制变量	企业规模(<i>Size</i>)	ln(总资产)	
	固定资产占比(<i>Fixtass</i>)	固定资产与总资产的比值	
	资产负债率(<i>Lev</i>)	总负债与总资产的比值	
	资产回报率(<i>Roa</i>)	净利润与总资产的比值	
	企业年龄(<i>Age</i>)	年龄的对数值	
	两权合一(<i>Duality</i>)	董事长与总经理是否兼任	
	独立董事占比(<i>Dirratio</i>)	董事中独立董事数的占比	
	产权性质(<i>Equity</i>)	产权性质	
机制变量	第一大股东占比(<i>OwnCon</i>)	第一大股东持股数占总股数比重	
	融资约束(<i>FinConstra</i>)	SA 指数 = $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$	
	行业准入(<i>IndAccess</i>)	HHI 指数	特定市场上所有企业的市场份额的平方和
		CR ₈ 指数	行业前 8 家最大的企业所占市场份额的总和
	数字技术投资(<i>DigInvest</i>)	数字技术相关无形资产占总无形资产的比值	

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnDigNum</i>	25331	0.4854	0.9760	0.0000	4.4540
<i>DigQua</i>	25331	0.0742	0.1610	0.0000	0.6667
<i>Did</i>	25331	0.1012	0.3020	0.0000	1.0000
<i>Size</i>	25331	22.1348	1.2940	19.7500	26.1600
<i>Fixtass</i>	25331	0.2148	0.1630	0.0000	0.9709
<i>Lev</i>	25331	0.4164	0.2050	0.0506	0.8837
<i>Roa</i>	25331	0.0412	0.0580	-0.2242	0.2045
<i>Age</i>	25331	2.8568	0.3430	0.6931	4.1430
<i>Duality</i>	25331	0.7196	0.4490	0.0000	1.0000
<i>Dirratio</i>	25331	0.3749	0.0550	0.1818	0.8000
<i>Equity</i>	25331	1.6852	0.5950	1.0000	4.0000
<i>OwnCon</i>	25331	0.3569	0.1480	0.0896	0.7496
<i>FinConstra</i>	25331	-3.7788	0.2630	-5.6000	-1.8050
<i>HHI</i>	25561	0.1380	0.1460	0.0151	1.0000
<i>CR₈</i>	23561	0.6540	0.1725	0.2300	1.0000
<i>DigInvest</i>	20017	0.0046	0.0119	0.0000	0.2626

注:数据来源于专利数量质量的测度数据来源于 IncoPat 数据库;上市公司层面的财务数据等来源于国泰安数据库(CSMAR)和 Wind 数据库。

四、回归检验

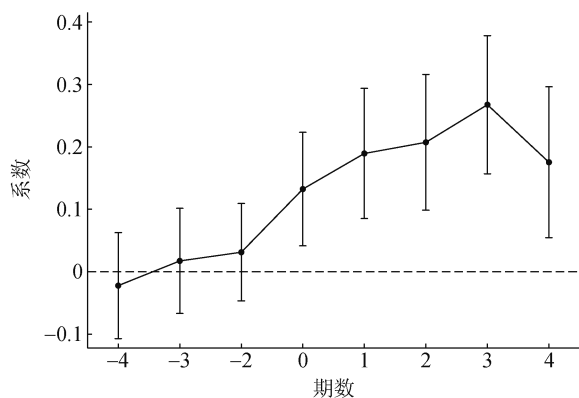
为了检验政策激励对上市公司数字技术创新的影响,本文进行以下三个实证检验工作:其一,平行趋势检验,绘制实验组和对照组样本数字技术创新的时间趋势图,对政策前后的数字技术创新数量和质量的发展趋势进行分析;其二,单变量双重差分检验,初步检验政策激励对上市公司数字技术创新的影响;其三,双重差分检验,加入其他控制变量后,运用双重差分模型进行实证检验,考察政策激励对上市公司数字技术创新的影响。

(一) 平行趋势检验

使用双重差分模型的重要前提是满足平行趋势,即政策发布前实验组样本和对照组样本的数字技术创新发展趋势大体相同。本文使用事件研究法进行平行趋势检验^[41],设定如式(3)的模型。

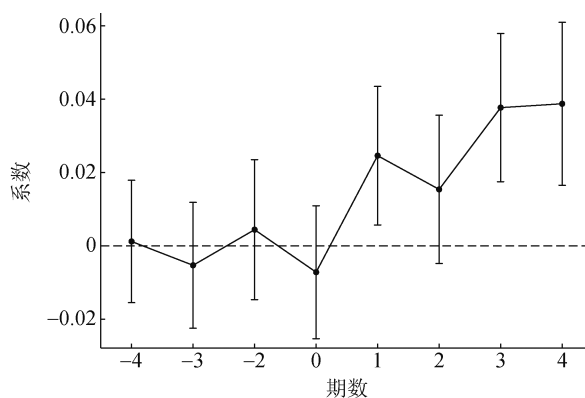
$$Dig_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2012}^{2014} \beta_t Treat_i \times Year_t + \sum_{t=2016}^{2020} \beta_t Treat_i \times Year_t + Con_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中: i 为企业; t 为年份; $Treat_i \times Year_t$ 为政策变量和时间变量的交互项,参考已有研究的做法^[26,42],将政策前一期,即2015年设定为基准期; β_t 捕获了政策激励实施前后实验组与对照组的差异变动。图1检验的是政策激励实施前实验组和对照组的数字技术创新数量的发展趋势,可以看出,政策激励实施前的差异不显著,即实验组和对照组的数字技术创新数量并不存在系统性的差异,通过了平行趋势检验。同时,也可以看出在政策激励实施后,实验组的数字技术创新数量呈现出显著的增长趋势,说明该激励对企业数字技术创新数量具有一定的激励作用。图2检验的是政策激励实施前后实验组和对照组的数字技术创新质量的发展趋势。可以看出,政策激励实施前的差异不显著,即实验组和对照组的数字技术创新质量并不存在系统性的差异,通过了平行趋势检验。同时,也可以看出在政策激励实施后,实验组的数字技术创新质量显著提升,且在《纲要》实施后的大多数年份呈现出增长的趋势,说明政策激励对企业数字技术创新质量也具有一定的激励作用。



纵坐标为95%置信区间下系数 β_t 的估计结果;横坐标中-4期、-3期、-2期分别为2012年、2013年、2014年

图1 平行趋势检验(DigNum)



纵坐标为95%置信区间下系数 β_t 的估计结果;横坐标中-4期、-3期、-2期分别为2012年、2013年、2014年

图2 平行趋势检验(DigQua)

(二) 单变量双重差分检验

单变量双重差分检验可以对政策激励实施前后实验组和对照组数字技术创新的系统差异进行初步估计,基于此,本文先采用单变量双重差分方法进行检验。将信息技术行业的企业设定为实验组,其他设定为对照组;将样本分为政策激励出台前的时期(2011—2015年),政策激励出台后的时期(2016—2020年)。在分别计算出实验组和对照组样本数字技术创新在政策出台前后的平均值的基础上,使用 t 检验考察两组样本数字技术创新数量和质量差异是否在政策出台前后表现出系统差异。

政策激励影响上市公司数字技术创新数量的单变量双重差分检验见表3。可以看出,对照组样本数字技术创新数量均值在政策出台前为0.2623,《纲要》出台后增加了0.1340;实验组样本数字技术创新数量均值在政策出台前为1.0390,政策出台后增加了0.3039。整体而言,与对照组相比,《纲要》出台导致实验组企

业数字技术创新数量显著上升,政策效应为 0.1700。

政策激励影响上市公司数字技术创新质量的单变量双重差分检验见表 4。可以看出,对照组样本数字技术创新质量均值在政策出台前为 0.0403,政策出台后增加了 0.0364;实验组样本数字技术创新质量均值在政策出台前为 0.1021,政策出台后增加了 0.0609。整体而言,与对照组相比,《纲要》出台导致实验组企业数字技术创新质量显著上升,政策效应为 0.0245。

(三) 双重差分检验

政策激励影响企业数字技术创新的回归结果见表 5。(1)列~(3)列检验的是政策激励对上市公司数字技术创新数量的影响。(1)列汇报了未加入控制变量和个体效应时,政策激励和数字技术创新数量的回归结果,Did 的回归系数显著为正。(2)列控制了个体和年份固定效应,Did 的回归系数显著为正。(3)列在个体-年份双重固定效应的基础上,加入一系列企业层面的控制变量,Did 的回归系数显著为正,上述回归结果表明,政策激励可以有效提升上市公司的数字技术创新数量。(4)列~(6)列检验的是政策激励对企业数字技术创新质量的影响。(4)列汇报了未加入控制变量和个体效应时,政策激励和数字技术创新质量的回归结果,Did 的回归系数显著为正。(5)列控制了个体和年份固定效应,Did 的回归系数显著为正。(6)列在个体-年份双重固定效应的基础上,加入一系列企业层面的控制变量,Did 的回归系数显著为正,上述回归结果表明,政策激励可以有效提升上市公司的数字技术创新质量。综上可知,政策激励对上市公司数字经济创新数量和质量的提升具有显著的激励作用。

表 3 单变量双重差分检验 (DigNum)

专利数	政策实施前	政策实施后	Diff
对照组	0.2623	0.3963	0.1340** (0.0111)
实验组	1.0390	1.3429	0.3039** (0.0433)
Diff ₁	0.7767** (0.0228)	0.9466** (0.0210)	0.1700** (0.0318)

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 P 值。Diff 表示企业在政策激励出台前的数字技术创新数量均值减去企业在政策激励出台后的数字技术创新数量均值;Diff₁ 表示实验组企业的数字技术创新数量均值减去对照组企业的数字技术创新数量均值。

表 4 单变量双重差分检验 (DigQua)

专利数	政策实施前	政策实施后	Diff
对照组	0.0403	0.0767	0.0364*** (0.0021)
实验组	0.1021	0.1630	0.0609*** (0.0055)
Diff ₁	0.0618*** (0.0035)	0.0862*** (0.0038)	0.0245*** (0.0055)

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 P 值。Diff 表示企业在政策激励出台前的数字技术创新质量均值减去企业在政策激励出台后的数字技术创新质量均值;Diff₁ 表示实验组企业的数字技术创新质量均值减去对照组企业的数字技术创新质量均值。

表 5 政策激励对上市公司数字技术创新的影响

变量	数字技术创新数量			数字技术创新质量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Did	0.9454*** (17.0969)	0.2124*** (4.3765)	0.1877*** (3.9023)	0.0856*** (14.7196)	0.0240*** (3.6095)	0.0212*** (3.1734)
Size			0.0647*** (4.6095)			0.0037(1.5532)
Fixtass			0.1176* (1.7311)			0.0172(1.4051)
Lev			0.0343(0.7576)			0.0134(1.3960)
Roa			0.0980(1.1479)			0.0083(0.4040)
Age			0.0724(0.7592)			0.0074(0.3955)
Duality			0.0019(0.1408)			-0.0005(-0.1739)
Dirratio			-0.1060(-0.8517)			-0.0398(-1.4178)
Equity			-0.0124(-0.6962)			-0.0060(-1.3794)
OwnCon			-0.1420* (-1.7031)			-0.0304** (-1.9751)
常数项	0.3897*** (27.5234)	0.4639*** (94.4345)	-1.1066*** (-2.8470)	0.0656*** (33.7393)	0.0718*** (106.8533)	-0.0052(-0.0688)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	否	是	是	否	是	是
样本量	25331	25331	25331	25331	25331	25331
调整 R ²	0.0886	0.7557	0.7565	0.0467	0.3798	0.3801

注:括号内为经企业层面聚类调整后的 t 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(四) 稳健性检验

本文围绕安慰剂检验、更换因变量的衡量方法、更强的固定效应、其他同期政策的排除、控制变量滞后项的加入及工具变量法等维度进行稳健性检验。

1. 安慰剂检验

为了检验基准结果在何种程度上受到遗漏变量、随机因素等的影响,参考已有文献的做法^[33],通过随机“筛选”受产业政策影响的企业(*Treat1*),并随机产生政策时间(*After1*),进而构造企业-年份两个维度的随机控制组进行回归,并将上述过程重复 500 次,通过得到回归估计系数的概率判断基本结论的可靠性。图 3 和图 4 分别展示的是政策激励影响数字技术创新数量和质量的估计系数分布图,可以看出随机处理下 *Treat*×*After* 的估计系数均分布在 0 附近,无法通过显著性检验,这意味着模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题,核心结论较为稳健。

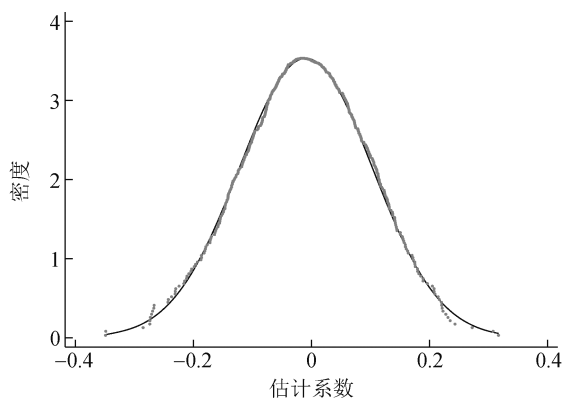


图 3 安慰剂检验 (*DigNum*)

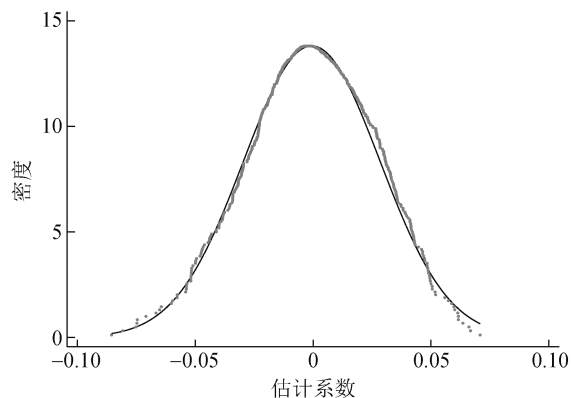


图 4 安慰剂检验 (*DigQua*)

2. 更换因变量的构造方法

变量构造方法的不同会对回归结果产生一定的影响,本文更换数字技术创新的测度方法进行稳健性检验:其一,考虑到企业数字技术创新是个长时间的周期活动,借鉴已有文献的做法^[11,25],以“企业当年数字技术发明专利申请专利+前 1 年数字技术发明专利申请专利+后 1 年的数字技术发明专利申请专利+1”的自然对数来构造企业数字技术创新数量指标。其二,参考已有文献的做法^[40],使用中位数加法,从“上市代码-所处年份”对数字技术专利的知识宽度进行加总,进而构造数字技术创新质量指标。稳健性检验结果见表 6,(1)列和(2)列分别检验政策激励对数字技术创新数量和质量的影 响,*Did* 的回归系数显著为正,与基准结果一致。

3. 更强的固定效应

考虑企业数字技术创新的发展与其所在省份的经济发展水平也具有一定的关联性。参考已有文献的做法^[18],本文加入省份×年份固定效应,以控制可能跟随年份因素改变的省份因素。稳健性检验结果见表 6,(3)列和(4)列分别检验政策激励对企业数字技术创新数量和质量的影 响,*Did* 的回归系数均显著为正,这说明核心结论较为稳健。

4. 排除同期政策的干扰

考虑到《纲要》作用期间《“十三五”国家战略性新兴产业发展规划》可能会对回归结果产生影响,本文在回归中加入战略新兴产业涉及的产业与年份的交乘项(*Did_stra*),控制其可能的影响。稳健性检验结果见表 7,(1)列和(2)列分别检验政策激励对企业数字技术创新数量和质量的影 响,*Did* 的回归系数均显著为正,这说明核心结论较为稳健。

表 6 更换被解释变量和更强的固定效应的稳健性检验

变量	更换被解释变量		更强的固定效应	
	数量	质量	数量	质量
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Did</i>	0.1633*** (2.8694)	0.0245*** (3.1283)	0.1810*** (3.7061)	0.0189*** (2.7660)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	年份* 省份	年份* 省份
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	18762	25331	25329	25329

注:括号内为经企业层面聚类调整后的 *t* 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

5. 控制变量滞后处理

为降低可能的内生性对回归结果的影响,本文将企业年龄和产权性质以外的控制变量进行滞后处理后。稳健性检验结果见表 7,(3)列和(4)列分别检验政策激励对企业数字技术创新数量和质量的影 响, *Did* 的回归系数显著为正,这说明核心结论较为稳健。

6. 工具变量回归

为缓解可能的内生性,本文选取以下工具变量:其一,省份坡度和滞后一期的互联网用户数的交互项。坡度属于自然地貌,相对于企业来说,是一个十分外生的变量,并不直接影响企业的数字技术创新成效,而上一年的互联网用户数与数字产业政策相关,但不会直接对企业的数字技术创新产生影响。其二,解释变量的滞后项,本文的解释变量反映的是产业政策的特征,很难找到合适的工具变量,在此类情况下,解释变量的滞后项常用作工具变量^[43]。工具变量检验结果见表 8,(1)列和(2)列中, *Did* 的系数显著为正, Kleibergen-Paaprk LM、Cragg-Donald Wald *F* 及 Hansen *J* 统计量显示本文选取的工具变量是合理可靠的,说明考虑内生性后,本文的核心结论仍较为稳健。

(五) 异质性检验

(1)企业产权的异质性。理论假说部分指出政策激励对数字技术创新的影响可能会因企业产权的差异而存在异质性。基于此,借助于国泰安数据库的上市公司所有制数据,区分国有和民营上市公司进行检验。回归结果见表 9,(1)列和(2)列汇报了政策激励对国有企业数字技术创新的影响, *Did* 的回归系数均未呈现出显著性;(3)列和(4)列汇报了政策激励对民营企业数字技术创新的影响, *Did* 的回归系数均显著为正。上述结果表明,与国有企业相比,政策激励对民营企业数字技术创新的提升作用更为明显,与前述的理论推测相符。

(2)企业规模的异质性。理论假说部分指出政策激励对数字技术创新的影响可能会因企业规模的差异而存在异质性。本文基于企业总资产的行业均值构建企业规模的虚拟变量,总资产大于均值为大规模公司,否则为中小规模公司。检验结果见表 10,(1)列和(2)列汇报了政策激励对大规模公司数字技术创新的影响, *Did* 的回归系数均显著为正;(3)列和(4)列汇报了政策激励对中小规模公司数字技术创新的影响, *Did* 的回归系数均未呈现出显著性。上述结果表明,相较于中小型企业,政策激励对大规模公司数字技术创新的提升作用更为明显。

(3)行业科技属性的异质性。理论假说部分指出政策激励对数字技术创新的影响可能会因行业科技属

表 7 其他政策的影响和控制变量滞后处理的稳健性检验

变量	排除同期政策的影响		控制变量滞后处理	
	数量	质量	数量	质量
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Did</i>	0.1872 *** (3.8810)	0.0210 *** (3.1519)	0.1741 *** (3.5260)	0.0238 *** (3.4346)
<i>Did_stra</i>	0.0290 (0.4170)	0.0091 (0.6065)		
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	25331	25331	21590	21590
调整 <i>R</i> ²	0.7565	0.3800	0.7696	0.3866

注:括号内为经企业层面聚类调整后的 *t* 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 8 工具变量检验

变量	数量	质量
	(1)	(2)
<i>Did</i>	0.0409 *** (4.3779)	0.1805 *** (2.8918)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
样本量	21590	21590
调整 <i>R</i> ²	0.0006	0.0074
Kleibergen-Paaprk LM	448.896 *** (0.000)	448.914 *** (0.000)
Cragg-Donald Wald <i>F</i>	15000	31000
Hansen <i>J</i>	1.051 (0.305)	1.993 (0.158)

注:括号内为经企业层面聚类调整后的 *t* 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 9 异质性检验:企业产权性质

变量	国有企业		民营企业	
	数量	质量	数量	质量
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Did</i>	0.0776 (0.7919)	0.0145 (1.1330)	0.2313 *** (3.9979)	0.0214 ** (2.5426)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	9374	9374	14733	14733
调整 <i>R</i> ²	0.8152	0.4271	0.7189	0.3502

注:括号内为经企业层面聚类调整后的 *t* 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

性的差异而存在异质性。基于此,构建企业科技属性的虚拟变量进行异质性检验,具体地,已有文献按照证监会《上市公司行业分类指引》(2012年修订),将公司分类代码属于C25~C29、C31~C32、C34~C41、I63~I65和M73的企业定义为高科技企业,其他则为非高科技企业^[44]。检验结果见表11,(1)列和(2)列汇报了政策激励对高科技企业数字技术创新的影响,*Did*的回归系数均显著为正;(3)列和(4)列汇报了政策激励对非高科技企业数字技术创新的影响,*Did*的回归系数均未呈现出显著性。上述结果表明,相较于非高科技企业,政策激励对高科技企业数字技术创新的提升作用更为明显。

表10 异质性检验:企业规模差异

变量	大规模企业		中小规模企业	
	数量	质量	数量	质量
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Did</i>	0.2245*** (2.6563)	0.0306*** (2.8723)	0.0900 (1.6286)	0.0097 (0.9788)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	11574	11574	13401	13401
调整 R^2	0.7977	0.4242	0.7116	0.3535

注:括号内为经企业层面聚类调整后的 t 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表11 异质性检验:企业科技性质

变量	高科技企业		非高科技企业	
	数量	质量	数量	质量
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Did</i>	0.1564*** (2.9230)	0.0175** (2.3069)	0.1059 (0.8762)	0.0040 (0.1879)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	14826	14826	10415	10415
调整 R^2	0.7511	0.3664	0.6383	0.3165

注:括号内为经企业层面聚类调整后的 t 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

五、机制检验

为检验政策激励对数字技术创新的影响渠道,本文参考已有文献的做法^[37,45],构建如式(4)所示模型。

$$Mechanism_{it} = \beta_0 + \beta_1 Did_{it} + \beta_2 Treat_i + \beta_3 After_t + \beta_4 Con_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中: $Mechanism_{it}$ 为机制变量,包含融资约束($FinConstra$)、行业准入($IndAccess$)及数字技术投资($DigInvest$); Did_{it} 为双重差分的交互项,本文关注双重差分的系数 β_1 ,它衡量了政策激励对机制变量的影响;政策变量 $Treat_i$ 和时间变量 $After_t$ 的系数分别被个体固定效应和年份固定效应吸收。

(一)缓解融资约束的机制检验

微观主体的技术创新活动需要长期性的资金支持,融资约束往往会限制企业的创新活动的开展^[23]。基于此,本文参照已有文献的做法^[46],使用SA指数衡量上市企业面临的融资约束,进行机制检验。机制检验的回归结果见表12,(1)列汇报了政策激励影响企业融资约束检验结果,可以看出, Did 的回归系数显著为负,表明政策激励有助于缓解企业面临的融资约束,促进企业数字技术创新数量和质量的提升。

(二)放松行业准入的机制检验

在行业准入制度的作用下,更激烈的市场竞争促使企业为盈利生存不断的技术创新^[15]。基于此,本文构建以下两个指标,反映企业的行业准入:其一,参照已有文献的做法^[15],采用赫芬达尔指数来测度市场竞争度,反映行业准入制度。

$$HHI = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{X} \right)^2 \quad (5)$$

其中: X_i 为企业 i 的收入, $X = \sum X_i$; n 为市场上的企业总数量; $X = \sum_{i=1}^n X_i$ 。 $HHI \in [0.1]$ 。

当市场只有一家企业时, $HHI = 1$, 行业竞争程度低, 行业准入限制越多; 当市场企业数量众多时, HHI 值小, 市场竞争程度高, 准入限制小。其二, 使用行业前 8 家最大的企业所占市场份额的总和 (CR_8), 值越小, 则说明市场竞争程度高, 行业准入门槛低。机制检验的回归结果见表 12, (2) 列和 (3) 列汇报了政策激励影响 HHI 指数和 CR_8 指数的检验结果, Did 的回归系数显著为负, 表明政策激励有助于放松行业准入, 促进企业数字技术创新数量和质量的提升。

(三) 增加数字技术投资的机制检验

企业技术相关投资的增加可以促进其创新绩效的提升^[47]。基于此, 本文参照已有文献的做法^[48], 将上市公司无形资产明细项中包含数字技术相关的关键词以及与此相关的专利时, 将该明细项目界定为企业的数字技术创新投入。机制检验的回归结果见表 12, (4) 列汇报了政策激励影响企业数字技术投资的检验结果, 可以看出, Did 的回归系数显著为正, 这表明, 政策激励有助于增加企业的数字技术投资, 促进数字技术创新数量和质量的提升。

六、研究结论与启示

本文基于 2011—2020 年中国上市公司面板数据, 以《纲要》的实施为切入点, 使用双重差分法评估了政策激励对企业数字技术创新的影响效应与作用机制, 主要结论如下: ①基准回归结果表明, 与对照组相比, 《纲要》促进了实验组企业数字技术创新数量和质量的提升。上述研究结论在安慰剂检验、更换因变量的衡量方法、更强的固定效应、其他同期政策的排除、控制变量滞后项的加入及工具变量法等一系列稳健性检验之后依然成立; ②相对于国有企业、中小规模企业及非高科技企业, 民营企业、大规模企业及高科技行业的数字技术创新受政策激励影响相对更大; ③机制研究表明, 政策激励可以缓解微观主体的融资约束、放松行业准入和促进企业数字技术投资的增加, 进而提升企业数字技术创新水平。

基于以上研究结论, 本文具有以下启示:

(1) 制定适宜的政策激励, 加大对企业数字技术创新的支持力度。本文发现政策激励对微观主体的数字技术创新具有促进作用。相比其他创新活动, 数字技术创新具有更强的外部性, 政府应制定适宜的政策, 保护企业的创新成果, 激励数字技术创新活动的开展。

(2) 制定差异化的数字技术创新激励政策。本文发现政策激励对上市公司数字技术创新的提升效应会因企业的产权性质、规模大小及科技属性而存在差异。政府应根据企业的不同特性实施支持政策, 以更好的促进企业数字技术创新活动的开展。例如, 中小型企业的资金和数据资源更少, 可能面临难以持续进行数字技术创新的问题; 非高科技企业由于创新人才和经验的缺乏, 难以找到数字技术创新的路径, 政府应为中小企业、非高科技企业提供靶向服务, 解决其在进行数字技术创新时可能面临的困境, 促进数字技术创新活动的开展。

(3) 减少数字企业在信贷、行业准入等方面的限制, 完善行业准入制度和市场竞争机制。本文发现政策激励通过缓解企业面临的融资约束、放松行业准入及增加数字技术投资, 可以有效促进企业数字技术创新活动的开展。数字经济创新需要持续的资金和数字要素的投入, 但众多企业面临融资约束、行业进入限制等问题, 数字化投入的动力不足。政府应注重减少企业在进行数字技术创新时的信贷、行业准入等限制, 提高产业政策的激励效用, 激发企业的数字技术创新的创新活力。

表 12 机制检验

变量	缓解融资约束	放松行业准入		增加数字技术投资
	(1)	HHI 指数	CR_8 指数	(4)
Did	-0.0204*** (-3.9150)	-0.0205*** (-4.1147)	-0.0748*** (-16.0076)	0.0039*** (3.8290)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
样本量	25331	25308	23561	20017
调整 R^2	0.9564	0.7409	0.8451	0.7540

注: 括号内为经企业层面聚类调整后的 t 统计量; ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

参考文献

- [1] YOO Y, HENFRIDSSON O, LYYTINEN K. Research commentary—The new organizing logic of digital innovation: An agenda for information systems research[J]. *Information Systems Research*, 2010, 21(4): 724-735.
- [2] BHARADWAJ A, SAWY O A E, PAVLOU P A, et al. Digital business strategy: Toward a next generation of insights[J]. *Mis Quarterly*, 2013, 37(2): 471-482.
- [3] NAMBISAN S. Digital entrepreneurship: Toward a digital technology perspective of entrepreneurship[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 2017, 41(6): 1029-1055.
- [4] CIRIELLO R F, RICHTER A, SCHWABE G. Digital innovation[J]. *Business & Information Systems Engineering*, 2018, 60(6): 563-569.
- [5] 刘洋, 董久钰, 魏江. 数字创新管理: 理论框架与未来研究[J]. *管理世界*, 2020, 36(7): 198-217, 219.
- [6] 魏江, 赵雨菡. 数字创新生态系统的治理机制[J]. *科学学研究*, 2021, 39(6): 965-969.
- [7] 侯二秀, 徐嵘琦, 尹西明, 等. 数字时代的企业创新生态系统治理研究综述[J]. *技术经济*, 2022, 41(11): 78-93.
- [8] 谢卫红, 李淑荧, 李忠顺, 等. 如何驱动智能制造企业数字化创新? ——基于技术可供性视角的机制与证据[J]. *技术经济*, 2023, 42(11): 75-92.
- [9] 宋默西, 洪如玲, 王雯溪. 大数据能力对农业科技企业创新的影响: 一个有调节的中介效应模型[J]. *技术经济*, 2023, 42(8): 76-88.
- [10] 张米尔, 李海鹏, 任腾飞. 数字创新的策略性专利行为及相互作用研究[J]. *科学学研究*, 2022, 40(3): 545-554.
- [11] HANELT A S, FIRK S, HILDEBRANDT B, et al. Digital M&A, digital innovation, and firm performance: An empirical investigation[J]. *European Journal of Information Systems*, 2021, 30(1): 3-26.
- [12] 戚聿东, 杜博, 叶胜然. 知识产权与技术标准协同驱动数字产业创新: 机理与路径[J]. *中国工业经济*, 2022(8): 5-24.
- [13] 张海丽, 王宇凡, SONG M. 大数据驱动创新过程提高数字创新绩效的路径[J]. *科学学研究*, 2023, 41(6): 1106-1120.
- [14] 黎文靖, 李耀淘. 产业政策激励了公司投资吗[J]. *中国工业经济*, 2014(5): 122-134.
- [15] 余长林, 杨国歌, 杜明月. 产业政策与中国数字经济行业技术创新[J]. *统计研究*, 2021, 38(1): 51-64.
- [16] 李平, 李同舟, 董康. 产业政策提升数字企业的全要素生产率了吗?[J]. *技术经济*, 2023, 42(9): 41-52.
- [17] 余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. *中国工业经济*, 2016(12): 5-22.
- [18] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. *中国工业经济*, 2018(8): 42-59.
- [19] BUKHT R, HECKS R, DEFINING. Conceptualising and measuring the digital economy[J]. *Development Informatics Working Paper*, 2017, 68: 1-26.
- [20] 吴翌琳, 王天琪. 数字经济的统计界定和产业分类研究[J]. *统计研究*, 2021, 38(6): 18-29.
- [21] 陈强远, 林思彤, 张醒. 中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量[J]. *中国工业经济*, 2020(4): 79-96.
- [22] 陈雄辉, 楚鹏飞, 罗晓晴, 等. 科技政策对企业创新的作用机制研究——以广东省为例的实证分析[J]. *技术经济*, 2020, 39(12): 61-68.
- [23] 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): 4-16.
- [24] 郭伟, 郭童, 耿晔强. 数字经济、人力资本结构高级化与企业全要素生产率[J]. *经济问题*, 2023(11): 73-79, 129.
- [25] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. *经济研究*, 2023, 58(3): 97-115.
- [26] 蔡晓陈, 陈静宇. 数字经济产业政策提高了企业全要素生产率吗? ——基于研发投入与融资约束视角[J]. *产业经济研究*, 2023, 22(3): 16-30.
- [27] LEE C Y. The differential effects of public R&D support on firm R&D: Theory and evidence from multi-country data[J]. *Technovation*, 2011, 31(5/6): 256-269.
- [28] 逯东, 宋昕倍. 产业政策能否促进资本“联姻”——基于上市公司设立并购基金的视角[J]. *中国工业经济*, 2022(3): 114-132.
- [29] 何玉润, 林慧婷, 王茂林. 产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J]. *财贸经济*, 2015(2): 125-135.
- [30] 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.
- [31] CZARNITZKI D, HANEL P, ROSA J M. Evaluating the impact of R&D tax credits on innovation: A microeconomic study on canadian firms[J]. *Research Policy*, 2011, 40(2): 217-229.
- [32] HOWELL S T. Financing innovation: Evidence from R&D grants[J]. *American Economic Review*, 2015, 107(4): 1136-1164.
- [33] 卢盛峰, 董如玉, 叶初升. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据[J]. *中国工业经济*, 2021(3): 80-98.
- [34] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. *经济研究*, 2016, 51(4): 60-73.
- [35] LIU Y, DONG J, ME L, et al. Digital innovation and performance of manufacturing firms: An affordance perspective[J]. *Technovation*, 2023, 119: 102458.
- [36] 胡增玺, 马述忠. 市场一体化对企业数字创新的影响——兼论数字创新衡量方法[J]. *经济研究*, 2023, 58(6): 155-172.
- [37] 陶锋, 朱盼, 邱楚芝, 等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(5): 68-91.

- [38] HE Z L, TONG T W, ZHANG Y, et al. Constructing a Chinese patent database of listed firms in China: Descriptions, lessons, and insights[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2018, 27(3): 579-606.
- [39] AGHION P, AKCIGIT U, BERGEAUD A, et al. Innovation and top income inequality[J]. *The Review of Economic Studies*, 2019, 86(1): 1-45.
- [40] 张杰, 郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J]. *经济研究*, 2018, 53(5): 28-41.
- [41] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *The American Economic Review*, 1993, 83(4): 685-709.
- [42] 刘金科, 肖翔阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. *经济研究*, 2022, 57(1): 72-88.
- [43] 戴小勇, 成力为. 产业政策如何更有效: 中国制造业生产率与加成率的证据[J]. *世界经济*, 2019, 42(3): 69-93.
- [44] 杨兴哲, 周翔翼. 治理效应抑或融资效应? 股票流动性对上市公司避税行为的影响[J]. *会计研究*, 2020, 41(9): 120-133.
- [45] 张叶青, 陆瑶, 李乐芸. 大数据应用对中国企业市场价值的影响——来自中国上市公司年报文本分析的证据[J]. *经济研究*, 2021, 56(12): 42-59.
- [46] 姜付秀, 石贝贝, 马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束[J]. *经济研究*, 2016, 51(6): 83-97.
- [47] 曹勇, 苏凤娇. 高技术产业技术创新投入对创新绩效影响的实证研究——基于全产业及其下属五大行业面板数据的比较分析[J]. *科研管理*, 2012, 33(9): 22-31.
- [48] 张永坤, 李小波, 邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. *审计研究*, 2021, 37(3): 62-71.

The Influence of National Policy Incentive on Enterprise Digital Technology Innovation: Empirical Evidence Based on the Outline of the National Informatisation Development Strategy

Zhou Jianming¹, Wu Bin^{2,3,4}, Hu Zheli^{2,4}

- (1. Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China; 2. Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;
3. Business School, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102401, China;
4. Chinese Academy of Social Sciences Laboratory for Economic Big Data and Policy Evaluation, Beijing 100732, China)

Abstract: Digital technology innovation is the technical support for the development of the digital industry and has an important impact on economic and social development in the digital era. International Patent Classification (IPC) at the level of subgroups was used to construct the quantity and quality of digital technology innovation. Based on this, the Outline of National Informatization Development Strategy issued by the Central Committee of the Communist Party of China and the State Council which is the most representative national digital industry policy was taken as the entry point. The panel data of China's listed companies from 2011 to 2020 was used to empirically test the relationship between digital industry policy and enterprise digital technology innovation. The results are as follows. The national digital industry policy has a significant effect on the quantity and quality of digital technology innovation of micro-entities. Heterogeneity test results show that the above enhancement effect is only established in private enterprises, large-scale enterprises and high-tech enterprises. The mechanism test shows that easing financing constraints, relaxing industry access and promoting enterprise digital technology investment are the three channels which national policy incentive affect digital technology innovation. It is helpful for the government to formulate reasonable policies to encourage enterprise digital technology.

Keywords: policy incentive; digital technology innovation; financing constraints; industry access; digital technology investment