

国家产融合作试点城市建设能否促进企业创新?*

王亚男¹, 王 帅², 孔东民³

(1. 中南财经政法大学 金融学院, 湖北 武汉 430073; 2. 上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433;

3. 华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要:近年来,在创新驱动发展战略下,国家创新能力显著提高。但如何有效发挥金融对实体经济创新的支持作用,仍然是政府部门和学界关注的重大现实课题。立足于金融服务实体经济视角,文章以国家产业与金融合作试点城市(简称产融合作试点城市)建设为准自然实验,运用双重差分法考察了国家产融合作试点城市建设对企业创新的影响及其作用机制。研究发现,国家产融合作试点城市的企业专利申请数量显著增加,但主要体现在非发明专利的申请上。机制检验发现,国家产融合作试点城市建设并非通过地方政府财政补贴等强干预措施发挥作用,而是通过降低银行与企业之间的信息不对称程度和企业贷款交易成本等市场化机制提高了企业信贷可得性,进而促进了企业创新。异质性分析发现,国家产融合作试点城市建设的创新促进作用在地方政府干预程度较低的地区,以及融资约束严重、创新需求大和处在成长期的企业中更为凸显,并主要体现在“集约边际”而非“广延边际”,即政策实施之前已有专利申请的企业更能抓住契机提升创新产出;此外,国家产融合作试点城市建设也显著提升了企业创新效率。文章不仅为国家产融合作试点城市建设发挥的创新促进作用提供了多维度的经验证据,而且为进一步推进创新型国家建设提供了有益参考。

关键词:国家产融合作试点城市;企业创新;企业信贷可得性

中图分类号:F420 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2024)01-0079-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230715.301

一、引言

党的二十大报告明确提出要着力加快建设实体经济、科技创新、现代金融、人力资源协同发展的现代化产业体系,坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,促进更多资本等生产要素融入实体经济,加大对实体经济的支持力度。促进金融与实体经济深度合作,是打造具有国际竞争力的实体产业集群的重要前提,也是国民经济持续健康发展的必要条件。而金融服务实体经济的关键在于发挥金融对科技创新的支持作用,提高企业信贷资金可得性,并为其创造一个有效率的“试验场”,培育新的经济增长点。因此,在经济增长模式由资本驱动转向创新驱动的背景下,如何有效推动金融支持实体经济发展以充分发挥科技创新引领经济发展的作用,对优化经济结构、转换增长模式和提升中国在未来世界科技创新体系中的竞争力具有重要意义。

收稿日期:2023-01-18

基金项目:国家社会科学基金重大项目(21ZDA010);国家自然科学基金青年项目(72002219)

作者简介:王亚男(1991-),女,湖北武汉人,中南财经政法大学金融学院副教授,硕士生导师;

王 帅(1997-)(通讯作者),男,吉林松原人,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生;

孔东民(1978-),男,山东泰安人,华中科技大学经济学院教授,博士生导师。

近年来,我国各级政府积极推动各项金融惠企政策实施落地,引导金融机构着力提高服务实体经济的能力。特别地,2016年5月,国务院印发《关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》(国发〔2016〕28号),决定设立若干产融合作试点城市。随后,工业和信息化部、财政部、中国人民银行、中国银行业监督管理委员会联合印发了《关于组织申报产融合作试点城市的通知》(工信部联财〔2016〕237号),并于2017年2月正式发布首批37个国家产融合作试点城市(区)名单。国家产融合作试点城市建设坚持市场主导、政府引导,提升金融服务实体经济的效率和能力,强化金融对产业的支撑作用,助推实体产业与金融业协同发展。在金融服务实体经济与创新驱动发展战略的双重背景下,亟需解答以下问题:国家产融合作试点城市建设是否以及如何影响企业创新?厘清上述问题不仅有助于理解构建金融支持实体经济体制机制的现实意义,而且能够为打造具有国际竞争力的实体企业和建设创新型国家提供重要参考。

本文运用双重差分法系统考察了国家产融合作试点城市建设对企业创新的影响。研究发现,国家产融合作试点城市的企业专利申请数量显著增加,但主要体现在非发明专利的申请上。机制检验发现,国家产融合作试点城市建设并非通过地方政府财政补贴等强干预措施发挥作用,而是通过降低银行与企业之间的信息不对称程度和企业贷款交易成本等市场化机制提高了企业信贷可得性,进而促进了企业创新。异质性分析表明,国家产融合作试点城市建设的创新促进作用在地方政府干预程度低的地区以及融资约束严重、创新需求大和处在成长期的企业中更为凸显。基于“集约边际”和“广延边际”视角的实证结果发现,国家产融合作试点城市建设对政策实施之前已有专利申请的企业的创新产出存在显著促进作用,但对政策实施之前没有专利申请的企业的创新产出影响较弱,这意味着国家产融合作试点城市建设的创新促进作用主要体现在“集约边际”而非“广延边际”。^①此外,国家产融合作试点城市建设也显著提升了企业创新效率。

本文的边际贡献主要体现在如下三个方面:第一,立足于金融服务实体经济视角,评估了国家产融合作试点城市建设对企业创新行为的影响。既有相关文献主要侧重于考察企业持股银行等金融机构即产融结合如何影响企业绩效(张庆亮和孙景同,2007;李维安和马超,2014;万良勇等,2015;Wang等,2020),仅有刘胜等(2022)的研究考察了国家产融合作试点城市对企业被引用的专利数量的影响,但该研究并未考察该政策对企业的创新产出与创新效率的重要作用。基于此,本文通过企业的专利申请数量与创新效率系统性地考察了国家产融合作试点城市建设对企业创新“增量”和“提效”的影响及其微观作用机制,有助于进一步厘清国家产融合作试点城市建设对于实现创新驱动发展战略目标的重要意义。第二,从产业政策的视角,拓展了企业创新影响因素的文献,也为产业政策能否发挥创新激励效应提供了经验证据。为实现经济的可持续发展,我国大力推进创新驱动发展战略,部分学者也开始关注中国政府推出的产业政策是否能够促进企业创新(黎文靖和郑曼妮,2016;余明桂等,2016;杨国超和芮萌,2020;曹希广等,2022)。然而,关于构建实体产业与金融业深度合作体制机制的政策是否发挥了创新促进作用仍未有探讨。为弥补上述不足,本文以2017年国家产融合作试点城市建设这一推动实体产业与金融业深度合作的产业政策为准自然实验,研究其是否能够促进企业创新。本文强调,国家产融合作试点城市建设是促进企业创新的重要因素,这一发现不仅丰富了企业创新活动影响因素的文献,而且为中国制度背景下如何制定产业政策以驱动创新发展提供了新的路径参考。第三,

^①“集约边际”是指在国家产融合作试点城市建设之前已有专利申请的企业的专利申请数量的变化;“广延边际”是指在国家产融合作试点城市建设之前暂无专利申请的企业的专利申请数量的变化。

本文从“集约边际”和“广延边际”的角度补充了现有研究分析产业政策对企业创新作用的理论框架。既有研究在论证产业政策对企业创新的影响时大都没有考虑企业创新研发基础(余明桂等, 2016; 杨国超和芮萌, 2020)。事实上, 企业的创新研发基础是其进行创新活动的重要前提, 不同企业的创新研发基础存在明显的差异, 在分析产业政策对企业创新作用时显然不能忽视企业创新研发基础的重要作用。本文从政策实施之前企业是否具有专利申请的角度出发, 验证了产业政策对于企业创新作用的“集约边际”和“广延边际”, 从而突破了现有关于产业政策经济效应评估的理论框架。

二、制度背景与研究假说

(一)产融合作试点城市建设。近年来, 面对稳增长、调结构、增效益的严峻任务, 党中央、国务院高度重视并采取了一系列政策措施。但不可否认的是, 中国金融服务实体经济体制仍不完善, 阻碍了经济由高速发展向高质量发展转变。由此, 中国政府近年来推出了一系列金融制度改革的顶层设计, 国家产融合作试点城市建设是其中至关重要的一项。2015年5月, 国务院印发《中国制造2025》(国发〔2015〕28号), 明确提出要支持重点领域大型制造企业集团深入开展产融合作。2016年2月, 经国务院同意, 中国人民银行牵头, 会同工业和信息化部等八部委出台了《关于金融支持工业稳增长调结构增效益的若干意见》(银发〔2016〕42号), 其中再次强调要促进产融对接融合。同年3月, 工业和信息化部会同中国人民银行、中国银行业监督管理委员会印发《加强信息共享促进产融合作行动方案》(工信部联财〔2016〕83号), 进一步明确了产融合作的相关内容。2016年5月, 国务院印发《关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》(国发〔2016〕28号), 决定开展产融合作试点城市工作。在经历申报和审批之后, 工业和信息化部、财政部、中国人民银行和中国银行业监督管理委员会于2017年2月正式发布首批37个国家产融合作试点城市(区)名单。

在试点城市(区)现有的产业发展、金融资源、政策资源、金融科技、信息对接和财政支持的基础上, 产融合作试点城市建设旨在提高金融服务产业对实体经济的推动和支撑能力, 促进产业提质增效和转型升级。作为促进金融服务实体经济的顶层设计, 国家产融合作试点建设这一政策内容囊括了搭建产融合作平台、创新财政金融有效互动模式等各个方面, 以提升金融服务实体经济的能力, 强化金融业对实体产业的支撑作用。

(二)国家产融合作试点城市建设对企业创新的影响及作用机制分析。国家产融合作试点城市建设目标明确、内容丰富, 其基本原则在于市场主导、政府引导, 通过充分发挥政府作用强化市场在资源配置中的决定性作用, 有效促进金融服务实体经济, 助推实体产业与金融业协同发展。那么, 国家产融合作试点城市建设如何影响企业创新行为? 本文认为, 国家产融合作试点城市建设能够降低银行和企业之间的信息不对称程度与企业贷款交易成本, 或者能发挥财政资金引导作用, 提高企业信贷可得性, 进而促进企业创新。

第一, 国家产融合作试点城市建设搭建了产融合作平台。依法规审核之后, 产融合作平台将会发布企业融资需求等信息, 这能增强信息对金融机构提供资金的指引作用。一方面, 国家产融合作试点城市建设明确提出要建立多部门的工作协调和信息共享机制, 分类向金融机构推荐融资需求较大的重点企业, 并采用融资洽谈会等多种方式积极推进银企对接, 这将会降低银企之间的信息不对称程度。另一方面, 伴随着产融信息对接服务平台的搭建, 企业融资活动中的各参与方可以通过大数据等信息技术手段实现快捷高效的信息沟通, 银行能够获取企业更多信息, 企业向银行寻求沟通的正式或非正式活动将会减少, 贷款交易成本也会因此而降低(Jiang

等, 2017)。与一般的投资活动相比, 研发创新周期长、不确定性大的特点会显著抑制企业通过正常渠道获得融资, 容易遭受外源融资短缺的困扰(Hall 和 Lerner, 2010), 使融资约束问题成为企业创新的“拦路虎”(张璇等, 2017)。而持续的信贷供给与宽松的融资环境则可以促进企业创新(Ayyagari 等, 2011)。银行授信是企业获取稳定、持续的外部资金的重要来源, 能有效地推动企业创新(张璇等, 2017)。因此, 国家产融合作试点城市建设通过缓解银行与企业间的信息不对称并降低企业贷款交易成本, 能显著提高企业信贷可得性, 为创新提供稳定的资金来源。

第二, 国家产融合作试点城市建设鼓励地方政府以财政资金为引导来加大金融机构对企业的融资支持, 这也会对企业创新行为产生影响。考虑到研发活动具有极强的正外部性, 企业无法享有研发活动的全部剩余(Arrow, 1962), 这最终将导致企业实际研发投入水平远低于社会要求的最优研发投入水平(Jones 和 Williams, 1998)。而财政补贴作为一种直接的激励方式, 不仅可以通过增加企业现金流来促进企业创新, 还可以通过提高企业研发成功后的边际收益或降低企业研发失败时的边际成本来促进企业增加研发投入(杨国超和芮萌, 2020)。更为重要的是, 国家产融合作试点城市建设通过发挥财政资金引导作用, 加大了金融机构对企业的融资支持, 使企业能够获得更多的外源融资。不难得出, 国家产融合作试点城市建设能够通过发挥财政资金撬动的作用, 引导银行等金融机构支持本地区重点产业发展, 为企业创新提供稳定的资金来源, 缓解企业创新过程中的资金不足问题。

综合上述分析可知, 国家产融合作试点城市建设可能通过缓解银行和企业之间的信息不对称与降低企业贷款交易成本等市场化机制提高企业信贷可得性, 进而促进企业创新; 还可能通过发挥财政资金的引导作用提高企业信贷可得性, 进而促进企业创新。据此, 本文提出假说 1: 国家产融合作试点城市建设显著促进了企业创新。

国家产融合作试点城市建设对企业创新的作用强度取决于地方政府干预程度和企业异质性特征。第一, 地方政府干预程度会影响国家产融合作试点城市建设对企业创新的作用。政府对企业的干预行为不仅不利于企业遵循市场规则从事经营活动, 还会导致政府工作人员滥用职权向企业寻租, 使市场在资源配置中的决定性作用无法得到充分发挥(王小鲁等, 2021), 不利于企业进行创新活动(夏后学等, 2019)。考虑到国家产融合作试点城市建设的主要原则是市场主导、政府引导, 据此推断, 产融合作试点城市建设之后, 市场在资源配置中的决定性作用在地方政府干预程度较低的地区能被更好地激活, 国家产融合作试点城市建设对地方政府干预程度较低地区的企业产生的创新促进作用将更为凸显。

第二, 企业融资约束会影响国家产融合作试点城市建设的创新促进作用。我国企业普遍受融资难、融资贵的困扰, 这严重制约了企业发展。企业研发创新行为具有风险高、周期长等特点, 受融资约束的影响较大(Hall, 2002)。显然, 与融资约束小的企业相比, 融资约束的缓解对融资约束大的企业创新的影响会更大。不难推断, 国家产融合作试点城市建设对融资约束大的企业产生的创新促进作用将更为凸显。

第三, 国家产融合作试点城市建设的创新促进作用还会受到企业创新需求的影响。基于企业所处行业视角, 鲁桐和党印(2014)研究认为, 不同行业内的企业对创新的需求有所不同。创新需求较强行业内的企业普遍创新活动较为活跃, 只有高质量的创新产出才能够使其在产品市场竞争中脱颖而出。创新需求高的企业持续进行研究开发与技术成果转化, 是其形成企业核心自主知识产权并以此为基础开展经营活动的重要方式。因此, 该类企业的创新动力与意愿往往更强。不难判断, 国家产融合作试点城市建设对企业创新的促进作用在创新需求较高的企业中将更为明显。

第四,企业生命周期特征同样影响国家产融合作试点城市建设的创新促进作用。企业生命周期理论指出,在不同发展阶段,企业投融资决策、研发创新强度等特征存在明显差异(Adizes, 1988)。更为重要的是,企业发展的关键约束也有所不同(刘诗源等, 2020)。对于成长期企业,融资约束较紧、研发经验不足以及创新成功率较低等因素制约了其创新活动;对于成熟期企业,融资约束得以缓解且研发经验较多,创新活动制约因素较少;衰退期企业往往存在制度僵化、创新意识不足等问题,难以从事研发创新活动。不难推断,国家产融合作试点城市建设对成长期企业研发创新的促进作用将更为凸显。

综上所述,本文提出研究假说2:对于地方政府干预程度低的地区以及融资约束严重、创新需求较大和处在成长期的企业,国家产融合作试点城市建设对企业创新的促进作用更为凸显。

三、研究设计

(一)计量模型。为检验国家产融合作试点城市建设对企业创新的影响,本文构建如下模型进行实证分析:

$$Innovation_{ict} = \alpha_0 + \beta Treat_c \times Post_t + \theta X_{ict} + u_i + \mu_t + Indtrend_{jt} + Protrend_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, i 、 c 和 t 分别表示企业、城市和年份;被解释变量 $Innovation$ 表示企业创新;核心解释变量为交互项 $Treat \times Post$ 。为控制企业特征,本文纳入了诸多控制变量 X (具体变量及定义见后文)。为控制难以观测的不随时间推移而变化的企业特征以及时变的宏观经济环境,模型(1)中纳入了企业固定效应(u_i)和年份固定效应(μ_t)。此外,本文还控制了省份—年份固定效应($Protrend_{pt}$)以及行业—年份固定效应($Indtrend_{jt}$),用来捕捉省份层面和行业层面随时间变化的特征。在模型(1)中, β 是本文重点关注的估计系数,刻画了国家产融合作试点城市建设对企业创新的影响。结合研究假说1和假说2,本文有如下预期: β 显著为正,且 β 的绝对值在地方政府干预程度低的地区以及融资约束严重、创新需求较大和处在成长期的企业中更大。

(二)变量定义。借鉴He和Tian(2013)、黎文靖和郑曼妮(2016)的研究,本文以企业的发明专利、实用新型专利以及外观设计专利申请数量总量衡量企业创新申请总量 Pat 。同时,为能够较好地衡量企业的创新能力,本文还引入了发明专利申请数量 $Pat1$ 和非发明专利申请数量 $Pat23$ 作为对比。考虑到专利申请数据存在右偏问题,本文将变量 Pat 、 $Pat1$ 和 $Pat23$ 做加1取自然对数处理,得到变量 $LnPat$ 、 $LnPat1$ 和 $LnPat23$ 。核心解释变量为 $Treat \times Post$,对于处理变量 $Treat$,若城市(区)在国家产融合作试点城市建设范围内,赋值为1,否则为0;对于政策冲击变量 $Post$,当样本观测值处于2017年及之后年份时,赋值为1,否则为0。此外,控制变量定义如下:企业规模($Size$)为总资产的自然对数;财务杠杆(Lev)为负债总额与总资产的比值;资产收益率(Roa)为净利润与总资产平均余额之比;现金流量($Cashflow$)为经营活动产生的现金流净额与总资产之比;营业收入增长率($Growth$)为企业当年销售额的变化值与上一年度销售额之比;账面市值比(Tq)为股东权益与公司市值之比;固定资产比例($Fixed$)为固定资产净额与总资产之比;上市年限($ListAge$)为上市年限的自然对数;大股东持股比例($Top1$)为第一大股东持股数量与总股数之比;独立董事比例($Indep$)为独立董事人数与董事人数之比;管理层持股比例($Mshare$)为管理层持股数量与总股数之比;两职合一($Dual$),董事长与总经理兼任时,赋值为1,否则为0;股权性质(Soe),国有企业为1,否则为0。

(三)数据来源与样本选取。考虑到制造业上市公司是研发创新的主力(潘越等, 2015),本文研究样本为制造业上市公司2012—2019年的数据。其中,国家产融合作试点城市信息主要通过工业和信息化部、财政部、中国人民银行和中国银行业监督管理委员会的官方网站获取,其他数据则主要来源于CNRDS数据库和CSMAR数据库。特别地,本文根据以下标准对初始样本

进行了预处理：(1)剔除 ST 类上市公司；(2)剔除变量缺失的观测值；(3)剔除资不抵债等数据异常的样本。另外，为尽可能排除极端值的干扰，将所有连续型变量做了上下 1% 的缩尾处理。本文最终得到了 14 736 个企业—年份观测值。描述性统计结果显示，各变量均与既有文献具有可比性。^①

四、实证结果分析

(一)基准回归结果。表 1 汇报了基准回归模型(1)的结果。不难看出，交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数在各列中均为正，并且在列(1)和列(3)中通过了 1% 水平的显著性检验。这意味着国家产融合作试点城市建设对企业专利产出的平均处理效应显著为正，且该效应主要体现在非发明专利的产出上。其可能的原因在于，相对于非发明专利产出而言，企业的发明专利产出需要更多的时间，因而在本文的样本区间内国家产融合作试点城市建设对企业发明专利产出的平均处理效应没有明显显现。^②进一步，以列(1)为基准，对估计结果的经济显著性加以说明。给定被解释变量创新申请总量 $LnPat$ 的设定形式，交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数为 0.1502，这意味着 2017 年国家产融合作试点城市建设使得实验组企业创新产出较于对照组企业提升了 16.21% ($e^{0.1502} - 1$)。由此可见，随着国家产融合作试点城市建设的实施，企业创新得以显著提升。研究假说 1 得到证实。

(二)作用机制检验。理论分析表明，国家产融合作试点城市建设通过降低银行和企业之间的信息不对称程度与企业贷款交易成本，或者通过发挥财政资金引导作用，提高企业信贷可得性，进而对企业创新产生正向作用。接下来，本文将对此进行检验。

第一，我们考察了国家产融合作试点城市建设是否降低了金融机构和企业之间的信息不对称程度。具体而言，本文参考 Hasbrouck(2007)、Bharath 等(2009)的研究，提取了企业的流动性比率指标、非流动性比率指标以及收益率反转指标的第一主成分，以此作为银行与企业之间信息不对称的代理变量，记为 ASY ，该指标数值越大，表示银行与企业之间的信息不对称越严重(于蔚等, 2012)。回归结果如表 2 列(1)所示，交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数显著为负，说明国家产融合作试点城市建设显著缓解了银行与企业之间的信息不对称。第二，国家产融合作试点城市通过搭建产融信息对接服务平台，利用大数据等信息技术手段实现了银企之间快捷高效的信息沟通；与此同时，国家产融合作试点城市建立了多部门的工作协调和信息共享机制，分类向金融机构推荐融资需求较大的重点企业，并采用融资洽谈会等多种方式积极推进银企对接。因此，企业向银行寻求信贷资金而进行的沟通活动会减少，其贷款交易成本也会下降。为检验

表 1 基准回归结果

变量	(1) $LnPat$	(2) $LnPat1$	(3) $LnPat23$
$Treat \times Post$	0.1502*** (0.0029)	0.0571 (0.2052)	0.1755*** (0.0006)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	14 736	14 736	14 736
调整 R^2	0.7418	0.7335	0.7365

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；括号内为聚类到城市层面的稳健标准误所对应的P值；固定效应包括企业固定效应、年份固定效应、省份—年份固定效应以及行业—年份固定效应。下表统同。

① 受篇幅限制，本文未展示变量的描述性统计结果，详见工作论文版本。

② 为了进一步说明国家产融合作试点城市建设的创新促进效果，我们也将非发明专利细分为实用新型专利和外观专利重新估计。实证结果表明，国家产融合作试点城市建设显著促进了企业的实用新型专利产出，而对外观专利产出的影响不明显。鉴于实用新型专利的技术含量明显高于外观设计专利，该结果表明国家产融合作试点城市建设并未扭曲企业的创新激励而进行“策略性创新”行为，而是激励企业从事创新活动并提升了实用新型专利的产出，这证实了国家产融合作试点城市建设能够切实发挥创新促进作用。

这一作用机制，本文参考姜付秀等(2019)的研究，以企业支付的其他与经营活动有关的现金流量 *Tradecost* 来测度企业为获取银行信贷资金所付出的成本。此外，作为稳健性检验，本文通过查阅上市公司报表附注中“管理费用明细”这一项目，手工搜集了本期业务招待费 *Rent* 来进一步刻画企业获取信贷资金的交易成本。特别地，鉴于信息不对称机制和贷款交易成本机制可能存在相互影响，我们在回归中还控制了银行与企业之间的信息不对称 *ASY*，以更为准确地证明贷款交易成本机制的存在性，回归结果见表 2 的列(2)和列(3)。不难发现，交互项 *Treat* × *Post* 的估计系数均显著为负。这意味着国家产融合作试点城市建设显著降低了企业为获取信贷资金所付出的成本，证明了贷款交易成本机制的存在性。第三，为验证国家产融合作试点城市建设是否发挥了财政资金的引导作用，本文采用企业获得的政府补贴占销售收入的比例 *Subsidy* 来测度企业获取的政府补贴规模。表 2 列(4)的结果表明，交互项 *Treat* × *Post* 的回归系数为正，但不显著。这说明国家产融合作试点城市建设对企业获取财政补贴的提升作用较弱。第四，为检验国家产融合作试点城市建设对企业银行信贷可得性的影响，本文采用企业银行借款总额与销售收入的比值 *Loan* 来度量企业的银行信贷规模。表 2 列(5)的回归结果显示，交互项 *Treat* × *Post* 的估计系数显著为正。这表明国家产融合作试点城市建设能够提升企业的银行信贷可得性。

表 2 作用机制检验

变量	信息不对称	贷款交易成本		政府补贴	银行信贷
	(1) <i>ASY</i>	(2) <i>Tradecost</i>	(3) <i>Rent</i>	(4) <i>Subsidy</i>	(5) <i>Loan</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0539*(0.0574)	-0.0036**(0.0450)	-0.0001*** (0.0086)	0.0005(0.6968)	0.0364**(0.0336)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	14 694	14 694	9 227	10 385	11 476
调整R ²	0.3419	0.7582	0.5245	0.6907	0.7626

综上所述，国家产融合作试点城市建设并非通过地方政府财政补贴等强干预措施，而是通过降低银行与企业之间的信息不对称程度与企业贷款交易成本等市场化机制提高企业信贷可得性，进而促进企业创新。

(三)稳健性测试。

1. 平行趋势与动态效应检验。实验组和对照组在政策冲击前满足平行趋势是应用双重差分方法精准识别因果效应的重要的潜在假定 (Roberts 和 Whited, 2013)。本文参考 Jacobson 等 (1993) 的研究，以 2012 年作为基准年份，用政策实施前后年份的虚拟变量 *Year^k* 与处理变量 *Treat* 的交互项作为核心解释变量进行动态效应分析，设立如下计量模型：

$$Innovation_{ict} = \alpha_0 + \sum_{k=2013}^{k=2019} \beta_k Treat_{ic} \times Year^k + \theta X_{ict} + u_i + \mu_t + Indtrend_{jt} + Protrend_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

基于计量模型(2)，表 3 报告了动态效应分析的回归结果。可以看出，在 2016 年及之前，交互项 *Treat* × *Year* 的估计系数均不显著，表明平行趋势假设得到满足。此外，通过观察交互项 *Treat* × *Year* 在 2016 年之后的估计系数发现，国家产融合作试点城市建设对企业非发明专利产出的促进作用发生于政策实施当年并持续存在于随后数年中，但对发明专利产出的促进作用直到政策实施后的第二年(即 2019 年)才开始凸显。这说明相对于非发明专利，发明专利因其难度大、周期长等特点，国家产融合作试点城市建设对其积极作用存在滞后性，因而在短时间内难以观测到明显的增长趋势，这与基准回归结果中难以观测到国家产融合作试点城市建设显著提升企业发明专利的结果相契合。

2. 安慰剂检验。为了排除其他事件带来的替代性解释以及避免遗漏重要变量带来的估计偏误,本文进行了两个维度的安慰剂测试。第一,以 2014 年、2015 年构造两个虚假政策冲击时点变量,并将其与处理变量 *Treat* 的交互项作为计量模型(1)的核心解释变量进行重新估计。第二,本文借鉴 Chetty 等(2009)的研究,采取随机抽样方法构造了虚假的实验组和控制组,从而构造了一个虚假的处理变量 *Treat_new*,并生成交互项 *Treat_new*×*Post* 来代替原有模型(1)中的 *Treat*×*Post* 进行重新估计。特别地,为了增强结果的可信度,将上述过程重复了 1 000 次。安慰剂检验结果表明,基准回归结果仍然稳健。^①

3. 倾向得分匹配。考虑到本文处理组与对照组的企业特征可能存在较大差异,导致参数估计值有偏,本文采取倾向得分匹配法

来缓解该问题。具体而言,采用近邻 1:1 匹配与 1:2 匹配的方法对处理组与对照组进行倾向得分匹配,筛选出各项财务特征与处理组较为接近的控制组。^②表 4 报告了基于配对样本的估计结果。不难发现,与基准回归结果基本无异,本文核心结论仍然稳健。

表 3 平行趋势与动态效应检验

变量	(1)LnPat	(2)LnPat1	(3)LnPat23
<i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹³	0.0068 (0.8940)	0.0361 (0.4063)	-0.0461 (0.4253)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁴	0.0589 (0.3569)	0.0383 (0.5148)	0.0046 (0.9415)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁵	-0.0218 (0.6867)	-0.0257 (0.5857)	-0.0351 (0.5574)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁶	0.0881 (0.1252)	0.0281 (0.6032)	0.0690 (0.2092)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁷	0.1698** (0.0108)	0.0740 (0.1548)	0.1329* (0.0649)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁸	0.1417* (0.0511)	0.0204 (0.7216)	0.1801** (0.0179)
<i>Treat</i> × <i>Year</i> ²⁰¹⁹	0.2313*** (0.0042)	0.1220** (0.0404)	0.1587* (0.0594)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	14 736	14 736	14 736
调整R ²	0.7417	0.7334	0.7341

表 4 倾向得分匹配

变量	PSM样本(1:1)			PSM样本(1:2)		
	(1)LnPat	(2)LnPat1	(3)LnPat23	(4)LnPat	(5)LnPat1	(6)LnPat23
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.1622*** (0.0047)	0.1004*(0.0605)	0.1837*** (0.0010)	0.1707*** (0.0010)	0.0657(0.1485)	0.2085*** (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6 643	6 643	6 643	9 590	9 590	9 590
调整R ²	0.7524	0.7401	0.7409	0.7458	0.7339	0.7379

4. 排除其他同时期政策。本文进一步排除了样本期内其他政策的干扰:第一,减税政策带来的税收优惠和降费政策带来的养老保险缴费比例下调将有助于促进企业创新(赵健宇和陆正飞, 2018; 刘诗源等, 2020);第二,资管新规降低了企业债务融资成本(李青原等, 2022),可能促进企业创新;第三,地方债管理体制变革转变了地方政府融资方式,减轻了政府债务对企业融资的“挤出效应”,缓解了企业融资困境(梁若冰和王群群, 2021),能够补充企业创新所需资金;第四,国家创新型城市试点促进了当地企业研发投入和创新能力的提升(曹希广等, 2022),是本文结论的替代性解释。为排除上述政策对基准结果可能产生的干扰,本文分别设计了五个变量并加以控制:第一,借鉴范子英和赵仁杰(2020)的做法,以应缴所得税与利润总额的比值来度量

① 受篇幅限制,本文并未报告安慰剂检验的结果,详见本文的工作论文版本。

② 协变量包括企业规模、财务杠杆、企业资产收益率、现金流量、营业收入增长率、账面市值比、上市年限与固定资产占比。

企业的实际税负*Tax*；第二，借鉴赵健宇和陆正飞(2018)，以“应付职工薪酬—养老保险”本期增加额除以“应付职工薪酬—合计”本期增加额与董事、监事及高管年薪总额的差来度量企业养老保险缴费比例*RetireRate*；第三，借鉴李青原等(2022)的做法，以资管新规前三个年度的企业平均金融化程度*PreFin*和资管新规政策的虚拟变量*Post2018*的交互项*PreFin*×*Post2018*作为资管新规的代理变量；第四，以各地级市政府债券余额的时间来确定地方债管理体制改革的虚拟变量*Reform*；第五，以地级市是否获批国家创新型试点城市来确定国家创新型城市试点政策的虚拟变量*NIPC*。结果表明，在控制住上述同时期政策后，本文结论未发生改变。^①

5. 其他稳健性测试。为进一步保证结论的可靠性，本文还进行了如下补充检验：首先，为检验本文结论对公司治理的敏感性，进一步新增了五个公司治理变量，包括董事会人数、机构投资者持股比例、股权制衡度、管理费用率和审计监督强度。其次，调整了研究样本：①考虑到产融合作试点城市于2017年上半年公布，为更精准地识别其对企业创新的影响，剔除了2017年的观测值；②考虑到北京市、上海市和天津市仅有个别市辖区获批为国家产融合作试点城区，其本身可能受本市其他辖区不可观测因素外溢效应的影响(曹希广等, 2022)，剔除了这三个城市的企业样本；③考虑到企业持股金融机构会带来更多的外源融资，对企业创新可能也存在促进作用，剔除了持股金融机构的企业样本；④为缓解遗漏变量的影响，将非平衡面板转化为平衡面板。最后，为检验结论对聚类方式的敏感性，本文在企业层面进行了标准误聚类处理。上述处理后，本文核心结论依然稳健。^②

五、异质性分析与进一步讨论

(一)异质性分析。本文接下来分别从地方政府干预程度、企业融资约束、创新需求以及生命周期四个角度进行异质性分析，为国家产融合作试点城市建设的创新促进作用提供更多维度的经验证据。

1. 政府干预程度。为检验地方政府干预程度对国家产融合作试点城市建设的创新促进作用的影响，参照陈德球等(2013)的研究，采用王小鲁等(2021)编制的“减少政府对企业的干预指数”来测度地方政府干预程度。随后，根据改革前一年地方政府干预程度的中位数将全样本划分为地方政府干预程度较低的地区和地方政府干预程度较高的地区两组，并在此基础上对计量模型(1)进行分组估计，回归结果如表5所示。可以发现，对于创新申请总量*LnPat*和非发明专利申请数量*LnPat23*，交互项*Treat*×*Post*的估计系数在地方政府干预程度较低组显著为正，在地方政府干预程度较高组不显著。这意味着国家产融合作试点城市建设对地方政府干预程度较低地区的企业创新申请总量和非发明专利申请数量的促进作用更大。

表5 基于地方政府干预程度的分组检验

变量	地方政府干预程度					
	地方政府干预程度较低地区			地方政府干预程度较高地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>LnPat</i>	<i>LnPat1</i>	<i>LnPat23</i>	<i>LnPat</i>	<i>LnPat1</i>	<i>LnPat23</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.1971*** (0.0013)	0.0564(0.3564)	0.2355*** (0.0003)	0.0507(0.5665)	0.0035(0.9605)	0.1033(0.2269)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

① 受篇幅限制，本文并未报告排除其他同时期政策的回归结果，详见本文的工作论文版本。

② 受篇幅限制，本文并未报告其他稳健性测试的回归结果，详见本文的工作论文版本。

续表 5 基于地方政府干预程度的分组检验

变量	地方政府干预程度					
	地方政府干预程度较低地区			地方政府干预程度较高地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LnPat	LnPat1	LnPat23	LnPat	LnPat1	LnPat23
观测值	6 968	6 968	6 968	7 768	7 768	7 768
调整R ²	0.7379	0.7507	0.7249	0.7459	0.7378	0.7397

2. 企业融资约束。考虑到企业融资约束是企业创新的关键因素，国家产融合作试点城市建设的创新促进作用也会受企业融资约束的影响。为检验该预期，借鉴 Almeida 和 Campello (2004)、Hadlock 和 Pierce(2010)对企业融资约束的刻画方式，本文分别以所有制类型和 SA 指数作为企业融资约束的测度指标。随后，将全样本企业划分为高融资约束组(非国有企业、SA 指数大的企业)和低融资约束组(国有企业、SA 指数小的企业)，然后进行分组回归，结果如表 6 所示。我们发现，对于创新申请总量 LnPat 和非发明专利申请数量 LnPat23，交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数在非国有企业、SA 指数大的企业显著为正，但在国有企业、SA 指数小的企业不显著或者显著性下降。结果说明，国家产融合作试点城市建设对高融资约束企业的创新申请总量和非发明专利申请数量的促进作用更为明显。

表 6 基于企业融资约束的分组检验

	变量	所有制类型		SA 指数	
		国有企业	非国有企业	中位数以上	中位数以下
		(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 被解释变量: 创新申请总量 LnPat	$Treat \times Post$	-0.0047 (0.9609)	0.1862*** (0.0009)	0.2822*** (0.0009)	0.0861 (0.3004)
	调整R ²	0.7982	0.7982	0.7024	0.7024
Panel B: 被解释变量: 发明专利申请数量 LnPat1	$Treat \times Post$	0.0282 (0.7237)	0.0251 (0.6430)	0.0938 (0.1424)	0.0249 (0.7255)
	调整R ²	0.8023	0.6975	0.6933	0.7840
Panel C: 被解释变量: 非发明专利申请数量 LnPat23	$Treat \times Post$	0.0238 (0.8317)	0.2275*** (0.0001)	0.3155*** (0.0001)	0.1308* (0.0790)
	调整R ²	0.7785	0.7172	0.7194	0.7686
控制变量	控制	控制	控制	控制	
固定效应	控制	控制	控制	控制	
观测值	3 803	10 933	7 366	7 370	

3. 企业创新需求。理论上，国家产融合作试点城市建设能否发挥创新促进作用还取决于企业对创新的需求程度。参考鲁桐和党印(2014)、杨国超和芮萌(2020)的研究对企业创新需求进行刻画，具体做法为：①依据所属行业，将技术密集型行业的企业归类为创新需求较大的企业，劳动密集型和资本密集型行业的企业归类为创新需求较小的企业；②依据高新技术企业认定结果，将高技术企业归类为创新需求较大的企业，非高技术企业归类为创新需求较小的企业。分组估计结果如表 7 所示。结合列(1)至列(3)可以看出，在技术密集型行业样本中，交互项 $Treat \times Post$ 对于创新申请总量 LnPat、发明专利申请数量 LnPat1 以及非发明专利申请数量 LnPat23 的估计系数均显著为正；而在劳动密集型与资本密集型行业样本中，除劳动密集型行业中交互项 $Treat \times Post$ 对非发明专利申请数量 LnPat23 的估计系数显著外，其余系数均不显著。

此外,结合列(4)和列(5)可以看出,交互项 $Treat \times Post$ 仅对于高技术企业样本的创新申请总量 $LnPat$ 和非发明专利申请数量 $LnPat23$ 的估计系数显著为正,非高技术企业样本中交互项均不显著。结果充分表明,国家产融合作试点城市建设的创新促进作用在创新需求大的企业更强。

表 7 基于企业创新需求的分组检验

	变量	企业所属行业			企业技术水平	
		(1)劳动密集型	(2)资本密集型	(3)技术密集型	(4)高技术	(5)非高技术
<i>Panel A:</i> 被解释变量: 创新申请总量 $LnPat$	$Treat \times Post$	0.2384(0.1548)	0.0610(0.4262)	0.1688** (0.0138)	0.1835*** (0.0043)	0.0206(0.8022)
	调整 R^2	0.6919	0.7047	0.7511	0.6822	0.7805
<i>Panel B:</i> 被解释变量: 发明专利申请数量 $LnPat1$	$Treat \times Post$	-0.1146(0.3560)	0.0276(0.7237)	0.0937* (0.0927)	0.0751(0.2385)	-0.0296(0.6484)
	调整 R^2	0.6813	0.6880	0.7402	0.6800	0.7853
<i>Panel C:</i> 被解释变量: 非发明专利申请数量 $LnPat23$	$Treat \times Post$	0.3776** (0.0273)	0.0665(0.3317)	0.1872*** (0.0081)	0.2251*** (0.0003)	0.0781(0.3310)
	调整 R^2	0.6594	0.6993	0.7461	0.7117	0.7626
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制
固定效应		控制	控制	控制	控制	控制
观测值		1 691	4 423	8 622	8 648	6 088

4. 企业生命周期。企业是否有动力抓住政策机遇进行研发创新不仅取决于企业自身资源禀赋,也取决于其自身发展阶段。国家产融合作试点城市建设的创新促进作用在企业不同生命阶段可能存在差异化表现。为检验该预期,参考 Dickinson(2011)提出的现金流模式法,本文将全样本划分为成长期企业、成熟期企业和衰退期企业。分组估计结果如表 8 所示。可以看出,在成长期样本中,交互项 $Treat \times Post$ 对于创新申请总量 $LnPat$ 、发明专利申请数量 $LnPat1$ 以及非发明专利申请数量 $LnPat23$ 的估计系数均显著为正;而在成熟期和衰退期样本中,交互项 $Treat \times Post$ 估计系数均不显著。结果表明,国家产融合作试点城市建设不仅对处于成长期企业的创新申请总量与非发明专利申请数量有促进作用,而且对发明专利申请数量的促进作用也很明显。

表 8 基于企业生命周期的分组检验

	变量	企业生命周期		
		(1)成长期	(2)成熟期	(3)衰退期
<i>Panel A:</i> 被解释变量: 创新申请总量 $LnPat$	$Treat \times Post$	0.2537*** (0.0002)	0.0112(0.8988)	0.0263(0.9088)
	调整 R^2	0.7280	0.7757	0.7220
<i>Panel B:</i> 被解释变量: 发明专利申请数量 $LnPat1$	$Treat \times Post$	0.1372** (0.0111)	-0.0226(0.7654)	0.0574(0.7867)
	调整 R^2	0.7190	0.7638	0.6986
<i>Panel C:</i> 被解释变量: 非发明专利申请数量 $LnPat23$	$Treat \times Post$	0.2831*** (0.0001)	0.0520(0.4925)	-0.0484(0.8029)
	调整 R^2	0.7311	0.7636	0.7005
控制变量		控制	控制	控制
固定效应		控制	控制	控制
观测值		6 430	4 983	2 378

(二)进一步讨论。

1. 集约边际和广延边际。考虑到企业存在不同的研发创新偏好,国家产融合作试点城市建设的创新效应在事前是否有专利申请的企业中可能呈现差异。一方面,从“集约边际”看,在国家产融合作试点城市建设之前,已有创新产出的企业研发能力和基础较强,因此会抓住国家产融合作试点城市建设带来的融资便利机会,进一步加大创新活动的力度;另一方面,从“广延边际”看,在国家产融合作试点城市建设之前暂无创新产出的企业也可能因该试点政策带来的新

增融资而开始进行创新活动。为此，我们将从专利申请的“集约边际”和“广延边际”视角，考察国家产融合作试点城市建设对企业创新活动的差异性影响。

本文根据国家产融合作试点城市建设实施之前企业是否有专利申请进行分组检验，回归结果如表 9 所示。结合列(1)至列(3)，不难看出，对于在国家产融合作试点城市建设实施之前已有专利申请的企业，交互项 $Treat \times Post$ 对于创新申请总量 $LnPat$ 和非发明专利申请数量 $LnPat23$ 的估计系数均显著为正。这表明从“集约边际”看，国家产融合作试点城市建设促使企业专利申请数量显著上升。然而，结合列(4)至列(6)可以发现，对于在国家产融合作试点城市建设实施之前没有专利申请的企业，交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数不显著。这表明从“广延边际”看，国家产融合作试点城市建设对企业创新的促进作用不明显。结果表明，国家产融合作试点城市建设对企业创新的促进作用主要体现在“集约边际”而非“广延边际”，即只有原本存在专利申请的企业才会抓住政策实施带来的融资便利进行创新活动。

表 9 基于集约边际和广延边际的分组检验

变量	政策实施前企业已有专利申请			政策实施前企业无专利申请		
	(1) $LnPat$	(2) $LnPat1$	(3) $LnPat23$	(4) $LnPat$	(5) $LnPat1$	(6) $LnPat23$
$Treat \times Post$	0.1456 ^{**} (0.0197)	0.0518(0.3217)	0.1807 ^{***} (0.0028)	0.1784(0.1229)	0.1012(0.2851)	0.1497(0.1084)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	11 644	11 644	11 644	3 092	3 092	3 092
调整 R^2	0.7094	0.7075	0.7188	0.8014	0.7907	0.7840

2. 企业创新效率。鉴于企业创新产出增加与企业具有较高的创新效率含义不同，有必要进一步探讨国家产融合作试点城市建设对企业创新效率的影响。参考权小锋和尹洪英(2017)的方法，本文构建了创新效率的综合指标，分别采用企业创新申请总量、发明专利申请数量和非发明专利申请数量与研发投入加 1 的自然对数值之比作为创新效率的综合指标，分别记为 EFF 、 $EFF1$ 和 $EFF23$ ，

上述指标越大，表明企业创新效率越高。表 10 汇报了结果。不难看出，交互项 $Treat \times Post$ 的估计系数在列(1)和列(3)中显著为正，说明国家产融合作试点城市建设显著提升了企业创新效率。

表 10 企业创新效率

变量	(1)	(2)	(3)
	EFF	$EFF1$	$EFF23$
$Treat \times Post$	0.0091 ^{***} (0.0015)	0.0034 (0.1862)	0.0105 ^{***} (0.0003)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	14 198	14 198	14 198
调整 R^2	0.7022	0.6941	0.7063

六、结论与政策启示

本文立足于金融服务实体经济视角，以 2017 年国家产融合作试点城市建设为一项准自然实验，系统考察了国家产融合作试点城市建设如何影响企业创新。双重差分估计结果显示，受国家产融合作试点城市建设影响的企业，其专利申请数量显著增加，但主要体现在非发明专利的申请上。作用机制检验发现，国家产融合作试点城市建设并非通过地方政府财政补贴等强干预措施，而是通过降低银行与企业之间的信息不对称程度和企业贷款交易成本等市场化机制提高了企业信贷可得性，进而促进了企业创新。异质性分析发现，国家产融合作试点城市建设的创新促进作用在不同特点的地区和企业中存在明显的异质性特征。从地区层面看，国家产融合

作试点城市建设的创新促进作用在地方政府干预较弱的地区更为凸显;从企业层面看,国家产融合作试点城市建设的创新促进作用在融资约束严重、创新需求较大和处在成长期的企业中更为凸显。此外,国家产融合作试点城市建设的创新促进作用主要体现在“集约边际”而非“广延边际”,即政策实施前已有专利申请的企业更能抓住契机提升创新产出。最后,国家产融合作试点城市建设也显著提升了企业创新效率。

结合理论分析和实证发现,本文提出如下对策建议:第一,有必要结合各地区金融服务产业结构来全面审视国家产融合作试点城市建设的创新效应,营造金融有效服务实体经济的市场环境是促进企业创新“提质增量”的重要路径之一,政府部门在未来推动金融服务实体经济的同时,也应加强对提升企业创新“质量”的制度设计。第二,鉴于产业政策的不完全契约本质会导致产业政策在实施过程中面临信息不对称与寻租问题,在既有的产业政策实施框架下,有必要推广国家产融合作试点城市建设这一具体的实施模式,加强政府、银行与企业的互动与信息共享以缓解信息不对称,减少企业寻租行为的发生,充分发挥“看得见的手”和“看不见的手”的协同作用来筛选出真正有创新能力的企业并给予财政支持。第三,本文发现,国家产融合作试点城市建设不仅对技术密集型行业和成长期企业的创新申请总量与非发明专利申请数量有促进作用,而且对其发明专利申请数量的促进效果也非常明显。考虑到企业的研发能力和研发基础是其能否抓住政策便利进行创新活动的关键,政府部门在推进产业政策实施的过程中,需要特别关注如何激发研发能力和研发基础较弱企业的创新活力,从而更好地实现政策目标。

*感谢中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金(2722022BY007)的支持,同时也感谢审稿专家和编辑提出的宝贵意见。

参考文献:

- [1]曹希广,邓敏,刘乃全.通往创新之路:国家创新型城市建设能否促进中国企业创新[J].世界经济,2022,(6):159-184.
- [2]陈德球,刘经纬,董志勇.社会破产成本、企业债务违约与信贷资金配置效率[J].金融研究,2013,(11):68-81.
- [3]范子英,赵仁杰.财政职权、征税努力与企业税负[J].经济研究,2020,(4):101-117.
- [4]姜付秀,蔡文婧,蔡欣妮,等.银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J].经济研究,2019,(6):72-88.
- [5]李青原,陈世来,陈昊.金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J].经济研究,2022,(1):137-154.
- [6]李维安,马超.“实业+金融”的产融结合模式与企业投资效率——基于中国上市公司控股金融机构的研究[J].金融研究,2014,(11):109-126.
- [7]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,(4):60-73.
- [8]梁若冰,王群群.地方债管理体制与企业融资困境缓解[J].经济研究,2021,(4):60-76.
- [9]鲁桐,党印.公司治理与技术创新:分行业比较[J].经济研究,2014,(6):115-128.
- [10]刘胜,罗君愉,陈秀英.产融合作政策的创新效应评估——基于规模发展与内涵提升的视角[J].经济与管理研究,2022,(10):53-67.
- [11]刘诗源,林志帆,冷志鹏.税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验[J].经济研究,2020,(6):105-121.
- [12]潘越,潘健平,戴亦一.公司诉讼风险、司法地方保护主义与企业创新[J].经济研究,2015,(3):131-145.
- [13]权小锋,尹洪英.中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验[J].管理世界,2017,(1):128-144.

- [14]万良勇, 廖明情, 胡璟. 产融结合与企业融资约束——基于上市公司参股银行的实证研究[J]. 南开管理评论, 2015, (2): 64-72.
- [15]王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 社会科学文献出版社, 2021.
- [16]夏后学, 谭清美, 白俊红. 营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据[J]. 经济研究, 2019, (4): 84-98.
- [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]于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 经济研究, 2012, (9): 125-139.
- [19]杨国超, 芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 2020, (9): 174-191.
- [20]张庆亮, 孙景同. 我国产融结合有效性的企业绩效分析[J]. 中国工业经济, 2007, (7): 96-102.
- [21]赵健宇, 陆正飞. 养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗?[J]. 经济研究, 2018, (10): 97-112.
- [22]张璇, 刘贝贝, 汪婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017, (5): 161-174.
- [23]Adizes I, Adizes Y. Corporate lifecycles: How and why corporations grow and die and what to do about it[M]. Business & Professional Division, 1988.
- [24]Almeida H, Campello M, Weisbach M S. The cash flow sensitivity of cash[J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(4): 1777-1804.
- [25]Arrow K. Economic welfare and the allocation of resources for invention[A]. *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*[M]. Princeton University Press, 1962: 609-626.
- [26]Ayyagari M, Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V. Firm innovation in emerging markets: The role of finance, governance, and competition[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46(6): 1545-1580.
- [27]Bharath S T, Pasquariello P, Wu G. Does asymmetric information drive capital structure decisions?[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(8): 3211-3243.
- [28]Chetty R, Looney A, Kroft K. Saliency and taxation: Theory and evidence[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(4): 1145-1177.
- [29]Dickinson V. Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle[J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(6): 1969-1994.
- [30]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.
- [31]He J J, Tian X. The dark side of analyst coverage: The case of innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3): 856-878.
- [32]Hall B H. The financing of research and development[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18(1): 35-51.
- [33]Hall B H, Lerner J. The financing of R&D and innovation[A]. *Handbook of the Economics of Innovation (Vol.1)*[M]. Elsevier, 2010: 609-639.
- [34]Hasbrouck J. Empirical market microstructure: The institutions, economics, and econometrics of securities trading[M]. Oxford University Press, 2007.
- [35]Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *American Economic Review*, 1993: 685-709.
- [36]Jiang F, Jiang Z, Huang J, et al. Bank competition and leverage adjustments[J]. *Financial Management*, 2017, 46(4): 995-1022.
- [37]Jones C I, Williams J C. Measuring the social return to R&D[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(4): 1119-1135.
- [38]Roberts M R, Whited T M. Endogeneity in empirical corporate finance[A]. *Handbook of the Economics of Finance (Vol.2)*[M]. Elsevier, 2013: 493-572.

[39]Wang H, Luo T, Tian G G, et al. How does bank ownership affect firm investment? Evidence from China[J]. Journal of Banking & Finance, 2020, 113: 105741.

Can the Construction of National Industrial and Financial Cooperation Pilot Cities Promote Corporate Innovation?

Wang Yanan¹, Wang Shuai², Kong Dongmin³

(1. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

2. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

Summary: The report to the 20th National Congress of the Communist Party of China proposed to accelerate the construction of a modern industrial system with coordinated development of the real economy, technological innovation, modern finance, and human resources. The key lies in giving full play to the supporting role of the financial sector in technological innovation, providing credit funds, and creating a “testing ground” for innovative enterprises to cultivate new economic growth points. In recent years, the Chinese government has issued various policies to guide banking institutions to better serve the real economy. Specifically, in May 2016, the State Council launched the “National Industrial and Financial Cooperation Pilot Cities” (NIFCPC) policy. Then, in February 2017, the first batch of 37 national pilot cities was officially released. Does and how does the construction of NIFCPC affect corporate innovation? Clarifying this issue will provide multi-dimensional empirical evidence for the impact of NIFCPC construction on corporate innovation, and provide a useful reference for the further construction of an innovative country.

This paper adopts the DID method to investigate the causal impact of NIFCPC construction on corporate innovation. The results show that the NIFCPC policy significantly increases corporate innovation output. The mechanism is not the guiding role of local government financial funds, but the improvement of bank loans by reducing the information asymmetry between banks and enterprises, and the transaction costs of obtaining bank loans. Heterogeneity analysis finds that the innovation promotion effect of NIFCPC construction is more prominent in areas with less local government intervention, and in enterprises with greater financial constraints, with higher demand for innovation, and in the growth stage. It is mainly reflected in the “intensive margin” rather than the “extensive margin”. Finally, the construction of NIFCPC significantly improves the efficiency of corporate innovation.

The marginal contributions of this paper are as follows: First, it evaluates the impact of NIFCPC construction on corporate innovation, and further clarifies its significance on the realization of innovation-driven development. Second, from the perspective of industrial policy, it expands the research on the influencing factors of corporate innovation, and provides a new path for how to design innovation-driven industrial policies in China. Third, it complements the theoretical framework for evaluating the economic consequences of industrial policies from the perspectives of “intensive margin” and “extensive margin”.

Key words: National Industrial and Financial Cooperation Pilot Cities; corporate innovation; corporate credit availability

(责任编辑 石 慧)