

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

刘 胜 罗君愉 陈秀英

内容提要:基于信贷配置的视角,本文将国家产融合作试点城市的设立作为一项准自然实验,采用双重差分法、三重差分法等评估国家产融合作政策实施对企业创新的影响。研究发现,产融合作政策实施显著促进了企业创新绩效提升,这一结论在加入遗漏变量、调整被解释变量、采用两期倍差法、控制产业时间趋势等稳健性检验后依然成立。机制检验表明,产融合作政策实施通过增加银行从业人员密度等规模发展方式,以及降低企业融资杠杆、缓解企业融资约束和拓宽企业融资渠道等内涵提升方式来共同促进企业创新绩效提升。异质性检验结果显示,产融合作政策的实施对处于生命周期增长期、高管团队有金融背景的企业样本而言创新激励效应更为突出。在创新型国家建设战略背景下,本文为增强金融合作情境下的微观创新效应提供了新视角,也为新发展阶段下提高金融服务实体经济能力提供了新思路。

关键词:产融合作 企业创新 创新绩效 创新质量 规模发展 内涵提升

中图分类号:F062.9

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2022)10-0053-15

一、问题提出

长期以来,金融机构在金融体系和创新活动中发挥了重要作用。随着“互联网+”持续推进和产业变革加速,产业升级演化的速度也前所未有地加快。在此新形势下,产业与金融部门之间固有的矛盾被进一步放大,中国创新高质量发展面临着产业部门与金融服务体系脱钩或脱节的风险。为此,加快构建产业与金融良性互动、互利共赢的经济体系显得更加重要和紧迫,亟须深化研究。

近年来,国家日益重视产业与金融部门的互动协作,并出台了产融结合的一系列政策。其中,为贯彻落实《中国制造2025》及《国务院关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》,营造产业与金融部门协同发展的生态环境,工业和信息化部等五部门在2016年联合发布了国家产融合作试点城市名单。关于产融合

收稿日期:2022-06-07;修回日期:2022-08-11

基金项目:国家社会科学基金重大项目“粤港澳大湾区产业融合发展的机制与政策研究”(19ZDA079)

作者简介:刘 胜 广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院副教授,广州,510006;

罗君愉 广东外语外贸大学经济贸易学院硕士研究生;

陈秀英 广东金融学院经济贸易学院副教授,通讯作者,广州,510521。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

作试点城市名单的确定,采取城市自行申报,省级工业和信息化主管部门会同各机构组织筛选,最后由工业和信息化部等部门共同审核确定并公布的方式。这一政策内容囊括了加强信息共享、搭建产融合作平台及积极创新金融产品和金融服务等方面,以提升金融服务实体经济的能力,强化金融对产业的支撑作用。这是首次从国家层面明确提出了产融合作试点政策,因而在业界产生了深远的影响。试点以各部门协同推进工作、实现政策协同联动为重点,将试点城市作为政策创新的载体,推动试点区域政策与城市产业、金融等资源有效整合,进而发挥城市资金对重点产业的支撑作用。试点政策以地区为依托,有助于突出城市特色和机制体制创新优势,探索新阶段下中国产融合作的新模式。

工业和信息化部等五部门于2020年7月发布了《关于组织申报第二批产融合作试点城市的通知》,作为国家产融合作工作的延伸。政策实施至今,国家产融合作试点政策实施对企业创新质量提升是否取得预期效果,在实施中遇到哪些问题,需要深入探讨。部分学者探讨了企业层面产融结合的影响,但大多是采用企业持股金融机构的比例来衡量产融结合,并基于定性方法或线性回归模型进行分析^[1],无法很好地解决变量间反向因果关系或内生性问题,从而可能引致结果或政策偏误。事实上,产融结合和企业创新间存在潜在的反向因果关系:一方面,产融结合因融资成本降低和渠道多元化等影响企业创新活动;另一方面,有能力开展创新活动的企业往往拥有一定的市场势力,从而与金融机构之间有着更紧密的合作关系。因此,应使用准自然方法来解决潜在的内生性问题,而国家产融合作试点城市建设提供了契机。为此,本文以由工业和信息化部等五部门联合推出的国家产融合作试点城市政策作为准自然实验,选取2012—2019年中国上市公司数据,采用双重差分法来评估产融合作政策的创新效应,通过三重差分检验方法识别其作用机制,并探讨其异质性影响。

与已有文献相比,本文的主要边际贡献如下:首先,在研究视角上,立足信贷资源配置,从国家金融政策实施的角度出发,首次在微观层面上评估国家产融合作试点城市设立对企业创新绩效提升的影响,有助于揭示工业化后期中国企业创新绩效变迁背后金融制度改革的作用,从而拓展金融服务实体经济和创新驱动发展领域的理论研究;其次,在研究方法和数据上,选取2012—2019年中国上市公司数据,采用双重差分模型来识别产融合作政策对企业创新绩效的影响,并创新性地基于规模发展和内涵提升的双重视角来构建三重差分模型,以检验产融合作政策影响企业创新绩效的作用机制,从而拓展产融合作与企业创新之间互动渠道的研究;最后,在异质性分析中,考虑到国家产融合作试点城市的新特点,结合信息共享的政策特色、深化制造业与互联网融合发展政策背景,进一步纳入地区数字金融发展及企业高管金融背景等新变量,为促进中国产业与金融协调发展、完善金融支持实体经济的体制机制提供针对性的政策思路。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献回顾

梳理国内外文献可知,现有文献重点探讨了财税政策、产业政策及地区开放等宏观政策对企业创新研发的作用。例如,有学者探讨了财政补贴对企业创新产出质量的影响,发现财政补贴通过增加企业的研发投入激励企业高质量创新^[2-3]。陈文俊等(2020)发现战略性新兴产业政策抑制了企业创新绩效,而信贷机制则发挥了正向作用^[4]。杨波和李波(2021)认为国家级开发区设立能显著地提高企业创新质量^[5]。但总的来看,目前关于产融合作政策对企业创新影响的研究还较为匮乏,且对创新质量的关注还不够。徐辉和

周孝华(2020)考察发现,产融结合显著增加了企业专利申请数量^[1]。杨箐等(2019)发现,产融结合增加了企业研发投入及专利的申请数量^[6]。然而,对创新的关注不应停留在“量”上,而应更多地放在“质”上,高质量的创新才能更好地助力高质量发展。此外,现有文献主要利用企业持股金融机构比例来衡量产融结合程度并评估其经济效应,大多局限于企业层面的讨论,而未能从国家政策和战略的高度出发,评估国家产融合作政策的实施成效,进而为政策调整优化提供经验证据。此外,部分文献采用企业持股金融机构比例来衡量产融合作只是关注了一种过程状态,并且,该比例越高是否就意味着产融结合程度越高?为此,不仅要对此一问题进行思辨性思考,也要对其所引致的结果做出更为客观精准的评估。

(二)理论分析与研究假设

企业研发创新活动面临着投入大、风险高、周期长等方面的挑战^[7]。由此,其对金融配置效率和金融服务体系极度依赖^[8]。然而,由于资本趋利避害的天性,作为金融信贷渠道的重要主体^[9],诸如银行等金融机构的风险控制要求较高,对企业用于创新活动资金的授信条件也相对较高。而当产业部门与金融机构合作不够深入甚至相互脱节时,那么企业在融资过程中更易遭遇融资渠道少及融资门槛要求高等限制,由此金融资源和企业创新之间的资源最优配置无法依靠市场调节机制来自发完成^[10]。特别是对非国有企业及中小微企业而言,囿于缺乏政策照顾及其信用资质欠佳等原因,其融资需求更是难以获得满足。由此,企业容易陷入融资约束加重的困境,融资难、融资贵等问题将会抑制企业研发资金投入,成为企业提升创新绩效的掣肘^[11-12]。

与以往偏向财政补贴或金融机构的单向政策不同,产融合作试点政策强调双向交融,通过金融创新、技术溢出与市场竞争等方式提高产业与金融部门间的合作频率和合作层次,赋能企业创新绩效提升^[13]。梳理政策文本可知,产融合作试点政策实施后,有利于进一步增强金融服务实体经济能力,克服先前金融机构与产业部门之间合作不够协调紧密的困境,从而更好地满足企业多样化融资渠道和高质量融资方式使用要求。首先,产融合作试点政策鼓励搭建产融合作平台,加强信息共享。由此,融资各参与方可以通过大数据、云计算等信息技术手段,建立产融信息对接服务平台,在实现快捷高效信息沟通的同时,也大大拓展了金融服务范围^[14]。线上信用的生成也降低了企业信贷后的道德风险,并提升金融机构风险防御能力^[15],降低金融服务成本^[16],进而强化后续合作意愿。此外,金融服务信息流动与共享也可助力缓解金融机构与企业间的信息不对称问题^[17],降低融资与创新对接过程中的交易成本并提高企业信贷的可获得性^[1],进而强化企业创新的积极性^[18]。其次,产融合作试点政策鼓励各方构建有效互动的模式,建立重点企业或项目融资信息对接清单,帮助金融机构准确、快速地识别相应的融资需求,并提倡金融机构在放款时坚持分类施策、加大精准支持,确保金融机构的服务能力有效提升。最后,产融合作试点政策还要求金融机构积极完善产业链金融服务,创新金融产品和金融服务,如开发贷款新产品,开展应收账款、知识产权等质押融资,为企业提供诸如能效信贷、绿色信贷及碳排放权等创新性的信贷业务。基于此,由产融合作试点政策实施所带来的信贷来源及融资方式多元化,为降低企业融资成本、提升企业融资效率、提高信贷配置效率乃至最终强化企业创新绩效改善提供了新的动力^[19-20]。

具体地,基于规模与内涵的双元视角,本文分别从产融合作政策影响企业创新的规模发展效应和内涵提升效应来展开分析。

一方面,产融合作政策实施对企业创新存在规模发展效应,即产融合作政策的实施能提高金融资源可及性

和金融服务覆盖率,使企业更便捷、更低成本地获取金融服务并走出创新困境。一般而言,企业周边金融机构数量密度越大,就越有利于加强企业与金融机构的交流互动,而企业与金融机构间信息交流成本的降低能帮助金融机构更好地控制企业失信风险^[21],从而缓解企业融资难的问题^[22]。事实上,产融合作试点政策对金融服务机构提出了积极创新金融支持方式、开发贷款新产品、为企业提供创新性信贷业务等指导意见,这就要求金融机构强化融资可达性,为提高服务能力及助力企业获取外源融资提供更充分的配套支持^[17]。

另一方面,产融合作试点政策实施能够通过内涵提升方式来提升企业创新绩效。随着产业部门和金融部门间合作或协作水平提高,金融机构更多地使用产融信息对接服务平台,以此来减少银企关系中的信息不对称,降低企业信贷融资成本,并帮助企业在创新活动中获得更高品质的金融服务支持^[17,23]。产融合作试点政策强化了信息交流共享的银企交流机制,鼓励依托金融科技等渠道收集企业信息^[24],以此倒逼企业强化管理,提升外源融资能力。产融合作试点政策能鼓励金融机构创新金融支持方式、开发贷款新产品,营造良好的外源融资环境并完善金融结构,更好地发挥金融资源服务实体经济的作用^[25];产融合作试点政策能够引导企业使用质押融资信贷产品及企业债券融资渠道、引导企业开展融资租赁等产业链金融的业务、加强对企业的融资知识培训以支持企业使用股权市场的融资渠道,促进企业融资渠道多元化,满足企业多样化融资需求。据此,本文提出如下假设:

假设1:产融合作试点政策实施有利于促进企业创新绩效提升。

假设2:产融合作试点政策能通过规模发展和内涵提升方式提升企业创新绩效。

三、研究设计

(一)模型与方法

本文将2016年《加强信息共享促进产融合作行动方案》中37个国家产融合作试点城市(区)内的上市公司受到的影响作为外生的政策冲击,在准自然实验的框架下采用双重差分法进行实证研究。基准双重差分法模型的设定如下:

$$Patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat \times time + \beta_2 controls_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表样本企业, t 代表年份。被解释变量 $Patent_{it}$ 表示企业创新绩效,具体采用企业当年被引用的专利数量的自然对数来衡量。关于企业创新的衡量主要有投入和产出两个维度。而由于研发活动存在不确定性,企业研发投入并不能保证有效产出^[26]。企业的创新投资在一定程度上会粉饰其创新水平,从而可能使企业陷入创新效率低下的高创新投入陷阱^[27]。换言之,企业专利产出比研发投入更好地展现企业创新的真实水平^[28]。此外,企业创新还面临数量与质量的考验。使企业获得实质性价值提升的只有高质量的创新,而评判企业创新质量的重要标准之一为专利是否被引用。因此,为从高质量发展的视域更客观地评估企业创新绩效维度,参照李仲泽(2020)^[11]的研究,本文使用上市公司当年被引用专利数量的自然对数作为企业创新绩效的代理变量。 $treat$ 表示企业受产融合作试点城市政策影响的虚拟变量,若企业属于国家产融合作试点城市(区),该变量取值为1,否则取值为0。 $time$ 表示政策实施虚拟变量,若时间在2016年及之后,该变量取值为1,否则取值为0。交互项 $treat \times time$ 为本文的核心解释变量,其估计系数 β_1 刻画属于试点城市(区)的企业与不属于试点城市(区)的企业的创新绩效在产融合作政策实施前后的平均差异,也就是产融合作政策对企业创新绩效的影响。如果交互项的估计系数大于0,表明与不属于试点城市(区)的企业相比,属于试点城市(区)的企业创新绩效更好,即产融合作政策实施有助于提高企业创新绩效。 $controls_{it}$ 表示控制变量集合,参

考杨筝等(2019)^[6]、陈孝明和张可欣(2020)^[29]及宋玉臣等(2021)^[30]的研究,本文纳入以下变量:企业研发强度,用企业研发投入占营业收入的比重来衡量;企业规模,采取企业总资产的自然对数来表示;流动资产负债占比,使用企业流动资产与流动负债的比值进行刻画;总负债率,用企业负债合计与总资产的比值来衡量。此外,在回归中还控制了企业个体固定效应 γ_i 和年份固定效应 δ_t 。 ε_{it} 表示随机扰动项。最后,本文还依据相关结果在企业个体层面进行了聚类调整。

(二) 样本选择与数据来源

本文选取国泰安(CSMAR)数据库中2012—2019年中国上市公司数据作为研究的原始样本,并遵循以下标准对样本进行筛选:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除ST、ST*类上市公司。其中,上市公司的原始数据来自国泰安数据库。此外,在稳健性检验部分中本文还选用了2012—2019年中国城市统计年鉴的数据。

四、实证结果及分析

(一) 平行趋势检验

为满足双重差分法的使用前提,本文采用事件研究法来进行平行趋势检验,将年份虚拟变量与属于试点城市(区)企业的虚拟变量生成的交互项作为解释变量进行回归。由回归结果(限于篇幅未展示)可知,在政策实施年份前交互项系数不显著,说明属于试点地区企业与不属于试点地区企业的相关变量在产融合作政策实施以前不存在显著的差异,即通过了平行趋势的检验。

(二) 基准检验结果

产融合作政策影响企业创新绩效的基准回归结果见表1。其中,列(1)在纳入核心解释变量的同时控制了年份固定效应,以其作为后续比较的基础。结果显示,交互项 $treat \times time$ 显著为正,说明在产融合作政策实施后,与不属于试点城市(区)企业相比,属于试点城市(区)企业的创新绩效显著提升,即产融合作政策改善了企业创新绩效。列(2)在上述基础上控制了企业个体固定效应,而列(3)—列(6)则为逐项加入控制变量后的回归结果。结果显示,交互项系数仍显著为正,说明产融合作政策实施可提升企业创新绩效。

表1 基准检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times time$	0.157** (0.061)	0.072** (0.036)	0.071* (0.038)	0.069* (0.036)	0.0653* (0.036)	0.060* (0.036)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	17 221	17 114	15 260	15 260	15 260	15 260
R^2	0.079	0.869	0.871	0.876	0.877	0.877

注:括号内数值为在上市公司个体层面聚类下对应的稳健标准误差;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,后表同。

(三) 稳健性检验

1. 加入遗漏变量

遗漏变量可能会造成结果偏差。为此,在基准回归基础上,纳入区域属性特征作为控制变量后进行观

察。参考陈志刚和何蕙仪(2019)^[31]的做法,增加的控制变量包括:经济发展水平,以人均地区生产总值的自然对数表示;金融发展水平,以地区年末金融机构存款余额占地区生产总值的比重表示;教育环境,以地区教育支出占地区生产总值的比重来刻画;政府支持度,用地方财政一般预算内支出占地区生产总值的比重来衡量;城市规模,用地区年末总人口数的自然对数来表示。在此基础上,增加了区域属性特征变量的结果汇报在表2。列(1)—列(5)为逐项加入区域属性特征变量后的回归结果,其仍然显著为正,说明即便纳入区域属性特征变量,产融合作政策的实施仍显著提高了企业的创新绩效。

表2 增加区域属性特征控制变量的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>treat × time</i>	0.062 *	0.064 *	0.065 *	0.066 *	0.066 *
	(0.036)	(0.036)	(0.036)	(0.036)	(0.036)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	14 179	14 179	14 179	14 179	14 179
R^2	0.875	0.875	0.875	0.875	0.875

2. 调整被解释变量衡量指标

关于企业创新绩效,进一步对在基准回归时采用的企业当年被引用的专利数量这一质量维度衡量指标做了三次调整,并用调整后的解释变量分别依据基准模型进行回归。其中,使用调整后的被解释变量的结果报告在表3,列(1)—列(3)采用的调整后的被解释变量分别为企业当年被引用的专利数量剔除自引用数量后取自然对数、企业各年累计被引用专利数量的自然对数、企业各年累计被引用的专利数量剔除自引用数量后取自然对数。结果显示,调整被解释变量衡量指标后的交互项系数仍显著为正,表明产融合作政策显著改善了企业创新绩效,结论并未随被解释变量衡量方法的调整而改变,表明基准结论有较好的稳健性特征。

表3 调整被解释变量衡量指标的结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>treat × time</i>	0.060 *	0.082 ***	0.082 ***
	(0.036)	(0.031)	(0.031)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
观测数	15 260	15 260	15 260
R^2	0.877	0.958	0.957

3. 两期倍差法

鉴于双重差分法模型可能会存在潜在的序列相关问题,进一步使用两期倍差法模型来控制潜在的序列相关可能性。做法如下:首先,以产融合作政策实施的2016年为外生政策冲击年份,并以此作为时间节点将

所有样本划分为两个时间段的子样本,随后分别在两个时间段内对每一家企业的相关变量计算算术平均值,将多期数据转化为两期数据从而构造新的样本进行回归。上述两期倍差法回归的结果汇报在表4。可以发现,交互项系数仍显著为正,与基准回归结果一致,说明产融合作政策实施确实显著地提高了企业的创新绩效。

表4 其他稳健性检验的结果

变量	两期倍差法	控制产业时间趋势	排除其他政策干扰
<i>treat × time</i>	0.067* (0.036)	0.060* (0.036)	0.076* (0.042)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
控制产业时间趋势	未控制	控制	未控制
观测数	3 546	15 260	13 474
R^2	0.941	0.877	0.875

4. 控制产业时间趋势

企业所处行业内的某些未被观测的产业特定因素可能也会影响企业创新绩效,由此,不同行业企业的创新绩效变化趋势将会存在差异性,属于试点城市(区)企业与不属于试点城市(区)企业的创新质量可能会沿着不同的路径发生变化,从而使估计结果产生偏差。为排除上述非观测的产业特定因素影响估计结果的可能性,在基准模型中加入产业特定因素的时间趋势项后进行回归,结果见表4。在控制产业特定因素的时间趋势项后,交互项系数仍显著为正,说明产融合作政策实施促进了企业创新绩效提高。鉴于此,可得出企业所处行业内的某些未被观测的产业特定因素并未影响特定变量之间关系的结论。

5. 排除其他政策干扰

本文在进行与产融合作相似的其他政策的检索及梳理后发现,国务院在2015年前后接连发布了多条与企业融资相关的指导意见,包括《国务院办公厅关于多措并举着力缓解企业融资成本高问题的指导意见》《国务院关于促进融资担保行业加快发展的意见》《国务院办公厅关于加快融资租赁业发展的指导意见》。上述指导意见可能也会有益于缓解企业融资难问题,并对前文结论的可靠性产生影响。为排除上述处于同一时期的其他政策可能产生的干扰,本文在对2015年的相关数据进行剔除处理后使用基准模型再次检验,结果汇报在表4。可以看出,产融合作政策的实施能够显著促进企业创新绩效提高的结论并未改变。

五、作用机制检验

为进一步探索产融合作试点政策影响企业创新绩效的作用机制,借鉴已有文献^[32],采用三重差分模型来展开分析:

$$Patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat \times time \times group + \beta_2 treat \times time + \beta_3 treat \times group + \beta_4 time \times group + \beta_5 controls_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, *group* 是渠道变量,其取值方式将根据产融合作政策提升企业创新绩效的不同影响渠道确定,具体分析如下:

一是规模发展效应。产融合作试点政策对金融机构提升金融服务能力提出了要求,这离不开金融基础配套的支持,即通过在试点区域内设置充足的实体营业网点及增添金融服务人员,为强化金融服务实体经济创新能力提供物质条件。基于上述分析,对金融机构实体营业网点及其服务人员数量进行衡量,由银行业金融机构营业网点从业人员密度指标构造哑变量,根据密度高低分别取值 1 或 0。由此,产融合作政策通过影响金融机构服务能力对企业创新绩效产生影响的平均效应由三重交互项的估计系数表示,结果汇报在表 5。结果显示,三重交互项系数显著为正,表明产融合作政策可以通过增强金融机构实体营业网点及其服务人员的数量效应,进而促进企业创新绩效提升。

二是内涵提升效应,具体分析如下:

第一,融资杠杆。产融合作政策鼓励金融机构利用大数据、云计算等信息技术手段建立产融信息对接服务平台,实现快捷高效的信息沟通,从而缓解企业与金融机构间的信息不对称问题,减少企业信贷的融资成本,降低企业融资杠杆。事实上,较高的融资杠杆也意味着较重的债务负担,从而降低企业创新活动资金投入积极性并损害企业创新绩效。而产融合作试点政策能够帮助企业降低融资杠杆、减少债务负担与财务风险,鼓励企业更多地使用外源融资方式进行筹资,进而夯实企业创新的资金基础。

财务杠杆率在一定程度上反映了企业的负债利息率,即企业的债务负担。因此,本文使用企业财务杠杆率作为衡量企业融资杠杆的指标,并根据财务杠杆率的高低分别取值为 1 或 0 构造哑变量。产融合作政策通过影响企业的融资杠杆作用于企业创新绩效的平均效应由三重交互项的估计系数表示。表 5 回归结果显示,三重交互项的系数显著为负,说明产融合作政策通过降低企业融资杠杆的绩效效应提升了企业创新绩效。

第二,融资约束。融资约束会对企业创新活动形成制约效应^[11]。产融合作政策鼓励建立银企交流机制,强化信息交流共享,倒逼企业强化管理,提升企业融资能力,此外,还鼓励金融机构创新金融支持方式、开发贷款新产品,助力金融服务能力提升,从内外部环境双向改善出发,支持企业降低融资约束。由此,产融合作政策能缓解企业融资约束、增强企业融资能力、营造良好外源融资环境,为企业创新活动提供更充足的信贷支持。

据此,本文采用 SA 指数^[33]来衡量企业融资约束。融资约束哑变量根据指数高低构造,对其赋值 1 或 0。三重交互项的估计系数代表企业面临的融资约束对产融合作政策实施影响企业创新绩效的平均作用效果,结果汇报在表 5。结果显示,三重交互项系数显著为负,即产融合作政策能够通过降低企业融资约束来提升企业创新绩效。

第三,融资渠道。企业融资资金按照来源可划分为内源融资与外源融资^[34]。内源融资使用自由、融资成本较低,但企业创新研发活动需要长期性、持续性的资金支持且通常伴随较高的风险及不确定性,仅依靠内部融资难以实现企业持续创新的目标。企业在使用外部渠道筹集资金时,融资渠道较少成为一大限制。特别是对非国有企业及中小微企业而言,由于缺乏政策照顾及本身信用资质不足等客观原因,其研发融资需求虽迫切,但难以实现。因此,融资渠道匮乏及研发资金不足成为企业创新的绊脚石。

在产融合作政策支持下,便捷多样的融资渠道为企业外源融资提供了良好的金融环境,提高了对外源融资渠道的使用频率。外部融资对企业创新有较大影响^[35],企业可根据自身资金需求,使用银行贷款、股权融资、债券融资、商业信用融资或融资租赁等不同的融资方式筹集创新资金,进而提高信贷资源配置效率。

尤其是,产融合作政策激励能效信贷、绿色信贷及知识产权质押融资等新产品、新业务开展,为企业提供更多元化的外源融资渠道。融资多样性能缓解融资约束,进而促进企业创新^[36]。此外,产融合作政策强调加强企业融资能力培训,特别是对企业使用新三板、区域性股权市场等融资渠道加强辅导。实践中,股权融资与高风险特征的企业创新活动的匹配度更高,更适宜为其创新活动筹集资金^[37]。且股权再融资降低了企业还本付息的压力,通过为企业研发提供长期的资金保障来源,可缓解企业资金短缺压力,并成为其募集资金的便利渠道^[30]。综上,产融合作政策为企业提供了多元化的外源融资渠道选择,其中又以股权融资作为重要的资金来源。

根据已有文献^[34,38],本文分别采用外源融资和外部股权融资作为企业融资渠道的代理变量。其中,外源融资使用企业滞后一期的筹资活动现金流与企业总资产的比值衡量,外部股权融资依据企业吸收权益性投资收到的现金与企业的总资产比值确定。因此,三重交互项的估计系数刻画了企业利用外源融资或外部股权融资筹集资金对产融合作政策的创新激励效应的平均作用效果,其结果汇报在表 5。三重交互项系数显著为正,说明产融合作政策可通过拓展企业融资渠道,为企业创新活动提供更多元化的资金来源,由此助力提升企业创新绩效。

表 5 作用机制检验结果

变量	营业网点从业 人员密度	融资杠杆	融资约束	融资渠道	
				外源融资	外部股权融资
<i>treat × time × group</i>	0.150 * (0.080)	-0.240 *** (0.076)	-0.138 ** (0.070)	0.472 * (0.250)	0.931 ** (0.394)
<i>treat × time</i>	0.007 (0.045)	0.096 ** (0.041)	0.105 ** (0.048)	0.026 (0.038)	0.045 (0.047)
<i>treat × group</i>	-0.035 (0.054)	0.166 *** (0.064)	0.170 ** (0.077)	-0.217 (0.205)	-0.391 (0.276)
<i>time × group</i>	-0.136 *** (0.042)	0.027 (0.045)	0.087 ** (0.040)	0.299 * (0.155)	-0.244 (0.221)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	14 552	13 855	14 871	12 101	9 418
<i>R</i> ²	0.876	0.881	0.877	0.893	0.899

六、异质性分析

(一) 企业内部经营战略

经营范围过于单一会导致企业依赖某一市场产品,而当相关产品市场发生波动时,企业利润会受到拖累,为此,企业倾向通过压缩研发支出或投入以减缓运营压力。而多元化经营能分散企业整体风险、提升创新资源利用效率,使企业不必放弃创新活动以降低风险,由此强化其增加研发投入的动力。此外,相关多元化经营战略通过大幅降低企业经营的不确定性,提升企业研发投入强度,优化企业专利技术质量,帮助企业实现实质性创新。由此,经营战略差异可能会对企业创新绩效与产融合作政策间的关系带来影响^[38]。

参考曾春华和杨兴全(2012)^[40]的研究,构造多元化经营的哑变量衡量企业多元化经营程度。若企业经营涉及行业数目大于1,取值为1,表示多元化经营程度较高,否则为0。并且,对多元化经营的虚拟变量进行滞后一期处理。表6列(1)、列(2)分别展示了未纳入与已纳入控制变量的检验结果,与前述既有文献结论不同的是,本文发现产融合作政策无法对多元化经营程度较高的企业起到创新激励效应。一个可能的解释是,多元化经营程度较高的企业原本的融资网络通常较广泛、较丰富,而政府主导背景下的金融政策推进可能会在一定程度上对其既有的融资来源网络构成“挤出效应”,从而难以发挥创新激励效应。

(二) 企业生命周期阶段

不同生命发展阶段下企业的外部市场竞争环境存在差异,处于各生命周期阶段的企业会根据其市场地位、竞争力及不同的阶段性发展目标选择相应的融资决策^[30]。本文采用基于现金流的分类方法,将企业生命周期划分为导入期、增长期、成熟期、淘汰期及衰退期后,构造企业生命周期的哑变量。若企业处于增长期则对其取值为1,不处于增长期则均取值为0。同样对变量进行滞后一期处理,其中,未纳入与已纳入控制变量进行考察的结果分别汇报在表6的列(3)、列(4)。

表6的结果表明,产融合作政策实施对增长期的企业创新激励效应更为明显。原因在于:企业初入市场时,其竞争优势相对较弱,具备研发创新动机,但还未形成相对稳定的盈利能力以提供自由的现金流,通常需要依赖外部融资来为研发活动提供资金保证。特别是处于增长期的企业,正处于急需扩大市场份额、稳固市场地位的阶段,企业依托产融合作政策红利增强核心竞争力的动机更强。而处于成熟期的企业,其发展目标将会更偏向扩大企业规模,对创新的需求下降。且随着企业经营规模扩大,企业管理层的委托代理问题加剧,从而可能会影响企业创新活动。此外,处于衰退期或淘汰期的企业大多忙于处理其财务状况恶化等问题,可能无暇顾及相关政策并开展有较高风险的创新活动。

(三) 高管团队金融背景

作为企业战略制定者及执行者,高管团队的特征将会对企业活动产生重要影响^[41]。而高管的金融背景有助于深化对产融合作政策的理解与分析,使企业用好政策机遇。虽然产融合作政策实施能通过创新金融支持方式、为企业提供信贷业务支持等方式来丰富企业融资渠道,但若充分要充分发挥其政策效应,离不开企业高管的专业能力。从专业支撑决策角度看,有金融背景的高管团队可运用其专业知识和技能优势,帮助企业更全面地认识产融合作政策并加以利用,借助更多创新性的金融支持方式与信贷业务,更好地解决企业融资难题。高管团队的金融背景特征会对产融合作政策与企业创新绩效的关系产生影响。

本文通过构造高管金融背景的哑变量衡量企业高管团队的特征,若企业高管团队有金融背景,则取值为1,否则为0。同样地,对该变量进行滞后一期处理,分别考察未纳入与已纳入控制变量的影响,并将结果汇报在表6的列(5)、列(6)。由表6结果可见,与高管团队没有金融背景的企业样本相比,产融合作试点政策对企业创新绩效的促进作用在高管团队具有金融背景的企业样本中更加突出。

表6 异质性检验结果

变量	企业内部经营战略		企业生命周期阶段		高管团队金融背景	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat × time × group</i>	-0.210 ***	-0.162 **	0.108 **	0.100 *	0.169 **	0.145 *
	(0.067)	(0.069)	(0.050)	(0.055)	(0.071)	(0.082)

表 6(续)

变量	企业内部经营战略		企业生命周期阶段		高管团队金融背景	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i> × <i>time</i>	0.162*** (0.054)	0.128** (0.051)	0.008 (0.036)	0.002 (0.037)	0.006 (0.037)	0.005 (0.038)
<i>treat</i> × <i>group</i>	0.146** (0.061)	0.063 (0.072)	-0.060* (0.036)	-0.053 (0.045)	-0.182*** (0.059)	-0.152** (0.075)
<i>time</i> × <i>group</i>	0.001 (0.035)	-0.034 (0.039)	0.057*** (0.020)	0.026 (0.032)	0.021 (0.032)	0.020 (0.051)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	14 767	13 256	15 307	13 716	15 307	13 716
<i>R</i> ²	0.888	0.893	0.888	0.893	0.888	0.893

(四) 拓展性分析

在企业规模、所处行业的客户集中度和地区数字金融发展状况不同的现实情境下,本文还需要进一步探讨产融合作政策通过融资约束和融资渠道来影响企业创新绩效的作用方式是否存在差异,从而为后续的精准确策提供更为充分的定量证据。

1. 关于融资约束作用机制的拓展性分析

(1) 企业规模

多数中小企业现金流不够稳定、业务收入更易受到外部因素影响,因此,金融机构在对中小企业进行信贷前的抗风险评估时,其信贷评分相较于大企业处于劣势地位,由此引发融资困境问题。相较中小企业,大企业融资能力更强,信贷资源也会更倾向于向大企业集中,呈现“强者恒强、弱者恒弱”的**马太效应**^[42]。产融合作政策作为国家支持性金融政策,旨在促进金融资源更好地服务实体经济,从政策初衷来说是较为公平且无差别的,可从整体上为产业发展创造良好的融资环境。因此,与大企业相比,产融合作政策的实施通过降低融资约束来提高中小企业创新绩效的作用更为明显。

本文根据企业规模大小划分样本后,在纳入融资约束机制变量的基础上对两组子样本进行分组回归,即基于三重差分模型进行分组检验,结果汇报在表 7。可以发现,三重交互项系数均为负,验证了上文中产融合作政策是通过降低融资约束来促进企业创新的结论。在此基础上,在中小企业分组中,三重交互项系数显著为负,即产融合作政策通过降低融资约束影响企业创新绩效的作用在中小企业样本中更为明显。这也表明了产融合作试点政策对企业创新的作用呈现普惠和扶弱的特点。

(2) 行业客户集中度

具有较高客户集中度的公司通常会面临债权人更高的利率,即公司贷款成本会受显著影响^[43]。大客户可能会迫使企业降低价格从而影响企业财务状况,且企业因客户账款无法收回而陷入财务困境的概率也会增加,即企业面临着因集中的客户群而引发的违约风险。为此,作为应对及补偿条件,债权人一般会提高具有高客户集中度的企业的融资门槛。在产融合作政策下,基于产融信息对接服务平台,客户信息会更透明化,金融机构掌握企业信息的渠道更为畅通,这利于在优化信贷政策指导下强化精准支持。因此,产融合作

政策通过降低融资约束来影响企业创新的效应在不同的客户集中度下存在差异。

本文将企业样本划分为较高客户集中度与较低客户集中度两类子样本后,在考察融资约束机制影响的三重差分模型中进一步做分组回归检验。表7中企业客户集中度较低分组中的三重交互项系数显著为负的结果说明,产融合作政策的实施通过降低融资约束来促进创新的影响在客户集中度较低的企业中更突出。

2. 关于融资渠道作用机制的拓展性分析

互联网数字技术和金融服务体系的融合,带来了数字金融的兴起,其通过创新产品及服务,克服地区银行网点或自动取款机等硬件设施不足的障碍,实现金融服务成本和门槛降低及金融服务覆盖范围扩大,从而成为普惠金融发展的新兴动力^[44],但目前各地数字金融发展状况仍存在差异,由此可能会对产融合作政策实施效果产生差异化的影响。

根据产融合作行动方案,为大力创新金融支持方式,银行业等金融机构需要积极发展如绿色信贷和政府采购订单质押融资等的信贷业务,开发包括知识产权、应收账款等质押融资在内的贷款新产品,由此拓宽企业融资渠道。特别是对数字金融发展状况欠佳的地区而言,较难获取金融服务的中小微企业也能借助金融产品创新来满足其融资需求。因此,产融合作政策通过多元化融资影响企业创新绩效的作用会因地区数字金融发展状况的不同而存在差异。

本文采用北京大学数字普惠金融指数来衡量地区数字金融发展程度,依据其与均值水平的比较情况将企业样本进行分组,并在识别融资渠道机制的三重差分模型中对两组子样本进行分组回归。表7结果显示,处于数字普惠金融水平较低地区企业分组的三重交互项系数显著为正,证明产融合作政策通过增强融资渠道多样化的方式显著促进了这类企业进行创新活动。从数字金融发展的角度来看,这也说明产融合作试点政策的创新激励效应具有“普惠”和“扶弱”的特征。

表7 拓展性检验结果

变量	企业规模		企业客户集中度		地区数字金融发展	
	大企业	中小企业	集中度高	集中度低	程度较低	程度较高
<i>treat × time × group</i>	-0.180 (0.165)	-0.361 ** (0.166)	0.004 (0.102)	-0.219 ** (0.095)	0.577 * (0.325)	-0.360 (1.224)
<i>treat × time</i>	0.151 (0.159)	0.087 * (0.051)	0.008 (0.072)	0.151 ** (0.063)	0.028 (0.040)	-0.099 (0.085)
<i>treat × group</i>	0.102 (0.137)	0.346 ** (0.135)	0.084 (0.116)	0.184 * (0.101)	-0.287 (0.194)	0.388 (1.225)
<i>time × group</i>	0.270 ** (0.115)	0.257 *** (0.092)	0.096 (0.067)	0.074 (0.051)	0.392 * (0.213)	0.810 (0.988)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	6 582	8 062	5 640	8 760	6 386	5 325
<i>R</i> ²	0.913	0.825	0.889	0.888	0.919	0.939

七、结论与启示

本文以国家产融合作试点城市设立作为一项准自然实验,评估了产融合作试点政策对企业创新的影响。研究发现:产融合作政策实施具有较强的企业创新激励效应。在采用增加区域属性特征控制变量、调整被解释变量衡量指标、两期倍差法、控制产业时间趋势等稳健性检验后,这一结论依然成立。作用机制表明,产融合作试点政策实施可带来规模发展效应和内涵提升效应,即其不仅能增加金融机构营业网点从业人员的数量,还能降低企业融资杠杆和融资约束,而且使企业融资渠道更便捷化多样化,优化企业外源融资方式使用,进而改善企业创新绩效。异质性分析发现,产融合作试点政策的实施对处于生命周期增长期、高管团队有金融背景的企业样本的创新激励效应更为明显。此外,本文还结合数字金融发展等新兴趋势进行拓展研究,不仅揭示了产融合作试点政策对企业创新激励的普惠和扶弱的特征,也揭示了当下强化高管团队金融专业背景和加快地区数字金融发展的必要性。

本文的结论对新时期促进金融体制机制改革与企业创新高质量发展的互动耦合有重要启示。

首先,对地方政府及金融监管部门而言,应积极借鉴服务业综合改革试点建设经验^[45],着力推进产融一体化,继续深化产融合作政策,通过财税政策支持和公共服务平台搭建,为企业外源融资和研发资金筹集提供更优质的金融服务,以产融协同促进金融更有效地支持实体经济发展。

其次,对企业而言,应客观评估自身所处的生命周期阶段和市场竞争地位,密切关注与国家产融合作试点相关的政策动态,及时优化企业融资策略及渠道,充分使用多元化外源融资渠道,借助产融合作试点政策红利,开展更多高质量创新活动。此外,还应加强对高管和员工金融素养的培训,注重企业治理能力、经营绩效、环境绩效等与融资相关的评估指标,从根本上提升外源融资能力和授信资质,为用好产融合作政策提供基础。

再次,金融机构作为产融合作政策的重要实施主体,应在满足风险管控要求的基础上,借助新一代信息技术,加强金融产品和服务创新力度,切实提升服务实体经济能力,以更好地满足客户融资需求,营造良好的金融服务环境。

最后,应注意因地制宜、因企施策,避免出台“一刀切”和“大水漫灌”的金融和产业政策。鉴于产融合作政策实施作用的差异性,对多元化经营程度较低的企业、处于生命周期增长期的企业、高管团队具有金融背景的企业,以及对中小企业、具有较低客户集中度的企业、处于地区数字金融发展基础薄弱的企业来说,产融合作试点政策应分类施策,实现差异化引导。对薄弱的企业群体而言,要着眼于“补短板、强弱项、提能力”,不断完善企业信用状况和履约能力。而对其他的企业样本来说,产融合作试点政策应立足于“强管理、促提升、谋发展”,从追求金融发展量的扩张逐步向功能提升和结构优化转变,进一步促进金融服务体系内涵式发展,从而推动产业链、创新链和资金链的深度融合。

参考文献:

- [1]徐辉,周孝华.制度环境、产融结合对企业创新绩效的影响研究[J].科学学研究,2020(1):158-168.
- [2]丁方飞,谢昊翔.财税政策能激励企业的高质量创新吗?——来自创业板上市公司的证据[J].财经理论与实践,2021(4):74-81.
- [3]卢真,朱俊杰.财政补贴与企业创新产出质量——基于上市公司面板数据[J].河北经贸大学学报,2019(5):35-42,59.

- [4] 陈文俊, 彭有为, 胡心怡. 战略性新兴产业政策是否提升了创新绩效[J]. 科研管理, 2020(1): 22-34.
- [5] 杨波, 李波. 开发区设立提升了企业创新质量吗——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2021(3): 79-87.
- [6] 杨箐, 李茫茫, 刘放. 产融结合与实体企业技术创新: 促进还是抑制——基于金融机构持股实体企业的实证研究[J]. 宏观经济研究, 2019(10): 62-77.
- [7] HOLMSTROM B. Agency costs and innovation[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 1989, 12(3): 305-327.
- [8] HALL B H. The financing of research and development[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002, 18(1): 35-51.
- [9] 李真, 席菲菲, 陈天明. 企业融资渠道与创新研发投入[J]. 外国经济与管理, 2020(8): 123-138.
- [10] 潘孝珍, 楼梦佳. 政府研发补贴的激励效应存在门槛吗? ——基于融资结构视角的实证研究[J]. 科技管理研究, 2021(9): 45-51.
- [11] 李仲泽. 机构持股能否提升企业创新质量[J]. 山西财经大学学报, 2020(11): 85-98.
- [12] 孙继国, 陈琪, 胡金焱. 金融科技是否提升了中小企业价值? ——基于技术创新和信息透明度的视角[J]. 财经问题研究, 2022(8): 73-81.
- [13] 邓路, 谢志华, 李思飞. 民间金融、制度环境与地区经济增长[J]. 管理世界, 2014(3): 31-40, 187.
- [14] TSAI C, PENG K J. The FinTech revolution and financial regulation: the case of online supply-chain financing[J]. Asian Journal of Law and Society, 2017, 4(1): 109-132.
- [15] 邱志刚, 罗煜, 江颖, 等. 金融科技会颠覆传统金融吗? ——大数据信贷的经济解释[J]. 国际金融研究, 2020(8): 35-45.
- [16] DEMERTZIS M, MERLER S, WOLFF G B. Capital markets union and the fintech opportunity[J]. Journal of Financial Regulation, 2018, 4(1): 157-165.
- [17] 张海君. 企业融资需求、成长性、金融服务与银行信贷可得性——基于 A 股上市公司的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2016(9): 39-52.
- [18] 杨金坤. 企业社会责任信息披露与创新绩效——基于“强制披露时代”中国上市公司的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2021(1): 57-75.
- [19] 谢宝剑, 杨娇, 钟韵. 中国(上海)自由贸易试验区金融创新对区内企业的影响机理分析[J]. 亚太经济, 2016(2): 121-127.
- [20] 何涌. R&D 投入能促进企业创新质量的提升吗? ——基于风险投资的调节作用[J]. 经济经纬, 2019(4): 118-125.
- [21] HOLLANDER S, VERRIEST A. Bridging the gap: the design of bank loan contracts and distance[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 119(2): 399-419.
- [22] 戴美虹. 金融地理结构、银行竞争与营商环境——来自银行分支机构数量和企业失信的经验证据[J]. 财贸经济, 2022(5): 66-81.
- [23] 江轩宇, 贾婧, 刘琪. 债务结构优化与企业创新——基于企业债券融资视角的研究[J]. 金融研究, 2021(4): 131-149.
- [24] ZHU C. Big data as a governance mechanism[J]. The Review of Financial Studies, 2019, 32(5): 2021-2061.
- [25] 黄锐, 赖晓冰, 赵丹妮, 等. 数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估[J]. 中国经济问题, 2021(1): 52-66.
- [26] 杨理强, 陈少华, 陈爱华. 内部资本市场提升企业创新能力了吗? ——作用机理与路径分析[J]. 经济管理, 2019(4): 175-192.
- [27] 潘海英, 王春风. 实体企业金融化抑制了企业创新吗? ——基于高质量发展背景下企业创新二元视角[J]. 南京审计大学学报, 2020(2): 49-58.
- [28] HE J, TIAN X. The dark side of analyst coverage: the case of innovation[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 856-878.
- [29] 陈孝明, 张可欣. 企业金融资产配置与创新投资: 蓄水池效应还是挤出效应[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2020(6): 80-98.
- [30] 宋玉臣, 任浩锋, 张炎炎. 股权再融资促进制造业企业创新了吗? ——基于竞争视角的解释[J/OL]. 南开管理评论, 2021[2021-10-31]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20210922.1328.002.html>.
- [31] 陈志刚, 何蕙仪. 融资渠道与中国区域技术创新——分省面板数据实证研究[J]. 科技进步与对策, 2019(7): 33-39.
- [32] 钱雪松, 方胜. 《物权法》出台、融资约束与民营企业投资效率——基于双重差分法的经验分析[J]. 经济学(季刊), 2021(2): 713-732.
- [33] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [34] 文旭倩, 叶勇. 客户集中对企业创新投入的影响——基于融资结构的中介效应[J]. 数理统计与管理, 2020(4): 675-690.
- [35] BROWN J R, MARTINSSON G, PETERSEN B C. Do financing constraints matter for R&D? [J]. European Economic Review, 2012, 56(8): 1512-1529.
- [36] 刘政, 陈晓莹, 杨先明. 融资多样性对企业技术创新的影响机制研究[J]. 科技进步与对策, 2017(3): 84-92.
- [37] 胡恒强, 范从来, 杜晴. 融资结构、融资约束与企业创新投入[J]. 中国经济问题, 2020(1): 27-41.
- [38] 梅丹, 程明. 商业信用融资、客户集中度与企业研发投入[J]. 经济与管理评论, 2021(5): 139-149.

- [39] 吕贤杰,陶锋. 相关与非相关多元化经营抑制了实质性创新吗[J]. 科技进步与对策,2020(19):96-104.
- [40] 曾春华,杨兴全. 多元化经营、财务杠杆与过度投资[J]. 审计与经济研究,2012(6):83-91.
- [41] 朱晋伟,赵曜. 高管团队职能异质性对创新绩效的影响机制——基于创业板企业的实证分析[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2021(5):45-51.
- [42] 李军林,朱沛华. 经济危机冲击与企业信贷配置——基于中小企业融资的视角[J]. 经济学家,2020(10):75-86.
- [43] 陈胜蓝,刘晓玲. 中国城际高铁与银行贷款成本——基于客户集中度风险的视角[J]. 经济学(季刊),2020(5):173-192.
- [44] 郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [45] 刘胜,徐榕鑫,陈秀英. 服务业综合改革政策的效果评估——兼论体制机制创新助力高质量发展启示[J]. 上海财经大学学报,2021(3):79-94.

Evaluation of Impact of Industrial and Financial Cooperation Policies on Enterprise Innovation—Evidence of Scale Development and Connotation Improvement

LIU Sheng¹, LUO Junyu¹, CHEN Xiuying²

(1. Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006;

2. Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521)

Abstract: From the perspective of credit allocation, this paper takes the establishment of national pilot cities for industrial and financial cooperation as a quasi-natural experiment, to evaluate the impact of industrial and financial cooperation on enterprise innovation by using the DID and DDD methods respectively. It is found that the industrial and financial cooperation policy significantly promotes the quality of enterprise innovation performance. It is still valid after a series of robustness tests, such as adding omitted variables, adjusting explanatory variables, adopting the two-stage DID method, and controlling the industrial time trend. The mechanism test shows that the policy can jointly improve the innovation performance of enterprises through the scale development effect, such as increasing the density of bank employees, as well as the connotation improvement effect, such as reducing the financing leverage of enterprises, alleviating their financing constraints, and broadening their financing channels. The heterogeneity test reveals that implementing the industrial and financial cooperation policy is more prominent for samples with a growing life cycle, and a senior management team with financial background. Under the background of the strategy of building an innovative country, this paper may provide a new perspective for enhancing the micro-innovation impact in the context of in-depth industrial and financial cooperation on enterprise innovation, as well as some evidence for integrating financial services with the real economy in the new stage of development.

Keywords: industry and finance cooperation; enterprise innovation; innovation performance; innovation quality; scale development; connotation improvement

责任编辑:姜 菜;姚望春