DOI:10. 3876/j. issn. 1671 - 4970. 2026. 05. 012

产融合作试点政策何以赋能新质生产力提升
——基于规模效应与结构效应的双重视角

李晓龙,黄　瑶

(贵州财经大学应用经济学院)

摘要:随着全球科技革命与产业变革加速演进,中国金融服务实体经济的导向不断强化,大力发展新质生产力已然成为实体经济转型升级的核心引擎。在此背景下,产融合作试点政策作为助力实体经济提质增效的重要政策抓手,其究竟通过何种渠道赋能新质生产力提升,亟待深入探讨。从规模效应与结构效应的双重视角出发,基于 2011—2022 年中国地级城市面板数据,运用多时点双重差分法实证检验产融合作试点政策对新质生产力的影响效应及其作用机制。研究发现,产融合作试点政策显著提升了新质生产力,且该结论通过一系列稳健性检验和内生性处理后依然成立。机制检验显示,产融合作试点政策主要通过发挥规模效应扩大信贷供给规模、依托结构效应促进产业结构升级两大渠道赋能新质生产力提升。进一步的异质性分析与空间溢出效应检验表明,相较于行政等级较低城市、资源型城市和内陆城市,产融合作试点政策对新质生产力的提升作用在行政等级较高城市、非资源型城市和沿海城市更加显著,且产融合作试点政策可以通过空间溢出效应推动邻近试点城市新质生产力提升。

关键词:产融合作;新质生产力;信贷供给规模;产业结构升级;多时点双重差分法

一、问题的提出

新质生产力由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生,以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵,以全要素生产率大幅提升为核心标志,特点是创新,关键在质优,本质是先进生产力[1]。加快培育新质生产力有助于中国在全球科技竞争中抢占制高点、把握发展主动权,其不仅是破解传统发展模式约束、推动高质量发展的内在要求,更是实现中国式现代化的必然选择[2]。然而,新质生产力的培育与发展受到制度环境、技术水平、人才储备及金融体系等多维因素制约,其中的金融作为关键赋能要素,通过发挥资源配置枢纽作用对新质生产力的形成与跃升具有显著的杠杆效应。但就目前而言,金融支持尚存在资金供给不足、融资渠道单一、风险评估体系不完善等结构性短板,严重阻碍了新质生产力的形成与发展。基于此,创新金融支持方式是当前提升新质生产力亟须解决的重要课题。近年来,产融合作作为金融支持实体经济发展的创新模式,备受社会各界的广泛关注。“产融合作”一词源于“产融结合”[3],但与产融结合强调以股权结合有所不同[4],产融合作是指产业与金融之间的深度融合与协同发展[5],通过一系列机制和手段,实现两者的资

引用本文:李晓龙,黄瑶. 产融合作试点政策何以赋能新质生产力提升——基于规模效应与结构效应的双重视角[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2026,28(5):130-143.

基金项目:贵州省高校人文社会科学研究项目(2025RW033)

作者简介:李晓龙(1990—),男,副教授,博士,主要从事产业金融研究。E-mail:lixiaolong9005@163. com

源优化配置、风险共担及利益共享。为更好地实现产融结合、发挥金融领域对实体经济的促进作用,《关于深化制造业与互联网融合发展的指导意见》决定设立若干产融合作试点城市,并于2017年2月正式公布了首批37个国家产融合作试点城市(区)名单,产融合作试点政策由此拉开序幕。相关数据显示,截至2024年,全国共开展三批产融合作试点,累计覆盖100余个城市(区)。产融合作试点政策强调产业与金融的良性互动,以提高产融信息对接效率,强化金融资源有效配置,推动产业提质增效、转型升级,由此可为新质生产力发展提升金融服务效能、提供产业创新支撑。那么,在持续提升金融服务实体经济质效的背景下,产融合作试点政策能否提升新质生产力、且通过何种传导渠道提升新质生产力,厘清上述问题不仅有利于促进经济高质量发展,而且能为推动中国式现代化进程和建设创新型国家提供重要参考。

现有关于产融合作试点政策与新质生产力关系的文献,主要集中于以下两方面:一是关于产融合作试点政策的经济效应研究。在微观层面,既有研究发现实施产融合作试点政策能够显著提升企业创新绩效[6]并推动企业提高现金股利发放额度,增强其股利平稳性[7]。相较于非试点城市,试点城市内的企业在政策实施后,其投资效率[8]及长期导向韧性[9]均实现了明显提升。在宏观层面,产融合作试点政策能够通过信贷和投资配置效应提升金融服务实体经济效率[10]。同时,产融合作试点政策所带来的创新激励和技术进步效应,有助于破解中国深化供给侧结构性改革中存在的问题,从而促进产业结构合理化[11],并发挥降碳增效的作用[5]。二是关于产业政策与金融政策对新质生产力的影响研究。从产业政策来看,因地制宜发展新质生产力,必然要有与之相适配的产业政策[12]。现阶段,发展未来产业是培育新质生产力的战略选择,黄群慧等从加强基础研究、攻关关键共性技术、强化政策协同等方面,提出了相应的产业政策创新思路[13]。李晓龙等以创新型产业集群试点为准自然实验研究发现,创新型产业集群政策显著促进了试点城市新质生产力发展[14]。从金融政策来看,其通过支持企业科技革新与产业升级,成为新质生产力形成及发展的关键环节[15]。刘洪铎等基于国家金融综合改革试验区的准自然实验证实,金融改革政策有助于提升新质生产力[16]。作为“五篇大文章”之首,科技金融政策不仅可以通过增强政府创新补贴、降低信息约束来提升微观企业新质生产力[17],还能凭借技术进步效应和规模效率改善效应促进宏观地区新质生产力发展[18]。

综上所述,现有研究已就产融合作试点政策的经济效应、产业政策与金融政策对新质生产力的影响等作了初步探讨,这为本研究提供了较好的逻辑起点,但仍存在一定的改进与拓展空间:一方面,现有文献多捕捉产融合作试点政策的微观效应或对产业结构、绿色发展等的影响,结论相对局限,因此有必要将研究视角延伸至新质生产力这一崭新的经济学理论范畴。另一方面,既有研究虽考察了产业政策或金融政策在新质生产力发展过程中的重要作用,但作为产业与金融深度融合的典型政策举措——产融合作试点政策对新质生产力的赋能作用尚未得到充分关注。为此,本研究聚焦产融合作试点政策通过政策工具增加信贷供给规模(规模效应)和引导资源促进产业结构升级(结构效应)的核心内涵,从双重视角系统性分析产融合作试点政策对新质生产力的影响,并通过实证检验来验证这一影响,旨在为推动新质生产力发展及提升产融合作试点政策成效提供有益参考。本研究的主要边际贡献在于:一是拓宽了产融合作试点政策的经济效应研究边界。本研究将产融合作试点政策与新质生产力一同纳入研究框架,使产融合作试点政策的经济效应研究边界拓展到新质生产力领域,以适应产融合作服务经济高质量发展的战略需求。二是丰富了新质生产力发展的制度前因文献。借助产融合作试点政策这一准自然实验,本研究在理论和实证方面探究了其对新质生产力的赋能作用,有助于丰富新质生产力培育的政策手段,对现有文献形成有益补充。三是打开了产融合作试点政策与新质生产力之间的关系“黑箱”。基于增加信贷供给规模(规模效应)和促进产业结构升级(结构效应)两个视角,本研究解析

产融合作试点政策影响新质生产力的传导渠道,有助于深化对产融合作赋能新质生产力提升内在规律的理解。

二、理论分析与研究假设

1. 产融合作试点政策对新质生产力的直接影响分析

新质生产力是符合新发展理念的先进生产力质态,具有高科技、高质量及高效能等特征,这也决定了新质生产力是一个至少涵盖科技生产力、绿色生产力和数字生产力三方面的集成体[19]。首先,高科技特征集中体现在科技生产力上,包括以原始创新为驱动的创新生产力和以关键技术突破为核心的技术生产力,推动生产力向更高形态跃迁。其次,高质量特征突出表现为绿色生产力,既包含通过循环利用和能效提升实现的资源节约型生产力,也涵盖以清洁能源和低碳技术为基础的环境友好型生产力,实现生产力向绿色低碳加速转型。最后,高效能特征则深度融入数字生产力,既表现为以数字技术产业化应用为核心的数字产业生产力的蓬勃发展,更通过产业数字生产力对传统行业的智能化改造,实现全要素生产率的系统性提升。三大生产力维度相互支撑、有机融合,共同构成驱动高质量发展的新质生产力体系。产融合作试点政策本质上是一种结构性政策,重点支持科技创新、绿色低碳和数字智能等领域,可为科技生产力、绿色生产力及数字生产力发展提供适配性金融支持。为此,本研究从三大生产力维度出发,系统分析产融合作试点政策对新质生产力的直接影响效应。

第一,产融合作试点政策可助推科技生产力的快速发展。从创新生产力来看,产融合作试点政策的实施不仅可以使创新型企业在资金受阻时获得金融机构及时的资金援助和信贷供给,还能够有效减轻创新投资过程中存在的信息不对称问题,有效缓解企业在科技创新投入时面临的资金瓶颈和风险问题,加快创新成果转化,推动创新生产力的快速涌现。从技术生产力来看,产融合作试点政策通过设立科创类基金、概念验证基金等,为科研人员挖掘新兴科技领域提供资金支持,构建覆盖技术研发全周期的资金链,从而加速技术生产力的发展。

第二,产融合作试点政策能够促进绿色生产力的持续涌现。在资源节约型生产力方面,产融合作试点政策鼓励金融机构将企业资源节约指标纳入 ESG 评价体系,对资源利用效率高的企业发放更低利率、更长期限贷款,可倒逼企业提升资源利用效率,实现“资源-产业-金融”良性循环,助力资源节约型生产力发展。在环境友好型生产力方面,产融合作试点政策通过构建“产业需求-金融供给”精准对接机制,引导绿色信贷、碳中和债券等金融工具向清洁技术研发与低碳项目倾斜,能够推动资源要素向环境友好型领域集聚,从而突破绿色创新与成果转化的核心关卡[20],提升环境友好型生产力水平。

第三,产融合作试点政策可激发数字生产力的发展活力。在数字产业生产力方面,产融合作试点政策通过提供多元化的融资模式(风险投资、产业基金、供应链金融等)可有效缓解数字企业在技术攻关、设备升级和市场拓展中的资金瓶颈,加速云计算、区块链、物联网等核心技术的规模化落地,为数字技术研发和产业化应用提供强有力的资金保障,进而有利于数字产业生产力发展。在产业数字生产力方面,产融合作试点政策通过构建产融数字化服务平台,设立数字化改造专项融资通道,创新“投-贷-保-担”联动机制,能够加速传统产业的数字化发展,从而带动产业数字生产力的跃升。

据此,提出研究假设 H1:产融合作试点政策有助于提升新质生产力。

2. 产融合作试点政策对新质生产力的间接影响分析

产融合作作为连接产业资源与金融资本的重要桥梁,以独特的模式特点在新质生产力培育过程中发挥着重要作用:一方面,在这种模式下,金融机构能够依据产业发展的实际需求,更为精准地提供资金支持;另一方面,该模式能够将分散的产业资源进行集中,引导产业向更高层次、更具竞争力的方向升级。有鉴于此,从增加信贷供给规模(规模效应)和促进产业结构升级(结构效应)两个方面,系统分析产融合作试点政策对新质生产力的间接影响效应。

(1)增加信贷供给规模

借助信息共享和股权关联,产融合作试点政策有助于增加信贷供给规模:一方面,依据信息不对称理论,产融合作试点政策通过推动金融机构与产业之间建立起内部畅通的信息沟通渠道,将自身拥有的信息资源和经验提供给企业,实现双方信息共享、优势互补,以缓解信息不对等问题[21],并便于企业获取信贷资金。另一方面,基于金融中介理论,产融合作试点政策通过制度创新允许非金融企业参股金融机构,运用诸如派遣董事等策略参与运营[22],使得企业有能力直接影响金融机构的信贷决策,从而能在同等条件下更易与金融机构达成信贷交易,获得关联贷款。而信贷供给规模的增加则有利于驱动新质生产力的快速跃升:其一,信贷供给规模增加为企业拓宽了融资渠道,使得企业有更多资金投入研发项目,增强技术创新能力,从而促进科技生产力发展。其二,信贷供给规模增加可为研发机构和企业提供低息贷款或专项融资,重点支持清洁能源、节能环保、碳捕集等绿色技术攻关,缓解其资金约束,降低技术转化风险,从而有效提升绿色生产力水平。其三,信贷供给规模增加能够有效提升 5G 网络、数据中心、工业互联网等新型基础设施的投资力度,助力运营商和企业加速网络部署与硬件设备升级,从而增强数字技术的承载能力,为数字生产力的深度渗透奠定坚实基础。

据此,提出研究假设 H2:产融合作试点政策可通过增加信贷供给规模提升新质生产力。

(2)促进产业结构升级

产融合作试点政策依托“融资转化”和“合作赋能”促进产业结构升级:一方面,根据优序融资理论,企业融资顺序通常为“内部融资→债权融资→股权融资”[23]。产融合作通过推动债权融资向内部融资转化,有效降低了企业融资成本,使其能够将更多资源投入先进技术引进和研发创新,从而为产业结构升级提供持续动力。另一方面,基于资源依赖理论,金融机构凭借其信息整合、技术应用与风险管理优势,能够为合作企业提供市场动态与行业趋势的精准研判,不仅能帮助企业把握市场机遇、优化战略决策,还能促进产业链协同创新,从而为产业结构升级提供关键支撑。而产业结构升级可为新质生产力提升提供内生动力:首先,产业结构升级通过驱动传统产业智能化转型与高技术产业崛起,形成技术扩散的“雁阵效应”[24],有助于加速科技生产力跃升。其次,产业结构升级通过淘汰高耗能落后产能,战略性布局新能源与环保产业,在实现经济增长与生态保护协同共生的同时能够加速培育绿色生产力。最后,产业结构升级通过推动传统产业与数字技术的深度融合,形成“以数字技术赋能传统产业,以传统产业需求反哺数字技术”的良性循环,从而提升数字生产力的整体效能。

据此,提出研究假设 H3:产融合作试点政策可通过促进产业结构升级提升新质生产力。

综合上述分析,构建理论框架(图 1)。

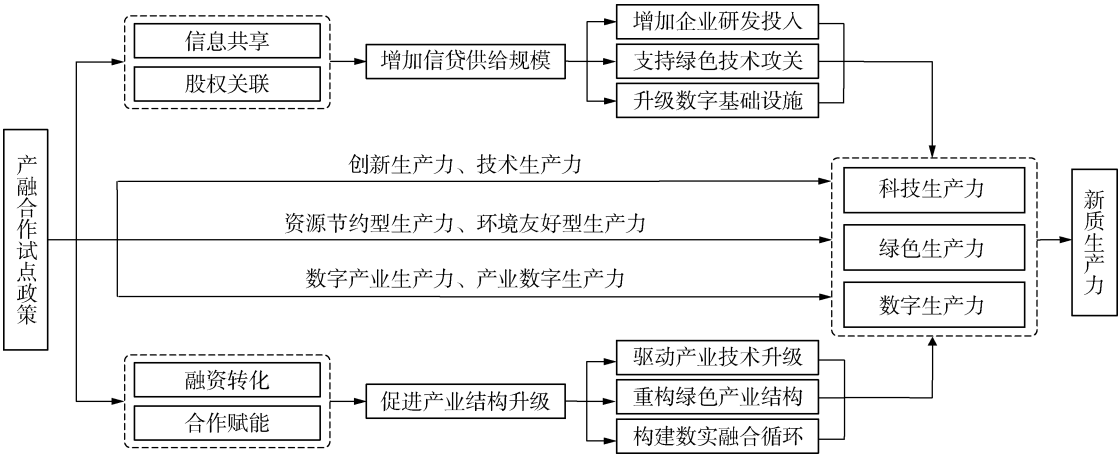

图 1　理论框架

三、研究设计

1. 变量选择

(1)被解释变量:新质生产力(*NQP*)

基于新质生产力的本质内涵与核心要点,借鉴已有研究[19,25],将科技生产力、绿色生产力及数字生产力作为核心维度,构建新质生产力综合评价指标体系,并使用熵值法进行综合指数测算,指标体系的相关信息与结构如表 1 所示。

(2)解释变量:产融合作试点政策(*COO*)

将 2017 年与 2020 年两批"国家产融合作试点城市"的设立作为准自然实验场景。具体赋值规则为:若城市 i 在 t 年份成功获批成为产融合作试点城市,则该城市在 t 年份及之后取值为 1,未获批或未到试点年份则取值为 0。为准确评估产融合作试点的政策效应,剔除部分区域性试点(仅有市域内的区、县获批为产融合作试点)的试点城市、第一批未延续的试点城市及统计数据严重缺失的部分城市①,最终确定两个批次国家产融合作试点城市中的 34 个地级城市为处理组,其余 223 个地级城市为对照组。此外,在稳健性检验部分只考虑第一批试点,将样本区间设定为 2011—2019 年,以增强研究结论的稳健性。

(3)控制变量

为避免遗漏变量造成估计偏误,结合现有文献并考虑数据的可得性[14,25],进一步选取如下控制变量:①教育投入力度(*EDU*),通过财政教育支出占财政总支出的比重表示。教育投入是高素质创新人才培育的核心保障,直接影响新质生产力发展的要素供给。②人力资本水平(*HUM*),采用城镇职工平均工资的对数值进行衡量。人力资本水平决定技术吸收与转化能力,是新质生产力培育的关键支撑条件。③经济发展水平(*GRO*),以人均地区生产总值的对数值作为度量指标。经济发展水平反映区域市场规模与消费能力,关乎新技术、新业态的商业化落地及新质生产力的转化效率。④创业活跃程度(*ENT*),借助私营部门就业人数与总就业

表 1　新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标解释	属性
科技生产力	创新生产力	创新专利	人均专利授权数	正向
		创新人才	科学研究和技术服务业从业人数占比	正向
		创新资金	财政科技支出占比	正向
	技术生产力	技术进步	Malmquist 法测算的全要素生产率的技术进步贡献	正向
		技术效率	Malmquist 法测算的全要素生产率的技术效率贡献	正向
绿色生产力	资源节约型生产力	能源强度	全社会用电量/地区生产总值	负向
		用水强度	供水总量/地区生产总值	负向
		废物利用	工业固体废物综合利用量/产生量	正向
	环境友好型生产力	污水处理	污水处理厂集中处理率	正向
		垃圾处理	生活垃圾无害化处理率	正向
		废气排放	工业 SO_2 排放/地区生产总值	负向
数字生产力	数字产业生产力	数字产业基础	每百人互联网宽带用户接入数	正向
		数字产业从业	信息传输、计算机服务和软件业从业人数占比	正向
		数字产业收益	人均邮电业务量	正向
	产业数字生产力	农业数字化	人均数字农业企业数	正向
		工业数字化	人均工业互联网产业企业数	正向
		服务业数字化	人均电子商务企业数	正向

① 考虑到样本的一致性和数据的可获得性,剔除北京、上海、重庆和天津 4 个直辖市及海南、青海、新疆、西藏等《中国城市统计年鉴》中地级城市数量较少的省域及自治区。

人数的比值体现。创业活跃度反映市场创新活力,是新质生产力相关业态萌芽与成长的重要载体。⑤政府治理效率(*GOV*),用年末总人数除以公共管理、社会保障和社会组织就业人数的结果反映。高效的政府治理能够降低制度性交易成本,为新质生产力培育提供稳定的制度保障。⑥对外引资水平(*OPE*),以人均实际利用外资金额的对数值表征。外资引入可带来先进技术、管理经验与充足资本,助力新质生产力相关产业提质增效。

2. 模型设定

为评估产融合作试点政策对新质生产力的净效应,沿用已有研究设计[26],将产融合作试点政策归为准自然实验范畴。鉴于政策实施呈现多批次特征,相应设定多时点双重差分模型如下:

$$NQP_{it}=\alpha_0+\alpha_1 COO_{it}+\alpha_2 X_{it}+\mu_i+\tau_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:i、t 分别为城市和年份;NQP_{it} 为城市 i 在 t 年份的新质生产力水平;COO_{it} 为产融合作试点政策;X_{it} 为城市层面的控制变量;μ_i、τ_t 分别为城市和年份固定效应;ε_{it} 为随机误差项。

3. 数据来源

研究样本涵盖中国 257 个地级城市 2011—2022 年数据,原始数据来源包括《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库、CNRDS 数据库、企研社科大数据平台及工业和信息化部官方网站。变量描述性统计结果显示,新质生产力均值为 0.246 5,最小值和最大值分别为 0.170 7 与 0.589 5,由此可见样本城市新质生产力普遍处于较低水平,且城市间差异较为突出。

四、实证检验与结果分析

1. 基准回归检验

为确保结果的稳健性,选择在式(1)中逐步加入控制变量的方式进行实证检验。表 2 列(1)为未纳入控制变量时的回归结果,由此可见产融合作试点政策(*COO*)的回归系数在 1%的显著性水平上为正,表明产融合作试点政策对新质生产力的提升产生了显著的促进作用。列(2)至(7)表明,随着控制变量的逐步加入,*COO* 的系数均在 1%的显著性水平上保持正值,表明产融合作试点政策对新质生产力的提升具有持续且稳定的正向效应。基于此,假设 H1 得以证实。如前文所述,产融合作试点政策本质上是一种结构性政策,重点支持科技创新、绿色低碳和数字智能等领域,可为科技生产力、绿色生产力及数字生产力发展提供适配性金融支持,从而为生产力跃迁提供强大动力。控制变量的估计结果显示,教育投入力度、人力资本水平、经济发展水平、创业活跃程度、政府治理效率及对外引资水平均是助力新质生产力提升的重要因素。

表 2　基准回归检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
COO	0.020 8***	0.020 2***	0.020 3***	0.020 6***	0.020 9***	0.019 8***	0.019 7***
	(0.007 4)	(0.007 1)	(0.007 0)	(0.007 0)	(0.007 0)	(0.007 0)	(0.007 0)
EDU		0.131 2***	0.124 7***	0.126 7***	0.129 4***	0.127 6***	0.126 7***
		(0.037 2)	(0.036 7)	(0.036 7)	(0.036 6)	(0.036 3)	(0.036 1)
HUM			0.014 4***	0.012 3***	0.011 7***	0.012 0***	0.011 9***
			(0.004 6)	(0.004 2)	(0.004 3)	(0.004 4)	(0.004 4)
GRO				(0.003 6)	(0.003 6)	(0.003 7)	(0.003 7)
				(0.003 6)	(0.003 6)	(0.003 7)	(0.003 7)
ENT					0.013 1**	0.012 7**	0.012 6**
					(0.006 0)	(0.005 9)	(0.005 9)
GOV						0.024 6***	0.024 1***
						(0.008 8)	(0.008 8)
OPE							0.000 6*
							(0.000 4)
常数项	0.222 1***	0.197 9***	0.048 6	−0.026 1	−0.030 9	−0.107 4*	−0.096 7
	(0.001 2)	(0.007 3)	(0.048 9)	(0.053 8)	(0.053 9)	(0.060 7)	(0.060 2)
城市/年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
拟合优度 R^2	0.626 9	0.635 2	0.638 6	0.641 6	0.643 2	0.650 9	0.651 4
观测值	3 084	3 084	3 084	3 084	3 084	3 084	3 084

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著;括号内为稳健标准误。下同。

2. 多时点双重差分模型有效性测试

(1)平行趋势检验与敏感性分析

假设没有产融合作试点政策的影响,产融合作试点城市与非试点城市在新质生产力的发展方向上应当保持一致,这样才能确保其可比性。因此,借鉴已有研究思路[27],在考虑样本结构的对称性与集中性的前提下,将产融合作试点政策的-5 至 5 期作为窗口期、-1 期作为基期,采用事件分析法开展平行趋势检验。从图 2 的检验结果来看,政策试点前,产融合作试点政策(*COO*)的回归系数不具备统计显著性,这意味着政策实施前处理组城市与对照组城市无明显差异,由此,平行趋势检验通过。

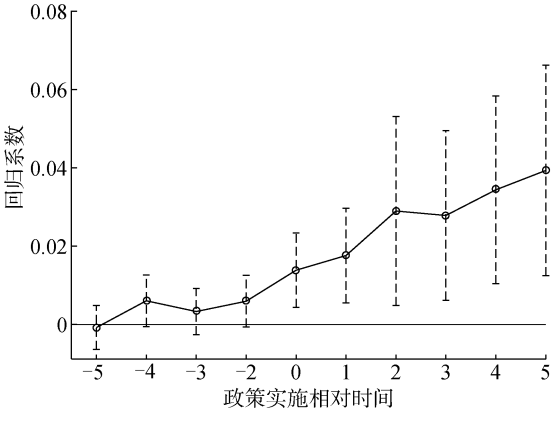

图 2　平行趋势检验结果

考虑到上述平行趋势检验结果存在微弱的事前趋势,为确保结论的稳健性,进一步借鉴已有做法[28],当平行趋势假设未满足时,可对政策实施后点估计量的置信区间开展敏感性分析。具体而言,设置与平行趋势的最大偏离程度 Mbar 为 1×标准误,对政策实施后当期政策效应显著异于 0 的估计系数进行敏感性分析①。图 3 结果显示,在相对偏离程度的约束下,政策实施后第一期效应的稳定性较强,这表明即便平行趋势存在一定偏离,产融合作试点政策依旧对新质生产力具有显著的提升作用。

(2)安慰剂检验

为确保产融合作试点政策效应并非偶然,采用安慰剂检验排除其他变量对回归结果的影响。具体操作如下:从样本中随机选

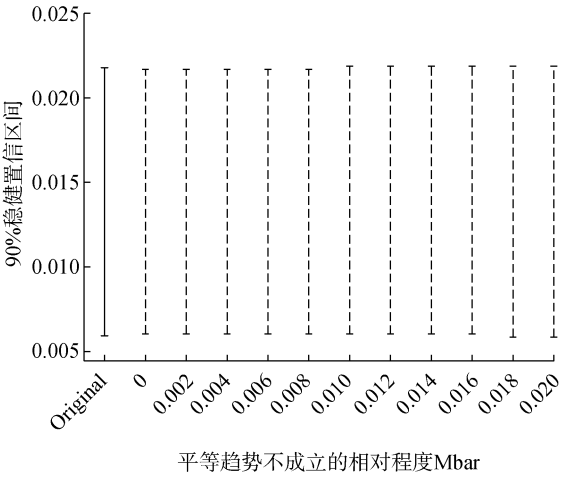

图 3　敏感性分析结果

取 34 个城市作为伪处理组,剩余城市作为伪对照组,以此重新构建样本进行回归(重复 500 次),进而绘制解释变量回归系数的分布图谱。观察可知,随机抽样得到的回归系数围绕 0 值分布,且基本符合正态分布,表明产融合作试点政策实施对新质生产力的提升效应并非随机偶发,从而证实了基准回归分析的有效性。

(3)异质性处理效应检验

一方面,即便平行趋势假设条件成立,多时点双重差分模型中也可能产生“坏的对照组”,即较早接受处理的个体可能会沦为较晚处理组个体的对照组,这是造成异质性处理效应的主要缘由[29]。为此,对基准回归的平均处理效应进行 Bacon 分解。结果显示,时变处理组以未受处理组为对照组的权重占比高达 94.52%,而两者之间的权重占比仅为 1.18%,由此可判断前文估计结果较为有效。

另一方面,当存在异质性处理效应时,可能会出现负权重,若负权重占比偏高,模型估算结果的有效性将会受到影响[30]。进一步计算负权重的数量发现,负权重占比为 0,表明负权重问题对此次估计结果并无影响。

3. 内生性分析与稳健性检验

(1)内生性分析

由于产融合作试点城市的选取并非完全随

① 同时,对政策实施后政策效应显著异于 0 的时期(第 1 期—第 5 期)均进行敏感性分析。结果表明,当存在一定程度的偏差时,平行趋势依旧成立。

机,可能存在政策内生性的问题。参考已有思路[31],选取城市是否在清末被设立为通商口岸作为产融合作试点政策的工具变量。由于该变量不随时间变化,将其与时间趋势交乘,构建面板工具变量。从相关性来说,通商口岸城市在经济发展和开放程度上具有优势,在近代积累了产业和金融发展经验,其在城市中的分布与产融合作试点城市的选择密切相关;从外生性来说,是否在清末被选为通商口岸主要由当时的国家政策和外部环境决定,不会直接影响当前新质生产力。

表3估计结果显示,列(1)中工具变量的回归系数为正且通过了1%的显著性水平检验,验证了工具变量的相关性假定;列(2)中产融合作试点政策(*COO*)的回归系数在1%的水平上显著为正,且K-P rk LM统计量和K-P rk Wald *F*统计量通过了可识别性检验与弱工具变量检验,表明在考虑内生性问题后,产融合作试点政策有助于提升新质生产力的结论依旧成立。

表3　工具变量估计结果

变量	(1)第一阶段	(2)第二阶段
COO		0.111 2***
		(0.021 9)
IV	0.028 7***	
	(0.004 5)	
控制变量	是	是
城市/年份固定	是	是
K-P rk LM	36.302 0[0.000 0]	
K-P rk Wald *F*	40.750 0[0.000 0]	
拟合优度 R^2		0.337 9
观测值	3 084	3 084

注:[ ]内数值为Stock-Yogo在1%水平上的临界值。

(2)稳健性检验

一是PSM-DID回归。为增强回归结果的稳健性,在双重差分(DID)框架下,采用倾向得分匹配(PSM)方法缓解产融合作试点政策处理组与对照组的选择偏差问题。具体而言,基于无放回的1∶1最近邻匹配原则,对样本进行平衡处理,以有效降低潜在的自选择偏误影响。表4列(1)呈现了倾向得分匹配后的检验结果,产融合作试点政策(*COO*)对于新质生产力的影响系数在1%的显著性水平上仍然保持正值,这进一步验证了产融合作试点政策对新质生产力的积极提升作用。

二是更换试点批次。鉴于2020年突发公共卫生事件可能对新质生产力的发展造成影响,且2020年12月设立的产融合作试点城市时间较晚,为此选取第一批试点城市(共26个)作为处理组,248个地级城市为对照组,将样本区间设定为2011—2019年,以增强研究结论的稳健性。表4列(2)为更换试点批次后的检验结果,产融合作试点政策(*COO*)的回归系数为0.020 9并且通过了1%的显著性水平检验,表明产融合作试点政策对新质生产力的发展具有正向效应,与基准回归分析所得结论相一致。

三是采用双重聚类标准误。考虑到研究样本涵盖的时间范围较为广泛,可能导致时间序列出现自相关问题,为此将标准误同时聚类到年份与城市层面,回归结果见表4列(3)。结果显示,产融合作试点政策(*COO*)的回归系数在1%水平上显著为正,表明基准回归结论具有较强稳健性。

四是控制省份时间趋势。各省份的发展状况各不相同,且随着时间推移,可能会有一些未被观察到的潜在因素被忽略,导致基准回归结果产生偏差。基于此,在式(1)基础上引入省份-时间交互固定效应,回归结果见表4列(4)。产融合作试点政策(*COO*)的回归系数依旧显著为正,基准回归结论的稳健性再次得到验证。

五是排除竞争性假说。在产融合作试点政策实施期间,可能会存在众多相似的政策冲击,混淆回归结果。考虑到产融合作试点与创新型产业集群试点、“中国制造2025”产业试点和金融综合改革试点同属国家级试点项目,旨在推动经济高质量发展,因此在模型中控制创新型产业集群试点政策(*INN*)、“中国制造2025”产业试点政策(*MAN*)和金融综合改革试点政策(*FIN*)的影响。表4列(5)结果表明,在排除其他并行政策影响后,核心结论依然稳固。

4.传导渠道检验

由前文理论分析可知,产融合作试点政策可通过增加信贷供给规模与促进产业结构升级

表 4 稳健性检验结果

变量	(1)PSM-DID 回归	(2)更换试点批次	(3)双重聚类标准误	(4)控制省份时间趋势	(5)排除竞争性假说
COO	0.018 4***	0.020 9***	0.019 7***	0.016 9***	0.016 4**
	(0.007 0)	(0.006 4)	(0.007 1)	(0.005 9)	(0.007 1)
INN					0.012 7***
					(0.003 2)
MAN					0.017 6***
					(0.005 9)
FIN					0.009 5**
					(0.004 2)
常数项	−0.142 4**	−0.032 5	−0.096 7*	0.123 7	−0.072 7
	(0.069 6)	(0.068 7)	(0.051 8)	(0.081 8)	(0.053 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
城市/年份固定	YES	YES	YES	YES	YES
省份时间固定	NO	NO	NO	YES	NO
拟合优度 R^2	0.658 6	0.446 9	0.651 4	0.913 5	0.677 4
观测值	2 848	2 466	3 084	3 084	3 084

两种传导渠道间接影响新质生产力。借鉴已有研究思路[32],以式(1)为基础搭建“四步法”机制检验模型,对上述两种渠道进行验证。

$$Z_{it}=\beta_0+\beta_1 COO_{it}+\beta_2 X_{it}+\mu_i+\tau_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$NQP_{it}=\chi_0+\chi_1 Z_{it}+\chi_2 X_{it}+\mu_i+\tau_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$NQP_{it}=\delta_0+\delta_1 Z_{it}+\delta_2 COO_{it}+\delta_3 X_{it}+\mu_i+\tau_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:Z_{it}为渠道变量,包括信贷供给规模(*LOA*)和产业结构升级(*UPS*)两个方面,其他变量定义与式(1)保持一致。

(1)增加信贷供给规模渠道

关于信贷供给规模(*LOA*)的度量,借鉴已有做法[33],以地级城市人均贷款余额作为代理变量,人均贷款余额数目越大,表明金融部门信贷供给规模越多。表 5 列(1)中产融合作试点政策对信贷供给规模的影响系数在 1%的水平上显著为正,表明产融合作试点政策有利于增加信贷供给规模。列(2)(3)中信贷供给规模的回归系数均在 1%的水平上显著为正,证实信贷供给规模的增加对新质生产力存在正向提升作用。为进一步验证信贷供给规模增加这一渠道的稳健性,采用 Sobel 检验及 Bootstrap(重复 500 次)抽样检验,结果显示在 Sobel 检验中,*Z* 统计量达到 8.427 0,且在 1%的水平上显

表 5 传导渠道检验结果

变量	增加信贷供给			促进产业升级		
	(1)*LOA*	(2)*NQP*	(3)*NQP*	(4)*UPS*	(5)*NQP*	(6)*NQP*
COO	1.933 0***		0.011 6**	0.014 5**		0.018 6***
	(0.718 6)		(0.005 2)	(0.006 5)		(0.006 8)
LOA		0.004 4***	0.004 2***			
		(0.000 5)	(0.000 5)			
UPS					0.084 2***	0.078 1***
					(0.013 7)	(0.012 8)
常数项	−4.470 0	−0.077 9	−0.077 9	0.742 7***	−0.160 5***	−0.154 7***
	(7.107 2)	(0.048 3)	(0.049 2)	(0.140 6)	(0.056 9)	(0.057 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市/年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Sobel *Z*		8.427 0***			3.419 3**	
Bootstrap(500 次)置信区间		[0.005 0, 0.012 1]			[0.000 6, 0.001 8]	
拟合优度 R^2	0.605 2	0.737 5	0.742 4	0.083 1	0.648 5	0.661 4
观测值	3 084	3 084	3 084	3 084	3 084	3 084

著,在 Bootstrap 检验中,所得置信区间为[0.005 0,0.012 1],并未包含 0。综合上述检验结果表明,增加信贷供给规模是产融合作试点政策提升新质生产力的重要传导渠道,即产融合作试点政策会通过增加信贷供给规模进而提升新质生产力,研究假设 H2 得以验证。

(2)促进产业结构升级渠道

关于产业结构升级(*UPS*)的度量,参考相关研究思路[34],采用地级城市新增企业中第三产业企业的数量占比作为代理变量,占比越高,意味着对产业结构升级的推动作用越显著。表 5 列(4)中产融合作试点政策对产业结构升级的影响系数为 0.014 5,且该系数在 5%的显著性水平上通过了检验,有力证明了产融合作试点政策对产业结构升级具有积极的推动作用。列(5)(6)中产业结构升级的回归系数均在 1%的水平上为正,表明产业结构升级有助于提升新质生产力。此外,Sobel 检验与 Bootstrap(重复 500 次)抽样检验结果显示,Sobel *Z* 统计量为 3.419 3,在 5%的水平上显著,Bootstrap 置信区间未包含 0。综上所述,产业结构升级在产融合作试点政策推动新质生产力发展的过程中扮演了关键的传导渠道,即产融合作试点政策会通过加速产业结构升级来推动新质生产力发展,研究假设 H3 得以验证。

五、进一步研究:异质性分析与空间溢出效应检验

1. 异质性分析

(1)城市行政等级异质性

中国城市存在明显的行政等级划分,不同行政等级的城市在人口规模、经济规模、功能定位、城市建设水平及区域性影响等方面存在一定差异,这可能会对新质生产力产生不同的影响。按城市级别的不同,将 257 个城市分为等级较低与等级较高两类,其中,等级较高城市涵盖省会城市、副省级城市及国务院特批的较大城市,其余归入等级较低城市范畴,并基于这一分类框架进行异质性分析,探究产融合作试点政策的差异化效力。根据表 6 列(1)(2)结果可知,产融合作试点政策对等级较高城市和等级较低城市的影响系数均在 5%的水平上显著为正,系数分别为 0.026 8 和 0.007 5。同时,组间系数差异检验结果显著,说明产融合作试点政策对等级较高城市新质生产力的提升作用更大。该结果背后的逻辑在于,相较于等级较低城市,等级较高城市(如省会城市)通常拥有更为丰富的资源(包括资金、技术、人才等),这些资源为产融合作试点政策提供了坚实基础,使得政策在这些城市更易落地生根并产生显著效果。同时,等级较低城市的金融体系相对不完善,金融机构数量有限,金融产品和服务种类相对单一,使得这些城市在产融合作方面缺乏足够的金融支持,难以快速适应政策变化,从而导致影响的效果相对较小。

(2)城市资源禀赋异质性

城市资源是影响要素配置效率的关键因素,城市资源禀赋的不同可能导致产融合作试点政策对新质生产力的影响效应具有一定差异。具体而言,资源型城市在政策扶持方面相对饱和和完善,使得新实施的政策难以达到预期效果。而对于非资源型城市来说,新政策相

表 6　异质性分析结果

变量	城市行政等级		城市资源禀赋		城市地理区位	
	(1)等级较高城市	(2)等级较低城市	(3)资源型城市	(4)非资源型城市	(5)沿海城市	(6)内陆城市
COO	0.026 8**	0.007 5**	0.006 6	0.019 2**	0.025 4**	0.010 9**
	(0.013 2)	(0.003 6)	(0.009 6)	(0.007 9)	(0.012 0)	(0.005 3)
常数项	−1.321 4***	−0.049 1	−0.071 4	−0.050 7	−0.059 7	−0.089 5
	(0.354 9)	(0.053 3)	(0.065 0)	(0.097 1)	(0.207 4)	(0.062 2)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市/年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
组间系数差异检验	p=0.000 5		p=0.019 0		p=0.008 8	
拟合优度 R^2	0.788 1	0.680 6	0.687 3	0.653 4	0.693 6	0.656 2
观测值	396	2 688	1 320	1 764	1 188	1 896

当于新机遇,会引起企业与政府的重视并积极推动政策的落地实施。对此,将样本划分为资源型城市与非资源型城市进行分组回归。具体来看,表 6 列(3)展示了资源型城市的回归结果,其中 *COO* 的回归系数未通过显著性检验;列(4)为非资源型城市的回归结果,其中产融合作试点政策的回归系数显著为正,同时组间系数差异检验结果显著。究其原因,非资源型城市经济活动通常更为多样化,且不以资源开发为主导,这种多样性为产融合作试点政策提供了更广阔的空间和更多的可能性。不同的产业领域对金融资源的需求各异,这促使金融机构在非资源型城市中不断创新金融产品和服务,加大对新兴产业的融资力度,推动传统产业向高端化、智能化转型,提高产业竞争力,从而有效提升了新质生产力。但资源型城市经济的增长往往高度依赖某一或某几类资源型产业,这导致产业结构相对单一,即使在该类城市实施产融合作试点政策,也缺乏多元化的产业基础来支撑产融合作的深入发展,从而阻碍金融机构与产业之间的合作并降低了试点建设的生产力跃升效应。

(3)城市地理区位异质性

受城市地理区位、区域发展基础等因素的影响,沿海城市与内陆城市在市场发展程度、金融服务实体能力及创新水平等方面呈现较强的差异性,这导致产融合作试点政策对新质生产力的赋能效果也可能有所不同。为此,将样本划分为沿海城市(沿海省份中辖区临海的城市)和内陆城市(其余城市)两类,并依据这一地理分类原则进行异质性分析。表 6 列(5)(6)的结果显示,产融合作试点政策的回归系数均显著为正,但沿海城市的系数值明显大于内陆城市,说明产融合作试点政策对新质生产力的提升效应在沿海城市更加显著。由于地理区位禀赋差异,沿海城市通常具有较为发达的产业基础,产融合作试点政策有助于进一步推动这些城市的产业升级,通过金融与产业的深度融合可以加速新技术、新工艺的引进和应用,提升产业的技术含量和附加值,推动新质生产力快速发展。在推进产融合作试点政策时,内陆城市则可能面临资源约束和基础设施不足等问题,从而弱化政策实施的效果。

2. 空间溢出效应检验

前文的分析已表明,产融合作试点政策对新质生产力具有提升作用,然而,传统的双重差分法基于一个特定的假设,即任何个体不受其他个体是否接受处理的影响,这实际上未充分考虑城市间可能存在的空间相关性及其对结论产生的潜在偏差。因此,为识别产融合作试点政策与新质生产力间是否存在空间相关性,参考已有思路[35],设定 3 种类型的空间权重矩阵①,并构建如下空间杜宾-双重差分模型。

$$NQP_{it}=\varphi_0+\rho \boldsymbol{W}NQP_{it}+\varphi_1 COO_{it}+\varphi_2 X_{it}+\gamma_1 WCOO_{it}+\gamma_2 \boldsymbol{W}X_{it}+\mu_i+\tau_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:ρ 为新质生产力的空间自回归系数;$\boldsymbol{W}$ 为空间权重矩阵;$WCOO_{it}$、WX_{it} 分别为产融合作试点政策和各控制变量的空间滞后项;其余变量定义与式(1)一致。

利用偏微分方法将估计结果分解得到直接效应、间接效应和总效应 3 种效应。由表 7 可知,在 3 种空间权重矩阵下,产融合作试点政策的直接效应估计系数至少在 5%的水平上显著为正,表明产融合作试点政策可有效促进本城市的新质生产力提升。同时,产融合作试点政策的间接效应估计系数在 3 种空间权重矩阵下分别为 0.009 6、0.020 0 和 0.008 9,且均通过了 5%的显著性水平检验,说明产融合作试点政策能够提升邻近城市的新质生产力。可能的原因为:一方面,产融合作试点城市在政策、资源、信息等方面具有显著优势,这些优势可辐射至邻近城市,促进资源共享和协同发展。邻近城市可借鉴试点城市的成功经验,结合自身实际,推动产业与金融的深度融合,进而提升新质生产力。另一方面,产融合作试点政策有助于本地企业通过金融机构投资赋能提升其市场竞争力,这将倒逼邻近城市企业专注产品研发和技术创新,进而充分提高邻近城市经济效益和科技创新水平,并为孵化新质生产力带来强有效的推力。

① 第一种为地理邻接空间权重矩阵($\boldsymbol{W}_1$),即相邻城市取值为 1,不相邻或自身则取值为 0;第二种为地理距离空间权重矩阵($\boldsymbol{W}_2$),采用基于城市之间球面距离平方的倒数来表示;第三种为经济距离空间权重矩阵($\boldsymbol{W}_3$),使用各城市人均 GDP 之差的倒数来测度。

表 7　空间溢出效应检验结果

变量	(1) W_1	(2) W_2	(3) W_3
直接效应	0.018 9***	0.019 6***	0.016 9**
	(0.006 5)	(0.006 6)	(0.006 9)
间接效应	0.009 6**	0.020 0**	0.008 9**
	(0.004 0)	(0.009 2)	(0.004 3)
总效应	0.028 5***	0.039 6***	0.025 8**
	(0.010 4)	(0.015 2)	(0.010 6)
ρ	0.351 5***	0.506 1***	0.351 1***
	(0.036 3)	(0.058 2)	(0.062 8)
控制变量	YES	YES	YES
城市/年份固定	YES	YES	YES
拟合优度 R^2	0.606 4	0.623 3	0.314 3
观测值	3 084	3 084	3 084

六、研究结论与政策建议

新质生产力是在新一轮科技革命和产业变革中催生的先进生产力形态，产融合作试点政策作为连接产业资源与金融领域的重要桥梁，可为新质生产力发展提供金融服务效能和产业创新支撑。基于产融合作试点政策这一准自然实验，结合 2011—2022 年中国地级城市面板数据，运用多时点双重差分法考察产融合作试点政策对新质生产力的影响，得出的主要结论如下：第一，产融合作试点政策能够显著提升新质生产力，该结论在经过一系列模型有效性检验和稳健性检验后依然成立，这表明实施产融合作试点政策是现阶段加快培育新质生产力的重要举措。第二，规模效应与结构效应是产融合作试点政策提升新质生产力的重要传导渠道，即产融合作试点政策可通过增加信贷供给规模和促进产业结构升级进而提升新质生产力。第三，相较于行政等级较低城市、资源型城市和内陆城市，产融合作试点政策对新质生产力的提升作用在行政等级较高城市、非资源型城市和沿海城市中更显著。第四，产融合作试点政策存在空间溢出效应，试点城市实施产融合作能推动邻近城市新质生产力的显著提升。

基于此，提出如下政策建议：其一，充分释放产融合作试点政策效能，精准助力新质生产力培育。一是通过搭建智慧化产融合作平台，整合政府、企业与金融机构的数据资源，建立线上线下联动的产融对接机制，实现企业融资需求线上申请、分类推荐，提升产融对接效率，持续为生产力跃升提供金融动能。二是强化产融合作政策的结构性导向，重点支持科技型中小企业、绿色产业、数字经济等新质生产力核心领域，创新金融产品与服务模式，制定“一业一策”的金融支持方案。三是建立政策效果动态评估机制，从信贷投放精准度、企业创新产出及产业升级成效等维度，定期评估政策实施效果，及时复制推广试点地区的成功经验，以最大化发挥产融合作试点在提升新质生产力方面的积极作用。

其二，强化规模效应与结构效应双重赋能，畅通试点政策传导渠道。在信贷供给规模方面，引导金融机构单列高新技术制造、绿色低碳与数字基建等领域信贷计划，设立新质生产力专项信贷额度，重点支持企业在技术研发、设备更新及产能扩张等领域的资金需求，助力企业减负纾困、转型升级，加快培育新质生产力发展动能。在产业结构升级方面，政府应设立传统产业转型专项资金，通过财政补贴和税收优惠支持传统产业企业购置智能化设备、建设智能工厂和数字化车间，同时对战略性新兴产业集群内的龙头企业，给予产业链协同创新补贴，鼓励其联合上下游中小企业开展技术攻关，提升自主创新能力，充分释放生产力跃升潜能。

其三，立足城市间差异化特征与空间联动效应，推动新质生产力协同发展。一方面，实施差异化区域支持政策，针对等级较低城市，重点强化产融合作平台下沉服务；针对资源型城市，推出“转型专项贷”，支持其发展接续替代产业；针对内陆城市，加强与沿海发达地区产融合作平台互联互通，引入异地金融机构参与本地新质生产力项目投资。另一方面，建立跨区域协同机制，以城市群、都市圈为单位，规划跨区域特色产业园区，通过政策扶持和配套服务引导产业链上下游企业集聚，促进产业集群与科技创新协同发展，形成规模效应与溢出效应，为邻近城市的新质生产力发展注入新的活力和动力，助力其打造新的经济增长点和竞争优势。

参考文献：

[1] 习近平. 发展新质生产力是推动高质量发展的内

在要求和重要着力点[J].求是,2024(11):4-8.
[2] 孟捷,韩文龙.新质生产力论:一个历史唯物主义的阐释[J].经济研究,2024,59(3):29-33.
[3] Colin M. Financing the new economy: financial institutions and corporate governance[J]. Information Economics and Policy, 2002, 14(2):311-26.
[4] Tan Xiaofang, Dong Yunshan, Fang Tongyu. Bank competition, combination of industry and finance, and enterprise innovation: evidence from China[J]. Complexity, 2022(1):6594964.
[5] 王智林,尚航标.产业金融政策如何影响城市碳减排?——来自产融合作政策的准自然实验[J].产业经济研究,2024(6):1-14.
[6] 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,2022,43(10):53-67.
[7] 黄宏斌,李圆圆,梁慧丽.产融合作试点政策改善我国上市公司现金股利分配了吗?[J].证券市场导报,2024(11):49-58.
[8] 李海彤,王化成,曹丰.产融合作与企业投资效率——基于试点城市的准自然实验[J].南开管理评论,2024,27(6):4-15.
[9] 陈邑早,解纯慧,王圣媛.产融合作与企业长期导向韧性[J].财经研究,2024,50(10):109-123.
[10] 刘治彦,哈秀珍,曹建萍.产融合作与金融服务实体经济效率——基于试点城市的准自然实验[J].江西社会科学,2024,44(12):44-58.
[11] 王旺,强皓凡.产融合作能促进产业结构优化升级吗?——基于产融合作试点政策的准自然实验[J].经济问题探索,2023(5):126-139.
[12] Xie Fusheng, Jiang Nan, Kuang Xiaolu. Towards an accurate understanding of new quality productive forces[J]. Economic and Political Studies, 2025, 13(1):1-5.
[13] 黄群慧,盛方富.新质生产力视阈下发展未来产业的产业政策:内涵、功能与创新[J].中共中央党校(国家行政学院)学报,2024,28(4):27-38.
[14] 李晓龙,魏启帆.创新型产业集群何以提升新质生产力?——来自准自然实验的经验证据[J].南京财经大学学报,2025(1):12-22.
[15] 廖恒,魏海玉,肖艺璇,等.新质生产力的形成机制与金融政策优化[J].财经科学,2024(6):77-86.
[16] 刘洪铎,吴璇,吴金燕,等.金融供给侧结构性改革与中国新质生产力培育——来自国家金融综合改革试验区设立的准实验证据[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2025,58(1):85-92.
[17] 姚凤阁,于佳怡.科技金融如何影响企业新质生产力?[J].商业研究,2025(1):47-56.
[18] 黄徐亮,徐海东.科技金融政策与新质生产力发展[J].财经论丛,2025(1):47-58.
[19] 吉雪强,贺志浩,李卓群,等.省域新质生产力发展水平测度、时空特征及其影响因素[J].经济地理,2024,44(11):104-112.
[20] Xiang Xiaojian, Liu Chuanjiang, Yang Mian. Who is financing corporate green innovation? [J]. International Review of Economics and Finance, 2022, 78: 321-337.
[21] Dewatripont M, Tirole J. Macroeconomic shocks and banking regulation[J]. Journal of Money Credit & Banking, 2012(2):237- 254.
[22] Laeven L. Insider lending and bank ownership: the case of Russia [J]. Journal of Comparative Economics, 2001, 29: 207-229.
[23] Myers S C, Majluf N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information the investors do not have[J]. Journal of Financial Economics, 1984, 13(2):187-221.
[24] 胡海青,李卓艺,梁志康,等.科技金融、高技术产业集聚与新质生产力[J].财经论丛(浙江财经大学学报),2025(3):51-63.
[25] 李晓龙,朱子诺.数字基础设施建设赋能新质生产力提升——来自准自然实验的经验证据[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2025,27(2):133-146.
[26] 王亚男,王帅,孔东民.国家产融合作试点城市建设能否促进企业创新?[J].财经研究,2024,50(1):79-93.
[27] Alder S, Shao Lin, Zilibotti F. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities [J]. Journal of Economic Growth, 2016(21): 305-349.
[28] 许文立,孙磊.市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(7):133-155.
[29] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences withvariation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):254-277.
[30] De Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110

(9):2964-2996.
[31] 刘秉镰,孙鹏博. 国家级金融改革试验区如何影响碳生产率[J]. 经济学动态,2022(9):71-90.
[32] 牛志伟,许晨曦,武瑛. 营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J]. 管理世界,2023,39(2):83-99.
[33] 周凡. 竞争性银行业结构与区域经济增长——基于中国地级市数据的实证研究[J]. 投资研究,2019,38(5):4-18.
[34] 朱奕蒙,毕青苗,徐现祥,等. 商事制度改革与产业结构变迁:微观视角[J]. 经济研究,2022,57(1):189-208.
[35] 江红莉,胡文杰,陈庭强. 信息消费试点政策对提升城市碳生产率的影响机制及空间溢出效应研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2024,44(11):39-55.

How Does the Industry-Finance Cooperation Pilot Policy Enhance New Quality Productive Forces: A Dual-Perspective Examination of Scale and Structure Effects / Li Xiaolong, Huang Yao
(School of Applied Economics, Guizhou University of Finance and Economics)

Abstract: With the accelerated evolution of global technological revolution and industrial transformation, China's orientation of financial services serving the real economy has been continuously strengthened, and vigorously developing new quality productive forces has become the core engine for the transformation and upgrading of the real economy. Against this background, the industry-finance cooperation pilot policy, an important policy instrument for improving the quality and efficiency of the real economy, warrants in-depth investigation into the specific channels through which it enhances new quality productive forces. From the dual perspectives of scale and structure effects, this study examines the impact and underlying mechanisms of the industry-finance cooperation pilot policy on new quality productive forces, using a multi-period difference-in-differences (DID) method based on panel data of Chinese prefecture-level cities from 2011 to 2022. The study finds that the industry-finance cooperation pilot policy significantly enhances new quality productive forces, and this conclusion remains valid after a series of robustness tests and endogeneity treatments. Mechanism analysis reveals that the industry-finance cooperation pilot policy enhances new quality productive forces through two primary pathways: expanding the scale of credit supply by leveraging the scale effect, and promoting industrial structure upgrading by relying on the structural effect. Heterogeneity analysis and spatial spillover effect tests indicate that, compared with cities with lower administrative levels, resource-based cities, and inland cities, the promoting effect of the industry-finance cooperation pilot policy on new quality productive forces is more pronounced in cities with higher administrative levels, non-resource-based cities, and coastal cities. Moreover, the industry-finance cooperation pilot policy can enhance new quality productive forces in cities neighboring the pilot cities through spatial spillover effects.

Key words: industry-finance cooperation; new quality productive forces; credit supply scale; industrial structure upgrading; multi-period DID