产融合作、农村金融结构与乡村创新创业

李海央[1],钱文荣[2]

(1.昆明理工大学 管理与经济学院,云南 昆明 650500;2.浙江大学 中国农村发展研究院,浙江 杭州 310058)

摘 要: 系统激发乡村地区的创新创业势能,是突破增长约束和培育新质生产力的重要途径。基于中国产融合作试点的准自然实验和县域数据,采用多期DID和DDD模型,研究产融合作对乡村创新创业水平的影响效应及农村金融结构的调节作用。研究发现,第一,产融合作试点政策能够提升试点地区乡村创新创业整体水平,其中对乡村创新水平的提升作用更明显。第二,产业基础是影响产融合作试点政策发挥效果的关键条件。东、中部地区以均衡发展和第二产业为主导的产业基础类型,更有利于乡村创新水平提升;西部地区均衡发展的产业基础条件相对薄弱,抑制了乡村创新水平发展,但创业水平的提升不受影响;东北地区第一产业主导型县域比重过高,这可能是限制创新创业水平提升的关键原因。第三,农村金融结构的调节机制是政策效果分化的关键因素。金融地理结构维度下,金融机构的恶性竞争虽不利于乡村创新水平提升,但会影响金融数字结构与产业的融合程度,促使其通过技术赋能提升政策效果。另外,单一的金融服务结构支撑难以打破乡村创业面临的系统性资源约束现状。建议实行区域差异化的产融适配策略,深化传统金融机构的数字化转型,以及构建全链条的创业生态支持系统。

关键词: 产融合作;乡村创新;乡村创业;产业基础;农村金融结构

中图分类号: F323.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2025)06-0018-16

一、引言

在城乡融合发展与生产力代际跃迁的交叠期,系统激发乡村地区内生的创新创业势能,是突破增长约束、重筑农业农村现代化动力系统的重要途径。党的二十大报告确立了“农业农村优先发展”战略,本质上要求构建创新创业的协同增益机制,通过制度保障赋能新兴业态的培育成长。2025年中央一号文件中明确提出“以科技创新引领先进生产要素集聚,因地制宜发展农业新质生产力”,进一步指明了创新创业的联动需求及以区域特色分异的新质生产力培育模式。当前,中国乡村地区作为新型经济地理空间,其结构性特征和主体性功能正在悄然演变,要素吸附能力与价值转化能力亟待通过业态创新渠道实现跃升。如何实现创新业态培育与模式重构,深度开发利用农业的多功能属性与乡村复合价值,成为农业农村现代化建设的基本思路[1]。然而,中国乡村地区仍存在发展基础薄弱、生产力水平落后、产业发展滞后等问题[2],极大限制着新产业新业态新商业模式的涌现。因此,在培育壮大新质生产力、激活发展新动能的大背景下,探讨提升乡村创新创业水平的有效路径及赋能方式,具有重大现实意义。

近年来,伴随中国数智技术的快速发展,政府也频频出台激励举措,在整体层面带动了创新水

收稿日期: 2025-07-22 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2025.06.002

基金项目: 国家自然科学基金专项项目(72141307);国家自然科学基金地区项目(72463017);教育部人文社会科学研究青年基金项目(24YJC790090)

作者简介: 李海央(1985—),男,内蒙古赤峰人,昆明理工大学管理与经济学院副教授,主要研究方向为农村经济与农村金融。E-mail:hyramli@outlook.com

通讯作者: 钱文荣(1966—),男,浙江桐乡人,浙江大学中国农村发展研究院教授,主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail:wrqian@zju.edu.cn

平和创业数量的持续增长。2014—2024 年期间,中国发明专利授权总量由 89.85 万件增至 503.94 万件①,新设经营主体数量由 1292.5 万户增至 3273 万户②。随着城乡融合中资金、技术和人才等要素双向流动的壁垒被逐渐打破,乡村地区为创新创业营造了新的场域环境,应该以何种方式更加持续、高效地推动乡村创新创业发展,正在成为政界与学术界共同关注的重要话题。实践层面,为支持《中国智造 2025》加快实施,引导金融资源精准滴灌高端、绿色、创新型等行业企业,2016 年 3 月工业和信息化部等 3 部门印发《加强信息共享 促进产融合作行动方案》,奠定了产业发展与金融支持联动的政策基础。其后,2016 年 7 月工业和信息化部等 4 部门联合启动了产融合作试点工作,该试点政策聚焦以产融合作为工具推动金融精准服务实体经济,兼具了金融服务产业结构升级和"双创"发展的政策导向。相关学者对产融合作的创新创业影响效应进行了探索性研究,重点关注产融合作对于技术创新、缓解融资约束、产业结构优化等领域的影响[3-4],为产业政策如何发挥创新激励效应提供了相对丰富的经验证据,但是聚焦在乡村领域"双创"水平影响效应的研究较为缺乏。

既有研究同时认识到,高质量的金融服务体系强调金融产品、结构和市场服务实体经济的能力[5]。基于市场力量假说和竞争效率理论,完善的金融市场和多元化的金融结构能够降低信息收集成本,提高项目筛选和金融资源投入效率[6-7]。可见,从产融合作与金融服务产业发展的角度看,合理且高效的金融结构无疑是推动创新创业发展乃至新质生产力发展的重要力量[8-9]。然而,无论是 Kuznets 提出的"库兹涅茨事实"还是 Bell 定义的"后工业化事实"[10-11],其描述的核心内容均指明,随着经济发展,工业或服务业比重会持续上升,基于此,涉农领域的创新创业发展前景则较为严峻。尽管得益于金融供给侧结构性改革的持续推进,中国已初步形成了多层次、广覆盖的差异化金融供给体系,但多样分散的农村金融需求难以得到有效满足,中国面向"三农"领域的金融市场发展仍然相对薄弱[12]。有研究指出,过去的经济战略与金融制度设计导致中国金融体系在结构与功能层面难以适配农村经济的实际需求[13];利用过往的经验数据,不能必然推导出金融发展与农村经济增长之间的结构性关系[14],也没有证据必然推导出金融发展与乡村创新创业发展之间的结构性关系。因此,产融合作这一激励举措能否打破金融在"三农"领域"使命漂移"的限制,有效促进乡村"双创"水平的提升?农村金融结构体系是否对产融合作试点政策支持乡村"双创"发展产生调节作用?未来应如何因势利导地调整农村金融体系结构,进而为产融合作的不断深化提供有力支撑?对于上述问题,学术界目前未形成一致结论或未给予解答。

为解答上述问题,本文基于 2014—2022 年中国县域面板数据,利用产融合作试点这一准自然实验构建多期 DID 和 DDD 模型,检验产融合作试点政策对乡村"双创"水平的影响效应及农村金融结构的调节机制。本文的边际贡献主要体现在以下方面:一是构建了"政策驱动→农村金融结构支撑→乡村'双创'绩效提升"的整合性分析框架,系统揭示了产融合作试点政策与农村金融结构之间的动态适配机制,为评估产融合作试点政策实施效能提供了更为细致的分析路径。二是实证检验了产融合作试点政策的直接效应和异质性效应,发现乡村"双创"水平在整体层面得到显著提升,但在基于维度分解的异质性检验中呈现创新 - 创业影响效应失衡的问题,为更具针对性的政策优化设计提供了实证支持。三是将农村金融结构细分为地理结构与数字结构两个维度,改善了在金融机构数字化转型的背景下仍然沿用"传统金融 - 数字金融"二分法的界限模糊问题,并识别了数字金融在推动政策实效中的正向调节作用,拓展了"数字金融 + 乡村振兴"的研究视角。综

① 资料来源:国家知识产权局专利授权状况,https://www.cnipa.gov.cn/col/col61/。

② 资料来源:环球网,https://finance.huanqiu.com/article/9CaKrnJH2Zl;国家统计局官方网站,https://www.stats.gov.cn/sj/。

上,本文于分析框架、效应识别及调节机制的研究设计中存在创新点,旨在为深入理解产融合作试点政策的乡村适用性提供理论借鉴和分析方案,为完善区域差异化的乡村振兴金融支持政策提供参考。

二、政策背景与理论分析

(一)政策背景

在经济运行和增长面临结构性、体制性制约的背景下,中国政府强化了一系列培育发展新动力、新优势及推动创新引领发展的政策顶层设计[15]。其中,为了构建产融协同系统、进一步提升金融服务实体经济的能力和效率,系统性解决传统金融支持体系的"使命漂移"问题,2016 年 3 月工业和信息化部等 3 部门推出《加强信息共享 促进产融合作行动方案》(下文简称《方案》),提出了建立融资信息对接清单、建立产融信息对接服务平台、加大精准支持、创新金融支持方式、完善产业链金融服务、提升企业融资能力等 7 个方面共 22 条针对性措施,同时明确要求金融机构要积极发展支持"双创"类金融产品和服务。同年 7 月,工信部、财政部、中国人民银行和银监会 4 部门联合发布《关于组织申报产融合作试点城市的通知》(下文简称《试点通知》),联合启动了首轮产融合作试点城市遴选程序,并于 2016 年末确立了第一批次 37 个国家级产融合作试点城市(区)。此后试点覆盖范围逐步扩大,分别于 2020 年和 2024 年完成第二、第三批次试点扩容。在第二批产融合作试点城市(区)名单中,延续试点城市(区)18 个,新入选试点城市(区)33 个;第三批产融合作试点城市(区)名单中,延续试点城市(区)37 个,新入选试点城市(区)29 个。

产融合作试点政策具有明确的总体要求、基本原则、试点内容和保障措施。从该试点政策设计的整体逻辑看,产融合作试点机制遵循"政府搭台→产业为基、金融赋能→产融互哺"的价值导向,依托多层次的产融对接平台,驱动地方政策工具箱、产业参与主体、金融服务供给之间形成深度耦合,构建产业需求与资本供给的适配生态,有利于增强金融支持政策的导向性、针对性、有效性和可操作性,是实现区域经济系统中财政杠杆、技术要素与信贷资源优化配置,进而提升金融服务支撑实体经济效能的一次有益尝试。在产融合作试点政策的推动下,各试点区域积极贯彻落实,效果显著。典型案例中,福建省厦门市于 2017 年 8 月上线开通"厦门市产融合作云平台",实现企业、金融机构、服务机构三方融资信息沟通对接,该平台在 2017 年 6 月至 8 月的试运行期间为符合条件的企业放贷 72 笔,共 9973 万元①;安徽省芜湖市以金融创新驱动农业全链条升级,徽商银行为溜溜果园集团量身打造"贷款合同 + 浮动利率机制 + 中长期战略合作协议"的创新金融服务模式,授信额度累计 4000 万元。在金融资源精准注入后,企业加速智能化改造进程,农户依托保底订单扩产提质,形成了"龙头牵引、金融筑基、链农共生"的共同发展格局,同时激发了乡村创新创业的发展活力②。

(二)理论机制

1. 产融合作对乡村创新创业水平的影响机制

产融合作试点政策鼓励地方政府以财政资金为引导,推动金融机构按照风险可控、商业可持续的原则开发支持大众创业万众创新的金融产品,对乡村"双创"活动产生直接影响。财政补贴作为一种直接激励手段,不仅能够通过缓解乡村农民、家庭农场及合作社的现金流压力促使其开展

① 资料来源:中华人民共和国工业和信息化部官方网站,《"厦门市产融合作云"正式上线开通 推进银企对接和产融合作》,https://www.miit.gov.cn/jgsj/qyj/fwtx/art/2020/art_b038d1b87c6b4ef89d179f5b1fd5d30c.html。

② 资料来源:国家产融合作平台官方网站,《安徽芜湖 以梅为媒 产融共生》,https://crpt.miit.gov.cn/#/new-detail?id=95274431351357849 6。

创新创业尝试,还可通过提高创新创业的边际收益或降低失败的风险成本,激励其增加技术应用与业态模式探索的投入。更为关键的是,国家产融合作试点政策通过发挥财政资金的杠杆效应,引导农村金融机构加大对乡村特色产业的信贷支持,拓宽乡村创新创业主体的外源融资渠道。可由此推断,产融合作试点政策能够依托财政资金的撬动作用,推动金融机构定向支持乡村优势领域,有效缓解乡村创新创业过程中因抵质押物不足或信用信息缺失导致的融资约束问题,为农业技术创新、乡村业态升级提供稳定的资金保障[4]。

针对区域发展来说,产融合作试点政策有利于提高产业集聚能力,间接通过外部性机制发挥降本增效的作用[16]。一是体现为"劳动力资源池"机制。产业集聚汇集的劳动力具有良好的本土产业适应性,为农民、家庭农场、合作社等经营主体开展创新创业活动提供灵活的人力资源配置方式,共享用工、季节性雇工等模式还能帮助实现劳动力配置的快速调整,控制生产经营风险。二是体现为产业链协同机制。产业链上下游信息互通与资源整合能力是整体链条的效率基础,相互协同不仅有助于降低交易成本,还能实现规模效应增强区域竞争优势。三是体现为技术知识扩散机制。产业空间共聚形成的多样化技术知识池会正向影响行业创新水平[17],尤其在以地缘、人缘、血缘为特征的乡土社会,产业集聚在地域内部空间为经营主体间高效分享和利用知识资源提供了可能性。加之当前快速发展的数智技术提升了技术知识的传播和渗透力度,进一步降低了乡村创新创业的风险。据此,本文提出如下假说:

H1:产融合作试点政策能够显著提升乡村创新创业的整体水平。

乡村创新与乡村创业之间是相辅相成、共生共荣的整体互动关系[18]。乡村创新为乡村创业提供了资源优化和模式升级的技术支持[19],乡村创业则为乡村创新提供应用验证的实际场景。二者于互动关系之下存在的明显差异在于实施主体及其内在实现逻辑有所不同。乡村创新主体通常由农业科技企业、专业合作社、学术研究机构等成熟组织构成,其核心成员往往具备专业技术背景与产业深耕经验,成员之间容易建立相互依存关系,从而为创新主体间的联合行动与协作、知识共享与技术转移提供可能[20],有利于依托稳定的研发投入机制和产学研协作网络,围绕涉农领域进行产业技术升级与模式优化,最终实现乡村创新。相比之下,乡村创业主体以小农户、家庭农场等个体单元为主,其机会开发能力与资源管理能力相对薄弱[21],容易面临市场信息不对称、社会资本匮乏等多重制约。从资源基础理论视角来看,初始的乡村创业活动极具情境依赖性[22],本质是高度依赖资源整合、环境适配与能力协同的情境性实践,需要精准协调生产要素配置与适应消费需求变化,既要应对土地政策适配性、劳动力技能提升等内生挑战,还面临平衡城乡市场差异与产业波动周期等外部约束。因此,乡村创业的成功关键不仅依赖资金与技术供给,更需构建覆盖政策引导、培训赋能、市场对接及基础设施完善等方面的综合生态支持体系,从而实现从创业机会识别到价值转化的完整闭环。据此,本文提出如下假说:

H2:相较于创新活动,创业活动更依赖于完整的创业生态支持体系,因此产融合作试点政策对乡村创业水平的提升作用有限。

2. 农村金融结构对产融合作影响乡村创新创业水平的调节机制

产融合作试点政策对乡村创新创业水平的作用效果还取决于金融结构的支撑能力。根据新结构金融学理论,农村金融作为农村货币资金的融通和农村金融产品的供给,其结构依据服务供给来源可区分为传统金融与数字金融两种组分[23]。二者的最大差异在于,传统金融强调"地理覆盖"的供给模式,数字金融强调"数字渗透"的供给模式。考虑到在数字金融冲击下,农村传统金融机构采取应对的数字化转型行为,模糊了以往研究中农村金融"传统供给 - 数字供给"结构二分法的界限,本文将传统金融机构的数字化转型归类于数字结构,采用农村金融"地理结构 - 数字结

构”的二分法予以区分，凸显核心属性以便于边界清晰地展开探讨。

金融结构作为资源配置的核心载体，各组分的功能差异决定着与区域经济禀赋动态适配的效能，将显著调节产融合作试点政策对乡村“双创”水平的作用效果。在乡村场景中，农村金融结构的调节作用主要体现于两个维度：其一，金融地理结构以地理意义上的农村金融机构和服务覆盖度为主要表现，在具有场景导向关系型融资特征的中国农贷市场中，可以利用社区资本，将弱势群体获取适当金融服务的成本维持在一定水平上[24]。倘若金融地理结构不完善，即便产融合作试点政策有倾斜性的支持创新创业，仍可能因乡村地区的区位限制、“精英俘获”等原因导致存在金融服务断层，令农业生产经营主体难以有效触达金融资源。其二，金融数字结构强调利用技术优势摆脱传统金融服务的掣肘，服务覆盖能力能够打破地理空间的限制，降低信息搜寻与合约执行成本，能够更为有效地服务金融“长尾客户”，有助于政策资源精准匹配乡村创新创业的资金需求[25]，通过金融普惠性鼓励乡村生产经营主体的创新或创业投入[26]。已有研究中，持有金融结构间呈“互补”或“竞合”关系的观点一致认为，金融数字结构的服务边界难以全面覆盖有效需求群体和“金融再排斥”群体，金融地理结构具有满足差异性金融需求与数字金融错位竞合发展的必要价值[27]。也有观点指出，资源配置是金融的核心功能，要求金融体系选择“好”项目达成有效配置资源的目标[28]。倘若过度依赖金融地理结构及农村金融机构，容易造成其因风险厌恶倾向使资金流向保守的“好”项目，从而抑制高风险的突破性创新和初始型创业；而金融数字结构通过多元化的风险定价工具，可以更灵活地支持乡村创新创业的试错过程。总体来说，农村金融结构不仅决定了产融合作资源的空间分配效率，还重塑了政策的作用边界，最终调节从产融合作政策红利向乡村“双创”水平提升的转化效能。据此，本文提出如下假说：

H3：农村金融结构会调节产融合作影响乡村创新创业水平的具体效果，但其构成维度中地理结构与数字结构各自的调节效应暂不可知。

本文的理论分析框架图如下：

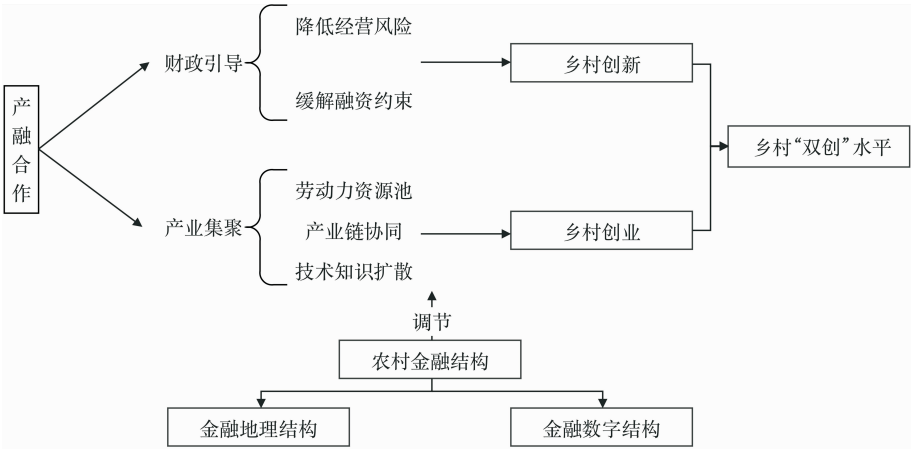


图1 理论分析框架图

三、研究设计

（一）样本与数据来源

本文应用2014—2022年县域面板数据展开研究。其中，县域尺度数据的主要来源是《中国县域统计年鉴（县市卷）》（2015—2023年）及县域国民经济和社会发展统计公报，乡村创新创业指数

数据来源于浙江大学中国农村发展研究院。根据研究需要,本文剔除重要变量缺失数据较为严重的样本,对缺失数据以线性插值法、回归预测法的方式填补。

(二)模型设定

本文采用多期双重差分方法检验产融合作试点政策对乡村“双创”水平的影响。在可获取样本的研究期间内(2014—2022 年),工信部等 4 部门一共公布了两批次国家级产融合作试点名单,本文基于此名单构建准自然实验。经过对核心变量数据严重缺失样本的剔除,最终以 478 个示范县构成处理组,其他 2230 个县域为对照组。借鉴已有研究设计[29],设置组别虚拟变量(*treat*),将试点县区设置为处理组,赋值为 1;将非试点县区设置为对照组,并赋值为 0。设置时间虚拟变量(*post*),试点县区公布当年及以后年份设置为 1,其余设置为 0。最终设定的多期双重差分模型如下:

$$RI_{it} = \delta + \beta_1 DD_{it} + \beta_2 X_{it} + \gamma_t + \alpha_i + Prov_p \times \gamma_t + \in_{it} \quad (1)$$

(1)式中,i 代表县域,t 代表年份,p 代表省域,RI_{it} 为被解释变量,即乡村“双创”水平。$DD_{it} = treat_i \times post_t$ 代表 i 县 t 年是否开展产融合作试点。β_1 为待估参数,当该系数显著大于 0 时,代表产融合作试点政策对乡村“双创”水平有正向影响。X_{it} 代表一系列控制变量,本文同时控制了时间固定效应 γ_t 与个体固定效应 α_i,并引入省级固定效应与时间固定效应的交互项 $Prov_p \times \gamma_t$,用以控制既随省域变化又随时间变化的因素。

在进一步分析中,为了探究不同金融结构对产融合作试点政策影响乡村“双创”水平的调节效应,本文参照相关研究设计[30],构建多期三重差分模型:

$$RI_{it} = \delta + \beta_1 DDD_{it} + \beta_2 AD_{it} + \beta_3 DD_{it} + \beta_4 X_{it} + \gamma_t + \alpha_i + Prov_p \times \gamma_t + \in_{it} \quad (2)$$

(2)式中,$DDD_{it} = treat_i \times post_t \times AD_{it}$ 是三重差分估计量,用以判断外部变量是否在产融合作影响中国县域乡村“双创”水平过程中发挥调节作用,AD_{it} 是调节变量,在本文中指农村金融结构。

(三)变量说明

1. 被解释变量

被解释变量是乡村“双创”水平,以浙大卡特-企研乡村产业研究团队编制的中国乡村创新创业指数表征。乡村“双创”发展可细分为乡村创新和乡村创业两个层面,乡村创新是指在农业生产、农村经济和社会发展等涉农领域开展的创新活动,乡村创业是指由农民、家庭农场、合作社等经营主体在乡村地域开展的经济活动。

2. 核心解释变量

核心解释变量为产融合作试点政策。在 2016 年第一批次、2020 年第二批次国家级产融合作试点城市(区)名单分别公布前①,将该变量设置为 0,公布当年和此后年份该变量设置为 1。

3. 控制变量

本文共选取三类控制变量:一是经济类控制变量,包括地区生产总值、社会消费水平、财政支出水平和金融深化程度;二是人口类控制变量,包括户籍人口数量和第二、第三产业从业人员数量;三是区域类控制变量,控制地形起伏度与年份虚拟变量的交互项。同时,在模型中纳入省份×年份联合固定效应,以控制区域时变混杂因素的影响。

4. 机制变量

调节机制变量为农村金融结构。如前所述,本文将传统金融机构数字化转型归类于数字金融供给体系的一部分,并采用农村金融“地理结构-数字结构”的二分法予以区分。其中,农村金融地理结构以农村金融机构集中度、人均农村金融机构数量表征[31-32];数字结构以传统金融机构数

① 受限于其他研究数据的可获性,本文的研究周期为 2014—2022 年,故研究中不包含 2024 年公布的第三批国家产融合作试点区域。

字化转型和数字普惠金融指数表征[33]。

在农村金融机构数量的具体计算过程中,利用在银保监会官网爬虫获取的银行业金融机构法人名单,以中国银行业监督管理委员会发布的《金融机构许可证编码方案》为依据,选取中国农业银行、各类农商行、邮政储蓄村镇营业点(B类),及农村合作银行(C类)、农村商业银行和农村信用社(E类)、涉农资金互助社(F类)、村镇银行(S类)、涉农贷款公司(Q类)作为农村金融机构的网点数据,再分年度计算各县域农村金融机构的累积设立数量。在金融机构数字化转型指数的计算过程中,利用Python爬虫技术从百度新闻检索金融机构与数字化转型的联合关键词①,如"银行+云计算",将检索结果汇总获得各县域分年度的金融机构数字化转型指数。

具体的变量定义及描述性统计见表1。

表1 变量定义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义或赋值(单位)	均值	标准差
被解释变量	乡村创新创业指数	中国县域乡村创新创业指数(-)	20.13	8.72
解释变量	产融合作试点政策	国家级产融合作试点区=1,否=0	0.09	0.29
控制变量	地区生产总值	地区生产总值(万元)	14.25	1.15
	社会消费水平	社会消费品零售总额(万元)	13.14	1.47
	财政支出水平	地方财政一般预算支出(万元)	12.66	0.70
	金融深化程度	年末金融机构贷款余额/地区生产总值	0.85	0.89
	户籍人口数量	户籍人口数(万人)	3.59	0.90
	第二、三产业从业人员数量	年末第二、第三产业单位从业人员数(人)	11.49	1.22
	地形起伏度×年份	地形起伏度×年份虚拟变量(-)	1.44	6.00
机制变量	农村金融机构集中度	农村金融机构数量/全部金融机构数量	0.57	0.17
	人均农村金融机构数量	农村金融机构数量/户籍人口数(个/万人)	0.99	0.76
	传统金融机构数字化转型	利用Python爬虫技术获取涉及的关键词个数,再汇总计算(个)	20.07	24.71
	数字普惠金融指数	北京大学发布的数字普惠金融指数(-)	97.76	23.95

注:除比值变量外,地形起伏度(不乘以年份虚拟变量)和其余变量在回归中均取对数处理。

四、基准回归结果

(一)产融合作对乡村"双创"水平的影响

本部分使用的县级面板数据包括2014—2022年的23328个观测值。表2汇报了产融合作试点对乡村创新创业水平影响的基准回归结果。其中,第(1)列包含了与产融合作试点相关的政策变量及县域固定效应、年份固定效应;第(2)列增加了对省份×年份联合固定效应的控制;第(3)~(5)列逐层控制了经济类变量、人口类变量和区域类变量。第(5)列模型控制了县域固定效应、年份固定效应、省份×年份联合固定效应及其他一系列控制变量,模型的设定较为严格,结果仍然表明产融合作对乡村"双创"水平呈现显著的正向影响。本文以第(5)列为基准进行回归结果的经济学意义解释,产融合作试点的影响系数为0.325,且在5%统计水平上显著,表示产融合作试点建设显著提升了县域乡村创新创业水平。在产融合作试点建设以后,相比非试点区,试点区的县域乡村创新创业水平上升32.5%左右,研究假说H1得证。

① 参照中国互联网金融协会发布的《中国商业银行数字化转型调查报告》,选用词典如下:5G、ATM、B2B、E贷、NFC支付、P2P、云计算、区块链、大数据、大数据智能、第三方支付、人脸识别、数字化、数字云、数字金融、数字普惠、指纹识别、机器学习、科技赋能、科技金融、客服机器人、物联网、微银行、微信银行、二维码、扫码付、闪付、生物识别技术、手机银行、线上化、信息系统、互联网+、战略规划、在线支付、掌上工具、智慧信贷、智慧银行、智能柜台机、智能风控、智能语音。

表 2　变量基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
产融合作	0.348**(0.165)	0.344**(0.164)	0.351**(0.162)	0.327**(0.161)	0.325**(0.161)
县域固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省份×年份		是	是	是	是
经济类控制变量			是	是	是
人口类控制变量				是	是
区域类控制变量					是
样本量	23328	23328	23328	23328	23328
调整 R^2 值	0.891	0.891	0.891	0.892	0.892

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。

(二)识别策略的稳健性

1. 平行趋势假设检验

基准回归结果发现,与其他县相比,产融合作试点有利于提升乡村创新创业水平,但是这种差异可能并非由产融合作试点政策导致。为规避这一问题,本文进行平行趋势检验。由图 2 可见,回归结果在产融合作试点政策执行之前并不显著,即处理组和对照组的乡村创新创业水平变化趋势无明显差异。在产融合作试点建设开展以后,回归系数结果在当期提升并显著为正,表示产融合作试点建设区域的县域乡村创新创业水平显著提升,数据分析结果与平行趋势假设一致。

2. 安慰剂检验

采用随机抽样方法进行安慰剂检验,随机抽样次数为 500 次。结果可见,随机生成的虚拟政策回归系数主要分布在 0 值附近,表示产融合作试点政策对县域乡村创新创业水平的影响并非由遗漏重要变量所致,本文研究结论具有良好的稳健性。

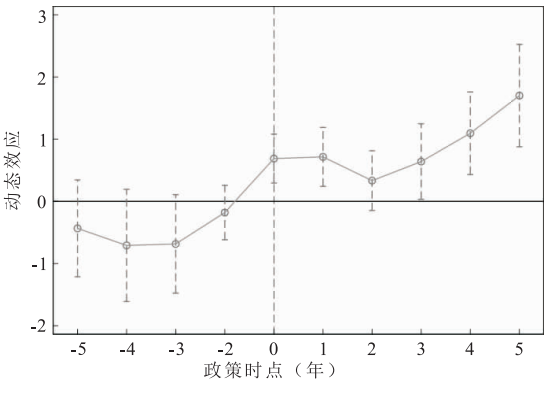


图 2　平行趋势检验

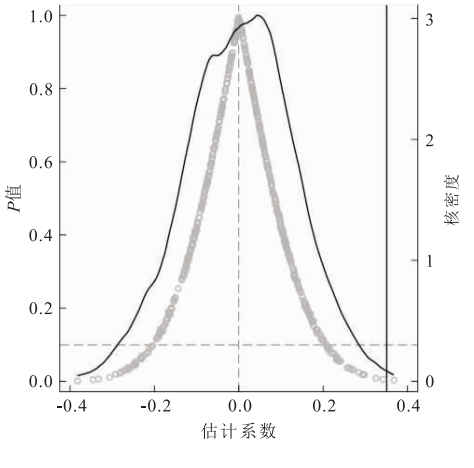


图 3　安慰剂检验

3. PSM-DID 估计

产融合作试点创建过程可能与当地的发展水平、产业结构相关,即该地区因具备农业经营主体创新创业的有利条件,导致处理组与对照组间存在系统性差异。为解决由样本自选择偏差导致的估计偏误问题,重新采用基于倾向得分匹配的双重差分法(PSM-DID)估计产融合作试点政策的处理效应。以前文选定的控制变量为协变量,分别采用 1∶2 近邻匹配、核匹配方式对处理组和对照组的样本进行匹配,尽可能缩小处理组和对照组在产融合作试点前的特征差异,以矫正内生选

择偏差问题。其后，以满足共同支撑假说样本县域为基础，回归结果如表3所示，产融合作试点政策变量均在5%统计水平上显著，且估计系数与基准回归结果差异较小，表明产融合作促进县域乡村“双创”水平的结论较为稳健。

表3 PSM-DID估计结果

变量	1∶2近邻匹配		核密度匹配	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
产融合作	0.324**	0.161	0.324**	0.161
县域固定效应	是		是	
年份固定效应	是		是	
省份×年份	是		是	
控制变量	是		是	
样本量	23205		23207	
调整R^2值	0.891		0.891	

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。

4. 其他稳健性检验

本文还进行了如下稳健性检验：（1）为避免异质性处理效应导致的估计结果偏误[34]，利用CSDID方法重新回归；（2）剔除可能支持创新发展类相关政策试点的区域样本后重新回归，分别剔除2013年启动的国家智慧城市试点政策、2015年启动的国家大数据综合试验政策、2020年启动的国家数字乡村试点政策；（3）剔除可能支持创业发展类相关政策试点的区域样本后重新回归，具体为2018年启动的国家现代农业产业园试点政策；（4）增加产业结构（第二、三产业产值/地区生产总值）、受教育水平（小学、初中在校生/户籍人口数）、全社会用电量（取对数）共三个控制变量，重新回归；（5）参照龚斌磊等[29]的研究，剔除所有与产融合作试点县同地级单位的县后重新回归，以排除地理溢出效应。上述检验结果再次印证了本文的回归结果具有良好稳健性，表示产融合作能有效提升乡村“双创”水平。

表4 其他稳健性检验

变量	CSDID估计	剔除智慧城市试点区	剔除大数据综合试验区	剔除数字乡村试点区	剔除现代农业产业园试点区	增加控制变量	排除地理溢出效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
产融合作	0.708***(0.189)	0.479*(0.253)	0.325**(0.161)	0.337**(0.166)	0.355**(0.164)	0.322**(0.159)	0.316*(0.161)
县域固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份×年份	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
样本量	23328	16065	23328	22374	22482	23328	22779
调整R^2值	—	0.889	0.892	0.892	0.891	0.892	0.889

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。

五、基于维度分解的异质性检验及问题发现

诚然，乡村创新与乡村创业之间是相辅相成、共生共荣的整体互动关系，研究产融合作对乡村“双创”整体水平的影响效应，有利于系统性度量产融合作的外部价值、全局性把握提升乡村“双创”水平的操作思路。更进一步地，有必要识别产融合作对“乡村创新”维度指数和“乡村创业”维度指数的异质性影响效应，以便于观察产融合作对创新创业发展的联动效应及潜在障碍点。

由表 5 的回归结果显示,在整体层面,产融合作试点政策对乡村创新水平的影响系数为 0.732,且在 1% 统计水平上显著,对乡村创业水平的影响不显著,研究假说 H2 得证。

表 5　分维度异质性检验

变量	乡村创新指数 (1)	乡村创业指数 (2)
产融合作	0.732***(0.240)	-0.157(0.207)
县域固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
省份×年份	是	是
控制变量	是	是
样本量	23328	23328
调整 R^2 值	0.883	0.726

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。

结合分维度后的区域异质性来看(见表 6),东部和中部地区产融合作试点政策对乡村创新水平存在显著正向影响,回归系数分别为 2.012 和 1.625,在 1% 统计水平上显著。使用费舍尔组合检验法识别东部和中部地区的组间系数差异,检验 p 值为 0.196,表示回归系数在东部和中部地区两组之间不存在显著差异。在西部地区,产融合作试点政策对乡村创业水平存在显著正向影响,回归系数为 1.070,且在 1% 统计水平上显著。对于其他地区的分维度指数,产融合作试点政策则表现了负向影响或者无显著作用。

表 6　分维度的经济区域异质性检验

变量	乡村创新指数				乡村创业指数			
	东部 (1)	中部 (2)	西部 (3)	东北 (4)	东部 (5)	中部 (6)	西部 (7)	东北 (8)
产融合作	2.012***(0.446)	1.625***(0.343)	-1.731***(0.368)	-0.902*(0.484)	-1.434***(0.442)	-0.204(0.301)	1.070***(0.273)	-1.663**(0.805)
县域固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份×年份	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	5760	6183	9288	2097	5760	6183	9288	2097
调整 R^2 值	0.904	0.882	0.853	0.871	0.768	0.727	0.724	0.727

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。

综上可知,产融合作试点政策的创新创业联动效应在区域间存在失衡表现,仅在西部地区能够促进乡村创业发展,间接导致对整体层面的乡村创业水平影响不显著。中国乡村创新指数与创业指数的发展趋势本身存在差异,是造成影响效应具有差异的原因之一。其中,乡村创新指数在 2014 至 2021 年期间保持了稳定增长势头,年均增长率为 11.62%;而乡村创业指数呈现了与总指数、乡村创新指数不同的演变趋势,在 2014 至 2016 年的增速较快,2017 至 2019 年存在指数下降表现,2020 年开始再次恢复快速增长趋势[18]。

需要注意的是,中国地域广袤、资源相对丰富,各地的发展条件、发展方向与重点难点问题不尽相同,四大经济区域的划分逻辑下还隐含代表着各地产业基础具有巨大差异。为了验证产生上述结果的根本来源是否与区域的产业基础相关,本文根据研究单元的某一产业增加值与生产总值占比关系来判定产业基础类型,作为区分各县域发展禀赋类型的依据[35]。若某一产业增加值占比超过相应全体样本的均值加一个标准差,则判定该县域为这一产业基础主导的发展禀赋类型,依此界定为第一产业、第二产业和第三产业主导型县域,不满足上述条件者界定为均衡发展型县域。

经上述处理，本文依照各县域不同的主导产业类型再次进行分组回归。

根据表7的回归结果显示，产融合作试点政策的创新创业效应在不同产业主导型县域之间存在显著差异。具体表现为：在第二产业主导型和均衡发展型县域，产融合作试点政策能够显著正向提升乡村创新水平，影响系数分别为1.124和1.016。在第一产业主导型县域，产融合作试点政策对乡村创业水平的影响则为负向显著。在第三产业主导型县域，产融合作试点政策对乡村“双创”水平均无显著影响。结合本文对产业基础类型的判定结果，东部地区均衡发展型和第二产业主导型县域占比分别为70.08%和12.32%，中部地区均衡发展型和第二产业主导型县域占比分别为67.74%和18.07%，两类主要类型的产业结构均具有支持乡村创新水平的效果。西部地区均衡发展型县域的占比为56.95%，其他三种主导产业类型的县域占比相对平均，没有达到能够有效推动乡村创新水平发展的比例条件。相较而言，东北地区的第一产业主导型县域占比过高，达到39.63%，可能在一定程度上抑制了该区域创新创业水平的提升。

表7 分维度的产业基础异质性检验

变量	乡村创新指数				乡村创业指数			
	第一产业	第二产业	第三产业	均衡发展	第一产业	第二产业	第三产业	均衡发展
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
产融合作	-0.058(0.537)	1.124**(0.485)	-0.468(0.637)	1.016***(0.318)	-2.533***(0.595)	-0.042(0.411)	0.722(0.599)	-0.132(0.277)
县域固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份×年份	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	3236	3025	2387	14310	3236	3025	2387	14310
调整R^2值	0.778	0.905	0.918	0.879	0.686	0.742	0.730	0.735

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。

上述结果凸显了产融合作试点政策在整体层面“能促进乡村创新、不能有效促进乡村创业”的问题，其原因有两种可能：一是由产融合作试点政策具有过强的行业靶向性导致。也就是说，产融合作试点政策的核心对象是制造业，对于“三农”领域的政策倾斜程度较低，效果不明显。二是产融合作试点政策对其他领域的创业水平同样没有产生正向作用，其本身就难以实现促进创业活动的效果。为了探究根本原因，本文利用专利授权量和新注册企业数量（不包括农、林、牧、渔业）为因变量，重新构建拓展分析模型。根据表8第（1）、第（4）列的回归结果显示，产融合作对专利授权

表8 分维度异质性检验的拓展性分析

变量	专利授权量	乡村创新创业指数	乡村创新指数	新注册企业数量	乡村创新创业指数	乡村创业指数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
产融合作	0.341*(0.205)			0.006(0.012)		
专利授权数量		0.010***(0.003)	0.014***(0.004)			
新注册企业数量					1.365***(0.113)	2.912***(0.175)
县域固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	23868	22842	22842	23913	22887	22887
调整R^2值	0.349	0.889	0.880	0.934	0.891	0.736

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类到县级层面的稳健标准误；控制变量的选取与前文模型保持一致。

量具有正向影响效应,对新注册企业数量无显著影响。同时,第(2)列、(3)列、(5)列和(6)列的回归结果表明,专利授权数量、新注册企业数量分别对乡村创新创业总指数、乡村创新指数和乡村创业指数存在正向影响效应,表明其他领域的创新和创业发展水平通过示范效应和溢出效应,均会正向影响乡村创新和创业发展,但产融合作试点政策对其他领域的创业发展却无显著效果。由此可以判断,产融合作试点政策在整体层面难以促进乡村创业,并非是由产融合作试点政策的行业靶向性导致,而是政策本身没有产生促进创业活动的实效。

综上所述,整体上产融合作试点政策更倾向于通过技术溢出、资源整合等路径直接推动乡村创新活动,但可能受限于市场环境、融资约束或政策配套的不足,尚未对乡村创业活动形成有效拉动。对于东部和中部等发达地区来说,产融合作试点政策更多聚焦技术端,资源也通常集中于高技术门槛的创新领域,乡村创业活动因市场竞争加剧、成本上升或政策倾斜不足而受限的问题在所难免。西部地区通过产融合作能够实现激活乡村创业发展活力的效果,但不能忽视创新基础薄弱、产业结构落后的基本事实,其可能会导致资源挤占效应从而不利于长期的创新积累,因此要警惕创业发展的低水平陷阱,避免注重短期增长而牺牲创新潜力。东北地区则面临产融合作试点政策难以拉动乡村创新和创业的双重困境,可能的原因在于,东北地区第一产业主导型县域比重过高,加之市场化改革进程较慢,缺乏乡村发展与城市经济、其他产业结构之间的深度融合,因此该地区产融合作的政策着力点与乡村创新创业发展需求间的不匹配问题更加严重。

六、进一步讨论:关于农村金融结构的支撑功能

前文已经证实,产融合作试点政策对乡村创新和创业水平的影响具有异质性效应,并且识别出产业基础是影响效应发挥的必备条件。那么,在产融合作试点政策影响乡村“双创”水平的环节中,农村金融结构又是如何体现支撑作用的,农村金融结构的各构成组分是否都能发挥主观能动性?

本部分以农村金融地理结构为调节变量构建多期 DDD 模型,分别检验农村金融机构集中度、人均农村金融机构数量对产融合作试点政策提升乡村“双创”水平的调节效应。由表 9 的分析结果可见,产融合作×农村金融机构集中度对县域乡村“双创”水平的影响系数为 -4.349,对乡村创新水平的影响系数为 -6.771,且均在 1% 统计水平上显著,对乡村创业水平无显著影响,产融合作×人均农村金融机构对于乡村创新水平的影响系数为 -0.761,且在 5% 的统计水平上显著,对总指数和乡村创业分维度指数均无显著影响。上述结果表明,农村金融地理结构不能有效发挥支撑产融合作的作用,过高比重的农村金融机构数量不仅不利于乡村创新水平的提升,还进一步抑制了乡村“双创”发展。这一研究发现与盛斌和王浩的研究结论存在相似之处,即金融机构数量过度增加可能会提高银行业间的恶性竞争概率[36],开拓客户市场时难免遭遇低质量生产经营主体,可能诱发“赢者诅咒”现象和累积银行系统风险[37],从而损害“企业家精神”及不利于创新发展。

为进一步识别金融数字结构对产融合作试点政策提升乡村“双创”水平的调节效应,本部分以传统农村金融机构数字化转型、数字普惠金融为调节变量构建 DDD 模型。实证分析结果发现(见表 10),产融合作×金融机构数字化转型对乡村创新创业总指数、乡村创新指数的影响系数分别为 0.219 和 0.283,在 5% 统计水平上显著;产融合作×数字普惠金融指数对乡村创新创业总指数、乡村创新指数的影响系数分别为 0.595 和 0.886,在 1% 统计水平上显著。此外,产融合作×金融机构数字化转型、产融合作×数字普惠金融发展对乡村创业水平的影响不显著。根据这一结果,金融机构数字化转型、数字普惠金融发展有益于提升对创新项目的风险评估能力,使资金更精准流向农业技术研发、智慧农业等高附加值领域,并且具有降低交易成本的优势,能够更便利地覆盖长尾市场和促进知识共享,使创新成果扩散产生区域性技术溢出效应。与之形成对比的是,乡村创

业活动更具复杂性，除融资需求外还需更丰富的市场渠道、政策配套和个体管理能力的支持，无论是传统金融机构数字化转型还是数字普惠金融发展，都没有明显改善金融供给主体对高风险初创项目的规避倾向，或是利用金融服务供给的“一己之力”难以打破整体的资源约束现状。

表9 农村金融地理结构的调节效应

变量	乡村创新创业指数		乡村创新指数		乡村创业指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
产融合作×农村金融机构集中度	-4.349***(1.040)		-6.771***(1.597)		-1.480(1.337)	
产融合作×人均农村金融机构		-0.368(0.234)		-0.761**(0.354)		0.099(0.342)
农村金融机构集中度	0.852(0.709)		0.703(1.052)		1.031(0.910)	
人均农村金融机构		0.475(0.290)		0.788**(0.392)		0.101(0.231)
产融合作	2.509***(0.565)	0.638**(0.285)	4.100***(0.893)	1.344***(0.420)	0.625(0.726)	-0.200(0.371)
金融结构	是	是	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	22995	22995	22995	22995	22995	22995
调整R^2值	0.890	0.890	0.881	0.881	0.724	0.724

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。

表10 农村金融数字结构的调节效应

变量	乡村创新创业指数		乡村创新指数		乡村创业指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
产融合作×金融机构数字化转型	0.219**(0.092)		0.283**(0.143)		0.143(0.103)	
产融合作×数字普惠金融		0.595***(0.113)		0.886***(0.188)		0.250(0.260)
金融机构数字化转型	-0.104***(0.034)		-0.124**(0.050)		-0.080*(0.046)	
数字普惠金融		-0.299***(0.079)		-0.648***(0.115)		0.114(0.126)
产融合作	-0.266(0.274)	-2.540***(0.534)	-0.003(0.398)	-3.498***(0.895)	-0.577*(0.323)	-1.406(1.232)
金融结构	是	是	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	22023	21888	22023	21888	22023	21888
调整R^2值	0.887	0.890	0.878	0.881	0.722	0.727

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类到县级层面的稳健标准误。

综上可见，农村金融地理结构下的金融机构恶性竞争不利于产融合作赋能乡村“双创”发展，而金融机构的数字化转型与数字普惠金融发展有利于乡村“双创”水平整体提升和乡村创新水平提升。张岳和周应恒在研究中指出，在竞争越激烈的传统金融市场下，数字普惠金融发展对农村产业融合的促进作用越强[38]。本文综合认为，尽管表征金融地理结构的金融机构竞争没有显著提升乡村“双创”水平，但不可否认这一竞争过程仍会“鞭策”金融数字结构扩展服务触及面。因而，在保持适度竞争的传统金融市场中，金融数字结构与产业的融合程度会得到强化，也使得产融合作赋能乡村“双创”发展的政策效果得以彰显。

七、结论与政策建议

本文基于2014—2022年中国县域面板数据，利用多期双重差分法和三重差分法，分析产融合

作试点政策对乡村“双创”水平的影响效应及作用机制,得出如下结论:第一,产融合作试点政策显著提升了试点地区的乡村创新创业整体水平,但试点政策效果在创新与创业维度之间存在失衡,表现为创新活动受益更为明显、创业活动未受显著影响。这一现象可能与试点政策设计的侧重性有一定关联,更利于产业链协同及其对涉农领域技术研发的支持,对乡村创业生态的配套支持有所不足。第二,区域异质性分析进一步揭示了试点政策效果的差异来源,东部与中部地区凭借良好的产业基础、资源禀赋条件与金融数字化水平,试点政策对创新发展的促进效应更为突出;西部地区均衡发展的产业基础条件相对薄弱,抑制了乡村创新水平发展,但仍能正向提升乡村创业水平,需要警惕的是创新积累不足可能导致长期发展陷入低端产业锁定的风险;东北地区受限于第一产业主导的禀赋结构,试点政策的效果整体弱化,凸显了产业基础与金融服务供给相适配的重要性。第三,农村金融结构的调节效应是政策效果分化的关键因素。金融地理结构下的传统金融机构过度集中可能导致恶性竞争,从而抑制创新资源的高效配置,而数字金融通过降低信息不对称与扩大服务覆盖面,显著增强了试点政策的效能。另外,尽管金融数字结构为乡村创新发展提供了便利支撑,却未能明显缓解创业活动对资源支持生态的依赖程度。

基于研究结论,本文提出如下政策建议:第一,发达地区更依赖技术驱动,而欠发达地区需平衡短期创业激励与长期创新积累,避免低端产业锁定对发展潜力的侵蚀,因而要实施区域差异化的产融结合提升策略。东、中部地区需要打造技术驱动型创新集群,同时持续强化金融数字结构支撑涉农产业的协同发展,以第二、三产业发展带动支持涉农领域的创业生态建设;西部地区要注重产业结构的转型升级,通过新质生产力促进第一产业与其他产业的链接融合,防范低端产业锁定风险;东北地区可以依托粮食主产区优势发展农业保险与期货金融,激活区域的内生发展动能。第二,传统金融机构过度集中可能导致资源错配,数字金融的渗透能够突破地理限制,但需重视“数字鸿沟”对偏远地区的排斥风险,因此要持续推进传统金融机构的数字化转型。在强化技术赋能效果方面,依托大数据、人工智能与区块链技术搭建智能风控模型,优化业务流程,提升资金配置效率;在优化针对性金融产品和服务创新方面,结合农业生产周期、产业链特征,贴合乡村创新创业的场景进行产品设计,利用数字技术简化开户、贷款审批流程,降低服务门槛,覆盖小微农户、家庭农场等长尾客户群体;在完善风险分担机制方面,整合政府公共数据、农业经营数据及第三方征信信息,构建多维风险评估体系。联合政府设立专项风险补偿基金,分担金融机构涉农贷款风险,激励其扩大对乡村创新创业的信贷支持。当前阶段,还要重点关注传统农村金融机构的改革及生态优化,加快以“村改分”“村改支”的方式实现村镇银行“兼并重组、减量提质”,重构与优化传统金融机构数字化转型的能力体系。第三,仅以单一的金融资源难以支撑乡村“双创”发展的需求,政策设计中应该整合能力提升、市场渠道与制度保障等多维要素,要构建全链条的创业支持生态系统。在创业能力培育方面,联合高校、科研机构与行业协会,开展农业技术、电商运营、财务管理等涉农职业培训,提升创业者的专业素养与市场洞察力;在资金支持体系方面,政府提供创业启动补贴,金融机构开发低息信贷产品,引导社会资本参与乡村创投基金;在非金融配套服务方面,设立创业服务中心,提供法律咨询、品牌设计、物流对接等一站式服务,帮助创业主体提升运营效率;在可持续发展保障方面,建立创业项目动态评估机制,对有较高发展潜力的项目提供持续融资支持,完善退出与转型通道,帮助失败创业主体重整资源再创业。通过以上结构性改革与系统性赋能的优化策略,推动产融合作从短期“输血”向长效“造血”转型,为农业农村现代化激发可持续的创新创造势能。

参考文献:

[1]叶兴庆. 迈向 2035 年的中国乡村:愿景、挑战与策略[J]. 管理世界, 2021(4):98 – 112.

[2]周亚虹, 邱子迅, 姜帅帅, 等. 数字经济发展与农村共同富裕:电子商务与数字金融协同视角[J]. 经济研究,

2024(7):54-71.
[3]苑泽明, 李曰春, 李宇铭, 等. 产融合作试点政策能提升企业绿色创新水平吗[J]. 当代财经, 2025(5):72-75.
[4]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(1):79-93.
[5]何德旭, 张雪兰. 从金融视角看中国式现代化道路[J]. 中国社会科学, 2023(5):26-46, 204-205.
[6]CERVELLÓ-ROYO R, MOYA-CLEMENTE I, PERELLO-MARIN M, et al. A configurational approach to a country's entrepreneurship level: innovation, financial and development factors[J]. Journal of business research, 2022, 140: 394-402.
[7]赵亚雄, 王毅鹏, 王修华. 县域金融竞争的创新效应——兼论政策调节的影响[J]. 金融研究, 2024(10):76-94.
[8]田鸽, 黄海, 张勋. 数字金融与创业高质量发展:来自中国的证据[J]. 金融研究, 2023(3):74-92.
[9]中国社会科学院经济研究所课题组, 黄群慧, 杨耀武, 等. 结构变迁、效率变革与发展新质生产力[J]. 经济研究, 2024(4):4-23.
[10]KUZNETS S S. Modern economic growth: rate,structure and spread[M]. New Haven and London: Yale university press, 1966.
[11]BELL D. The coming of post-industrial society? A venture in social forecasting[M]. New York: Basic books, 1973.
[12]刘晨冉, 耿伟栋, 刘冲, 等. 小农户与现代农业衔接的机制和关键因素研究——基于合作社和供应链金融的视角[J]. 管理世界, 2024(10):103-120.
[13]温涛,冉光和,熊德平. 中国金融发展与农民收入增长[J]. 经济研究, 2005(9):30-43.
[14]孙同全, 潘忠. 新中国农村金融研究70年[J]. 中国农村观察, 2019(6):2-18.
[15]郭克莎. 供给侧结构性改革[J]. 经济研究, 2022(5):4-12.
[16]赵慧, 张涛, 汤珂. 集聚如何影响南北方创业活动? ——来自高频全量企业大数据的证据[J]. 中国管理科学, 2023(6):231-240.
[17]陈露, 刘修岩. 产业空间共聚、知识溢出与创新绩效——兼议区域产业多样化集群建设路径[J]. 经济研究, 2024(4):78-95.
[18]阮建青, 杨奇明, 叶武威, 等. 中国乡村创新创业发展:指数构建与测度分析[J]. 经济与管理, 2024(5):9-18.
[19]KYRIAKOPOULOS P. Revisiting research on firm-level innovation in rural areas: a systematic literature review and future research directions[J]. Journal of rural studies, 2024, 111:103437.
[20]BRAVAGLIERI S, ABERG H E, BERTUCA A, et al. Multi-actor rural innovation ecosystems: definition, dynamics, and spatial relations[J]. Journal of rural studies, 2025, 114:103492.
[21]张默, 任声策. 创业者如何从事件中塑造创业能力? ——基于事件系统理论的连续创业案例研究[J]. 管理世界, 2018(11):134-149, 196.
[22]贺小刚, 朱丽娜, 吕斐斐, 等. 创业者缘何退出:制度环境视角的研究[J]. 南开管理评论, 2019(5):101-116.
[23]林毅夫, 徐佳君, 杨子荣, 等. 新结构金融学的学科内涵与分析框架[J]. 经济学(季刊), 2023(5):1653-1667.
[24]LEYSHON A, FRENCH S, SIGNORETTA P. Financial exclusion and the geography of bank and building society branch closure in Britain[J]. Transactions of the institute of british geographers, 2008(4):447-465.
[25]沈艳, 江弘毅, 胡诗云, 等. 数字金融支持高质量发展:理论、机制和证据[J]. 金融研究, 2024(7):20-39.
[26]张尧, 姜元刚, 王红梅, 等. 数字金融与企业创新:基于数字经济的微观证据[J]. 中国软科学, 2024(8):211-224.
[27]李海央, 张林. 农村金融地理供给与数字供给的错位竞合研究[J]. 现代经济探讨, 2025(4):111-121.
[28]白钦先, 谭庆华. 论金融功能演进与金融发展[J]. 金融研究, 2006(7):41-52.
[29]龚斌磊, 张启正, 袁菱苒, 等. 撤县设市、产业基础与县域农业发展[J]. 管理世界, 2024(7):139-157.
[30]杨志浩, 郑玮. 产业融合与城市创新——来自"三网融合"的证据[J]. 科研管理, 2023(6):126-136.
[31]花弘毅, 李曜. 农村金融机构、居民贷款可得性与城乡收入差距[J]. 金融研究, 2022(12):112-129.
[32]李海央, 杨吉, 许云红. 农村金融地理结构对农业产出水平的影响研究——来自中国2448个县域的经验证据[J]. 农村金融研究, 2025(5):40-54.

[33]亓浩, 周月书, 何立峰. 数字化转型与农村金融机构双重绩效提升[J]. 中国农村观察, 2024(1):108 - 126.
[34]CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-Differences with multiple time periods[J]. Journal of econometrics, 2021(2):200 - 230.
[35]龙花楼, 刘彦随, 邹健. 中国东部沿海地区乡村发展类型及其乡村性评价[J]. 地理学报, 2009(4):426 - 434.
[36]盛斌, 王浩. 银行分支机构扩张与企业出口国内附加值率——基于金融供给地理结构的视角[J]. 中国工业经济, 2022(2):99 - 117.
[37]SHAFFER S. The winner's curse in banking[J]. Journal of financial intermediation, 1998(4):359 - 392.
[38]张岳, 周应恒. 数字普惠金融、传统金融竞争与农村产业融合[J]. 农业技术经济, 2021(9):68 - 82.

Industrial-Financial Cooperation, Rural Financial Structure, and Rural Innovation and Entrepreneurship Levels

LI Hai-yang[1], QIAN Wen-rong[2]

(1. *Faculty of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming* 650500, *China*;
2. *China Academy for Rural Development, Zhejiang University, Hangzhou* 310058, *China*)

Abstract: Systematically stimulating innovation and entrepreneurship potential in rural areas is a crucial pathway to breaking through growth constraints and cultivating new quality productive forces. Based on the quasi-natural experiment of China's industrial-financial pilot and county-level data, this study employs multi-period DID and DDD models to examine the impact of industrial-financial cooperation on the rural innovation and entrepreneurship levels, as well as the moderating role of rural financial structure. The results show that: First, the industrial-financial cooperation pilot policy can improve the overall level of rural innovation and entrepreneurship in pilot areas, with a more pronounced effect on boosting rural innavation. Second, the industrial foundation serves as prerequisites for the effectiveness of industrial-financial cooperation pilot policy. In the eastern and central regions, characterized by balanced development and a dominant secondary industry, exhibit industrial foundations more conducive to enhancing rural innovation levels. In the western region, the relatively weak conditions for balanced development inhibit rural innovation, although entrepreneurship levels still improve. In the northeastern region, the excessively high proportion of counties dominated by the primary industry may be the key factor limiting the improvement of innovation and entrepreneurship levels. Third, the regulatory mechanism of rural financial structure is the key factor in policy effectiveness differentiation. Under the dimension of financial geographical structure, vicious competition among financial institutions hinders rural innovation level but influences the enthusiasm for industrial-financial cooperation within the financial digital structure, enabling it to leverage technological empowerment to enhance policy effectiveness. In addition, a single financial service structure support is insufficient to break the current status of systemic resource constraints faced by rural entrepreneurship. Recommendations include implementing regionally differentiated industrial-financial adaptation strategies, deepening the digital transformation of traditional financial institutions, and constructing a full-chain entrepreneurial ecosystem support system.

Key Words: industrial-financial cooperation; rural innovation; rural entrepreneurship; industrial foundation; rural financial structure

【责任编辑:杜晓艺】